

Общепсихологический ПРАКТИКУМ

А. Н. Гусев, И. С. Уточкин

**ПСИХОЛОГИЧЕСКИЕ
ИЗМЕРЕНИЯ**

Теория. Методы


АСПЕКТ ПРЕСС
Москва
2011

УДК 159.9
ББК 88
Г96

Издание посвящается
80-летию со дня рождения нашего Учителя —
отечественного психофизика
Марты Борисовны Михалевской

Г96 Гусев А. Н., Уточкин И. С.
Психологические измерения: Теория. Методы: Общепсихологический практикум / А. Н. Гусев, И. С. Уточкин. — М.: Аспект Пресс, 2011. — 317 с.
ISBN 978–5–7567–0611–6

В учебном пособии представлены базовые методы психологических измерений, используемые в научной работе и прикладных исследованиях. Описание каждого метода сопровождается теоретическим материалом, практическими учебными заданиями по его освоению и методическими рекомендациями по их выполнению. Для отработки каждого метода подготовлены свободно распространяемые компьютерные методики. В рамках каждого практического задания на примере использования статистической системы SPSS приводится описание соответствующих статистических процедур обработки эмпирических данных.

Данное издание рекомендуется как учебное пособие по дисциплине «Общий психологический практикум». Оно может использоваться для проведения лабораторных практических занятий и самостоятельной работы студентов по дисциплинам «Общая психология» и «Экспериментальная психология», а также для подготовки и проведения занятий ряда практикумов для студентов старших курсов, магистров и аспирантов.

Книга может быть полезна специалистам, использующим в своей работе методы измерения порогов чувствительности, одномерного и многомерного шкалирования, а также работающим с хронометрическими методами в области когнитивной психологии.

УДК 159.9
ББК 88

ISBN 978–5–7567–0611–6

© Гусев А. Н., Уточкин И. С., 2011
© Оформление. ЗАО Издательство
«Аспект Пресс», 2011

Все учебники издательства «Аспект Пресс» на сайте

www.aspectpress.ru

ПРЕДИСЛОВИЕ

С момента выхода первого издания учебного пособия А. Н. Гусева, Ч. А. Измайлова, М. Б. Михалевской «Измерение в психологии. Общий психологический практикум», выпущенного издательством «Смысл», прошло 12 лет. Уже принят стандарт третьего поколения, регламентирующий подготовку студентов-психологов, в котором значительно возросла вариативная (вузовская) составляющая. Произошли большие изменения не только в учебных планах, но и в техническом оснащении практикумов на факультетах психологии большинства вузов. Повысился уровень кадрового обеспечения учебного процесса по таким курсам, как «Общий психологический практикум», «Экспериментальная психология», «Математические методы в психологии». Появилась новая учебно-методическая литература, самое широкое распространение в учебном процессе получили персональные компьютеры, внедряется современное программное обеспечение.

Настоящая книга представляет собой новую попытку представить студентам-психологам ряд классических и новых методов, позволяющих проводить психологические измерения, лежащие в основе культуры получения эмпирических данных в научных исследованиях и в практической сфере. Это учебное пособие содержит методический инструментарий психологии и имеет безусловно практический характер, поскольку в нем даны не только теоретические основы методов, но и учебные задания для их освоения, представлены процедуры статистической обработки эмпирических данных и анализа результатов. Для всех учебных заданий подготовлены соответствующие компьютерные программы, позволяющие студенту самостоятельно освоить и практически отработать каждый метод и в качестве испытуемого, и в качестве экспериментатора, обрабатывающего протокол собственного опыта.

Для психологии, как и для любой другой науки, процедуры измерения психологических переменных дают возможность устанавливать количественные связи между психологическими характеристиками и тем самым формулировать психологические законы. Кроме того, необходимо особо подчеркнуть, что многие практические приложения психологии прямо основаны на проведении измерений. Поэтому не будет преувеличением сказать, что измерение служит главной силой,

преобразующей психологию из науки описательной, следующей за фактами, в науку, умеющую получать новые факты и обладающую предсказательной силой.

Для студентов-психологов очевидна необходимость использования измерений в исследовании когнитивных процессов, где уже сформулирован целый ряд общих законов, но не менее важны измерения при изучении и оценивании эмоциональной, мотивационной и смысловой сфер личности. Сказанное выше вовсе не означает, что психологическое исследование исчерпывается измерением. Измерительная процедура — это только инструмент психолога, как, например, компьютер — инструмент программиста. Целью деятельности последнего является написание компьютерной программы, а не набор с клавиатуры текста или формул самих по себе. Точно так же целью психолога является решение с помощью измерений конкретной психологической задачи. Иначе говоря, измерение психологических переменных — необходимое, но не достаточное условие для решения исследовательской или практической задачи. Но как нельзя стать программистом, не научившись профессионально пользоваться компьютером, точно так же нельзя стать профессиональным психологом, не научившись планировать и проводить измерительные процедуры. Для этого необходимо, чтобы современный психолог не только владел необходимым набором измерительных процедур, но и сумел выбрать, а в случае необходимости и модифицировать стандартную измерительную процедуру адекватно решаемой задаче. Авторы настоящего учебного пособия не только как преподаватели, но и как экспериментальные психологи, ведущие научные исследования и выполняющие прикладные работы, безусловно, уверены в том, что это очень важно.

Методы, которые вошли в данную книгу, разделены на пять классов: методы измерения чувствительности и методы одномерного шкалирования (это классические и современные психофизические процедуры), методы измерения многомерных психологических характеристик, хронометрические методы, нацеленные на оценку скорости протекания психических процессов, и методы измерения неосознаваемых процессов. Безусловно, авторы понимают, что рассмотренные в настоящем учебном пособии методы далеко не исчерпывают все многообразие измерительных процедур современной психологии. Тем не менее мы уверены в том, что предложенный набор методов входит в основной состав инструментария как исследователя, так и практика. Поэтому перечисленные методы нужно изучать в рамках такого базового курса, как «Общий психологический практикум». В каком разделе (или разделах) этого курса — это уже дело структуры той основной образовательной программы и того учебного плана, которые реализуются в каждом отдельном вузе. Базовый характер методов психологических изме-

рений определяется главным образом инвариантностью тех знаний, умений и навыков, которые получают студенты-психологи независимо от своей дальнейшей специализации. Кроме того, в силу своей практической направленности он позволяет передать также и инварианты профессиональной культуры практической деятельности психолога, накопленные в академической, прикладной и практической областях психологии. В зависимости от специфики бакалаврской или магистерской программы некоторые методы могут быть включены в практикумы соответствующих специализаций, т.е. осваиваться не всеми студентами, а только теми, которым рекомендовано углубленное изучение того или иного метода. Именно ориентируясь на этот потенциал, а также на нужды профессионалов, решающих конкретные, подчас не совсем стандартные задачи, мы позволили себе включить в большинство тем не только самые простые и классические, но и некоторые достаточно сложные варианты измерительных процедур и алгоритмов их анализа, в том числе и разработанные относительно недавно. Это в особенности касается бурно развивающихся методов многомерного анализа, а также ряда хронометрических процедур и методов измерения неосознаваемых процессов, буквально переживших второе рождение в последние десятилетия.

В каждый из пяти классов подбирались методы, имеющие наиболее важное значение с точки зрения профессиональной подготовки современного психолога, т.е., во-первых, наиболее детально и глубоко разработанные как в теоретическом, так и в процедурном плане, во-вторых, наиболее широко применяющиеся в научно-исследовательских и прикладных работах, в-третьих, полностью исчерпывающие тот обязательный объем знаний, умений и навыков, который необходим психологу для получения необходимой методической грамотности, позволяющей соответствовать требованиям современного профессионального сообщества. Однако еще раз повторим, что в зависимости от учебного плана и уровня подготовленности учащихся часть описанных методов и заданий может быть рассмотрена более поверхностно или не использоваться при преподавании общего психологического практикума.

Измерительная процедура метода представляет собой алгоритм, состоящий из набора определенных операций. Последовательность и взаимосвязь этих операций определяются теоретической моделью психологического шкалирования и характерной теорией, в рамках которых и разрабатывался тот или иной метод. Поэтому наряду с операциональным описанием методических процедур измерения при изложении каждого метода рассматриваются относящиеся к нему наиболее важные теоретические сведения и необходимые статистические процедуры. Рассмотрение последних имеет немаловажное значение, потому что достижение конечного результата — количественного или качественного измерения, как правило, сопровождается применением конкретных

процедур статистической обработки данных, реализуемых с помощью компьютерных статистических программ. Умение соотносить результаты конкретных измерений с психологическим содержанием переменных и связей между ними также является важнейшей компетенцией психолога. В связи с этим важное место при описании учебных заданий отводится обсуждению результатов не только с математической, но и с психологической точки зрения.

В работе над учебным пособием авторы получили большую помощь от своих коллег — сотрудников факультета психологии Московского государственного университета имени М. В. Ломоносова. И в первую очередь от наших учителей — М. Б. Михалевской, Ч. А. Измайлова, В. Я. Романова. Компьютерные реализации предлагаемых методик подготовлены с помощью уникальных программ-конструкторов, разработанных нашим соавтором и другом А. Е. Кремлевым. Всем им огромное спасибо!

В последние годы нашим коллегой А. Е. Кремлевым и нами были созданы специальные компьютерные программы-конструкторы, позволяющие не только преподавателю, но и студенту самостоятельно разрабатывать новые учебные задания. Эта современная идеология в организации практических учебных заданий по курсу «Общий психологический практикум» также отражена в настоящем учебном пособии на примере использования компьютерных программ-конструкторов для подготовки конкретных учебных заданий. По отзывам наших коллег-преподавателей, такие специализированные компьютерные программы, как *ScaleMaker*, *StimMaker*, *SoundMaker* и др., включенные в компьютерную обучающую систему «Практика», хорошо зарекомендовали себя при организации курса «Психологические измерения» на многих ведущих психологических факультетах нашей страны. Надеемся, что студенты-психологи и коллеги-преподаватели по достоинству их оценят.

Части I–III и «Введение в психологическое шкалирование» написаны А. Н. Гусевым, раздел 2.6 главы 2, части IV и V — И. С. Уточкиным. Большинство учебных заданий подготовлены авторами совместно при непосредственном участии А. Е. Кремлева.

ВВЕДЕНИЕ В ПСИХОЛОГИЧЕСКОЕ ШКАЛИРОВАНИЕ

1. Специфика психологических измерений. Типы шкал

Самые первые методы психологических измерений были разработаны в разделе психологии, называемом *психофизикой*. Основная задача, которую ставили перед собой психофизики, — это определить, как соотносятся физические параметры стимуляции и соответствующие им субъективные оценки наших ощущений. Зная это соотношение, т.е. имея в распоряжении функцию типа $R = f(S)$, где S — значение физического параметра стимула, а R — значение субъективной реакции, возможно предсказать силу ощущения путем расчета. Таким образом, *психофизическая функция* устанавливает связь между числовыми значениями двух типов: с одной стороны, это шкала физического измерения стимула, с другой — значение психологической (субъективной) реакции на этот стимул. Очевидно, что точность расчета любой величины прямо зависит от указанной выше функции связи f , т.е. от того, насколько она будет строгой. Подчеркнем также, что психофизическая функция как шкала в свою очередь зависит от того, что собой представляют исходные измерения R и S . Например, если измерения R и S дают шкалу отношений (подробнее о типах шкал будет сказано ниже), то функция f может устанавливать пропорциональную зависимость между числовыми значениями этих измерений, а если R и S являются только порядковой шкалой, то и результирующая связь между ними ограничится установлением монотонности, и не более. Таким образом, для построения психологических шкал существенно, какого типа измерение — строгое или нестрогое — было проведено как для величин физических стимулов, так и для субъективных реакций.

Весьма существенная проблема состоит в том, что в то время как физические измерения достаточно хорошо известны и пользуются у исследователей доверием, психологические измерения даже в среде психологов популярны намного меньше, поэтому мы подробнее рассмотрим особенности и принципы субъективных измерений, относящихся к субъективному шкалированию.

В основе субъективных измерений лежит процедура приписывания чисел элементам из данного множества реакций. Это приписывание должно производиться по некоторым правилам. Заключаются они в том, чтобы определенные *отношения*, которые установлены для чисел, выполнялись также и на множестве реакций. В зависимости от того, какие

именно отношения можно установить для данного множества реакций, строится и соответствующая шкала измерения. По общепринятой классификации для субъективных измерений обычно рассматривают четыре основных типа шкал [Стивенс, 1960; Пфанцгаэль, 1976]. Рассмотрим особенности психологических измерений более подробно.

1.1. Понятие измерения

Значение психологических измерений не ограничивается только тем, что они более строго обозначают неопределенные или расплывчатые суждения типа «звук низкий» или «этот человек общительный» с помощью таких количественных оценок, как «высота звука равна 80 мелам»* или «этот человек имеет ранг 7 по 10-балльной шкале общительности». Значение числовых оценок важно прежде всего тем, что они позволяют применять математические методы к данным эмпирических исследований, а затем формулировать количественные законы, являющиеся неотъемлемой частью любой науки. В прикладных областях это дает возможность получения надежных оценок и прогнозов. Однако адекватность использования математических методов и соответственно польза от их применения зависят непосредственно от того, каким образом проведены сами измерения. Кратко рассмотрим три важнейших составляющих процесса измерения — природу объекта измерения, используемые средства и результат измерения (или его объектную, инструментальную и результативную характеристики).

Наиболее общее определение понятия «измерение» как процедуры присваивания числовых значений измеряемому объекту для представления их свойств или качеств принадлежит Н. Кэмпбеллу (1920, 1940). В соответствии с так называемой *репрезентативной теорией* измерений числовой результат измерения представляет существенные характеристики объекта измерения и, следовательно, позволяет делать осмысленные выводы о его свойствах. Сходное представление об измерении ввел в психологическую литературу С. Стивенс (1946, 1951), определив его как приписывание чисел объектам или событиям в соответствии с определенными правилами, тем самым подчеркнув необходимость определенных условий для осуществимости измерений.

Более строгое и полное определение измерения, фиксирующее внимание на отношениях между объектом измерения и его результатом, дается в формально-математических концепциях теории измерений: «Измерение заключается в присвоении чисел вещам таким образом, что некоторые отношения между ними (числами. — А. Г.) соответствуют наблюдаемым отношениям и операциям над вещами, которым они присвоены или которые с их помощью представляются» [Адамс Э., 1960;

цит. по: Берка, с. 37]. Сходные определения можно найти у многих авторов, писавших и о психологических измерениях [см., например, Суннес, Зинес, 1967].

Рассмотрим данное определение подробнее. Допустим, что мы имеем дело с некоторым *эмпирическим множеством* измеряемых объектов, например, это могут быть испытуемые, у которых необходимо измерить креативность. В теории измерений данное множество называют *системой эмпирических объектов с отношениями*, имея в виду, что на данном множестве все объекты связаны определенными *отношениями или операциями*:

$$E = \langle E, R_E \rangle,$$

где E есть непустое множество эмпирических объектов, а R_E — непустое множество некоторых отношений между ними.

Под отношением понимается возможность соотнесения объектов по определенному признаку (характеристике); например, отношение эквивалентности определяет возможность установления равенства двух или нескольких объектов, отношение порядка позволяет оценить большую или меньшую выраженность какого-либо признака и т.д. Аналогичным образом вводится понятие числовой реляционной системы как совокупности множества чисел (например, множества целых чисел) — N и множества отношений — R_N :

$$N = \langle N, R_N \rangle.$$

Суть измерения, таким образом, заключается в приписывании объектам числовых значений так, чтобы отношения, имеющиеся в эмпирической системе, адекватно *отображались* (т.е. переносились, соответствовали) на числовом множестве. В результате проведенного измерения на множество чисел передаются *только те* отношения, которые могут быть установлены на множестве эмпирических объектов. Возвращаясь к нашему гипотетическому примеру, подчеркнем, что если мы проводили простое ранжирование группы из 10 испытуемых по креативности (сейчас неважно, с помощью какой процедуры), т.е. устанавливалось отношение порядка, то полученный результат — числовая система с конечным множеством чисел от 1 до 10 — будет включать в себя также отношение порядка. Таким образом, формализованное определение понятия «измерение» может быть задано как бинарное отношение

$$M(E, N),$$

имеющееся между некоторой эмпирической и числовой реляционными системами, или как упорядоченная тройка

$$\langle E, N, F \rangle,$$

где F — взаимно однозначное соответствие, позволяющее преобразовать E в N .

Такое бинарное отношение называют *гомоморфизмом*, подчеркивая тем самым, что в отличие от *изоморфизма* взаимно однозначное соот-

* Мел — единица измерения такой субъективной характеристики, как высота звука.

ветствие устанавливается *не в полном объеме*, т.е. не все свойства эмпирических объектов и конечно же не все свойства чисел могут однозначно соответствовать друг другу. Как правило, имеется в виду, что лишь *некоторые* свойства объектов могут быть строго отображены с помощью математических правил *некоторыми* свойствами чисел. Таким образом, оценивая результат измерения, следует отметить, что именно однозначное соответствие (гомоморфизм) применяемых числовых и эмпирических систем позволяет использовать первые в качестве математической модели измеряемой эмпирической реальности, как носитель некоторых отношений, исследуемых или используемых психологом.

В соответствии с характером отношений, устанавливаемых на множестве эмпирических объектов, результаты измерения могут быть более или менее строгими или, как еще принято говорить, иметь больший или меньший *уровень*. Дальнейшая разработка проблемы *уровней измерения* нашла свое отражение в классификации типов измерительных шкал. В литературе по проблемам психологических измерений понятие шкалы рассматривается фактически так же, как и понятие измерения, поскольку шкала как последовательность числовых значений является непосредственным его результатом. В психологической литературе рассматриваются как *одномерные*, так и *многомерные шкалы*. В первом случае отдельные объекты эмпирической системы отображаются в числовой системе одним-единственным числом. Во втором — каждому объекту соответствует несколько чисел в зависимости от количества его существенных характеристик.

Наиболее распространенной в психологии классификацией шкал как уровней измерения является классификация американского психолога *Стенли Стивенса* (1961), хотя и другие математические психологи также внесли серьезный вклад в разработку данной проблематики. Четкое представление психолога об уровнях измерения, на наш взгляд, особенно важно. В контексте настоящего учебного пособия эта важность обусловлена прежде всего тем, что адекватное использование той или иной статистической процедуры (например, корреляционного или дисперсионного анализа) зависит от того, какими свойствами обладают полученные числа, т.е. какую информацию они несут в качестве числовой модели отображаемой эмпирической системы. В конечном счете вопрос о том, какой математический метод может быть использован для анализа полученных эмпирических данных, в большой степени зависит от того, к какому типу шкал относятся эти данные.

1.2. Типы шкал

Основой для классификации С. Стивенса являются следующие понятия:

- 1) *эмпирические отношения*, которые устанавливаются на множестве измеряемых объектов;

- 2) *допустимые преобразования*, возможные на шкале, которые определяют математическую структуру шкалы. Допустимыми преобразованиями над шкальными значениями (числами) называются такие математические преобразования, с точностью до которых определены полученные по этой шкале значения. Это те преобразования, применение которых оставляет эмпирические отношения, отображаемые числами, *инвариантными* или, проще говоря, не меняет сути проведенных измерений.

Шкала наименований, или номинальная шкала, является самой простой и самой «слабой» из всех шкал. Как отмечает С. Стивенс, некоторые авторы даже не относят эту шкалу к измерениям вообще. Числа используются здесь в качестве ярлыков, меток для обозначения (наименования) одинаковых или разных категорий объектов на основе наличия у них общих характеристик. Например, шкала из 16 цветов компьютерной палитры: 1 — красный, 2 — зеленый, 3 — синий, 4 — желтый и т.д. Вместо чисел для обозначения цветов могут в равной степени использоваться слова или буквы. В рамках шкалы наименований на множестве эмпирических объектов устанавливается только одно отношение — *эквивалентности или равенства/неравенства*. Числа, которые используются для отображения данного отношения, передают соответственно только его и, следовательно, могут быть оценены лишь как равные или неравные друг другу. Правило, по которому воспринимаемым цветам приписываются числа, крайне просто: разным цветам приписываются разные числа (имена), одинаковым — одинаковые. Фактически при построении номинальной шкалы происходит разбиение множества эмпирических объектов на n различных классов, где каждый класс обозначается отдельным числом или словесной меткой.

Математическая структура шкалы этого типа определяется *группой подстановок**. Поскольку никаких других отношений, кроме эквивалентности, на шкале наименований не устанавливается, то и *допустимые преобразования* со шкальными значениями столь обширны, что возможно любое *взаимно однозначное изменение*. Это означает, что вместо одного числа может быть поставлено любое другое, но с одним ограничением: изменения должны быть *взаимны* (необходимо учитывать эквивалентность/неэквивалентность всех чисел-наименований) и *однозначны* (переименовываться должны все одинаковые числовые формы). Обращаясь к предыдущему примеру, подобное взаимно однозначное изменение может быть при использовании цифр следующим: 2 — красный,

* Понятие группы — одно из основных в математике. Оно означает множество возможных операций над элементами некоторого числового множества.

3 — зеленый, 4 — синий, 1 — желтый. Или (при использовании букв): *R (red)* — красный, *G (green)* — зеленый, *B (blue)* — синий, *Y (yellow)* — желтый. Прделав одну из таких трансформаций шкалы наименований, мы не нарушили инвариантности основного отношения, заданного на этой шкале, — отношения эквивалентности; по-прежнему разные цветовые ощущения получили разные наименования, и не так важно, что использовалось для их обозначения — числа или буквы.

В эмпирических исследованиях шкала наименований получается с помощью использования *процедуры классификации*, когда испытуемых просят разделить все предъявленные объекты на несколько классов (они обозначаются числами, буквами, словами или графическими символами) в соответствии с наличием у них какого-либо одного или нескольких качеств.

Шкала порядка. Как правило, в психологических измерениях *шкала порядка* получается в результате использования процедуры *ранжирования*. В соответствии с названием данной шкалы некоторая используемая психологом эмпирическая процедура должна устанавливать на множестве эмпирических объектов *отношение порядка* или, что то же самое, эти объекты могут быть упорядочены по выраженности определенного качества. По сравнению со шкалой наименований устанавливаются отношения более высокого уровня, включающие в себя отношения эквивалентности. В этом случае на числовое множество переносятся порядковые свойства и, следовательно, числовые шкальные значения могут оцениваться относительно друг друга как большие или меньшие.

Естественно предположить, что если числовые значения шкалы передают более строгие отношения, установленные на множестве эмпирических объектов, то набор допустимых преобразований, не изменяющий инвариантность шкалы, должен закономерно сужаться. Такое предположение выглядит вполне оправданным, если мы обратимся к свойствам отношений порядка. Действительно, когда необходимо сохранить инвариантность установленных отношений, то уже не все взаимно однозначные отношения допустимы при изменении шкальных значений, а только такие, которые сохраняют порядок расположения чисел на шкале. Очевидно, что любая монотонно возрастающая функция* будет адекватна в качестве такого допустимого преобразования и ее использование не исказит отношений порядка. Рассмотрим гипотетический пример шкалы порядка. Пусть методом ранжирования получена следующая порядковая шкала цветовых предпочтений:

10 7 6 5 4 3 1
 Голубой Зеленый Оранжевый Белый Фиолетовый Красный Коричневый

Отметим, что числовые шкальные значения характеризуют степень предпочтения испытуемым указанного сверху цвета: чем больше число, тем выше предпочтение. Вместе с тем следует помнить, что полученные числа отображают лишь порядковые отношения на множестве цветовых предпочтений и не несут больше никакой *количественной* информации. Вопрос о том, насколько предпочтение голубого цвета зеленому отличается от предпочтения белого фиолетовому, был бы поставлен некорректно, поскольку числа 10, 7, 5 и 4 связаны между собой только одним отношением — «больше» или «меньше» и не несут информации о том, *насколько* больше или *насколько* меньше. Что изменится, если мы, начиная справа, будем прибавлять к каждому числу по единице, умножая ее на количество сделанных шагов? После такой трансформации получим:

17 13 11 9 7 5 3
 Голубой Зеленый Оранжевый Белый Фиолетовый Красный Коричневый

Используя такое монотонное преобразование шкальных значений, мы не исказили порядковые отношения между шкальными значениями — шкала осталась *инвариантной относительно сделанных изменений*. Очевидно, что то же самое было бы получено после умножения всех чисел на константу или прибавления какого-либо числа.

Математическая структура порядковых шкал определяется *изотонической (сохраняющей порядок) группой*.

Шкалы наименований и порядка называются *неметрическими*, поскольку в обычном смысле этого слова они не дают *количественного* выражения измеряемых величин. В отличие от них следующие две шкалы (интервалов и отношений) — *метрические*.

Шкала интервалов. На шкале интервалов задается *единица измерения*, т.е. вводится *мера* оцениваемого качества, поэтому на множестве эмпирических объектов могут быть установлены более сложные количественные отношения: *насколько больше* или *насколько меньше*. Хорошо известный пример шкалы интервалов — температурная шкала Цельсия. Две условные точки на шкале (0 — точка замерзания, а 100 — точка кипения воды) ограничивают отрезок, разделяемый на 100 равных интервалов. Таким образом, определенная часть ртутного столба, соответствующая 1/100 указанного выше отрезка, принимается за единицу измерения — 1 градус по шкале Цельсия. Температурная шкала Фаренгейта устроена подобным же образом, ее отличие от шкалы Цельсия состоит в том, что вводятся другие нижняя и верхняя точки, соответственно меняется величина единицы измерения — 1 градус по Фарен-

* Напомним, что монотонно возрастающим называется такое преобразование $m(x)$, которое удовлетворяет следующему условию: если $x_1 > x_2$, то $m(x_1) > m(x_2)$ для всех x_1 и x_2 .

гейту. Данный пример хорошо иллюстрирует два основных свойства шкалы интервалов: *условность введения нулевой точки* на шкале и *наличие единицы измерения*.

Математическая структура шкалы интервалов характеризуется *группой линейных преобразований*:

$$x' = ax + b \quad (a > 0),$$

где a означает единицу измерения, а b — начало шкалы.

Допустимыми преобразованиями для шкалы интервалов будут любые линейные трансформации, задаваемые формулой $x' = ax + b$. Примером сохранения температурной шкалой интервалов инвариантности может служить перевод значений температур из шкалы Цельсия в шкальные значения по Фаренгейту:

$$F^\circ(x') = 9/5[C^\circ(x) + 32].$$

Сравним разницы температур воздуха двух летних и двух осенних дней. Допустим, что температура в один из летних дней была 25°C , а в сравниваемый с ним день осенью — 15°C . В два других дня — соответственно 20°C и 10°C . Очевидно, что и в том, и в другом случае мы можем определить, на сколько градусов температура летом выше, чем осенью. По шкале Цельсия эта разница составит 10 градусов для первой пары дней и столько же для другой пары. По шкале Фаренгейта для первой пары разница температур будет: $102,6^\circ\text{F} - 84,6^\circ\text{F} = 18^\circ\text{F}$, для второй пары: $93,6^\circ\text{F} - 75,6^\circ\text{F} = 18^\circ\text{F}$. Очевидно, что интервалы между сравниваемыми парами температур на шкале Фаренгейта равны. Таким образом, сделав вполне допустимое линейное преобразование, мы не исказили имеющиеся интервальные отношения при измерении температур.

Тем не менее интервальные измерения не позволяют оценивать *отношения* между шкальными значениями, т.е. измерять, во сколько раз одно значение больше или меньше другого. Это ограничение является следствием условности нулевой точки на шкале. Допустим, что мы сравниваем два значения температуры по шкале Цельсия — 10°C и 20°C . Отношение между этими шкальными значениями — $1/2$. Если мы сдвинем нулевую точку на 1°C вниз, то новые значения соответственно станут равными 11°C и 21°C . Очевидно, что отношение между этими новыми значениями прежним не осталось.

Среди психологических измерений шкалы интервалов нередко встречаются в *психодиагностике*, когда стандартизованные шкальные оценки выражены в единицах стандартного отклонения нормального распределения и нулевое значение на шкале соответствует нулевому отклонению от среднего выборочного распределения оценок испытуемых. Естественно, что на такой шкале нулевая точка и единица измерения условны и зависят от статистических особенностей конкретного выборочного распределения оценок испытуемых, определяющих рас-

чет нормативных характеристик психодиагностического теста. Другим известным примером шкалы интервалов может служить *шкала календарного времени* (вспомните различие между юлианским и григорианским календарями с их конвенциональными нулевыми точками). Из того, что между календарными датами нельзя вывести отношения, отнюдь не следует, что между периодами времени этого делать не стоит. Конечно же мы совершенно правильно сказали бы, что двухлетний промежуток времени вдвое короче, чем четырехлетний. Однако, оценив календарную дату «995 год» как вдвое меньшую, чем «1990 год», мы получим явную бессмыслицу. Все дело в том, что шкала календарных дат — шкала интервалов, а временная шкала, по которой мы оцениваем длительность временных отрезков, — шкала отношений.

Шкала отношений. Эмпирические операции, соответствующие *шкале отношений*, включают не только эквивалентность, ранговый порядок, равенство интервалов, но и возможность определять на множестве эмпирических объектов *равенство их отношений*. Фактически шкала отношений есть собственно шкала интервалов с *естественным или абсолютным нулем*.

Математическая структура шкалы отношений характеризуется группой подобия (гомометрической группой):

$$x' = ax \quad (a > 0),$$

где a — единица измерения на шкале.

Таким образом, допустимыми преобразованиями на шкале отношений будут *преобразования подобия (сжатия/растяжения)*, т.е. те, которые оставляют без изменений отношения между числами (здесь это частное от деления одного числа на другое). Очевидно, что шкала отношений инвариантна любой смене единицы измерения, но сдвиг начала отсчета нарушает ее инвариантность. Хорошим примером возможности таких преобразований будет перевод сантиметров в дюймы, дюймов в футы и т.д. путем простого умножения шкальных значений на соответствующую константу.

По вопросу о введении на шкале естественной нулевой точки в литературе по теории измерения нет однозначной трактовки. Ряд авторов [см. для обзора: Берка, 1987] вполне справедливо отмечают относительность строгого различия абсолютной и условной нулевых точек на шкале. Эти понятия в большой степени детерминированы конкретными теоретическими построениями и принятыми в науке конвенциями. Как справедливо подчеркивает К. Берка, «различие между ними можно выразить только большей или меньшей степенью условности, конвенциональности: *абсолютный нуль носит менее конвенциональный характер, чем условный*», а поэтому выбор нулевой точки всегда «может быть более или менее эмпирически обоснован, более или менее удобен с точ-

ки зрения вычислений, более или менее приемлем относительно принятых теорий» [Берка, 1987, с. 115].

Примерами шкал отношений в психологии могут служить психофизические шкалы прямых оценок, построенные в исследовательской традиции С. Стивенса. Известная шкала громкости *сонов*, шкалы тяжести, высоты тона и ряд других общепризнанно являются шкалами отношений.

Важнейшей шкалой отношений, как отмечает С. Стивенс, является собственно шкала численности — обычная шкала чисел, которой мы пользуемся для счета различных предметов. Как бы это ни было тривиально, но подчеркнем, что, пользуясь этой шкалой, мы обычно считаем единицами, т.е. допускаем только одно преобразование — умножение на единицу. Но очевидно, что такая культурная конвенциональность условна, и мы с равным успехом можем считать двойками, тройками, десятками, дюжинами...

О других типах шкал. Рассмотренные типы шкал, естественно, не исчерпывают списка всех возможных шкал. Например, следуя логике С. Стивенса, некоторые авторы выделяют так называемую *шкалу разностей*. Она отличается от шкалы интервалов тем, что на ней *зафиксированы единицы измерения*. Допустимым преобразованием для такой шкалы является *преобразование сдвига* шкальных значений*. Это преобразование смещает начальную точку на шкале, оставляя без изменений разности между числами.

Кроме того, классификация С. Стивенса — далеко не единственная. Так, известный математический психолог К. Кумбс (1952, 1953) выделяет девять более дифференцированных типов шкал, отличающихся друг от друга не только математической структурой операций на шкале, но и способами расчета расстояния между шкальными объектами (см. главу, посвященную методу многомерного шкалирования). В классификации не менее известного психолога У. Торгерсона (1958) выделяются два вида порядковых и два вида интервальных шкал, отличающихся между собой наличием начала отсчета и возможностью задания расстояния на шкале. Выделение в качестве основания классификации возможности оценки расстояния между объектами имеет большое значение при использовании в психологии современных методов многомерного статистического анализа.

Кроме того, в психологических и социологических исследованиях иногда используют *абсолютные* шкалы. Для абсолютных шкал единственным допустимым преобразованием является *тождественное пре-*

* Преобразованиями сдвига называются любые преобразования вида $y = ax + b$, где b — любое действительное число.

образование, т.е. такое, которое оставляет без изменения любые отношения между числами. Иначе говоря, с помощью абсолютных шкал мы получаем однозначно определенные значения, любая трансформация которых недопустима. Как отмечает И. Пфанцагль, шкальные значения какого-либо измеряемого признака могут получаться с помощью так называемого *императивного измерения*. «Императивное измерение проводится в тех случаях, когда неформальный подход оказывается чрезвычайно важным, а подходящей процедуры шкалирования нет» [Пфанцагль, 1976, с. 20]. Как правило, такие измерения определяются какой-либо инструкцией или предписанием по приписыванию чисел эмпирическим объектам и не опираются ни на какое строгое отображение эмпирической системы в числовую. Основой для подобной инструкции может быть, например, согласованное мнение ведущих экспертов или какая-либо другая подобная конвенция. Использование абсолютных шкал оправдывается их прогностической значимостью и практическим удобством и не претендует на установление строго формального соответствия между эмпирической и числовой системами.

В качестве резюме, следуя классификации С. Стивенса, сведем в одну таблицу характеристики основных шкал (табл. 1).

Таблица 1

Основные типы шкал, используемых в психологических измерениях (по С. Стивенсу, 1960)

Тип шкалы	Эмпирические отношения, устанавливаемые на шкале	Допустимые математические преобразования со шкальными значениями: $x' = f(x)$	Пример шкалы
Наименований	Отношения равенства (эквивалентности): =, ≠	Любое взаимно однозначное преобразование	Результаты классификации: шкала основных цветов, номера телефонов
Порядка	Отношения порядка: > или <	Любая монотонно возрастающая функция	Твердость минералов по шкале Мооса. Академическая успеваемость учащихся. Рейтинги популярности
Интервалов	Установление равенства интервалов или разностей	Линейное преобразование: $x' = ax + b$	Шкала температур (по Цельсию и Фаренгейту). Календарные даты. Стандартизованные оценки в тестах на достижение

Тип шкалы	Эмпирические отношения, устанавливаемые на шкале	Допустимые математические преобразования со шкальными значениями: $x' = f(x)$	Пример шкалы
Отношений	Установление равенства отношений	Умножение на константу: $x' = ax$	Шкала твердости минералов Розиваля. Длина, вес, плотность. Психологические шкалы громкости, тяжести и т.д.

1.3. Классификация методов психологического шкалирования

В своей известной работе «Теория и методы шкалирования», основываясь на исследованиях С. Стивенса, Н. Кэмпбэлла, К. Кумбса, американский математический психолог Уоррен Торгерсон предложил несколько оснований для классификации процедур шкалирования.

1. Тип шкалы или уровень измерений. Данное основание определяет метрические качества получаемой шкалы, т.е. какие отношения, например номинальные или интервальные, устанавливаются в результате проведенных измерений.

2. Используется ли в ходе измерения некоторый физический континуум, характеризующий оцениваемые стимулы. Например, в психофизических пороговых измерениях он используется, а метод парных сравнений этого не требует.

3. Природа ответной реакции. Процедуры шкалирования различаются по тому, какой ответ дает испытуемый. В первую очередь следует различать методы, где ответы испытуемого представляют результат его отношения к целому ряду стимульных характеристик оцениваемого объекта (например, он опознает предъявляемый стимул, выбирает или пропускает его), и те методы, где ответ испытуемого является результатом установления отношений между стимулом и некоторой его существенной характеристикой (например, испытуемый упорядочивает стимулы по яркости или громкости).

Другое различие ответов испытуемого зависит от того, какие он выносит суждения — сравнительные или категориальные. Сравнительное суждение четко устанавливает отношение между двумя или несколькими стимулами, например, стимул А тяжелее стимула С. В категориальных суждениях каждый стимул соотносится с определенной категорией (или категориями), например, испытуемый производит сортировку

речевых сообщений по разборчивости по четырем классам, тем самым оценивая каждый стимул отдельно.

4. Предметная область измерения. В соответствии с данным критерием процедуры шкалирования различаются по тому, для чего строится шкала: измерение аттитюдов, построение психофизической шкалы или психометрическая оценка уровня интеллекта.

5. Оценка латентных переменных или прямо наблюдаемых данных. Этот критерий подчеркивает различие в измерении явно наблюдаемых характеристик объектов (громкость, яркость, красота) или тех характеристик, которые прямо не представлены наблюдателю и поэтому называются скрытыми, или латентными, переменными, например, некоторый фактор или конструкт, рассматриваемый в качестве причины, влияющей на явно наблюдаемые данные (мотивация достижения, экстраверсия). Фактически данный критерий позволяет разделить методы измерения непосредственно наблюдаемых испытуемым стимульных характеристик и тех, которые прямо нельзя оценить в процессе их чувственного познания.

6. Методы шкалирования различаются по процедурным особенностям. Например, метод числовой балльной оценки, метод сортировки, метод ранжирования, метод вынужденного выбора, метод парных сравнений и др. Данный критерий подчеркивает очень важную мысль: задача построения шкалы некоторого психологического признака может быть выполнена различными способами, и это зависит от целого ряда условий, в которых психолог решает данную задачу. Например, наличия технических средств, возраста и образования испытуемых и т.д.

7. Критерий размерности оцениваемых стимулов позволяет выделить методы одномерного и многомерного шкалирования. Например, многие сенсорные шкалы — одномерные (громкость, тяжесть), а измерение многих личностных конструктов невозможно без многомерной оценки их нескольких составляющих.

8. Важным критерием для классификации является различие в общей и конкретной методологии лежащих в основе большинства методов шкалирования. В первую очередь это касается различий теоретических подходов к проблеме психологических измерений, т.е. самой возможности построить некоторую шкалу, кроме того, это различия в эмпирических процедурах получения данных и методах обработки числовой информации. Например, метод числовой балльной оценки, используемый для построения шкалы порядка, предполагает возможность испытуемого прямо оценить каждый стимул с помощью присваивания ему соответствующего числового значения, которые затем усредняются. Напротив, при использовании метода многомерного шкалирования строится сложная математическая модель различения стимулов, а простые сравнительные суждения испытуемых подвергаются сложной ма-

тематической обработке, точный алгоритм которой известен узкому кругу специалистов.

2. Метрологические основы измерений

Описав особенности психологических измерений, кратко рассмотрим некоторые метрологические термины, тесно связанные с методологией проведения измерений, поскольку владение ими обеспечивает для психологической науки и практики то, что в метрологии принято называть *единством измерений*, т.е. сопоставимость результатов измерений и правильность использования измерительных процедур.

Измеряемая величина — это свойство, общее в качественном отношении для целого класса объектов, но в количественном отношении соответствующее каждому отдельному объекту измерения в отдельности. Количественная оценка конкретной измеряемой величины, выраженная как результат измерения в виде некоторого числа, называется *значением измеряемой величины*.

Средства измерения — это методические и технические средства, используемые для получения результата измерения и имеющие стандартные (нормативные) метрологические свойства. К средствам измерения относят меры, методики измерения и различного рода измерительные приборы. В психодиагностике это стандартизированные тесты, например, набор карточек теста цветовых предпочтений Люшера или Калифорнийский личностный опросник (СРІ).

Мера — это средство для проведения измерений в виде определенного предмета или технического устройства, предназначенного для воспроизведения определенного значения измеряемой величины, измеренного заранее с необходимой точностью. В науке и технике мерами могут быть гири определенных весов, измерительные колбы, эталонные цветовые растворы, измерительные сопротивления и т.д. Таким образом, мера характеризует измеряемые величины, воспроизводя определенные единицы измерения. В психологии мерами измеряемых психических явлений служат *нормативные показатели* психодиагностических тестов. При проведении психофизиологических измерений конвенциональными мерами могут быть уровни мозговых или кожных потенциалов, определенные биохимические уровни. Хорошим примером меры измерения уровня слуховой чувствительности служит шкала уровней звукового давления (децибелов УЗД), ноль на которой является средним значением звукового давления, соответствующего абсолютному порогу слуховой чувствительности.

Понятие *точности измерения* применяется в психологии, как и в других науках, достаточно широко, хотя в метрологии нет общепринятого способа ее количественной оценки. Как правило, говоря о том, что точность измерения равна 1%, имеют в виду степень приближения по-

лученных результатов измерения к истинному значению измеряемой величины, т.е. по сути дела речь идет о погрешности измерений. Однако, как справедливо замечает известный отечественный метролог Н. И. Тюрин, «говоря о точности, дают цифру неточности» [Тюрин, 1973, с. 24]. Поэтому термин «точность» следует использовать лишь для сравнительной оценки методов измерения. Например: точность измерения абсолютного порога слуховой чувствительности методом констант выше, чем методом минимальных изменений.

Понятие точности непосредственно связано с понятием *погрешности* (варианты: ошибка, неточность) измерения. Под погрешностью понимают разность, несоответствие между полученным в результате измерения значением измеряемой величины и неким истинным ее значением. Однако очевидно, что *всегда* результат проведенного измерения отличается от этого истинного значения и, следовательно, он *всегда приближителен*. Вопрос заключается в том, можно ли тогда говорить о погрешности или ошибке измерения? По-видимому, нет, и лучше использовать термин «неточность». В метрологии чаще пользуются именно этим термином. В математической статистике нередко применяют слова «ошибка» или «погрешность».

В метрологической литературе используют два основных термина при описании погрешности, неточности результата измерения — *относительная и абсолютная погрешности измерения*. Относительная погрешность измеряется в процентах измеряемой величины, абсолютная — в единицах измеряемой величины. Например: относительная погрешность оценки времени простой сенсомоторной реакции в ситуации двухальтернативного выбора не хуже, чем 5%, а абсолютная погрешность — менее 5 мс.

В психологии при обсуждении вопроса о неточности проведенных измерений часто ставят вопрос о погрешностях, ошибках самого психолога, проводившего измерения, о неточности следования установленной методической процедуре, о недостаточном мастерстве экспериментатора. Но это уже совсем другой аспект данной большой проблемы.

По способу получения числового значения измеряемой величины все измерения в метрологии подразделяются на четыре вида: прямые, косвенные, совокупные и совместные.

Прямые измерения заключаются в эмпирическом сравнении измеряемой величины с ее мерой, т.е. в соотношении данной величины со средством измерения, дающим прямое, непосредственное значение ее размера. К прямым процедурам измерения в психологии можно отнести пороговые методы минимальных изменений и средней ошибки, стивенсовский метод прямой оценки величины, метод числовой балльной оценки и др.

Косвенными называются измерения, результат которых получают на основе прямых измерений, связанных с измеряемой величиной неко-

торой известной зависимостью. Как правило, эта зависимость определяется установленными ранее теоретическими или модельными соотношениями. Таким образом, мы имеем *опосредованный характер измерения*: прямые измерения являются средством для получения косвенных величин, а строгость их соответствия определяет надежность и валидность измерений. К косвенным методам измерения в психологии относят пороговый метод постоянных раздражителей (по частоте ответов «да» и форме психометрической кривой оценивают абсолютный порог), метод парных сравнений (вариативность сравнительных оценок является средством измерения одномерных шкальных значений), различные варианты метода многомерного шкалирования, где для построения субъективного многомерного пространства строится сложная математическая модель.

О *совокупных* измерениях говорят в тех случаях, когда итоговые значения измеряемых величин получают по данным не одного, а множества прямых измерений одной или нескольких одноименных (однотипных) величин, представляющих собой различные меры этих величин. Например, в методе минимальных изменений усреднение мгновенных пороговых значений в восходящих и нисходящих рядах для получения статистически надежной оценки порога по опыту в целом. Или расчет индекса *IQ* (коэффициента интеллектуальности) по результатам измерения, полученным в отдельных субтестах из общей тестовой батареи.

Совместными или комплексными измерениями называются прямые или косвенные измерения двух или нескольких разнотипных величин. Как правило, совместные измерения проводят для установления предполагаемой *функциональной зависимости* между измеряемыми величинами. Например, зависимости электрокожного сопротивления от уровня эмоциональной напряженности или зависимости эффективности операторской деятельности (количество ошибок) от уровня ситуативной тревожности и т.п.

Литература

- Берка К. Измерения. Понятия, теории, проблемы. М.: Прогресс, 1987.
Пфанцгль И. Теория измерений. М.: Мир, 1976.
Стивенс С. Математика, измерение, психофизика // Экспериментальная психология. М.: Изд-во иностранной литературы, 1960. Т. 1. С. 65–71.
Суппес П., Зинес Дж. Основы теории измерений // Психологические измерения. М.: Мир, 1967. С. 9–110.
Толстова Ю. Н. Измерение в социологии. М.: ИНФРА-М, 1998.
Тюрин Н. И. Введение в метрологию. М.: Изд-во стандартов, 1973.

Часть I

ПСИХОФИЗИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ИЗМЕРЕНИЯ СЕНСОРНОЙ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ

ВВЕДЕНИЕ

Одними из первых методов психологических измерений были психофизические методы, позволяющие определять пороги сенсорной чувствительности. Их создал немецкий ученый *Густав Теодор Фехнер*, пытавшийся с их помощью экспериментально разрешить *психофизическую проблему* — установить закон соответствия психической реальности и физического мира, и в ходе решения этой глобальной задачи впервые в истории психологии разработавшего конкретную методологию сенсорных измерений*.

Согласно Фехнеру, через абсолютный порог задается нулевая (начальная) точка отсчета на психологической шкале, а через разностный порог вводится единица измерения на ней. Под сенсорным порогом в психологии и физиологии сенсорных систем подразумевается некое критическое значение, разделяющее исследуемый ряд ощущений на два класса. *Абсолютный порог* — та минимальная величина стимула, выше которой он всегда воспринимается. *Разностный порог* — то минимальное различие в выраженности определенного физического параметра двух стимулов, превышение которого приводит к восприятию их различия.

Для построения основного психофизического закона Фехнер разработал три метода измерения порога, которые почти сто лет были единственными методами измерения чувствительности и до нашего времени считаются классическими. Их освоение до сих пор составляет методическую базу подготовки психолога-экспериментатора. И дело даже не в том, что порог как мера чувствительности — психической способности воспринимать, чувствовать, реагировать — широко используется в различных областях психологических исследований. На наш взгляд, главное в другом. Несмотря на то что пороговые измерения представляют собой лишь небольшую долю используемых современными психологами психологических измерений, именно в них, как наиболее простых измерительных процедурах, отчетливо отражаются характерные трудности количественного оценивания психологических явлений, именно в этих процедурах были впервые разработаны способы преодоления этих трудностей: вероятностный характер изучаемого процесса, достаточно высокая вариабельность измеряемых величин и использование статистических показателей для их оценивания; влияние разнообразных и не всегда контролируемых психологом факторов и использование компенсирующих их влияние приемов. Указанные причины и определяют важное значение пороговых методов в курсе обучения студентов методологии психологических измерений.

* Результат данной работы Г. Т. Фехнера — книга «Элементы психофизики», опубликованная в 1860 г.

Главной задачей классической психофизики было изучение закона соответствия между психическими и физическими переменными. В данном контексте основное внимание преимущественно уделялось стимульному переменным, поскольку предполагалось *отсутствие влияния* на ответы испытуемого в эксперименте так называемых *несенсорных факторов*: изменение функционального состояния человека, мотивации, влияния получения дополнительной информации об экспериментальной ситуации и др. Эти предположения, принимаемые по умолчанию, отражены в процедурных особенностях пороговых измерений и общем представлении о пороге как мере сенсорной чувствительности. Отметим важную и очень характерную особенность пороговых методов: те статистические показатели, которые используются в этих методах в качестве пороговых мер, на самом деле являются, строго говоря, *мерами исполнения* сенсорной задачи, решаемой испытуемым в определенных условиях, так как определяются не только величиной сенсорной чувствительности испытуемого, но и рядом факторов несенсорной природы, от которых также зависит его ответ. Тем не менее, благодаря таким особенностям пороговых методов, как простота, незначительные временные затраты на проведение измерений, удобство выражения пороговых показателей в единицах интенсивности стимула, они до сих пор находят широкое применение при решении психологами исследовательских и практических задач. Описание этих методов представлено в первой главе данного раздела.

В отличие от классической *современная психофизика*, напротив, основное внимание уделяет *процессу решения* сенсорной задачи (т.е. выбора испытуемым ответа) в типичной для порогового эксперимента ситуации сенсорной неопределенности, т.е. отсутствия ясных впечатлений от действия стимула. Это и определило характерные черты нового класса методов, детальная разработка которых осуществлена во второй половине прошлого века — *методов обнаружимости сигнала*. Общим для всех методов этого класса является резкое обеднение стимульной ситуации (сведение ее всего до двух стимулов) и варьирования факторов, управляющих выбором ответа испытуемого. Описанию этих методов посвящена глава 2.

1

ПОРОГОВЫЕ ПСИХОФИЗИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ

1.1. Метод минимальных изменений

Характерной особенностью данного метода, отличающего его от других методов измерения сенсорной чувствительности, состоит в том, что

он позволяет найти величину порога непосредственно *в ходе самого измерения*. Это типичный вариант прямого измерения психологической величины. В его процедуре наиболее четко отразилось понимание порога как *границы*, разделяющей стимульный ряд на два класса ощущаемых и неощущаемых стимулов (абсолютный порог) или их разностей (разностный порог). Не зря имеется еще одно название этого метода — *метод границы*.

1.1.1. Измерение абсолютного порога методом минимальных изменений (ММИ)

Процедура. Со времен Г. Фехнера в психофизической литературе описано несколько вариантов проведения измерений этим методом. Ниже будет представлена процедура, разработанная В. Вундта и получившая широкое распространение при проведении пороговых измерений. Испытуемому предъявляется несколько десятков проб. Каждая проба начинается сигналом «Внимание», после которого с постоянным интервалом (0,5–1 с) испытуемому подается стимул, присутствие которого он должен обнаружить. Например, при определении *абсолютной световой чувствительности* в полной темноте предъявляется световой круг на темной поверхности или при определении *абсолютной слуховой чувствительности* — звуковой сигнал в наушниках. Чаще всего, испытуемому разрешается использовать *две категории ответов* («Да», «Нет»; «Вижу», «Не вижу»; «Слышу», «Не слышу» и т.п.). Каким образом давать ответ (например, вербально или нажимая на кнопку) и что он означает необходимо очень точно сформулировать в инструкции испытуемому. Испытуемый должен обязательно давать ответ *в каждой* пробе, все его ответы регистрируется в протоколе опыта.

Отличительной процедурной особенностью ММИ является то, что изменение интенсивности предъявляемых стимулов осуществляется *нисходящими и восходящими рядами*. В первом случае интенсивность определенной в инструкции стимульной характеристики (например, концентрация глюкозы в дистиллированной воде), чувствительность к которой измеряется, градуально уменьшается от максимума до минимума, во втором — наоборот. Как правило, для знакомства со стимуляцией испытуемому предъявляют несколько надпороговых стимулов, уменьшающихся по интенсивности.

Измерение абсолютного порога всегда начинается *с нисходящего* ряда стимулов, т.е. с заведомо ощущаемого стимула, чтобы испытуемый смог ясно почувствовать, какой стимульный параметр последовательно уменьшается. За порог в этом ряду принимается значение стимула, находящегося *в середине интервала* между тем стимулом, который был воспринят испытуемым в предыдущей пробе, и тем, который не был воспринят в следующей пробе. Таким образом, пороговое значение опре-

деляется как *середина* того межстимульного интервала, в котором произошла *первая* смена категории ответа испытуемого. В нисходящем ряду определяется *порог исчезновения ощущения* — L_p , в восходящем — *порог появления* — L_h (L — от лат. *limen* — порог). Чаще всего они не совпадают вследствие существования свойственной данному методу *систематической ошибки*.

В рамках описываемой процедуры ММИ систематические ошибки бывают двух типов: *ошибка привыкания*, когда испытуемый продолжает повторять тот же ответ, что и на предыдущем шаге, хотя порог уже пройден и стимул в нисходящем ряду уже не вызывает ощущения, и *ошибка ожидания (предвосхищения)* — противоположная ошибка, когда испытуемый дает утвердительный ответ еще до того, как появилось ощущение от предъявленного стимула. Это типичный пример влияния *установки* — готовности ощущать в соответствии со сформировавшимся ожиданием, создаваемым самим порядком предъявления стимулов. Такого рода явления известный английский психолог Ч. Бродбент называл «установками на стимул». Для того чтобы исключить (или хотя бы уменьшить) влияние этих систематических ошибок (особенно в тех случаях, когда они явно появляются, применяется следующие процедурные особенности: 1) уравнивание числа тех и других рядов путем их чередования — нисходящие и восходящие ряды предъявляются последовательными парами, 2) требование от испытуемого ответа на каждый шаг изменения стимула в ряду. Для контроля за направленностью вниманием испытуемого к изменению основного параметра — интенсивности стимулов, а не порядку их предъявления используется еще один экспериментальный прием — *изменение длины стимульных рядов*. Испытуемому явно сообщается, что длина восходящих и нисходящих рядов изменяется в случайном порядке. Этот прием служит для предупреждения возможности повторения испытуемым своих ответных реакций на основе простого отсчета от начала и конца ряда определенного количества шагов изменения стимула, поэтому становится бессмысленным угадывать, какой из стимулов будет пороговым. Действительно, ведь сообразив в первых двух-трех рядах, что пороговая величина стимула соответствует где-то четвертому шагу изменения стимулов в восходящем ряду из 10 шагов, испытуемый может в остальной части опыта заниматься только счетом (не обращая внимание на свои ощущения): четвертый шаг снизу — «порог», шестой шаг сверху — тоже «порог» и т.д.

При выборе *величины шага* изменения стимула надо учитывать следующие соображения. При уменьшении величины шага падает вариативность (разброс) ответов, а следовательно, и порогов в восходящих и нисходящих рядах, что позволяет сократить число пар рядов, не изменяя заданной точности измерения порога. Однако уменьшение величины шага закономерно приводит к увеличению количества шагов в каждом отдельном ряду, т.е. к удлинению ряда и, следовательно, опыта в

целом. Оптимальный размер шага является результатом компромисса между стремлением к большой точности в оценке порога и нежеланием делать опыт очень длинным, утомительным.

При планировании опыта необходимое число измерений порогов появления и порогов исчезновения (т.е. пар рядов) определяется требуемой *точностью измерения* и степенью разброса получаемых в эксперименте данных. Если у нас имеется предварительная оценка разброса пороговых значений, необходимое число измерений можно вычислить по формуле, основываясь на статистике нормального распределения:

$$n = \frac{t_p^2 \sigma_L^2}{\delta^2}, \quad (1)$$

где n — число измерений; t_p — квантиль нормального распределения, соответствующий заданной доверительной вероятности в определении порога; σ_L — дисперсия пороговых значений; δ — требуемая точность в определении порога.

Поскольку до начала опытов дисперсия пороговых значений неизвестна, для определения требуемого числа измерений необходимо провести предварительные пробные измерения, чтобы «прикинуть» величину дисперсии.

Обработка результатов. За абсолютный порог (его эмпирическую оценку) принимается среднее арифметическое всех найденных в течение опыта порогов появления (L_p) и исчезновения (L_i) и рассчитывается как

$$RL = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N L_i, \quad (2)$$

где RL — средний абсолютный порог (RL — аббревиатура от нем. *Reiz Limen*); L_i — значение единичного порога в каждом стимульном ряду, как в восходящем, так и в нисходящем; N — общее число рядов.

Вариативность работы испытуемого оценивается средним квадратическим (стандартным) отклонением σ_L :

$$\sigma_L = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N (L_i - RL)^2}{N - 1}}. \quad (3)$$

Статистическая ошибка проведенного в опыте измерения абсолютного порога оценивается *стандартной ошибкой среднего значения*

$$m_{RL} = \sqrt{\frac{\sigma_L}{N - 1}}. \quad (4)$$

1.1.2. Измерение дифференциального порога методом минимальных изменений

Процедура. В случае измерения дифференциального порога (DL — от нем. *Differenz Limen*) все особенности процедуры остаются почти теми же, что и при определении абсолютного порога. Единственное изменение процедуры проведения опыта состоит в том, что одновременно с переменным стимулом (S_{var}) испытуемому предъявляется стандартный, или эталонный, стимул (т.е. сравниваемый с переменным) — S_{st} , который задает ту величину интенсивности исходного раздражителя, относительно которого определяется разностный порог. Испытуемому разрешают давать *три категории* ответов: «больше», «меньше», «равно». Обычно ответы «не знаю», «сомневаюсь» отождествляются с ответом «равно». Использование нейтральной категории ответа связано с тем, что при незначительных различиях между стимулами, т.е. в ситуации сенсорной неопределенности, испытуемые реально не могут различить сравниваемые стимулы.

После окончания опыта в процессе обработки эмпирических данных в каждом ряду оцениваются два значения DL — значение стимула, соответствующее середине межстимульного интервала, где впервые произошла смена категории ответа: от «больше» к «равно» и от «равно» к «меньше» — в нисходящем ряду, а в восходящем ряду — от ответа «меньше» к ответу «равно» и от ответа «равно» к ответу «больше» (рис. 1).

S_{var} , дБ	↑	↓	↑	↓	↑	↓	↑	↓
15	>				>			
14	>		>		>	>		>
13	>	>	>	>	>	>	>	>
12	>	>	>	>	>	>	>	>
11	>	=	=	>	>	=	>	>
10	=	=	=	=	>	=	>	=
9	=	=	=	=	=	=	=	=
8	=	=	=	=	=	=	=	=
7	=	=	=	=	=	=	=	=
6	=	=	=	<	=	<	=	<
5	=	<	=	<	<	<	=	<
4	<	<	<	<	<	<	<	<
3	<	<	<		<	<	<	<
2	<				<	<		

Рис. 1. Фрагмент протокола опыта по измерению порога различения звуковых стимулов по громкости в шумном помещении

«>», «=», «<» — ответы испытуемого. Горизонтальными линиями отмечены пороги в восходящих (↑) и нисходящих (↓) рядах.

Таким образом, при измерении разностного порога определяются *четыре* значения порога (по два в каждом ряду): это верхние пороги в восходящем и нисходящем рядах — $L_h \uparrow$ и $L_h \downarrow$ соответственно и нижние пороги в восходящем и нисходящем рядах — $L_l \uparrow$ и $L_l \downarrow$ соответственно.

В каждом ряду мы находим две пороговые точки: *верхний и нижний разностные пороги* — L_h и L_l . На рисунке 1 в каждом ряду они помечены горизонтальными линиями. Этот рисунок показывает, каким образом по ответам испытуемого определяются пороговые значения в нисходящих и восходящих рядах. Например, в первом восходящем ряду смена ответа испытуемого «меньше» на ответ «равны» произошло между $S_{var} = 4$ дБ и $S_{var} = 5$ дБ. Из этого следует, что нижний разностный порог в этом ряду будет равен середине интервала между этими стимулами, т.е. величине 4,5 дБ. Соответственно, верхний разностный порог определяется как 10,5 дБ.

Обработка данных. Путем усреднения всех верхних порогов в целом по опыту, т.е. во всех восходящих и нисходящих рядах, находим значения верхнего разностного порога:

$$L_h = \frac{\sum_{i=1}^N (L_{h\uparrow} + L_{h\downarrow})}{N}, \quad (5)$$

где $L_h \uparrow$ и $L_h \downarrow$ — значения верхних порогов в восходящем и нисходящем рядах, N — число рядов.

Выполняя аналогичные вычисления, находим нижний разностный порог:

$$L_l = \frac{\sum_{i=1}^N (L_{l\uparrow} + L_{l\downarrow})}{N}. \quad (6)$$

Зная значения L_h и L_l , вычисляем *интервал неопределенности* — IU (от англ. *Interval of Uncertainty*), т.е. ту зону стимульного ряда, где в среднем преобладают ответы равенства. Это тот диапазон стимулов, который сверху ограничен стимулом, в среднем едва заметно отличающимся от стандартного, как больший (верхний разностный порог), а снизу — стимулом, в среднем едва заметно отличающимся от стандартного, как меньший (нижний разностный порог). Из этого следует, что IU равен двум дифференциальным порогам. Таким образом, количественно DL оценивается как половина IU :

$$DL = IU/2 = (L_h - L_l)/2. \quad (7)$$

Со времен Фехнера при измерении дифференциального порога оценивают и другие показатели, характеризующие сенсорные способности

наблюдателя — *точку субъективного равенства* и *константную ошибку*. Стимул, находящийся в середине интервала неопределенности, в среднем оценивается как равный эталону, т.е. он является *субъективным эквивалентом эталона* и потому получил название *точки субъективного равенства* (PSE — от англ. *Point of Subject Equality*):

$$PSE = (L_h + L_l)/2. \quad (8)$$

Отметим, что точность оценки испытуемым стандартного стимула может также быть полезным показателем его сенсорных способностей. Дело в том, что IU , как правило, несимметричен, поэтому довольно часто PSE не совпадает со значением самого стандартного стимула. Степень несовпадения эталона PSE характеризуется так называемой *константной ошибкой* (CE — от англ. *Constant Error*), которая определяется следующим образом:

$$CE = PSE - S_{st}. \quad (9)$$

Когда величина константной ошибки больше нуля, это означает, что испытуемый переоценивает эталон, если она меньше нуля, то эталон им недооценивается. Таким образом, величина CE и ее знак характеризует величину и направление смещения зоны субъективного равенства относительно объективного равенства. Соотношение этих основных психофизических понятий, которые используются и в других пороговых методах, а также часто используются на практике, иллюстрируется схемой, приведенной на рис. 2.

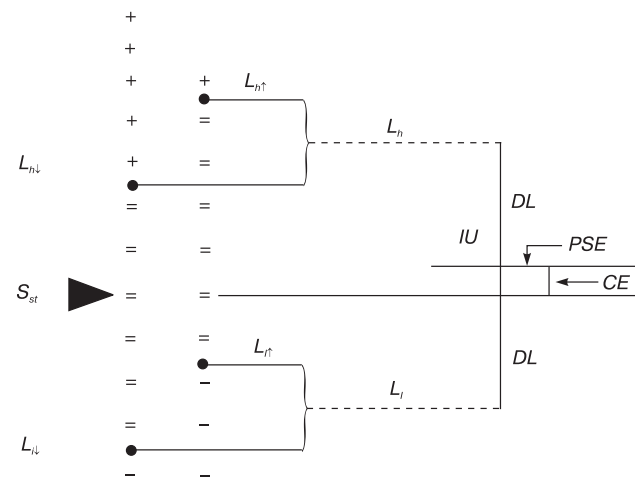


Рис. 2. Соотношение основных пороговых показателей, оцениваемых в ситуации измерения дифференциального порога методом минимальных изменений

1.1.3. Адаптивные методы оценки сенсорной чувствительности: варианты метода минимальных изменений

Процедура «вверх—вниз» (метод лестницы). Этот вариант ММИ, предложенный Корнсвитом (1962), предполагает использование двух вариантов ответов. Суть его состоит в том, что, как только происходит смена категории ответа, допустим, смена ответа «слышу» на ответ «не слышу», сразу же производится смена направления изменения стимула, т.е. переход от нисходящего ряда к восходящему до следующей смены категории ответа. Этот вариант метода относится к так называемым *адаптивным методам* пороговых измерений и, как правило, реализуется на компьютере, который отслеживает ответы испытуемого и соответствующим образом регулирует изменение стимуляции. В подобных методах процедура тестирования строится таким образом, что предъявление стимулов подстраивается («адаптируется») под ответы испытуемого, и изменение стимуляции происходит в достаточно узком околопороговом диапазоне (рис. 3).

Достоинством этой процедуры является экономичность, вместе с тем она имеет ряд недостатков. Один из них состоит в том, что эта модификация метода применима только к измерению абсолютного порога. Дифференциальный порог может измеряться этим методом только в разных двух сериях, а это плохо из-за временных колебаний чувствительности. Второй недостаток состоит в том, что испытуемый быстро замечает порядок чередования осязаемых и неосязаемых стимулов, что вызывает эффект ожидания, распространяющийся по горизонтали, т.е. переносящийся с одного стимула на другой. Гилфорд (1954) отмечает, что этот эффект является очень сильным несенсорным фактором, который может внести весьма существенные искажения в измерение сенсорной способности испытуемого. Величину этого эффекта (называемого систематическим смещением в измерениях, или байесом) трудно измерить и каким-либо образом скорректировать. Поэтому данная процедура применима только в случаях, когда исследователь может удовлетвориться очень грубым, но зато быстрым определением порога. На практике этот метод часто применяется для массовых скрининговых исследований слуховой чувствительности в клинике.

Метод лестницы очень похож на метод *слежения Бекеши*, реализованный в так называемом *аудиометре Бекеши* и используемом во многих странах для клинических измерений абсолютной слуховой чувствительности и в массовых скрининговых исследованиях на производстве. Различие состоит в том, что в аудиометре Бекеши процессор осуществляет слежение за непрерывно меняющимся по интенсивности звуковым стимулом: пока испытуемый (пациент) нажимает пальцем на кнопку аудиометра, громкость звука снижается до порогового уровня, а как только снимает

Интенсивность стимула, усл. ед.	Последовательность проб																			
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20
10	+																			
9		+																		
8			+																	
7				+																
6					+					+										
5						+												+		
4							+		-		+		+		+				+	
3													-				-		+	
2										-					-					-
1																				

Рис. 3. Запись ответов испытуемого при изменении интенсивности стимуляции в опыте по измерению абсолютного порога методом «лестница»

При ответах «+» («да») интенсивность стимула уменьшается, при ответах «-» («нет») — увеличивается.

палец с кнопки, громкость звука начинает возрастать. Таким образом, испытуемый как бы «отслеживает» собственный абсолютный порог в некоторой пороговой зоне изменения интенсивности стимула. В данном методе понятие «порог» определяется наиболее прямо и ясно, т.е. он непосредственно показывает, где стимул переходит через границу, разделяющую наши ощущения на два класса — «чувствую» и «не чувствую».

Метод слежения нередко используют для исследования сенсорной чувствительности у животных, обученных нажимать на специальную клавишу, когда они начинают чувствовать целевой стимул.

1.2. Метод постоянных раздражителей (констант)

У этого метода имеются различные названия — *метод констант*, *частотный метод*, *метод истинных и ложных случаев*. Его процедура предполагает предъявление испытуемому ограниченного числа стимулов, неизменных в течение всего опыта, отсюда и название — *метод постоянных раздражителей (МПП)*, метод констант. При измерении абсолютного порога в каждой пробе предъявляется один стимул, в случае измерения разностного порога предъявляется стандартный стимул и сравниваемый с ним стимул переменной величины. В силу того, что параметры стандартного (эталонного) и сравниваемого с ним переменного стимулов в течение всего опыта неизменны, каждый из переменных стимулов образует со стандартным постоянную разницу. Отсюда еще одно название этого метода — *метод постоянных разниц*. Непосредственным результатом опы-

та, получаемым путем обработки зарегистрированных ответов испытуемого, являются *частоты ответов*, соответствующие каждому из использованных стимулов. По полученным таким образом частотам значения порога находят *вычислительным путем*. Эта особенность определила еще одно название данного метода — *метод частот*. Поскольку пороговые показатели получают не в ходе самого опыта при предъявлении стимулов, а с помощью особой статистической обработки, то данный метод относится к классу *методов косвенного измерения*.

МПР пользуется репутацией самого точного и надежного, поскольку измерительная процедура предусматривает такую организацию стимуляции, которая полностью *исключает ошибки привыкания и ожидания*. Это очень важно, поскольку минимизируется влияние несенсорных факторов. Кроме того, использование ограниченного количества постоянных раздражителей и связанная с этим возможность большого числа их предъявления в опыте дают возможность накопления большой статистики ответов, а это, безусловно, *повышает надежность измерения порога с помощью МПР*.

Процедура МПР позволяет использовать кроме вербальных суждений или моторных реакций человека различные физиологические реакции организма, например, вызванные потенциалы мозга. Отметим особо, что эти реакции обладают для измерения сенсорной чувствительности одним важным свойством — без специальной тренировки они не поддаются произвольному контролю. Эти реакции могут быть зарегистрированы с помощью современной электрофизиологической аппаратуры синхронно с предъявлением стимулов и, таким образом, использоваться в качестве средства *объективной сенсометрии*. Использование этих реакций существенно расширяет область приложения МПР, поскольку обеспечивает его применение в тех случаях, когда исследователю (эксперту) невозможно (или неудобно) использовать речевой ответ для измерения порога, например, при проведении экспертизы, в случаях намеренной симуляции, при тестировании детей, еще не овладевших речью, животных. Кроме того, в исследовательских целях применение физиологических реакций позволяет увеличить объем информации, извлекаемой из опыта, поскольку информация об изучаемом процессе содержится не только в факте появления или не появления реакции, но и в ее амплитуде, форме и скрытом периоде в тех мозговых структурах, которые генерируют мозговую реакцию на стимул. Поэтому резко возрастает количество сведений, которое может быть извлечено из каждой физиологической реакции.

1.2.1. Определение разностного порога методом постоянных раздражителей

Процедура. Перед началом основного опыта необходимо приблизительно определить *пороговую зону*, т.е. тот диапазон стимулов, на грани-

цах которого испытуемый начинает практически всегда ощущать отличие эталонного стимула от сравниваемого с ним переменного. Затем в пределах этой зоны выбирается несколько переменных стимулов (обычно 5–9); выбор производится с таким расчетом, чтобы самый слабый среди них вызывал у испытуемого ответ «больше» в 5–10% случаев, а самый сильный — в 90–95%. Для удобства последующей обработки данных лучше подобрать такие величины интенсивности переменных стимулов, при которых различия между двумя соседними стимулами одинаковые.

При определении разностного порога каждая проба состоит из предъявления пары стимулов — эталон и сравниваемый — одновременно (например, два световых пятна на мониторе компьютера — слева и справа от центра) или последовательно (например, два звука в головных телефонах). Последовательность проб в опыте, составленная из нескольких пар стимулов, должна быть *случайной, но сбалансированной*. Это означает, что каждая пара предъявляется равное число раз, а их предъявления распределены в последовательности проб равномерно. Эта последовательность составляется до опыта на основе таблицы случайных чисел или с помощью компьютерной программы генератора случайных чисел, и испытуемому она неизвестна. Обычно в опыте каждая пара стимулов повторяется 20–200 раз. Количество предъявлений каждой пары определяет точность и надежность статистической оценки частот ответов испытуемого, однако экспериментатору следует учитывать и длительность самого опыта. Поэтому при планировании измерительной процедуры стоит думать как о необходимой точности оценок частот ответов, так и о влиянии фактора утомления испытуемого. Для априорной оценки необходимого числа проб в опыте можно воспользоваться немного модифицированной формулой (1) и, произведя несложные расчеты, прикинуть точность оценок частот ответов, получаемых в опыте при различном числе пар стимулов. В приложении 3 подробно рассказано, как это делать. В погоне за точностью результатов, однако, не следует забывать о естественной усталости испытуемого и по возможности ограничивать длительность одного опыта 15–20 минутами.

Для объединения стимулов в пары используют два разных способа: 1) место эталона в паре меняется случайным образом; 2) места эталона и сравниваемого стимула в паре фиксированы. Использование случайной (рандомизированной) последовательности предъявления стимулов в паре позволяет компенсировать влияние в ходе опыта двух видов систематических ошибок — пространственной или временной. Как следует из их названия, первая ошибка связана с пространственным различием в предъявлении пары стимулов (например, эталон — всегда слева, переменный — справа), а вторая — с их последовательным предъявлением (например, эталон — всегда первым, переменный — вторым). Преимуществом второго способа является повышение стабильности

получаемых данных за счет уменьшения колебаний критерия при выборе испытуемым ответа в каждой отдельной пробе. Если перед исследователем не стоит задача оценить величину пространственной или временной ошибки, а нужно лишь измерить разностный порог, то, по-видимому, следует предпочесть первый способ. Если необходимо оценить величину пространственной ошибки, то используют две различных стимульных последовательности: в одной эталон предъявляется слева, а в другой — справа. Также измеряют и временную ошибку: в одной серии проб эталон всегда предъявляется первым, а во второй — первое место в паре стимулов занимает переменный стимул. Естественно, что об этом информируют испытуемого. Если при измерении разностного порога имеются основания предполагать, что одна из возможных систематических ошибок оказывает существенное влияние на работу испытуемого, то целесообразно воспользоваться первым способом, специально сообщив испытуемому о случайном чередовании места стандартного и переменного стимулов в паре.

В каждой пробе, т.е. при предъявлении пары стимулов, испытуемый должен вынести суждение об ощущаемом различии между стимулами. В МПР используют либо две («больше», «меньше»), либо три категории ответов («больше», «меньше», «равно»).

Психометрическая функция. Специфика обработки «сырых» данных, получаемых в МПР, состоит в том, что по результатам подсчета частот ответов испытуемого на каждую из используемых в опыте пар стимулов строится специальный график — *психометрическая функция*, по которому и определяются все пороговые показатели. Рассмотрим случай, когда испытуемый дает две категории ответов — «больше» и «меньше». Как мы делали и раньше, обозначим индексом S_{st} стандартный стимул, а индексом S_{var} — сравниваемый с ним по какому-либо физическому параметру переменный стимул. Если S_{var} существенно меньше S_{st} , то, естественно, испытуемый почти никогда не дает ответ «больше», если же S_{var} значительно превышает S_{st} , то почти всегда испытуемый дает ответ «больше». В промежутке между этими двумя значениями при увеличении изменяемого параметра стимула пропорция ответов «больше» плавно возрастает от 0 до 1. Поэтому пропорцию ответов «больше» удобно использовать при представлении результатов эксперимента в виде графика, называемого психометрической функцией.

Если в опыте предъявить для сравнения большое число раз несколько пар S_{var} и S_{st} , а затем представить полученные данные на графике, где по абсциссе отложена физическая величина стимулов, а по ординате для каждого стимула указана относительная частота (или эмпирическая оценка вероятности) ответов «больше», то точки, описывающие эмпирические данные, образуют кривую, имеющую, как правило, характерную S-образную форму. Логично предположить, что если выбрать некоторое

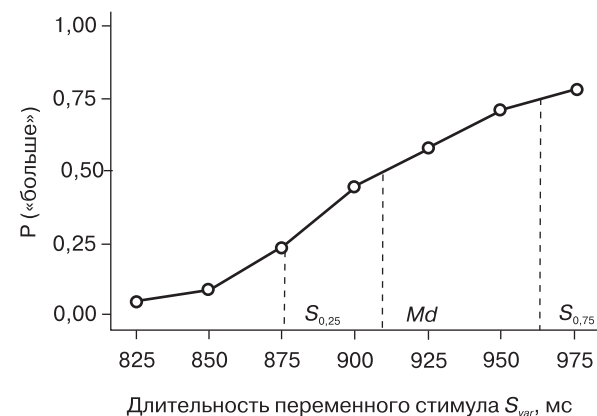


Рис. 4. Психометрическая функция, построенная по экспериментальным точкам (обозначены кружками) при измерении порога различения длительности звуковых стимулов с использованием метода постоянных раздражителей с двумя категориями ответов

новое значение сравниваемого стимула, которое лежит между уже опробованными в опыте, и повторить его, то соответствующая этому стимулу новая точка придется между двумя старыми. Такого рода мысленный эксперимент, а также многочисленные результаты предыдущих исследований психофизиков дают основание заключить, что для любой пары стимулов S_{var} и S_{st} существует вероятность $P(S_{var})$, соответствующая ответу « S_{var} больше S_{st} ». В психологии *психометрической функцией* называют такую функцию P аргумента S , которая является монотонной, дифференцируемой и ограниченной нулем и единицей [Урбан, 1907]. Эмпирической оценкой ее значений служат относительные частоты ответов «больше» для каждой пары использованных в опыте стимулов. Психометрическая функция, полученная в опыте по определению дифференциального порога с использованием двух категорий ответов, представлена на рис. 4. График построен по семи точкам, соответствующим вероятности ответа «больше» для семи значений S_{var} в диапазоне от 825 до 975 мс. $S_{st} = 900$ мс.

Характерная S-образная форма психометрической кривой допускается различными теориями, как пороговыми, так и предполагающими непрерывность сенсорного ряда, хотя интерпретация ее в том и в другом случае различна. Суть любой *пороговой теории* сводится к предположению о существовании порога как принципа работы сенсорной системы: порог понимается буквально как барьер, граница в континууме раздражений, ниже которой ощущения как осознаваемые чувственные переживания (сенсорные образы) не появляются. Если бы значение порога было стабильно во времени, то психометрическая кривая имела бы вид линейной ступенчатообразной функции. Но поскольку сенсорный

порог случайным образом изменяется во времени (флуктуирует), этого никогда не бывает. Отсюда — ее *S*-образная форма.

Так называемые непороговые теории [Дельбеф, 1883; Мюллер, 1896; Ястров, 1888], отвергающие существование порога как принципа работы сенсорной системы, исходили из предположения, что интенсивность ощущения является непрерывной функцией, зависящей от двух переменных — интенсивности раздражителя и степени предрасположенности человека к его восприятию. Поскольку последняя зависит от влияния множества случайно действующих, и поэтому трудно учитываемых факторов, то их совокупный эффект является случайной величиной и имеет нормальное распределение. По этой причине психометрическая кривая имеет *S*-образный вид *интегральной функции нормального распределения*. Подчеркнем, что Фехнер (1860) также считал, что психометрическая функция является интегральной функцией нормального распределения; эта точка зрения получила название *фи-гамма гипотезы**.

Параметры психометрической кривой. Как и в других пороговых методах, для характеристики распределения результатов измерения в МПР используются меры центральной тенденции (медиана *Md* и среднее арифметическое *M*) и меры изменчивости (полумежквартильный размах *Q* и стандартное отклонение σ). Медиане соответствует стимул, для которого вероятность ответа «больше» равна 0,5:

$$Md = S_{0,5}. \quad (10)$$

Полумежквартильный размах определяется как полуразность Q_3 и Q_1^{**} :

$$Q = (Q_3 - Q_1)/2. \quad (11)$$

В современной практике пороговых измерений также часто используются среднее арифметическое распределения *M* и стандартное отклонение σ . В симметричных распределениях меры центральной тенденции *Md* и *M* совпадают, а меры изменчивости соотносятся следующим образом:

$$\sigma = 1,483 Q. \quad (12)$$

Вычисление пороговых показателей. Интервал неопределенности оценивается через межквартильный размах ($Q_3 - Q_1$):

$$IU = S_{0,75} - S_{0,25}. \quad (13)$$

Точка субъективного равенства определяется как медиана психометрической кривой: $PSE = Md$. Константная ошибка имеет место в случае несовпадения медианы со стандартом:

$$CE = Md - S_{sr}. \quad (14)$$

* В старых работах классической психофизики ϕ (фи) использовалась для обозначения стимулов, а γ (гамма) — для обозначения ответов.

** Напомним, что Q_1 , Q_2 , Q_3 и Q_4 находятся на оси абсцисс психометрической функции в точках, соответствующих вероятностям ответов «больше» — $P(>)$, равным соответственно 0,25; 0,5; 0,75 и 1,0.

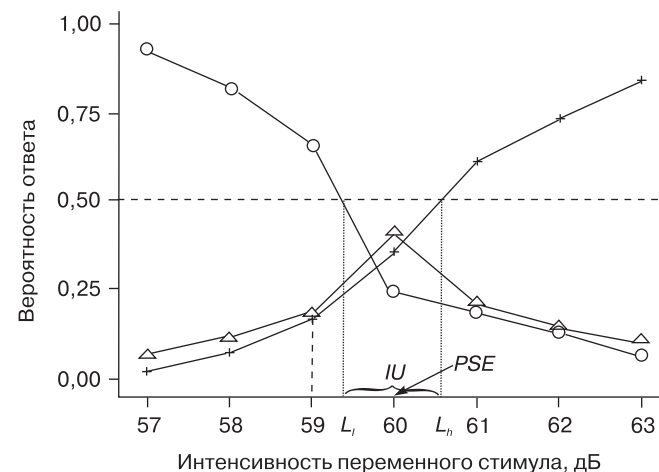


Рис. 5. Психометрическая функция

Функция построена по экспериментальным точкам при измерении порога различения громкости звуковых стимулов с использованием метода постоянных раздражителей с тремя категориями ответов. Кружками обозначены точки, соответствующие ответам «меньше», крестами — «больше», треугольниками — «равно».

В опыте с двумя категориями ответов *разностный порог* определяется как половина интервала неопределенности и соответствует полумежквартильному размаху психометрической кривой, построенной по ответам «больше» или «меньше». Обозначим его $DL(2)$, где цифра в скобках указывает на количество категорий ответа:

$$DL(2) = (S_{0,75} - S_{0,25})/2. \quad (15)$$

Психофизические показатели в эксперименте с тремя категориями ответов. При использовании в МПР трех категорий ответов испытуемого — «больше», «меньше» и «равно» — психометрические кривые ответов «больше» и «меньше» не являются зеркальными и потому должны рассматриваться обе. Результаты эксперимента по определению порога различения громкости с использованием МПР с тремя категориями ответа представлены на рис. 5. График построен по семи точкам, соответствующим вероятности ответа «больше» для семи значений S_{var} в диапазоне от 57 до 63 дБ. $S_{sr} = 60$ дБ.

В соответствии с данным выше операциональным определением порога как 50%-ной точки, которое можно полностью применить к трехкатегориальному варианту опыта, медиана психометрической кривой ответов «меньше» является оценкой *нижнего разностного порога* — L_n , а медиана ответов «больше» — оценкой *верхнего разностного порога* —

L_p ; расстояние между ними характеризует *интервал неопределенности* (IU), центр которого является *точкой субъективного равенства* (PSE). В качестве величины разностного порога одни исследователи [см., например, Бардин, 1976] предлагают считать, согласно принятому в методе границ определению, половину интервала неопределенности, т.е.

$$DL(3) = L_h - L_l / 2, \quad (16)$$

где $DL(3)$ — обозначение указанной оценки разностного порога; L_h и L_l — соответственно величины верхнего и нижнего разностного порога.

Другие авторы предлагают использовать в качестве меры порога различия полумежквартильный размах психометрической кривой ответов «больше» или «меньше», т.е. так же, как и при обработке данных опыта с двумя категориями ответов, — см. формулу (11). Как указывается в психофизической литературе, эта оценка разностного порога в меньшей степени зависит от частоты появлений ответов «равно», и поэтому ее использование предпочтительнее. Тем не менее при использовании $Q(3)$ в качестве показателя дифференциального порога также возникают проблемы. Поэтому в настоящее время большинство психофизиков отказались от использования трех категорий ответов при измерении порогов методом постоянных раздражителей. Как правило испытуемому не разрешают использовать нейтральные ответы, а в случае необходимости их использования они делятся между ответами «больше» и «меньше». Вопрос о том, как делить нейтральные ответы — поровну или пропорционально количеству ответов двух других категорий, — дискутировался, но так и не получил однозначного решения. При решении практических задач нейтральные ответы, как правило, делят пополам.

Как было сказано выше, при использовании двухкатегориальной системы ответов используемой мерой дифференциального порога является величина $Q(2)$.

Подчеркнем, что отказ от использования трехкатегориальной системы ответов при измерении как абсолютной, так и разностной чувствительности с помощью МПР не всегда возможен. Когда используются сложные многомерные стимулы (например, при оценке качества звучания музыкальной аппаратуры) или необычные стимулы (например, воздействие вибрации или СВЧ-излучения), у испытуемых появляются очень неопределенные, сомнительные ощущения и их весьма затруднительно оценивать в категориях «больше» — «меньше».

1.2.2. Определение абсолютного порога методом постоянных раздражителей

При измерении абсолютного порога в каждой пробе испытуемому предъявляется только один из нескольких (обычно 5–9) постоянных стимулов, на который требуется дать один из двух возможных ответов. Выбор диапазона используемых стимулов, их количество, величины меж-

стимульного интервала, а также порядка предъявления стимулов осуществляется исходя из тех же соображений, которые были описаны выше.

После окончания опыта рассчитываются относительные частоты ответов испытуемого (например, «слышу», «не слышу») на каждый из постоянных стимулов, по полученным данным строится психометрическая кривая. За абсолютный порог принимается 50%-ная точка этой кривой, т.е. используется одна из мер центральной тенденции — среднее M или медиана Md .

Меры изменчивости, описывающие полученное распределение частот ответов, полумежквартильный размах Q или стандартное отклонение σ , характеризующие вариативность работы испытуемого, могут использоваться для определения надежности оценки порога.

Подчеркнем особо, что при измерении абсолютного порога получаемые в опыте оценки характеризуют не только и не столько *порог ответной реакции* испытуемого, т.е. пороговый показатель — это величина, на которую в значительной степени могут влиять и несенсорные факторы. Например, истинное значение порога ощущения может искажаться за счет влияния случайного угадывания. Для корректировки таких ответов американским психофизиком Х. Блэквеллом (1953) была предложена *поправка на случайный успех*, позволяющая давать более точную вероятность ответов испытуемого. Процедуру такой корректировки получаемых данных можно найти в специальной литературе [см., например, Бардин, 1976; Гусев, Измайлов, Михалевская, 2005].

Рассмотрим один из классических примеров измерения абсолютного порога с помощью МПР. Измеряется *пространственный порог тактильного восприятия* — то минимальное расстояние между двумя раздражаемыми точками кожи, при котором испытуемый в 50% случаев дает ответ «два» и в 50% — ответ «один». На том участке кожи, на котором будет определяться порог, экспериментатор делает несколько предварительных замеров специальным прибором *эстезиометром*, для того чтобы грубо определить пороговую зону. Выбираются, например, пять стимулов таким образом, что наименьший стимул вызывает ответ «два» приблизительно в 5% случаев, а наибольший — в 95%. Для удобства дальнейших расчетов интервалы между стимулами устанавливаются равными. Каждый стимул предъявляется 100 раз. Стимулы предъявляются в случайном порядке, причем место каждого из пяти стимулов в общей последовательности из 500 проб распределяется равномерно. По полученным данным строится психометрическая кривая. Для этого на графике по абсциссе откладывается физический параметр стимула — расстояние между раздражаемыми точками кожи в мм, а по ординате — относительная частота ответов «два». Соответствующая психометрическая кривая приведена на рис. 6.

Очень редко случается так, что одному из стимулов соответствует пороговая пропорция ответов: $P_{\text{«два»}} = 0,5$. Как правило соответствующий

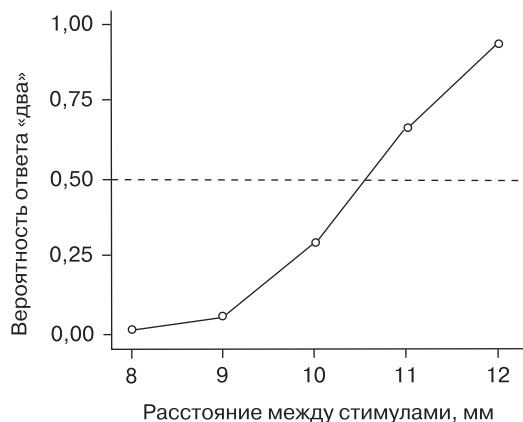


Рис. 6. Психометрическая кривая, построенная по результатам измерения пространственного порога тактильного восприятия

Кружками показаны полученные данные. Абсолютный порог определен как медиана (Md) психометрической кривой. (По Гилфорду, 1954.)

щую порогу точку по полученной психометрической кривой определяют графическим или вычислительным путем. В нашем примере значение медианы (и среднего арифметического), характеризующее величину абсолютного порога, оказалось равным 10,57 мм. Так же можно вычислить меры вариативности ответов испытуемого — квартили Q_3 , Q_1 и стандартное отклонение σ .

Подчеркнем, что точность расчета величины абсолютного порога обусловлена прежде всего тем, насколько хорошо полученные в опыте точки ложатся на S -образную кривую. Как говорят статистики — точность вероятностных оценок зависит от качества *аппроксимации* эмпирических данных теоретической кривой. В данном случае это означает, насколько хорошо по пяти или семи полученным в опыте точкам можно воспроизвести форму психометрической кривой. К сожалению, математически корректное решение задачи подгонки экспериментальных точек под соответствующую им наилучшим образом S -образную кривую является непростым. Поэтому на практике используются два варианта построения психометрической функции: 1) с помощью *линейной интерполяции* отдельных участков психометрической функции в линейных координатах; 2) вся психометрическая функция аппроксимируется функцией *нормального распределения*, график которого в нормальных координатах является *прямой* линией. Рассмотрим оба варианта обработки данных.

Способ линейной интерполяции. Хотя этот способ не обеспечивает высокую точность вычисления порога, он имеет важные преимущества — простоту и наглядность. При использовании *линейной интерпо-*

*ляции** психометрическая функция представляется в виде отдельных отрезков прямой, которые проводятся между полученными в опыте точками. Этот вариант представлен на рис. 4–6.

Самым простым и наглядным является *графический способ* нахождения значений медианы и квартилей. Для нахождения пороговых показателей на графике проводят горизонтальные линии на уровне частот ответов, равных 0,5; 0,25; 0,75 (см., например, рис. 4), и их пересечения с построенной психометрической кривой дадут соответственно значения Md , Q_1 и Q_3 . Естественно, чтобы достичь приемлемой точности вычислений, при использовании графического способа обработки результатов следует построить психометрическую функцию на координатной бумаге, выбрав достаточно крупный масштаб.

Тот же результат можно получить и *расчетным путем* по следующим формулам (фактически эти формулы вытекают из решения прямоугольных треугольников):

Медиана психометрической кривой определяется как

$$Md = S_l + \frac{(S_h - S_l) + (0,5 - P_l)}{P_h - P_l}, \quad (17)$$

где S_l — величина ближайшего к 50%-ной точке стимула, лежащего ниже нее, S_h — величина стимула, лежащего непосредственно выше 50%-ной точки, P_l и P_h — соответствующие указанным выше стимулам пропорции ответов.

Первый и третий квартили вычисляются по следующим формулам:

$$Q_1 = S_{l1} + \frac{(S_{h1} - S_{l1})(0,25 - P_{l1})}{P_{h1} - P_{l1}}, \quad (18)$$

где S_{l1} — величина стимула, лежащего непосредственно ниже 25%-ной точки, S_{h1} — величина стимула, лежащего непосредственно выше 25%-ной точки, P_{l1} и P_{h1} — соответствующие указанным выше стимулам пропорции ответов;

$$Q_3 = S_{l3} + \frac{(S_{h3} - S_{l3})(0,75 - P_{l3})}{P_{h3} - P_{l3}}, \quad (19)$$

где S_{l3} — величина стимула, лежащего непосредственно ниже 75%-ной точки; S_{h3} — величина стимула, лежащего непосредственно выше 75%-ной точки; P_{l3} и P_{h3} — соответствующие указанным выше стимулам пропорции ответов.

В нашем примере $Md = 10,57$ мм, $Q_1 = 9,83$ мм, $Q_3 = 11,33$ мм.

Недостатками способа линейной интерполяции являются:

1) расточительность, так как из всех полученных в эксперименте данных используется только часть — например, для определения Md достаточно иметь две точки;

2) отсутствие возможности получить *точную* оценку показателей

* Метод линейной интерполяции основан на допущении, что на участке между двумя экспериментальными точками психометрическая функция может быть приблизительно представлена в виде прямой. Такое предположение в известной степени правомерно, поскольку на интересующем нас участке между Q_1 и Q_3 психометрическая функция действительно похожа на прямую линию.

разброса — дисперсии или межквартильного размаха Q . Если в эксперименте используется больше двух стимулов, можно определить Q_1 и Q_3 , а если допустить, что распределение частот ответов является нормальным, то можно найти и величину стандартного отклонения через соотношение $\sigma = 1,483Q$. Однако при широком диапазоне используемых стимулов и относительно малом их числе (около 5, как в нашем примере) оценка Q будет не очень точной, следовательно, и значение σ также.

Способ нормальной интерполяции. В том случае, если мы принимаем более строгое допущение о том, что психометрическая функция является функцией нормального распределения, и, следовательно, выразим масштаб оси ординат в единицах стандартного отклонения этого распределения (т.е. в так называемых нормальных, или z -координатах), то психометрическая функция, имеющая S -образную форму в линейных координатах, превращается в прямую линию. При таком преобразовании оси ординат появляется возможность найти все необходимые показатели по психометрической функции, ставшей прямой линией, аналогично тому, как это делалось в случае линейной интерполяции. Для этого нужно преобразовать пропорции ответов P с помощью таблиц нормального распределения в значения z , представляющие собой нормированные по стандартному отклонению расстояния от эмпирически полученных точек до медианы. После проведения такого z -преобразования точки на графике могут быть аппроксимированы* прямой линией, которая проводится «на глазок» либо рассчитывается с помощью метода наименьших квадратов. Этот статистический метод дает наилучшую подгонку полученной прямой к экспериментальным точкам. Возможность осуществить такую подгонку нескольких экспериментальных точек под наилучшую прямую, статистически строго оценить «хорошесть» сделанной подгонки и рассчитать по полученным координатам прямой все необходимые пороговые показатели имеется практически во всех современных статистических системах и реализуется с помощью методов линейного регрессионного анализа.

Вычисление медианы психометрической функции возможно как графически, так и расчетным путем. Значения абсолютного порога и PSE при измерении разностного порога (двухкатегориальный вариант МПП) определяются как величина стимула, которой соответствует $z = 0$. Стандартное отклонение определяется как такая величина стимула, для

* Термин «аппроксимация» экспериментальных точек какой-либо функцией означает процедуру представления (моделирования) набора эмпирических точек в виде определенной математической функции. В данном случае предполагается, что если психометрическая функция — это функция нормального распределения, то в нормальных координатах она будет иметь вид линейной. Очевидно, что «хорошесть» аппроксимации экспериментальных точек линейной функцией будет одновременно служить показателем адекватности принятого предположения о нормальности распределения.

которой $z = +1$ или $z = -1$ *. Через стандартное отклонение можно найти и величину полумежквартильного размаха Q , так как их соотношение строго задано:

$$Q = 0,674 \sigma. \quad (20)$$

Для иллюстрации этого способа обработки обратимся к рассмотренному выше примеру с определением пространственного порога тактильного восприятия. С помощью специальной таблицы, представленной в приложении 2, сделаем преобразование величин вероятностей ответов «два» в единицы стандартного отклонения:

Расстояние между стимулами, мм	8	9	10	11	12
Вероятность ответов «два», $P_{\text{«два»}}$	0,01	0,05	0,29	0,66	0,93
Результат преобразования $P_{\text{«два»}}$ в $z_{\text{«два»}}$	-2,22	-1,55	-0,55	0,41	1,48

Зависимость величины $z_{\text{«два»}}$ от физического параметра стимула, т.е. психометрическая функция в нормальных координатах, приведена на рис. 7.

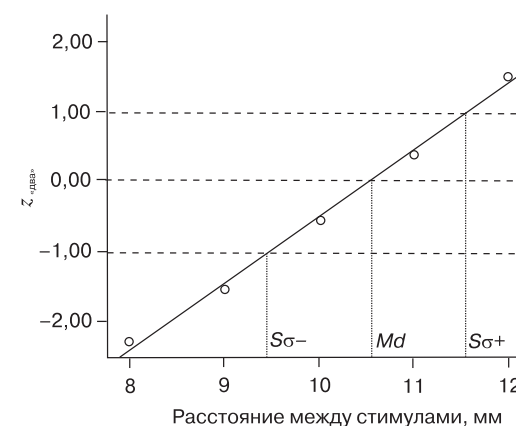


Рис. 7. Психометрическая функция в нормальных координатах, построенная по результатам измерения пространственного порога тактильного восприятия

Кружками показаны полученные данные, через которые проходит прямая, построенная с помощью линейного регрессионного анализа. Абсолютный порог определен как медиана ($z = 0$) психометрической кривой. (По Гилфорду, 1954.)

* Фактически шкала z -оценок и является шкалой единиц стандартного нормального отклонения — σ . Точка $z = 0$ соответствует нулевому отклонению от среднего (медианы), точки $z = 1$ или $z = -1$ — отклонению от среднего на 1σ соответственно вправо или влево.

Аналогичным образом можно рассчитывать пороговые показатели при определении дифференциального порога, построив одну из психометрических функций, например, для ответов «больше» в нормальных координатах и проведя с помощью регрессионного анализа по найденным точкам наилучшую прямую. По найденным значениям $S_{\sigma-}$ и $S_{\sigma+}$ расчетным путем находятся границы интервала неопределенности — Q_1 и Q_3 , а затем величина разностного порога. Если необходимо вычислить показатели нижнего и верхнего разностных порогов, то необходимо построить две психометрические функции в нормальных координатах — для ответов «больше» и «меньше». На рисунке 8 построена психометрическая функция, соответствующая описанным выше результатам опыта по измерению дифференциального порога громкости (см. рис. 5):

Интенсивность переменного стимула, дБ	58	59	60	61	62	63	64
Вероятность ответов «больше»	0,01	0,07	0,16	0,35	0,61	0,73	0,84
Результат z -преобразования	-2,33	-1,48	-0,92	0,18	0,47	0,88	1,41

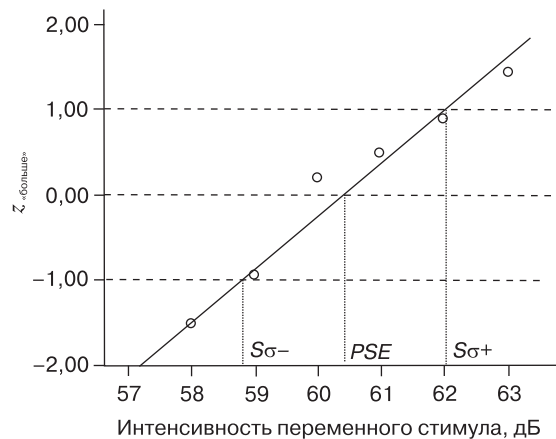


Рис. 8. Психометрическая функция для ответов «больше», полученная методом нормальной интерполяции при измерении порога различения громкости звуковых стимулов с использованием метода постоянных раздражителей с тремя категориями ответов

Если необходимо вычислить показатели нижнего (L_l) и верхнего (L_h) разностных порогов, то следует построить две психометрические функ-

ции в нормальных координатах — для ответов «больше» и «меньше», а затем проекции на ось абсцисс точек пересечения полученных линейных психометрических функций с линией $z = 0$.

Поскольку во многих компьютерных статистических системах и программах научной графики имеется возможность преобразовать линейные координаты в нормальные, то определение с помощью графиков параметров психометрической функции способом нормальной интерполяции не представляет для психолога особой сложности даже при отсутствии специальных таблиц.

Все необходимые пороговые показатели могут быть определены и аналитическим путем с помощью соответствующих формул. Для этого можно воспользоваться двумя методами. Во-первых, можно применить уже известный нам метод линейной интерполяции (теперь в нормальных координатах), который фактически является аналогом простого графического решения, когда мы не производим строгого построения аппроксимирующей прямой. Расчет параметров психометрической прямой производится по формулам (21)–(23):

$$RL = Md = \frac{z_h \cdot S_l - z_l \cdot S_h}{z_h - z_l}, \quad (21)$$

где z_l и z_h — соответственно отрицательная и положительная величины z , самые близкие к нулю; S_l и S_h — стимулы, соответствующие z_l и z_h (т.е. величины ближайшего подпорогового и надпорогового стимулов).

Для оценки величины стандартного отклонения следует взять разность между точками на стимульной оси, соответствующими $z = 1$ или $z = -1$, и величиной порога RL . Эти точки можно вычислить так:

$$S_{\sigma+} = \frac{S_{h+}(1 - z_{l+}) - S_{l+}(1 - z_{h+})}{z_{h+} - z_{l+}}, \quad (22)$$

где z_{l+} и z_{h+} — ближайшие значения z , соответственно меньшие и большие +1; S_{h+} и S_{l+} — стимулы, соответствующие z_{l+} и z_{h+} (т.е. ближайшие значения стимулов ниже и выше $S_{\sigma+}$);

$$S_{\sigma-} = \frac{S_{l-}(1 + z_{h-}) - S_{h-}(1 + z_{l-})}{z_{h-} - z_{l-}}, \quad (23)$$

где z_{l-} и z_{h-} — ближайшие значения z , соответственно меньшие и большие -1; S_{h-} и S_{l-} — стимулы, соответствующие z_{l-} и z_{h-} (т.е. ближайшие значения стимулов, ниже и выше $S_{\sigma-}$).

Оба значения $S_{\sigma+}$ и $S_{\sigma-}$ вычисляются в связи с тем, что полученная в эксперименте психометрическая кривая далеко не всегда является очень хорошим приближением к кривой нормального распределения и эти значения могут расходиться. Поэтому обычно для оценки разброса используется их среднее значение. В нашем примере вычисления по приведенным формулам дали следующие величины:

$$RL = 10,57 \text{ мм}, S_{\sigma+} = S_{\sigma-} = 0,98 \text{ мм}.$$

Во-вторых, воспользовавшись методом наименьших квадратов, можно построить *наилучшую прямую*, проходящую через экспериментальные точки. Эта задача решается просто в любой статистической системе путем выполнения процедуры построения простой линейной регрессии. Вычислив таким образом коэффициенты a и b линейной функции $y = ax + b$, без труда найдем неизвестные « x » по известным « y » ($z = 0$, $z = 1$ или $z = -1$). Понятно, что поскольку точки $S_{\sigma+}$ и $S_{\sigma-}$ будут симметричны относительно RL (точки субъективного равенства), то достаточно вычислить лишь одну из них.

1.2.3. Варианты метода постоянных раздражителей

Метод приращения. Характерной особенностью данной процедуры является непрерывное предъявление испытуемому стандартного стимула, к которому периодически добавляются приращения. Задача испытуемого состоит в обнаружении приращения интенсивности стимула, например, используя ответы «да» — «нет». Разностный порог определяется как величина приращение стимула, заметное в 50% случаев. В методе приращения разностный порог может быть также оценен как половина интервала неопределенности. Сомнения в отношении возможности использования интервала неопределенности в качестве показателя различительной чувствительности были высказаны выше.

Процедурным недостатком описанного метода является необходимость делать перерывы между сериями с разными величинами приращений, поскольку у испытуемого могут формироваться нежелательные ожидания в отношении приращений разной величины.

Метод АБХ. Процедурная особенность этого метода состоит в том, что испытуемому предъявляются последовательно три стимула: первый обозначается A , второй — B , третий — X . Первые два стимула различаются по интенсивности, а в качестве третьего стимула (X) используется либо A , либо B . Испытуемый должен ответить, какой из стимулов был X . Этот метод широко применяется в прикладных исследованиях, например для оценки качества звучания звуковоспроизводящей аппаратуры. При решении подобных задач могут использоваться сложные стимулы, которые обычный нетренированный испытуемый затрудняется оценивать в категориях «больше» — «меньше», однако он хорошо чувствует, когда стимулы одинаковы или различны, т.е. может выполнить *задачу идентификации*. Сама процедура метода $АБХ$ не требует от испытуемого вынесения сравнительного суждения по какой-то одной, определенной в инструкции сенсорной характеристике, а заставляет его решать другую сенсорную задачу — оценивать пары стимулов как одинаковые или различные. В качестве оценки различительной чувствительности в этом методе используется полумежквартильный размах — $Q(2)$. Однако, как уже указывалось выше, эта оценка загрублена

влиянием несенсорных факторов. Для существенного уменьшения влияния несенсорных факторов на ответы испытуемого отечественный психолог *Ю. А. Индлин* (1979) предлагает при использовании метода $АБХ$ в пределах одной непрерывной серии опыта ограничиваться использованием только одного сравниваемого стимула.

Методические рекомендации по выполнению учебных практических заданий по теме «Психофизические методы измерения сенсорной чувствительности»

Задание 1. ОПРЕДЕЛЕНИЕ ВЕЛИЧИНЫ ИЛЛЮЗИИ МЮЛЛЕРА—ЛАЙЕРА МЕТОДОМ МИНИМАЛЬНЫХ ИЗМЕНЕНИЙ

Цель задания. Отработать метод минимальных изменений применительно к измерению разностного порога. Оценить величину иллюзии Мюллера—Лайера.

Методика

Аппаратура. Задание отрабатывается на IBM-совместимом персональном компьютере*. Для предъявления сигнала «Внимание» используются головные телефоны, соединенные со звуковой платой персонального компьютера. Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа *muler.exe*, которая может запускаться непосредственно или из компьютерной обучающей системы «Практика». В последнем случае необходимо в списке созданных преподавателем учебных курсов найти курс «Измерение в психологии», далее — свою академическую группу, а затем — свою фамилию.

Стимуляция. На экране монитора предъявляются на одной горизонтальной линии две стрелы: стандартный стимул ($S_{\text{ст}}$) — стрела с наконечниками наружу, имеющая длину 11 см** и предъявляемая всегда слева, и переменный стимул ($S_{\text{вар}}$) — стрела с наконечниками внутрь, всегда предъявляемая справа. Ее длина может меняться в пределах от 17 до 10 см. Время экспозиции стрел — 1 с.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные экспериментальные данные. Испытуемый сидит на расстоянии 1 м от экрана монитора. Каждая проба начинается с появления звукового сигнала «Внимание» (тональный сигнал длительностью 200 мс и частотой 1000 Гц), затем через 500 мс экспонируются стандартный и переменный стимулы (1 с). Следующая проба начинается через 2 с, в течение этого времени испытуемый должен дать свой ответ, нажимая на одну из трех клавиш на клавиатуре компьютера. Задача испытуемого заключается в том, чтобы сравнить переменный стимул со стандартным, используя три категории ответов: «меньше», «равно» и «больше». Для ответа могут использоваться клавиши управления движением курсора ←; ↓; →.

* Для выполнения учебного задания используется свободно распространяемая компьютерная программа *muler.exe*, специально подготовленная авторами с помощью конструктора психологических методик *StimMake* [Кремлев, Гусев, 2003–2009]. Исполняемый файл учебного задания и инструкцию по его использованию можно взять на сайте издательства. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.aspectpress.ru или на сайте ООО «УМК «Психология». [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://psychosoft.ru>.

** Длина стимула соответствует 15-дюймовому монитору.

Переменные стимулы предъявляются восходящими и нисходящими рядами по 10 проб в каждом ряду. Всего предъявляется 10 восходящих и 10 нисходящих рядов.

Обработка данных. После студент получает файл данных, в котором представлен полный протокол опыта, т.е. зафиксированы все ответы испытуемого на все стимулы (всего 200). Файл с полученными данными легко найти в той же директории, где расположена программа: его имя соответствует фамилии испытуемого, написанной латинскими буквами, а расширение — *mul*, например: *ivanov.mul*. Доступ к данным возможен также посредством сервисных возможностей обучающей системы «Практика». Для удобства обработки данных и написания отчета о выполненном задании после окончания работы следует скопировать собственные данные, например, на собственный *USB*-диск.

По данным протокола каждый студент должен вычислить следующие показатели:

- 1) нижний ($L_l \uparrow$ и $L_l \downarrow$) и верхний ($L_h \uparrow$ и $L_h \downarrow$) пороги в каждом ряду стимулов;
- 2) нижний (L_l) и верхний (L_h) пороги по опыту в целом — см. формулы (5) и (6); оценить разброс полученных пороговых значений, рассчитав соответствующие значения стандартного отклонения s_l и s_h ;
- 3) DL — формула (7);
- 4) PSE — формула (8);
- 5) количественно оценить по данным опыта выраженность иллюзии, рассчитав CE , — формула (9).

Для выполнения необходимых статистических расчетов (среднее арифметическое и стандартное отклонение) можно воспользоваться статистической системой *SPSS 12–17* (русскоязычные версии)*. После ввода полученных данных в электронную таблицу редактора данных (30 значений L_l — в первую переменную и 30 значений L_h — во вторую в меню статистических методов) нужно выбрать пункт «**Дескриптивные статистики**» и в списке переменных указать имена анализируемых переменных: в нашем случае их две — L_l и L_h . В окне результатов на экране распечатывается множество статистических показателей, в том числе среднее арифметическое и стандартное отклонение для каждой переменной.

В качестве дополнительного задания по работе с данными можно рекомендовать построение графика изменения пороговых значений в ходе опыта, на котором в наглядной форме легко проанализировать возможные тенденции изменения верхнего и нижнего порогов, например: этап вработывания, период стабилизации ответов и другие феномены динамики выполнения этой сенсорной задачи. Для этого, вернувшись в электронную таблицу, нужно перейти к построению графиков (в меню пункт «**Графика**»). В качестве типа графика выберите «**Линии**», а затем в появившемся меню отметьте пункт — «**Простая**» и укажите, что строится график для значений отдельных наблюдений. Далее в появившемся списке переменных необходимо выбрать L_l или L_h и перенести одну из них в окно «**Линия представляет**», метками на оси ординат будут «**Номера наблюдений**», т.е. номера рядов от 1 до 30.

* Все описания работы со статистическими процедурами даны для версии *SPSS 14*.

Задание 2. ИЗМЕРЕНИЕ ПОРОГА РАЗЛИЧЕНИЯ ДЛИТЕЛЬНОСТИ ТОНАЛЬНЫХ СИГНАЛОВ МЕТОДОМ ПОСТОЯННЫХ РАЗДРАЖИТЕЛЕЙ. ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ НЕСЕНСОРНЫХ ФАКТОРОВ НА ПОРОГОВЫЕ МЕРЫ

Цель задания. 1. Практическая отработка метода на примере определения дифференциального порога при различных инструкциях для испытуемого. 2. Освоение процедуры вычислений различных пороговых мер, получаемых в этом методе (интервал неопределенности, точка субъективного равенства, константная ошибка).

Методика

Аппаратура. Задание обрабатывается на IBM-совместимом персональном компьютере. Для предъявления звуковых сигналов (тона частотой 1000 Гц) используются головные телефоны, соединенные с выходом звуковой карты персонального компьютера. Длительность стандартного стимула — 900 мс, длительность пяти переменных (сравниваемых) стимулов — 600, 750, 900, 1050 и 1200 мс.

Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа *ms.exe**.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Опыт состоит из тренировочной (10 проб) и основной (150 проб) серий. Испытуемому последовательно предъявляются два звуковых стимула, его задача — сравнить их по длительности, используя три категории ответа («первый больше», «стимулы равны по длительности», «первый меньше»). Место стандартного и сравниваемого стимулов в паре изменяется в квазислучайном порядке. Длительность сравниваемого стимула также меняется в квазислучайном порядке. Межстимульный интервал — 500 мс. Во время звучания каждого из стимулов на экране монитора последовательно появляются номера стимулов в паре (1–2, 1–2 и т.д.), что позволяет испытуемому определить, в какой момент времени нужно давать ответ. Если испытуемый не дал ответ в прошедшей пробе, то предъявление пары стимулов повторяется. Межпробный интервал, в течение которого испытуемому требуется дать ответ, равен 2 с. Для ответа используются клавиши управления движением курсора: ← («первый больше»), ↓ («стимулы равны по длительности»), → («первый меньше»).

Обработка результатов. После окончания опыта испытуемый получает компьютерную распечатку (или файл данных), где для каждой серии приводятся частоты ответов «больше», «равно» и «меньше» для всех пяти переменных стимулов.

По данным каждой серии обработка результатов осуществляется следующим образом:

1. Строятся два графика с психометрическими кривыми в линейных координатах. На первом графике строятся психометрические кривые для трех категорий ответов (см. рис. 5). На втором — для двухкатегориального варианта (см. рис. 4), при этом нейтральные ответы делятся поровну между пропорцией

* В случае отсутствия указанной программы на сайте издательства и сайте <<http://psychosoft.ru>> представлены звуковой файл с последовательностью звуковых стимулов и текстовый файл с протоколом опыта. В данном случае для выполнения задания каждому испытуемому необходимо распечатать этот протокол и работать очень внимательно, чтобы своевременно давать ответы.

ответов «больше» и «меньше» (достаточно построить только одну кривую — для ответов «больше»).

2. Для расчета всех пороговых показателей (*IU*, *DL*, *PSE*, *CE*) применяется графический метод, основанный на способе линейной интерполяции.

3. Затем, используя двухкатегориальный вариант расчетов, строятся психометрические функции в нормальных координатах для ответов «больше».

С помощью линейного регрессионного анализа по пяти полученным в опыте точкам проводится наилучшая прямая, проходящая через данные точки. Для этого также целесообразно воспользоваться статистической системой *SPSS*. В редакторе данных длительности переменного стимула заносятся в первую переменную (это будут значения *X*), а соответствующие им *z*-оценки — во вторую (это будут значения *Y*). Затем в меню статистических процедур выбирают опцию «Регрессия» и далее — «Подгонка кривых». При выполнении данной процедуры в каждой из статистических систем следует указать в качестве зависимой переменной — *z*-оценки, в качестве независимой — длительность стимула. При выборе исследуемой зависимости нужно указать ее предполагаемый вид — линейная. Как результат выполнения процедуры регрессионного анализа будет построена математическая модель введенных данных, представленная в виде уравнения прямой: $Y = k + b_1 \cdot X$ и соответствующего ей графика. Получив оценки параметров линейной модели, можно вручную построить на графике наилучшую аппроксимирующую прямую, проходящую через пять экспериментальных точек, или воспользоваться графиком, построенным компьютером. Статистическая оценка адекватности сделанной линейной аппроксимации также приводится на экране результатов в виде результатов однофакторного дисперсионного анализа. Далее можно легко вычислить все необходимые показатели: *PSE*, S_{y+} и S_{y-} . Это означает, что по уравнению вычисленной регрессионной прямой нужно найти три неизвестных *X* по трем известным *Y*: $z = 0$, $z = +1$ и $z = -1$. На основании полученных величин вычисляются все необходимые пороговые показатели: *IU*, *DL* и *CE*.

Все полученные результаты сводятся в таблицу.

Обсуждение результатов. В ходе анализа полученных результатов следует оценить зависимость рассчитанных пороговых показателей от метода обработки данных, а также преимущества и недостатки различных использованных методов обработки.

В выводах нужно оценить возможности и ограничения метода констант применительно к задаче оценки сенсорной чувствительности.

Литература

- Бардин К. В. Проблема порогов чувствительности и психофизические методы. М.: Наука, 1976. С. 69–278.
- Бююль А., Цефель П. *SPSS: Искусство обработки информации*. 2-е изд. М.: Диасофт, 2005.
- Гусев А. Н., Измайлов Ч. А., Михалевская М. Б. Измерение в психологии. Общий психологический практикум. 4-е изд. М.: УМК «Психология», 2005.
- Наследов А. Д. Математические методы психологического исследования: Анализ и интерпретация данных. СПб.: Речь, 2007.
- Энген Т. Психофизика I. Различение и обнаружение // Проблемы и методы психофизики / Под ред. А. Г. Асмолова, М. Б. Михалевской. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1974.



МЕТОДЫ ОБНАРУЖЕНИЯ СИГНАЛА И АНАЛИЗ РАБОЧИХ ХАРАКТЕРИСТИК

2.1. Общие понятия

В этой главе рассматриваются методы, отличающиеся от классических пороговых методов новым подходом к измерению предельных сенсорных способностей человека в обнаружении слабого сигнала или установлении малых стимульных различий. Первая задача называется задачей *обнаружения сигнала*, а вторая — *различением сигналов*. В классической психофизике они были обозначены как задачи измерения абсолютного и разностного порогов.

Хотя в классических психофизических методах и изучаются сенсорные способности наблюдателя, но вопрос о *вероятности обнаружения стимула* не ставится, а учитывается лишь вероятность ответов испытуемого «да» (слышу или вижу). Тем самым в рамках представлений о пороге как принципе работы сенсорной системы явно или неявно признавалось, что, когда интенсивность предъявленного стимула превышает сенсорный порог, испытуемый всегда ответит «да» или, в случае оценки разностного порога, скажет «больше»/«меньше». Однако легко себе представить такую ситуацию, когда испытуемый, находясь в роли тестируемого (экспертизы), захочет показать максимум своих сенсорных способностей и будет давать ответ «да» почти в каждой пробе. Естественно, что в таком случае количество утвердительных ответов не будет сколько-нибудь точно отражать его предельные сенсорные способности. Надежда психолога-эксперта на честность испытуемого, по-видимому, не самое лучшее средство для обеспечения надежности проводимых измерений. Таким образом, достаточно очевидно, что результат пороговых измерений классическими психофизическими методами может сильно зависеть от *стратегии* испытуемого давать ответы определенного рода и, следовательно, появляется задача прямого учета его поведения в ситуации сенсорной неопределенности, т.е. при принятии решения об обнаружении или различении пороговых сигналов.

Новая методология измерения сенсорной чувствительности, называемая *психофизической теорией обнаружения сигнала, или ТОС в психофизике* [Green, Swets, 1966], содержит в себе представление о наблюдателе не как о пассивном приемнике стимульной информации, но как об активном субъекте принятия решения в ситуации *сенсорной неопределенности*. В рамках ТОС при оценке сенсорной чувствительности делается попытка оценить ее более надежно и объективно, учитывая влияющие факторы несенсорной природы на ответы человека.

Кратко основные идеи ТОС можно изложить следующим образом. Наблюдателю указывается на определенную физическую особенность стимуляции (например, интенсивность стимула или его пространственно-временные параметры), которая характеризует его как *значащий стимул*, или *сигнал*.. В отличие от *значащего стимула* испытуемому могут предъявляться другие, в которых эта характерная особенность отсутствует (например, они могут быть менее интенсивными, меньше по размерам или короче по длительности), они называются *несигнальными*, или *пустыми*. Сенсорная задача испытуемого заключается в том, чтобы в ряде проб *обнаружить* наличие в предъявленном раздражителе признака, характерного для значащего стимула. В ситуации высокой сенсорной неопределенности, когда физические различия между сигнальным и несигнальным стимулами очень малы, имеет место ситуация, при которой наблюдатель не может со 100%-ной вероятностью решить, был предъявлен сигнал или нет. Тем не менее *решение* об обнаружении/необнаружении сигнала принимать необходимо. В ТОС предполагается, что такого рода задача решается наблюдателем с помощью выработки определенного *правила принятия решения*, соотносящего характеристики возникшего сенсорного образа предъявленного стимула с заданным по инструкции набором из двух возможных решений — «да, был сигнал» или «нет, сигнала не было». Иначе говоря, это означает, что в подобной ситуации сенсорной неопределенности наблюдатель формирует для себя правило принятия решения, основанное на использовании определенного *критерия* как меры оценки своего решения о том, что сигнал был или его не было (или в случае задачи на установление стимульных различий — отличаются ли два стимула друг от друга). Критерий наблюдателя как основа для формирования правила принятия решения может изменяться под влиянием разных факторов — физических особенностей стимуляции, тренировки, предварительной информации о частоте появления сигнальных или пустых стимулов в опыте, поступающей информации о правильности принятых решений, цене правильных и неправильных решений и др.

Ниже будут описаны три метода обнаружения сигналов, разработанных в рамках ТОС: метод «да—нет», метод двухальтернативного вынужденного выбора и метод оценки уверенности. Это так называемые современные психофизические методы измерения сенсорной чувствительности в отличие от классических пороговых методов, которые были описаны в предыдущей главе.

2.2. Метод «да—нет»

При описании метода будет подробно рассматриваться ситуация обнаружения сигнала, а незначительные изменения в его процедуре для

варианта измерения различительной чувствительности будут рассмотрены в конце настоящего раздела.

В этом методе стимульные условия задачи максимально упрощены, используются всего два стимула: один значащий, сигнальный — S и другой пустой — N^* . Каждая проба состоит из предъявления одного стимула (S или N) и ответа испытуемого — «да», если он обнаружил сигнал, или «нет», если он не обнаружил его. Пробы следуют друг за другом обыкновенно через регулярные или случайные интервалы времени. Предъявление сигнальных и шумовых стимулов осуществляется в случайном порядке, о чем обычно сообщается испытуемому. На протяжении одной серии проб вероятность предъявления сигнальной $P(S)$, и пустой $P(N)$ пробы остается неизменной. Соответственно $P(S) = 1 - P(N)$.

Поскольку в методе «да—нет» используются два стимула и два варианта ответа, в каждой пробе возможны четыре категории исходов, имеющие свое название: S — «да» (правильное обнаружение или попадание), N — «нет» (правильное отрицание), S — «нет» (пропуск), N — «да» (ложная тревога). Первые два исхода являются правильными, два последних — ошибочными. Как принято в психофизической литературе, *попадание* и *ложная тревога* будут в дальнейшем обозначаться через H (от англ. *hit*) и FA (от англ. *false alarm*), *пропуски* и *правильные отрицания* — соответственно O (*omission*) и CR (*correct rejection*).

Результаты деятельности испытуемого в опыте, проведенном по методу «да—нет», могут быть представлены в виде эмпирических оценок условных вероятностей этих четырех видов исходов: $P(\text{«да»}/S)$ или $P(H)$, $P(\text{«да»}/N)$ или $P(O)$, $P(\text{«нет»}/S)$ или $P(FA)$, $P(\text{«нет»}/N)$ или $P(CR)$. Однако понятно, что если вычислены две первые условные вероятности (попаданий и ложных тревог), то вычисления двух остальных уже не требуется, поскольку они не несут никакой дополнительной информации, так как:

$$P(\text{«нет»}/S) + P(\text{«да»}/S) = 1, \quad (24)$$

$$P(\text{«нет»}/N) + P(\text{«да»}/N) = 1. \quad (25)$$

Таким образом, при использованных в опыте числа проб N и вероятности предъявления сигнального стимула $P(S)$ результаты эффективности обнаружения сигнала испытуемым обычно представляются только двумя условными вероятностями: вероятностью попадания $P(H) = P(\text{«да»}/S)$ и вероятностью ложной тревоги $P(FA) = P(\text{«да»}/N)$. Использование этих двух показателей вполне логично: чем выше вероятность попадания и меньше вероятность ложных тревог, тем выше

* В психофизической литературе символом S (от англ. *signal* — сигнал) обозначается значащий, сигнальный стимул, а символом N (от англ. *noise* — шум) — незначащий, несигнальный, шумовой стимул.

сенсорная способность испытуемого обнаруживать значащий сигнал и отличать его от шума.

Следует отметить, что при планировании опыта по измерению сенсорной чувствительности методом «да—нет» из общего числа всех предъявлений N обычно исключают первые 40–50 проб, предполагая, что в них испытуемый постоянно меняет правило принятия решения, вырабатывая критерий, адекватный условиям опыта и своим впечатлениям. Когда после тренировки устанавливается стабильное правило принятия решения, говорят, что решение задачи вышло на *асимптотический*, т.е. предельный и относительно неизменный уровень. Асимптотический уровень исполнения сенсорной задачи обнаружения сигнала характеризуется тем, что если мы проведем несколько последовательных опытов с неизменными условиями и по каждому опыту в отдельности вычислим $P(H)$ и $P(FA)$, то все сравниваемые пары не будут статистически значимо отличаться друг от друга.

В рамках ТОС для контроля за критерием принятия решения наблюдатели используют несколько способов. Один из них — сообщение испытуемому предварительной (априорной) информации о пропорции сигнальных и пустых проб в опыте. Например: «В 80% всех проб будет предъявляться пустой стимул» (т.е. $P(S) = 0,2$) или «Сигнальное предъявление будет встречаться в 3 раза чаще пустого» ($P(S)/P(N) = 3$, т.е. $P(S) = 0,75$). Понятно, что знание априорной вероятности появления значащего стимула должно существенно влиять на характер его ожидания в случайной последовательности проб и тем самым определять особенности правила принятия решения.

Отметим, что сама инструкция, разъяснение испытуемому формы предъявления, характера сигнала и т.п. — все это не входит в термин «предварительная информация».

Наличие/отсутствие обратной связи является еще одним способом контроля за критерием принятия решения со стороны наблюдателя. Термин «*обратная связь*» включает информацию об истинности/ложности ответов испытуемого, сообщаемую ему после каждой пробы или блока проб. Цель введения обратной связи и предварительной информации — попытка контроля формирующейся у наблюдателя схемы соответствия между свойствами ощущений (сенсорных образов) и правилом принятия решения. Обычно в тренировочных опытах, чтобы побыстрее сформировать у испытуемого адекватную схему соответствия, ему дают истинную обратную связь после каждого ответа.

Необходимо подчеркнуть, что в рамках ТОС испытуемый рассматривается как *идеальный наблюдатель*, т.е. как субъект, мотивированный на выполнение задачи обнаружения сигнала и адекватно использующий всю имеющуюся информацию об условиях опыта. Однако очевидно, что если испытуемый не очень заинтересован в выполнении сенсорной задачи, то никакой контроль не может быть эффективным.

Как показывает практика психофизических измерений, испытуемый, устанавливая правило принятия решения, может вести себя и как неидеальный наблюдатель, например, невзирая на полученную перед опытом инструкцию, руководствоваться неизвестными экспериментатору субъективными «весами» различных типов ошибок. Например, он может стараться минимизировать число пропусков и не очень заботиться об уменьшении числа ложных тревог (т.е. «цена» пропуска выше «цены» ложной тревоги). Чтобы более эффективно контролировать правило принятия решения и сделать его более стабильным или (при необходимости) направленно изменять его, обратная связь может быть дополнена *системой «выплат» и «штрафов»* — соответственно за верные и ложные ответы. Такого рода влияние наблюдателя на критерий принятия решения организуется в денежной или игровой форме и выражается в виде специальной таблицы — *платежной матрицы*:

Стимул	Ответ	
	да	нет
Сигнал	V	$-W$
Шум	$-W$	W

Здесь V и W — положительные числа, означающие размеры награды или штрафа. Такая форма представления особенно удобна, так как позволяет ограничиться только двумя числами, V и W , для характеристики всей платежной матрицы. Платежная матрица называется симметричной, если $V = W$. Для формирования оптимального правила принятия решения, т.е. такого, которое максимизирует выигрыши и минимизирует проигрыши, решающее значение имеет соотношение не самих V и W , а $P(S) \times V$ и $P(N) \times W$, т.е. совокупного размера выигрыша или проигрыша (они совпадают, только если $P(S) = 0,5$). Если $P(S) \times V = P(N) \times W$ (т.е. ответы на сигнальные и пустые пробы оцениваются одинаково), правило принятия решения должно быть установлено так, чтобы минимизировать вероятности пропусков и ложных тревог. Если же $P(S) \times V > P(N) \times W$ (ответы на сигнальные стимулы ценятся выше, чем на пустые), то правило целесообразно изменить так, чтобы сделать возможно меньшей вероятностью пропуска $P(O)$, даже если при этом увеличивается вероятность ложной тревоги $P(FA)$.

Принимая во внимание рассмотренные выше рассуждения о возможности изменений правила принятия решения об обнаружении сигнала, зададимся вопросом: почему испытуемый не всегда может выработать такую оптимальную схему соответствия между свойствами сенсорных образов и правилом принятия решения, при которой $P(H) = 1$ и $P(FA) = 0$? Ответ дает ТОС, рассматривая в рамках формальной модели

две составляющие процесса обнаружения сигнала: 1) его сенсорную часть, или каким образом связаны воздействия S и N с их сенсорными репрезентациями; и 2) процесс принятия решения, или каким образом на основе текущей сенсорной репрезентации строится ответ об обнаружении или необнаружении сигнала.

Суть самого простого варианта формального описания процесса обнаружения сигнала, предлагаемого ТОС, состоит в следующем. Воздействие любого стимула (S или N) связано с его сенсорными репрезентациями *вероятностно, случайно*, а не детерминистически. Это означает, что один и тот же стимул, повторяясь в различных пробах, вызывает *различные* по интенсивности сенсорные образы, так что в каждой отдельной пробе можно говорить только о вероятностях возникновения тех или иных сенсорных образов. Причины вероятностной природы отображения энергии стимула в силу ощущения разнообразны. С одной стороны, они могут лежать в природе самого стимула (например, количество квантов, излучаемых источником света в данном направлении в единицу времени, — величина принципиально случайная). С другой стороны, вероятностный характер сенсорного процесса обусловлен случайными флуктуациями в работе нейрофизиологических механизмов анализаторов, например, наличием спонтанной нервной активности в проводящих путях. Последняя, в частности, обеспечивает наличие различных сенсорных эффектов даже в том случае, если пустой стимул N представляет собой отсутствие энергии в данной пространственно-временной области. Кроме того, известный вклад в случайный характер сенсорных эффектов безусловно вносят и так называемые внешние факторы: нестабильность стимуляционной аппаратуры, различного рода помехи, изменение общего уровня активации мозговых структур и т.д.

В отличие от сенсорной части процесса в рамках ТОС предполагается, что процесс принятия решения об обнаружении сигнала имеет *детерминистическую* структуру, т.е. один и тот же сенсорный образ, повторяясь в точности в нескольких пробах, вызовет всегда один и тот же ответ наблюдателя. Поэтому используемое правило принятия решения *однозначно* соотносит все множество возникающих ощущений с двумя возможными ответами — «да» и «нет».

Для строгого математического описания двух указанных выше составляющих процесса обнаружения сигнала в рамках классического варианта ТОС строится следующая формальная модель, позволяющая проводить строгие количественные измерения сенсорной чувствительности и оценивать особенности процесса принятия решения. Как и в каждой модели, в ТОС делается ряд упрощающих предположений как о структуре сенсорного процесса, т.е. процесса отображения стимульной энергии в интенсивность некоторого сенсорного качества, так и о структуре процесса принятия решения, описывающего поведение иде-

ального наблюдателя, решающего задачу обнаружения сигнала в ситуации явного дефицита сенсорной информации*.

Первое дополнительное упрощение касается тех характеристик сенсорного сигнала, которые воспринимаются наблюдателем. Правило принятия решения соотносит его ответ с некоторым комплексом свойств сенсорного образа: «Если образ обладает таким-то и таким-то свойствами, то следует выбрать ответ «да», в противном случае — «нет». Очевидно, что не все свойства образа при этом используются. Рассматриваемое упрощение состоит в предположении, что решение принимается всегда на основе интенсивности какого-то *одного* качества сенсорных образов, указанного в инструкции («сладкость», «громкость», «яркость» и т.п.), причем правило принятия решения имеет следующую форму: «Если интенсивность этого сенсорного качества больше некоторой критической величины C , то следует выбрать ответ “да”, если его интенсивность меньше C , то дается ответ “нет”. В ТОС предполагается, что интенсивность этого сенсорного качества может быть представлена *действительным числом*. Для математической модели это важно, поскольку таким образом все возникающие при действии стимулов ощущения можно отобразить на непрерывной оси интенсивности данных сенсорных эффектов**. Подчеркнем также, что при предъявлении соответствующего стимула каждое из этих значений может быть вызвано с той или иной вероятностью. Если значения интенсивности сенсорных образов образуют *непрерывный континуум*, то модель такого вероятностного процесса может быть выражена функцией *плотности вероятности*, которая хорошо отражает уровень правдоподобия возникновения интенсивности создающегося ощущения (сенсорного эффекта). Плотность вероятности возникновения ощущения со значением интенсивности ощущения заданного сенсорного качества X при подаче стимула A условимся обозначать через $f(X/A)$. В одном из классических вариантов ТОС принимается предположение о законе распределения сенсорных эффектов, а именно вводится допущение о возможности его представления *законом нормального распределения****.

* Заметим, что в ситуации восприятия стимулов надпорогового уровня рассматриваемых здесь проблем просто не возникает: наблюдатель может вынести точное суждение о наличии сигнала или наличии различия между двумя сигналами — схема соответствия в данном случае устанавливается безошибочно. Поэтому ТОС описывает лишь процессы, происходящие в пороговой зоне стимульных (межстимульных) интенсивностей.

** По-видимому, первым, кто предположил существование так называемого психологического континуума, на который стимул проецируется в виде распределения его сенсорных эффектов, был выдающийся американский психолог Л. Терстоун (1927).

*** Это лишь один из самых простых вариантов модели ТОС. Об использовании других законов распределения для модельного описания процесса обнаружения сигнала см.: Иган Дж. Теория обнаружения сигнала и анализ рабочих характеристик. М.: Наука, 1983.

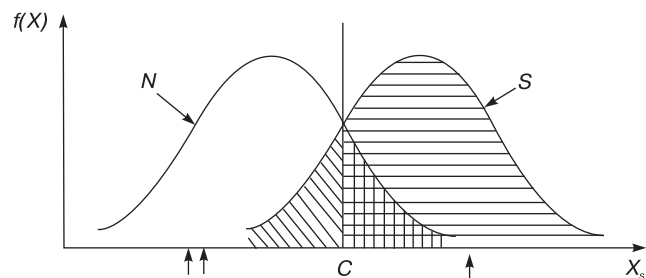


Рис. 9. Модель обнаружения сигнала, предполагающая нормальное распределение сенсорных эффектов

Справа — кривая плотности вероятности распределения сенсорных эффектов при действии значащего стимула, слева — пустого. Ось абсцисс — интенсивность сенсорного эффекта (X_s), ось ординат — плотность вероятности — $f(X)$. Вертикальная штриховка обозначает вероятность ложных тревог, наклонная — вероятность пропусков сигнала, горизонтальная — вероятность правильных обнаружений. Вертикальной линией обозначено симметричное положение критерия C . Одной стрелкой обозначено крайнее правое положения критерия, двумя стрелками — крайнее левое.

Таким образом, в модели сенсорного процесса предполагается, что если испытуемому предъявляется либо S , либо N , то каждому из стимулов соответствует своя функция плотности вероятности нормального распределения интенсивности сенсорных эффектов: $f(X/S)$ и $f(X/N)$ (рис. 9).

Согласно принятому в ТОС утверждению правило принятия решения об обнаружении сигнала определяется выбором *границной точки* C (ее еще называют критической точкой, или величиной *критерия принятия решения* о наличии сигнала), такой, что если интенсивность X в данной пробе превышает C , то следует ответ «да», если же не превышает, то «нет». На рисунке 9 точка критерия расположена на сенсорной оси между двумя распределениями в зоне их пересечения. На рисунке видно, что вероятность ложной тревоги $P(FA)$ равна вероятности того, что интенсивность сенсорного эффекта X при условии, что предъявлен N , превзойдет C , т.е. равна заштрихованной вертикальными линиями области под кривой $f(X/N)$. Вероятность попадания $P(H)$ равна вероятности того, что интенсивность сенсорного эффекта X при условии, что предъявлен S , превзойдет C , т.е. равна заштрихованной горизонтальными линиями области под кривой $f(X/S)$. В рамках излагаемого варианта модели формулы (26) и (27) дают строгое математическое выражение вероятностей соответственно ложных тревог и попаданий:

$$P(H) = \int_c^{\infty} f(x/S) dx; \quad (26)$$

$$P(FA) = \int_c^{\infty} f(x/N) dx. \quad (27)$$

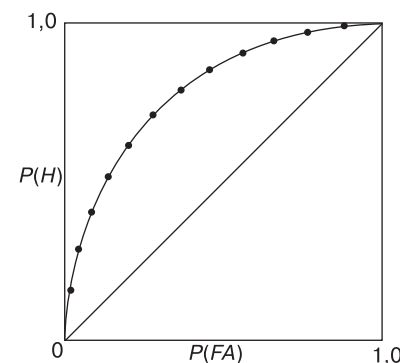


Рис. 10. Рабочая характеристика идеального наблюдателя, решавшего задачу обнаружения сигнала с использованием нескольких критериев принятия решения (обозначены точками)

Если критерий C находится далеко справа (показано на рис. 9 одной стрелкой), то, очевидно, $P(FA) = P(H) = 0$. Если теперь начать двигать критерий справа налево, то при каждом очередном значении мы будем получать новую пару $P(FA)$ и $P(H)$, причем оба значения будут возрастать, пока при крайнем левом положении C оба не станут равны 1 (показано двумя стрелками на рис. 9).

Поскольку каждое значение C однозначно определяет пару чисел $P(FA)$ и $P(H)$, то ему можно поставить в соответствие точку внутри квадрата (рис. 10), на вертикальной стороне которого откладывается $P(H)$, а на горизонтальной — $P(FA)$, и таким образом наглядно представить результаты работы наблюдателя с использованием различных критериев принятия решения. Полученная в ходе опытов по этим точкам кривая называется *рабочей характеристикой приемника (наблюдателя)*, или просто — *РХП*. Любая пара распределений, $f(X/S)$ и $f(X/N)$, однозначно определяет РХП*. РХП идет из точки (0,0) квадрата в точку (1,1) и при этом располагается выше его главной диагонали. Последнее следует из того, что распределение $f(X/S)$ сдвинуто вправо относительно $f(X/N)$, т.е. $P(H)$ всегда превышает $P(FA)$ ** , когда наблюдатель действительно различает сенсорные образы сигнального и шумового стимулов. РХП, таким образом, является графическим изображением результатов работы человека-наблюдателя в соответствии с ожиданиями данной модели обнаружения сигнала.

* Обратное неверно: одна и та же РХП может определяться различными парами $f(X/S)$ и $f(X/N)$.

** Очевидно, что когда наблюдатель фактически не обнаруживает сигнал и работает на уровне случайного угадывания, то $P(H) = P(FA)$, и точки РХП лежат на положительной диагонали.

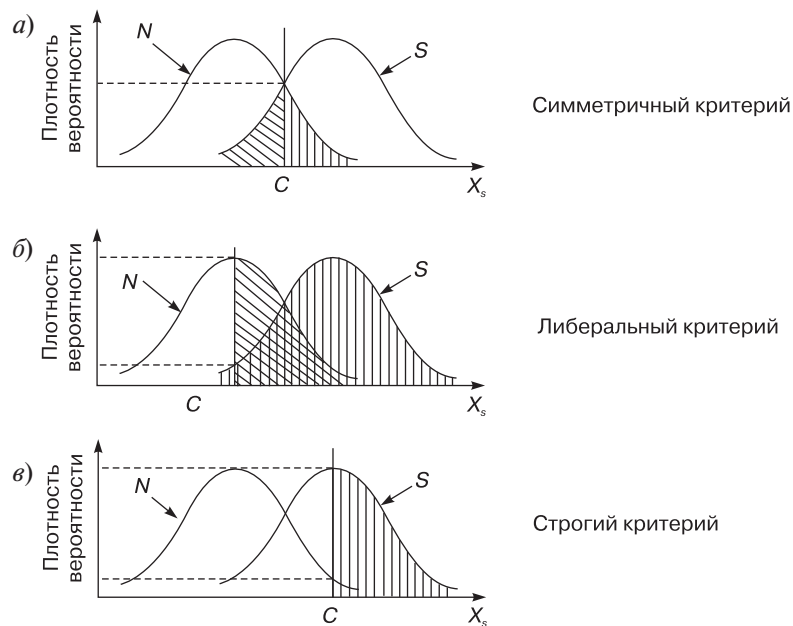


Рис. 11. Модели обнаружения сигнала с симметричным (а), либеральным (б) и строгим (в) критериями принятия решения

Обозначения как на рис. 9. Пунктиром обозначены вспомогательные линии, нужные для вычисления величины критерия β (см. ниже).

Подчеркнем, что в ситуации обнаружения порогового сигнала при изменении критерия вероятности $P(H)$ и $P(FA)$ всегда меняются *содружественно*, т.е. наблюдатель не может, изменяя правило принятия решения, одновременно увеличить одну из них и уменьшить другую (или, что то же самое, нельзя одновременно уменьшить или увеличить вероятности двух разных ошибок — ложных тревог и пропусков). Это очень важно, поскольку из этого следует, что *только пара* этих вероятностей, а не каждая в отдельности, характеризует сенсорную способность наблюдателя. Рассматриваемые ниже индексы сенсорной чувствительности наблюдателя и критерия принятия решения основаны на расчете именно этих двух вероятностей.

В зависимости от условий, заданных в опыте по обнаружению сигнала, и установок наблюдателя в ТОС вводятся следующие обозначения положения критерия принятия решения. Проведем мысленный эксперимент. Допустим, в эксперименте с симметричной платежной матрицей ($V = W$) и равновероятным предъявлением сигнального и пустого стимулов $P(S) = 0,5$ испытуемый установил положение критерия, как это показано на рис. 11а.

Результаты этого виртуального эксперимента с так называемым *симметричным критерием* представлены в табл. 2.

Таблица 2

Вероятности исходов эксперимента с симметричной платежной матрицей и $P(S) = 0,5$

Стимул	Ответ	
	«да»	«нет»
S	0,75	0,25
N	0,25	0,75

Это положение критерия *оптимально* в том смысле, что суммарный выигрыш испытуемого в этом случае, т.е. при данных условиях эксперимента, будет максимален (см. рис. 11а).

Пусть теперь в следующем эксперименте (табл. 3) платежная матрица осталась симметричной, а априорная вероятность появления значащего стимула значительно возросла: $P(S) = 0,9$.

Таблица 3

Вероятности исходов эксперимента с симметричной платежной матрицей и $P(S) = 0,9$

Стимул	Ответ	
	«да»	«нет»
S	0,95	0,05
N	0,60	0,40

Теперь (рис. 11б), чтобы сохранить тот же выигрыш, наблюдателю необходимо сдвинуть критерий так, чтобы $P(H)$ резко возросло, даже за счет возрастания $P(FA)$ — теперь важнее не пропустить сигнал, чем не дать ложную тревогу. Следовательно, критерий C сдвинется влево. В данном случае говорят, что наблюдатель использует *либеральный критерий*.

Пусть в третьем эксперименте при симметричной платежной матрице величину $P(S)$ установили равной 0,1 (табл. 4).

Таблица 4

Вероятности исходов эксперимента с симметричной платежной матрицей и $P(S) = 0,1$

Стимул	Ответ	
	«да»	«нет»
S	0,65	0,35
N	0,06	0,94

В этой ситуации (рис. 11в) критерий должен быть сдвинут вправо, и поэтому говорят об использовании *строгого критерия*, что связано с минимизацией ошибок типа ложной тревоги. Аналогичные изменения положения критерия принятия решения можно задать и при изменениях платежной матрицы при постоянной величине $P(S)$, а также используя соответствующие мотивирующие инструкции.

Таким образом, на основе изложенных выше модельных представлений в ТОС предполагается, что для каждой пары $f(X/S)$ и $f(X/N)$, если заданы V , W и $P(S)$, может быть рассчитано оптимальное положение C — то, при котором выигрыш максимален. В соответствии с данной логикой можно исследовать вопрос, насколько реальное положение критерия, выбираемое испытуемым в ситуации неопределенности, близко к оптимальному.

Описав содержательные и формальные основания модели обнаружения сигнала в ТОС, перейдем к рассмотрению вопроса об измерении сенсорной чувствительности и строгости критерия принятия решения по получаемым в опыте данным. Фактически для этого нам необходимо восстановить по эмпирическим данным изложенную выше теоретическую схему, т.е. построить функции распределения $f(X/S)$ и $f(X/N)$ и найти критерий C .

Пусть проведен эксперимент по методу «да—нет». Его результатом является пара вероятностей $P(H)$ и $P(FA)$. Далее, направленно изменяя $P(S)$ или платежную матрицу, эксперимент повторяется с теми же S и N несколько раз. В результате мы получаем несколько пар вероятностей попаданий и ложных тревог, т.е. несколько точек на РХП. Важно отметить, что мы можем считать все эти пары $P(H)$ и $P(FA)$ точками, принадлежащими одной РХП, лишь постольку, поскольку предполагается, что изменения экспериментальных параметров (априорная вероятность или платежная матрица) приводят *только* к изменению положения критерия C , но не к изменению правила принятия решения, которое может сопровождаться привлечением новых сенсорных качеств, заменой одного качества на другое и в результате — получением новой пары распределений $f(X/S)$ и $f(X/N)$.

Таким образом, наша задача заключается в том, чтобы по нескольким точкам РХП восстановить $f(X/S)$, $f(X/N)$ и C . Для ее решения в излагаемом варианте модели используется принятое выше упрощающее предположение о форме распределений сенсорных эффектов — его предлагается рассматривать как нормальное распределение (это предположение допускает прямую экспериментальную проверку, о чем речь пойдет ниже). Подчеркнем, что при математическом моделировании сенсорных процессов с нормальным распределением удобно иметь дело: во-первых, существует множество эмпирических подтверждений о нормальности распределения интенсивности ощущений, во-вторых, нор-

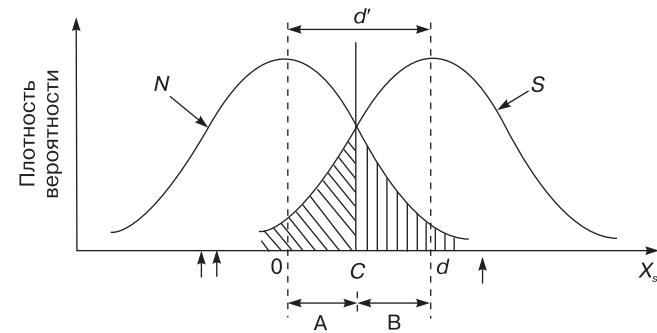


Рис. 12. Модель обнаружения сигнала, предполагающая нормальное распределение сенсорных эффектов и их равную вариативность

Обозначения — см. рис. 9. Центр шумового распределения сдвинут по оси абсцисс в точку 0. A и B — расстояния соответственно от центров шумового и сигнального распределения до точки критерия C .

мальное распределение описывается достаточно просто всего двумя параметрами — средним и дисперсией.

Кроме того, если принять еще одно упрощающее предположение о том, что оба распределения равновариативны и их дисперсии равны ($s_s = s_n$)*, то можно, приняв величину их общего стандартного отклонения за единицу измерения ($s_s = s_n = 1$), разместить оба распределения $f(X/S)$ и $f(X/N)$ друг относительно друга на одной оси вполне однозначным образом (рис. 12).

Для этого мы проводим хорошо известную процедуру трансформации нормального распределения, приводя его к стандартному (табличному) виду, а именно: помещаем центр распределения $f(z/N)$ в нуле ($z = 0$). Фактически мы проводим так называемое z -преобразование, о котором речь шла выше. Далее для восстановления теоретической картины нам необходимо определить положение центра распределения $f(z/S)$, смещенного от распределения $f(z/N)$ вправо.

Если $s_s = s_n = 1$, а центр распределения $f(z/S)$ сдвинут вправо от центра распределения $f(z/N)$ на некоторую величину d' , соответствующую различиям сенсорных репрезентаций значащего и пустого стимулов, тогда

$$f(z/S) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(z-d')^2}{2}}. \quad (28)$$

* По сути дела, это означает, что мы можем разместить оба распределения на одной оси сенсорных эффектов, имеющей общую единицу измерения — σ .

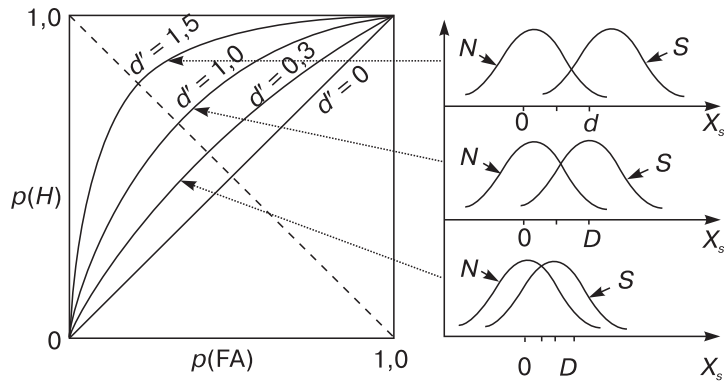


Рис. 13. РХП (слева) и соответствующие распределения сенсорных эффектов (справа) при высокой, средней и низкой сенсорной чувствительности

Символом d' (от англ. *detectability* — обнаружимость) в ТОС называют меру сенсорной чувствительности наблюдателя к сигналу. Таким образом, чувствительность к сигналу характеризуется степенью отличия z -величин (т.е. нормированных величин стандартного отклонения нормального распределения), вызываемых S , от z -величин, вызываемых N . Чем меньше величина d' , тем больше перекрываются области z -значений, соответствующих S и N (рис. 13).

Очевидно, что при одном и том же положении критерия C , а следовательно, при одной и той же величине $P(FA)$ величина $P(H)$ тем ближе к $P(FA)$, чем меньше d' . Если $d' = 0$, то $P(FA) = P(H)$ при всех C и, следовательно, РХП в таком эксперименте совпадает с главной диагональю квадрата (рис. 14). Если $d' > 0$, РХП лежит выше диагонали и имеет гладкий и симметричный вид относительно побочной диагонали, идущей из $(0; 1)$ в $(1; 0)$. Чем больше d' , тем более выпукла РХП влево-вверх и тем дальше она отстоит от главной диагонали. Как же практически вычислить индекс сенсорной чувствительности d' и определить положение критерия C по результатам эксперимента? Сколько точек РХП следует для этого иметь?

Оказывается, что при принятии двух указанных выше упрощающих предположений (о нормальности и равновариативности двух распределений) достаточно только одной точки, т.е. только одной пары $P(FA)$, $P(H)$. Действительно,

$$P(FA) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_c^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx, \quad (29)$$

$$P(H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{c-d}^{\infty} e^{-\frac{x^2}{2}} dx. \quad (30)$$

Это уравнение необходимо решить относительно C , что осуществляется путем стандартной процедуры z -преобразования с помощью обычной таблицы нормального распределения. В этой таблице для каждого значения интеграла P есть соответствующая ему величина стандартного отклонения z , поэтому нужно попросту отыскать в таблице значение интеграла, наиболее близкое к $P(FA)$, и посмотреть слева, какому C (т.е. какому числу единиц стандартного отклонения z) оно соответствует. При принятых двух допущениях уравнение (29) в терминах z -преобразования всегда имеет решение:

$$C = -z[P(FA)]. \quad (31)$$

Теперь, когда C найдено, каким образом, зная $P(H)$, найти величину d' ? Воспользуемся рис. 12. На нем видно, что d' как расстояние между центрами шумового и сигнального распределений представляет собой сумму двух отрезков — A и B . Первый отрезок является расстоянием от центра шумового распределения (он находится в нулевой точке на оси абсцисс) до точки C и равен $z(CR)$ минус расстояние от нулевой точки до конца шумового распределения влево. Второй отрезок является расстоянием от точки C до центра сигнального распределения и равен $z(H)$ минус расстояние от нулевой точки до конца сигнального распределения вправо. Если эту половинку обозначить как k , то, величину индекса сенсорной чувствительности можно выразить так:

$$d' = z[P(CR)] - k + z[P(H)] - k. \quad (32)$$

Принимая во внимание, что $P(CR) + P(FA) = 1$ и, следовательно, $z[P(CR)] = -z[P(FA)]$, получаем формулу вычисления индекса сенсорной чувствительности с помощью z -преобразованных вероятностей попаданий и ложных тревог, найденных в опыте:

$$d' = z[P(H)] - k - z[P(FA)] + k, \quad (33),$$

а отсюда после сокращения k получаем простое выражение:

$$d' = z[P(H)] - z[P(FA)]. \quad (34).$$

Эта формула крайне проста и наглядна: чем больше в опыте по выявлению сигнала было правильных обнаружений и меньше ложных, тем выше у испытуемого способность находить сигнал на фоне шума.

Соотношение величин C и d' дает нам возможность оценить строгость критерия принятия решения. Обратившись к рис. 11 и 12, мы с легкостью можем видеть, что: 1) при симметричном критерии $C = \frac{1}{2} d'$; 2) при жестком критерии $C > \frac{1}{2} d'$; 3) при либеральном критерии $C < \frac{1}{2} d'$.

Если проведен новый опыт с измененным положением критерия принятия решения, то мы получим новую пару вероятностей $P(FA)$ и $P(H)$. Если принятые предположения относительно формы распределений $f(z/S)$ и $f(z/N)$ верны (т.е. они оба нормальны и имеют одну и ту же дисперсию), то, несмотря на изменение величины C , величина d' , определяемая по формуле, *должна оставаться постоянной*.

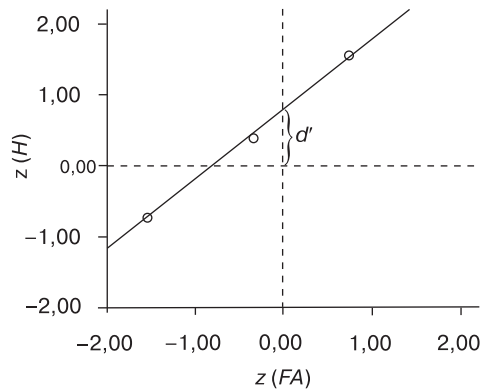


Рис. 14. РХП в двойных нормальных координатах, угол наклона равен 45° , $\sigma_S = \sigma_N$. (По данным эксперимента Линкера и др. (1964), в котором определялась чувствительность к присутствию сахарозы в воде.)

Если по оси абсцисс откладывать величины $z[P(FA)]$, а по оси ординат — $z[P(H)]$, то точки РХП должны выстроиться в прямую линию, описываемую уравнением (33): $z[P(H)] = z[P(FA)] + d'$ и наклоненную под 45° к оси абсцисс. График зависимости $z[P(H)]$ от $z[P(FA)]$ называется РХ в двойных нормальных координатах (см. рис. 14).

Из выражения (34) вытекает способ экспериментальной проверки правильности принятых предположений о нормальности распределений и равенстве дисперсий. Пусть мы провели K экспериментов и получили K точек РХП ($K \geq 2$). Построим РХП в двойных нормальных координатах: $z[P(FA)]$ и $z[P(H)]$. Поскольку вероятности $P(H)$ и $P(FA)$ оценивались по частотам (т.е. мы имеем лишь их приблизительные значения), то точки, соответствующие z -преобразованным вероятностям, будут отклоняться от теоретической прямой с наклоном 45° даже в том случае, если проверяемые предположения верны. Следовательно, надо провести прямую наилучшего приближения и статистически оценить, значимо или незначимо ее наклон отличается от 45° . Если отличие незначимо, исходные предположения могут считаться верными, а величина свободного члена в формуле прямой дает нам статистическую оценку d' . Разумеется, всем этим выводам должна предшествовать проверка того, является ли расположение экспериментальных точек хорошим приближением к прямой линии, т.е. необходимо провести статистический тест на линейность.

Допустим теперь, что удалось показать, что z -преобразованная РХ не является прямой с наклоном в 45° . Тогда мы можем обратиться к более общему варианту нашей теоретической схемы ТОС: допустить, что дисперсии обоих распределений не равны $\sigma_S \neq \sigma_N$, но тем не менее оба

распределения нормальны. Очевидно, формула (31) сохраняет свою силу, так как C определяется только по $P(FA)$. Изменения по отношению к случаю с $\sigma_{S,N} = 1$ появляются лишь в том месте, где распределение $f(z/S)$ вместе с критерием C сдвигается влево до совмещения центра с нулевой точкой. Теперь мы уже не можем воспользоваться формулами (30) и (31), так как сдвинутое распределение $f(z/S)$ имеет другое стандартное отклонение σ_S и, следовательно, описывается формулой $\frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-z^2/2\sigma_S^2}$.

Однако если мы вдобавок к сдвигу сожмем ось z ровно в σ_S раз, то это распределение приобретет нужную нам табличную форму. При этом критерий C после сдвига займет позицию $\frac{C-a}{\sigma_S}$. Итак,

$$P(H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \frac{C-a}{\sigma_S}} \int e^{-\frac{z^2}{2}} dx \quad (35)$$

и

$$\frac{C-a}{\sigma_S} = -Z[P(H)]. \quad (36)$$

Сопоставляя (31) и (36), мы также получаем возможность оценить величину смещения распределения $f(z/S)$ относительно распределения $f(z/N)$:

$$z[P(H)] = \frac{Z[P(FA)]}{\sigma_S} + \frac{a}{\sigma_S} \quad (37)$$

и далее

$$a = \sigma_S \times z[P(H)] - z[P(FA)]. \quad (38)$$

Естественно, что для этого нам необходимо как-то оценить величину σ_S .

Сделать это несложно, построив по эмпирическим данным РХП в двойных нормальных координатах. Если оба распределения нормальны, но не равновариативны ($\sigma_S \neq \sigma_N$), то, как следует из выражения (38), в этом случае прямая РХП в двойных нормальных координатах проходит не под углом 45° , а является прямой линией с наклоном $1/\sigma_S$ (см. рис. 15). Построив РХП, мы можем графически оценить искомую величину $1/\sigma_S$, например, через тангенс угла наклона прямой РХП, и далее воспользоваться формулой (38) для вычисления индекса a^* .

* В психофизической литературе этот индекс также называют Δt [см.: Бардин, 1976; Gescheider, 1985].

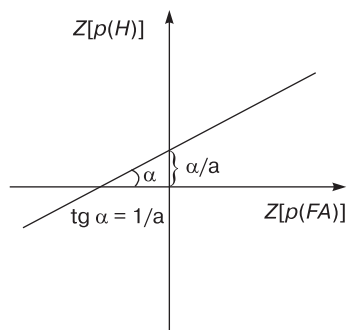


Рис. 15. РХП в двойных нормальных координатах, угол наклона меньше 45° , $\sigma_S \neq \sigma_N$

шому числу точек, то для нахождения d_e лучше и точнее построить РХП в z -координатах, определить точку ее пересечения с отрицательной диагональю и далее найти соответствующие этой точке значения $z(H)$ или $z(FA)$. Удвоенное значение любого из этих z -значений, взятых по модулю, и будет величиной d_e :

$$d_e = 2|z(H)| = 2|z(FA)|. \quad (39)$$

Для расчета индекса d_a нужно построить РХП в двойных нормальных координатах и, найдя параметры наилучшей прямой ($z[p(H)] = a \times z[p(FA)] + b$), проходящей через экспериментальные точки, сделать следующие вычисления:

$$d_a = \frac{b}{\sqrt{0,5(1+a^2)}}, \quad (40)$$

где a — наклон линейной функции, b — свободный член.

Для проверки главного предположения ТОС о нормальности распределений сенсорных эффектов нужно оценить возможность описания экспериментальных точек линейной функцией или, другими словами, «хорошесть» подгонки прямой линии к экспериментальным точкам. Для решения этой задачи с помощью одной из статистических систем используют процедуру линейного регрессионного анализа.

Сравнивая рассмотренные выше три индекса, укажем, что все они измеряют расстояние между средними арифметическими распределений сенсорных эффектов значащего и пустого стимулов, но выражают его в разных единицах. В случае a — в единицах σ_N , в случае d_e — в единицах среднего арифметического величин σ_S и σ_N , в случае d_a — это корень квадратный среднего арифметического величин σ_S и σ_N . В практи-

Когда предположение о равновариативности распределений не выполняется, также используются и два других индекса сенсорной чувствительности — d_e и d_a .

Первый индекс — d_e , предложенный известным американским психофизиологом Дж. Иганом, вычисляется просто: для этого надо взять $P(H)$ и $P(FA)$ в точке пересечения РХП с отрицательной диагональю квадрата и по ним рассчитать d' обычным образом. Тем самым для оценки d' мы взяли усредненное значение стандартных отклонений двух наших распределений и компенсировали их различие. Если РХП строится по небольшо-

му числу точек, то для нахождения d_e лучше и точнее построить РХП в z -координатах, определить точку ее пересечения с отрицательной диагональю и далее найти соответствующие этой точке значения $z(H)$ или $z(FA)$. Удвоенное значение любого из этих z -значений, взятых по модулю, и будет величиной d_e :

шому числу точек, то для нахождения d_e лучше и точнее построить РХП в z -координатах, определить точку ее пересечения с отрицательной диагональю и далее найти соответствующие этой точке значения $z(H)$ или $z(FA)$. Удвоенное значение любого из этих z -значений, взятых по модулю, и будет величиной d_e :

$$A' = 0,5 + [P(H) - P(FA)] \times [1 + P(H) - P(FA)]/4 \times P(H) \times [1 - P(FA)]. \quad (41)$$

Также хорошим непараметрическим индексом сенсорной чувствительности, рекомендуемым одним из авторов ТОС Джоном Светсом, считается площадь под кривой РХП, в психофизической литературе его чаще всего обозначают $P(A)$. Эта мера представляется весьма универсальной, поскольку применима к любой РХП. Однако имеется существенный недостаток — для ее точного вычисления необходимо получить достаточно много точек РХП, что в свою очередь связано со значительными временными затратами. Еще более точным показателем сенсорной чувствительности является площадь под кривой РХП, построенной в z -координатах путем аппроксимации эмпирически полученных точек наилучшей прямой, он обозначается индексом A_Z .

Далее переходим к вычислению индекса положения критерия. В том случае, когда распределения $f(X/S)$ и $f(X/N)$ являются нормальными и имеют одинаковые дисперсии, каждому положению C взаимно однозначно соответствует так называемое отношение правдоподобия (в точке C), обозначаемое в ТОС индексом β , которое в рамках изложенной модели определяется как

$$\beta = \frac{f(C/S)}{f(C/N)}, \quad (42)$$

где $f(C/S)$ и $f(C/N)$ представляют собой значения (т.е. ординаты) функций плотности вероятности $f(X/S)$ и $f(X/N)$, взятые в критической точке C (см. рис. 11а–в). Отношение правдоподобия β как отношение ординат функций $f(X/S)$ и $f(X/N)$ * характеризует, во сколько раз правдоподобнее то, что сенсорная репрезентация, равная по величине значению C , будет вызвана значащим стимулом, чем стимулом пустым. Таким образом, введение понятия отношения правдоподобия как меры строгости критерия принятия решения предполагает, что идеальный наблюдатель, обнаруживая сигнал в каждой пробе, как бы рассчитывает это отношение и, соотнося его с некоторым критическим уровнем, принимает решение.

* Как было отмечено выше, сами значения функций плотности вероятности сенсорных эффектов $f(X/S)$ и $f(X/N)$ являются показателями правдоподобия наступления соответствующего сенсорного эффекта.

Для расчета β значения $f(C/S)$ и $f(C/N)$ легко найти, зная $P(H)$ и $P(FA)$. Для этого необходимо воспользоваться таблицей плотности вероятности нормального распределения и найти искомые значения, соотнося их по таблице с z -оценками вероятностей попаданий и ложных тревог — $z[P(H)]$, $z[P(FA)]$, которые мы также уже умеем находить по таблицам, зная $P(H)$ и $P(FA)$.

Для вычисления β как индекса отношения правдоподобия можно и не использовать таблицы плотности вероятности нормального распределения. Вместо этого проще вычислить $\ln\beta$ прямо по z -преобразованным вероятностям попаданий и ложных тревог. Дело в том, что в формулы, выражающие $P(H)$ и $P(FA)$ через d' и β , последняя входит только в форме $\ln\beta$:

$$Z[P(FA)] = -\frac{\ln\beta + \frac{d'^2}{2}}{d'}, \quad (43)$$

$$Z[P(H)] = -\frac{\ln\beta - \frac{d'^2}{2}}{d'}. \quad (44)$$

Отсюда можно вывести формулу для вычисления $\ln\beta$:

$$\ln\beta = -\frac{Z[P(H)] + Z[P(FA)]}{2} \times d'. \quad (45)$$

В том случае, когда у нас нет уверенности в выполнении предположений о нормальности распределений и равенстве дисперсий, можно воспользоваться непараметрическими индексами критерия принятия решения. Здесь мы приведем лишь несколько наиболее популярных среди современных психофизиков непараметрических аналогов β .

В работах Дюзора (1983) и Макмиллана и Крилмана (1990) приводятся следующие не зависящие от теоретических предположений модели индексы критерия:

$$P(FA). \quad (46)$$

$$CER = P(Miss)/P(FA). \quad (46)$$

$$B = P(H)/P(FA) \times P(S)/P(N). \quad (47)$$

$$Yesrate = P(Yes)/2. \quad (48)$$

По нашему опыту и литературным данным, наиболее часто используемым в прикладных работах непараметрическим индексом критерия является последний — *Yesrate*, представляющий собой полученную в опыте частоту ответов «да». Наиболее предпочитаемым исследователями параметрическим индексом критерия является C , как показали данные эмпирических исследований, по сравнению с β он практически не зависит от изменения величины d' .

При измерении методом «да—нет» *разностной чувствительности* изложенная теоретическая схема остается той же самой, меняется лишь интерпретация двух рассматриваемых в модели распределений [см.: Таннер, 1964; Забродин, 1970; Индли, 1974]. В задаче различения наблюдатель сравнивает по заданному в инструкции сенсорному качеству два сигнала — S_1 и S_2 . Поэтому в рамках модели ТОС мы имеем дело с распределениями сенсорных эффектов обоих сравниваемых сигналов — $f(X/S_1)$ и $f(X/S_2)$, а не с распределением $f(X/S)$ и $f(X/N)$ от воздействия значащего и пустого стимулов, как в случае решения задачи обнаружения сигнала. Различия в опытах состоят лишь в процедуре предъявления стимулов. В случае измерения разностной чувствительности проба состоит из предъявления в случайном порядке двух пар стимулов: одинаковых и отличающихся между собой. Испытуемый также использует две категории ответов — «есть различия» или «нет различий».

Способы обработки данных и расчета индексов разностной чувствительности и критерия принятия решения остаются теми же самыми.

Подводя итог изложению основ ТОС и метода «да—нет» применительно к измерению сенсорной чувствительности человека в ситуациях обнаружения и различения, подчеркнем основные моменты, непосредственно касающиеся способов оценки соответствующих показателей:

1. В ТОС предлагается косвенный подход к измерению сенсорной чувствительности, для чего строится формальная модель, описывающая процессы обнаружения и различения сигналов. В рамках модели появляется возможность количественного расчета индексов сенсорной чувствительности и строгости критерия принятия решения как двух основных показателей эффективности решения наблюдателем задач обнаружения или различения. Наглядным результатом выполнения испытуемым этих сенсорных задач является график, основанный на эмпирических оценках вероятностей попаданий — $P(H)$ и ложных тревог — $P(FA)$, называемый рабочей характеристикой наблюдателя, или РХП.

2. Принимая два упрощающих модель допущения о форме и вариативности распределений сенсорных эффектов значащего и пустого стимулов, мы получаем возможность использовать различные параметрические индексы оценки сенсорной чувствительности (d' , a , d_e и d_o) и критерия (C и β). Причем индексы d' и β можно использовать только в том случае, когда выполняются оба предположения. Для проверки справедливости принимаемых допущений по результатам опытов с изменением строгости критерия принятия решения необходимо построить РХП.

3. В том случае, если допущения модели не выполняются, используют непараметрические аналоги указанных выше индексов, расчет которых не зависит от формы распределения. Для оценки уровня сенсорной чувствительности при возможности построения РХП используют расчет площади под кривой РХП. В том случае, когда в результате опы-

та находится лишь одна пара вероятностей $P(H)$ и $P(FA)$, используют индекс A' .

Для измерения строгости критерия принятия решения используют следующие индексы: $P(FA)$, CER , B , $Yesrate$.

2.3. Метод двухальтернативного вынужденного выбора

Особенностью метода двухальтернативного вынужденного выбора (2ABV) является то, что как в случае измерения сенсорной чувствительности наблюдателя при обнаружения сигнала, так и при определении его различительной чувствительности стимулы всегда предъявляются *парами*. Пару стимулов либо разделяет временной промежуток (межстимульный интервал), либо они разделены пространственно (например, слева или справа на экране монитора). По мнению многих психофизиков, это очень надежный способ оценки сенсорной чувствительности, *не зашумленный флуктуациями критерия*.

В варианте обнаружения сигнала испытуемому сообщают, что проба всегда состоит из предъявления значащего (S) и пустого (N) стимулов, но место значащего стимула в паре (первый или второй, правый или левый) изменяется в ряду проб случайным образом. Задача наблюдателя — определить, какой стимул содержит сигнал, а какой является пустым. Например, предъявляется пара пробирок, одна из которых содержит очень слабый раствор глюкозы, а другая — дистиллированную воду. После каждого предъявления испытуемый должен ответить, в какой пробирке раствор был чуть-чуть сладким на вкус. При определении разностной чувствительности перед испытуемым ставится задача сравнить стимулы в паре по интенсивности. Например, испытуемому через головные телефоны последовательно с межстимульным интервалом в 0,5 с предъявляются два тональных сигнала в 1000 Гц и длительностью 0,2 с. Один из звуковых сигналов интенсивнее другого на 1 дБ. Испытуемый должен сравнить звуки по громкости и определить, какой из них в паре был более интенсивный — первый или второй.

Пользуясь первым примером по обнаружению в пробирке пороговой концентрации глюкозы, рассмотрим четыре варианта исходов отдельной экспериментальной пробы в методе 2ABV. Если в паре первой предъявляется пробирка с раствором глюкозы, а второй — с водой без глюкозы, то мы имеем вариант стимульной пары S, N , а если наоборот — N, S . Соответственно если испытуемый считает, что именно в первой пробирке он почувствовал сладковатый вкус, то его ответ записывается как «сладкий, безвкусный», если он обнаружил глюкозу во второй пробирке — «безвкусный, сладкий». Таким образом, так же, как было описано выше, мы имеем два правильных и два неправильных ответа:

	«Сладкий, безвкусный»	«Безвкусный, сладкий»
$\langle S, N \rangle$	Правильный ответ 1	Ошибочный исход 1
$\langle N, S \rangle$	Ошибочный исход 2	Правильный ответ 2

Во всех остальных отношениях 2ABV ничем не отличается от метода «да—нет». Остается лишь условиться, как называть четыре указанных выше исхода. Если идентифицировать пару по ее первому элементу, то можно даже и не менять тех обозначений, которые мы использовали в предыдущем параграфе. Например,

$$P(S) = P(\langle S, N \rangle), \quad P(N) = P(\langle N, S \rangle) = 1 - P(S).$$

Правильный ответ 1 можно условно считать попаданием и обозначать его условную вероятность через $P(H) = P(\langle \text{«да»}, \text{«нет»} \rangle / \langle S, N \rangle)$; ошибочный исход 2 можно условно считать ложной тревогой и использовать обозначение $P(FA) = P(\langle \text{«да»}, \text{«нет»} \rangle / \langle N, S \rangle)$, правильный ответ 2 будем считать правильным отрицанием и обозначать $P(CR) = P(\langle \text{«нет»}, \text{«да»} \rangle / \langle N, S \rangle)$; а ошибочный исход 1 — пропуском, обозначая $P(O) = P(\langle \text{«нет»}, \text{«да»} \rangle / \langle S, N \rangle)$.

Для контроля за строгостью критерия принятия решения так же, как в методе «да—нет», вводятся платежные матрицы, обратная связь, меняется априорная вероятность появления значащего стимула внутри пары.

Укажем, однако, на одно существенное отличие. В методе «да—нет» даже при $P(S) = 0,5$ и симметричной платежной матрице (т.е. при симметричном критерии) у нас нет оснований ожидать, что в результате опыта $P(H) = P(CR)$, поскольку субъективные веса попаданий и правильных отрицаний для наблюдателя необязательно должны быть одинаковыми. В методе 2ABV, однако, пары $\langle S, N \rangle$ и $\langle N, S \rangle$ симметричны и фактически одинаковы для испытуемого с точки зрения решаемой им задачи сравнения стимулов, поэтому можно предположить, что условные вероятности правильных ответов 1 и 2 должны быть равны. Это логичное соображение подкрепляется теоретической моделью, к изложению которой мы переходим.

Введем новое обозначение. Обозначим через $P(C)$ (от англ. *correct* — правильный) суммарную вероятность правильного ответа:

$$P(C) = P(S) \cdot P(H) + P(N) \cdot P(CR). \quad (49)$$

Результаты 2ABV называются *несмещенными*, если $P(H) = P(CR)$ или, что то же самое, $P(H) + P(FA) = 1$.

Как было отмечено выше, теоретическая модель 2ABV является простым распространением модели ТОС, изложенной в предыдущем разделе. Мы также принимаем предположения, что все сделанные там допущения и упрощающие предположения сохраняют свою силу по от-

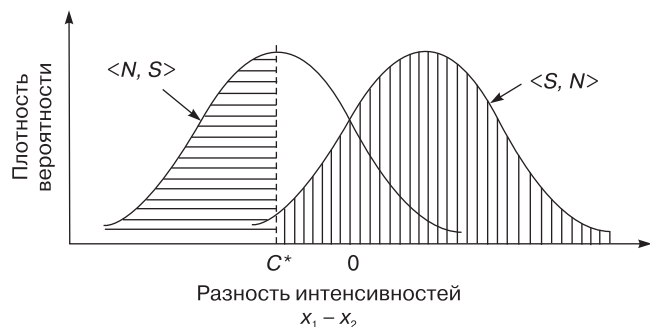


Рис. 16. Геометрическая модель обнаружения сигнала в методе 2ABV. Вертикальными линиями заштрихована площадь, соответствующая $P(H)$, горизонтальными — $P(CR)$. C^* — одно из положений критерия принятия решения.

ношению к распределениям сенсорных эффектов при воздействии на наблюдателя $\langle S \rangle$ и $\langle N \rangle$ по отдельности, а когда $\langle S \rangle$ и $\langle N \rangle$ объединяются в пару — $\langle S, N \rangle$ (при одновременном или последовательном предъявлении), их сенсорные репрезентации независимы друг от друга, причем испытуемый никогда не путает, какому («первому» или «второму») члену пары соответствует данный сенсорный образ.

Каждый образ оценивается по интенсивности заданного в инструкции сенсорного качества, и при предъявлении пар $\langle S, N \rangle$ или $\langle N, S \rangle$ возникают два соответствующих им сенсорных эффекта $\langle X_1, X_2 \rangle$ или $\langle X_2, X_1 \rangle$. Вне зависимости от того, какая пара предъявляется — $\langle S, N \rangle$ или $\langle N, S \rangle$, X_1 всегда имеет распределение $f(X/S)$, а X_2 — распределение $f(X/N)$. Таким образом, образ пары стимулов оценивается по паре независимых интенсивностей сенсорного качества. Имея пару ощущений $\langle X_1, X_2 \rangle$ или $\langle X_2, X_1 \rangle$, испытуемый должен решить, интенсивность какого сенсорного образа соответствует $\langle S \rangle$.

В модели предполагается, что идеальный наблюдатель использует следующее правило принятия решения: берется разность $X_1 - X_2$ и сравнивается с критическим значением C^* . Если $X_1 - X_2 > C^*$, то дается ответ «да, нет», если же $X_1 - X_2 < C^*$, то «нет, да». Точка C^* как критическая величина различия в интенсивности ощущений играет здесь ту же роль, что и критерий C в методе «да—нет». Заметим, что разность сенсорных эффектов берется всегда в одном и том же направлении, скажем, от «первой» интенсивности ко «второй», $X_1 - X_2$, независимо от того, было предъявлено $\langle S, N \rangle$ или $\langle N, S \rangle$.

Начнем с рассмотрения случая предъявления стимульной пары $\langle S, N \rangle$. Поскольку X_1 и X_2 суть случайные величины, то их разность тоже является случайной величиной, распределение которой мы обозначим через $f(Dx/\langle S, N \rangle)$. $f(Dx/\langle S, N \rangle)$ есть плотность вероятности того, что

$X_1 - X_2 = Dx$ при предъявлении $\langle S, N \rangle$. Эта функция однозначно определяется, если известны два распределения $f(X/S)$ и $f(X/N)$.

Пусть теперь предъявлена пара $\langle N, S \rangle$. Очевидно, что в этом случае разность $X_2 - X_1$ распределена точно так же, как разность $X_1 - X_2$ в первом случае, т.е. плотность вероятности события $X_2 - X_1 = Dx/\langle N, S \rangle$ равна плотности вероятности события $X_1 - X_2 = Dx/\langle S, N \rangle$. Поскольку событие $X_1 - X_2 = Dx/\langle S, N \rangle$ равносильно событию $X_2 - X_1 = Dx/\langle N, S \rangle$, мы получаем важное соотношение:

$$f(Dx/\langle S, N \rangle) = f(-Dx/\langle N, S \rangle), \quad (50)$$

где разность всегда берется от «первой» интенсивности ко «второй», $X_1 - X_2$.

Соотношение (50) означает, что функции плотности вероятности распределения *разности* сенсорных эффектов $f(Dx/\langle S, N \rangle)$ и $f(Dx/\langle N, S \rangle)$ являются зеркально симметричными. В этом состоит существенное отличие теоретической схемы для 2ABV от теоретической схемы для метода «да—нет»: $f(X/S)$ и $f(X/N)$ могут быть сколь угодно непохожими друг на друга, но $f(Dx/\langle S, N \rangle)$ и $f(Dx/\langle N, S \rangle)$ являются зеркальными копиями.

Суммируя рассмотренные выше положения, на рис. 16 представлена геометрическая модель обнаружения сигнала при использовании процедуры метода 2ABV. Заштрихованные области равны по площади вероятностям $P(CR)$ и $P(H)$.

Очевидно, что так называемый несмещенный вариант 2ABV, при котором $P(CR) = P(H)$, будет иметь место только в случае $C^* = 0$. При отрицательных C^* (он указан на рисунке) испытуемый будет более часто правильно обнаруживать значимый сигнал, если его предъявление было первым, чем если оно было вторым (при этом говорят, что наблюдатель имеет предрасположение к первому стимулу). При $C^* > 0$ испытуемый имеет предрасположение ко «второму» стимулу: $P(CR) > P(H)$. Используя рассмотренные в предыдущем параграфе экспериментальные способы управления строгостью критерия, мы можем построить кривую РХП для 2ABV (рис. 17).

В силу зеркальной симметричности распределений разностей сенсорных эффектов кривая РХП для 2ABV всегда симметрична относительно побочной диагонали. Это следствие в принципе позволяет эмпирически проверить справедливость описанной выше схемы с оценкой распределения

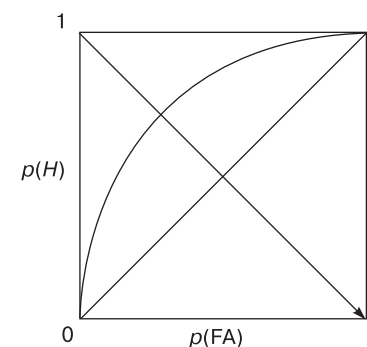


Рис. 17. РХП симметрична относительно отрицательной диагонали, построенная по результатам эксперимента с использованием метода 2ABV

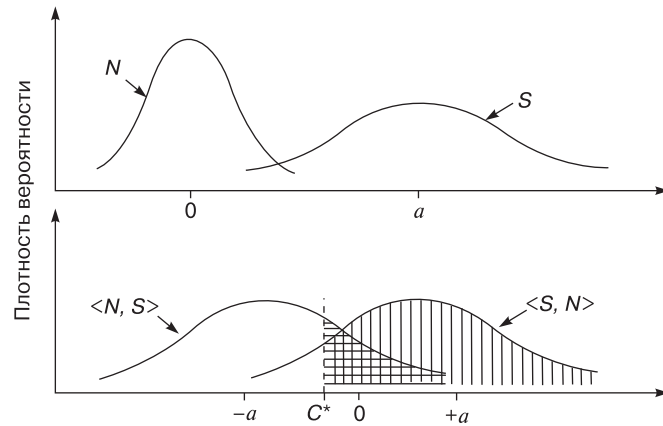


Рис. 18. Распределение сенсорных эффектов от действия пустого и значащего стимулов $\langle N \rangle$ и $\langle S \rangle$ (верхний график) и соответствующие им распределения разностей сенсорных эффектов от предъявления пар $\langle N, S \rangle$ и $\langle S, N \rangle$

На верхнем графике ось абсцисс — интенсивность сенсорного эффекта $\langle N \rangle$ и $\langle S \rangle$, на нижнем — разница этих сенсорных эффектов. Ось ординат на обоих графиках — плотность вероятности соответствующих сенсорных эффектов.

разностей сенсорных эффектов $X_1 - X_2$. Для этого в эксперименте нужно получить несколько различных точек на РХП, например, задавая несимметричные платежные матрицы (например, штрафую за пропуск первого сигнала значительно больше, чем за пропуск второго) или подавая одну комбинацию пары стимулов (например, $\langle S, N \rangle$) чаще, чем другую. Построив кривую РХП, можно оценить ее форму и строго статистически проверить ее симметричность, например, оценив, отличается ли ее график в z -координатах от прямой с наклоном в 45° .

Если использовать предположение о нормальности распределений $f(X/S)$ и $f(X/N)$ и преобразовать их в стандартную форму нормированных нормальных распределений — $f(z/N)$ и $f(z/S)$, так же, как это было сделано при описании методом «да—нет», то получим, что распределение $f(z/N)$ имеет центр, равный 0, и дисперсию, равную 1, а $f(z/S)$ — центр в точке a и дисперсию, равную s (рис. 18). Распределения $f(\Delta z/\langle S, N \rangle)$ и $f(\Delta z/\langle N, S \rangle)$ будут также являться нормальными с одной и той же дисперсией, равной $\sqrt{\sigma^2 + 1}$, и с центрами, расположенными соответственно в точках a и $-a$ (рис. 18).

Далее покажем, как определить расстояние между центрами распределений $f(\Delta z/\langle S, N \rangle)$ и $f(\Delta z/\langle N, S \rangle)$ и тем самым найти меру сенсорной чувствительности наблюдателя к обнаружению различия между $\langle N \rangle$ и $\langle S \rangle$. Для этого сдвинем левое распределение $f(\Delta z/\langle N, S \rangle)$ вместе с кри-

терием C^* до совмещения его центра с нулем и сожмем ось z ровно в $\sqrt{\sigma^2 + 1}$ раз. Распределение после этого станет табличным, а критерий займет позицию $\frac{C^* + a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}}$. Отсюда

$$P(FA) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{C^* + a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}}}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (51)$$

и

$$\frac{C^* + a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}} = -z[P(FA)]. \quad (52)$$

Прделаем то же самое с правым распределением $f(\Delta z/\langle S, N \rangle)$, сдвинув его вместе с критерием влево на a , и, сжав z -ось в $\sqrt{\sigma^2 + 1}$ раз, получим

$$P(H) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{\frac{C^* - a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}}}^{\infty} e^{-\frac{z^2}{2}} dz \quad (53)$$

и

$$\frac{C^* - a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}} = -z[P(H)]. \quad (54)$$

Соотнося выражения (52) и (54), получим возможность оценить искомую меру с помощью получаемой в опыте пары вероятностей $P(H)$ и $P(FA)$:

$$z[P(H)] = z[P(FA)] + \frac{2a}{\sqrt{\sigma^2 + 1}}. \quad (55)$$

Таким образом, в двойных нормальных координатах РХП для 2АВВ описывается прямой линией с наклоном в 45° (заметьте, при любой величине σ). Отсюда следует способ экспериментальной проверки предположения о нормальности распределений $f(z/S)$ и $f(z/N)$ в методе 2АВВ: с помощью процедуры регрессионного анализа по z -преобразованным точкам РХ строится прямая наилучшего приближения и проверяется удовлетворительность ее подгонки под прямую с наклоном в 45 градусов*.

* Разумеется, отрицательный результат проверки может свидетельствовать не о том, что исходные распределения не нормальны, а о том, что изложенная выше схема с оценкой разностей $z_1 - z_2$ неверна. Эти две возможности можно экспериментально развести, если с теми же S и N провести эксперименты методом «да—нет» и получить z -преобразованную РХП.

При введении еще одного упрощающего предположения, что $\sigma = 1$, т.е. $f(z/S)$ и $f(z/N)$ имеют одинаковые дисперсии, свободный член в формуле (55) станет равен $a\sqrt{2}$ или, применяя вместо a стандартное обозначение для меры сенсорной чувствительности, $d'\sqrt{2}$. В этом случае для оценки сенсорной чувствительности по разности $z[P(H)] - z[P(FA)]$ методом 2ABV тоже используют обозначение d' и пишут

$$d'2ABV = \sqrt{2}d' \text{ «да—нет»}. \quad (56)$$

Часто это соотношение (не очень корректно) читается так: чувствительность в 2ABV выше, чем в «да—нет». Этот вывод психологам вряд ли покажется неожиданным, поскольку интуитивно ясно, что в условиях, где у испытуемого имеется возможность *сравнения*, результаты будут выше, чем в тех условиях, где такая возможность отсутствует (метод «да—нет»).

Если вы не склонны, например, на основании имеющихся в литературе данных полагать, что распределения $f(z/S)$ и $f(z/N)$ равновариативны, то, так же как в методе «да—нет», вместо показателя d' можно использовать другие (параметрические или непараметрические) меры сенсорной чувствительности. Или воспользоваться показателем a из формулы (55), предварительно оценив по РХП величину σ .

Еще раз подчеркнем, что в том случае, когда предположение о нормальности распределений $f(X/S)$ и $f(X/N)$ отвергается, целесообразно использовать такую меру сенсорной чувствительности, как *площадь под кривой РХП*. Как было отмечено выше, эта мера, $P(A)$, представляется универсальной, поскольку применима к любой РХП.

Существует одно интересное соотношение между этой мерой сенсорной чувствительности, измеренной методом «да—нет», и другим показателем, получаемым в методе 2ABV, — процентом правильных ответов, $P(C)$. Например, методом 2ABV при $P(S) = P(N)$ проведен опыт и получен несмещенный результат:

	«да, нет»	«нет, да»
$\langle S, N \rangle$	p	$1 - p$
$\langle N, S \rangle$	$1 - p$	p

Здесь $P(H) = P(CR)$. В этом случае вероятность правильных ответов $P(C) = p$ — см. формулу (49). Удивительное соотношение между «да—нет» и 2ABV, о котором идет речь, состоит в том, что если изложенная модель ТОС верна, то должно быть $P(A)_{\text{«да—нет»}} = p^*$. Другими словами:

* Строгий вывод данной закономерности можно найти в книге: Бардин К. В. Проблема порогов чувствительности и психофизические методы. М.: Наука, 1976. С. 339–344.

в несмещенном случае $P(C)_{2ABV} = P(A)_{\text{«да—нет»}}$. Таким образом, в качестве весьма надежной и самой простой меры чувствительности в 2ABV может использоваться процент правильных ответов $P(C)$. Естественно, что при его использовании следует убедиться, что мы имеем дело с несмещенным вариантом метода 2ABV, для чего требуется подтвердить, что вероятности $P(H) = P(CR)$ статистически достоверно не отличаются.

Как показывает практика психофизических измерений чувствительности с помощью метода 2ABV, получение несмещенного результата — скорее правило, чем исключение, поскольку при $P(S) = P(N)$ сама стимульная ситуация предполагает использование испытуемым симметричного критерия. В сравнении с 2ABV в методе «да—нет» число правильных ответов существенно зависит от числа ложных тревог, фактически отражает строгость критерия, используемого испытуемым. Поэтому в методе «да—нет» показатель $P(C)$ использовать некорректно.

Одним из вариантов метода 2ABV является его модификация, представляющая собой *адаптивную* процедуру оценки сенсорной чувствительности — это так называемый *метод слежения в режиме вынужденного выбора*. Этот метод был предложен в работе американского психофизика Дж. Цвислоки и соавторов (1957). Как было сказано выше, сама процедура вынужденного выбора значительно уменьшает влияние на пороговые измерения положения критерия наблюдателя. Адаптивный аспект данного метода состоит в том, что его процедура предусматривает изменение интенсивности стимульных различий в заданном интервале наблюдения, например, в варианте 2ABV — в паре стимулов. Увеличение межстимульной разницы в следующей пробе происходит каждый раз, когда испытуемый в предыдущей пробе делал ошибку в выборе того интервала, в котором предъявлялся значимый стимул. Если он три раза подряд дает правильный ответ, то межстимульная разница уменьшается. Таким образом, интенсивность сигнала изменяется в соответствии с изменением эффективности решения испытуемым данной сенсорной задачи. Такая процедура позволяет достаточно надежно оценивать порог как ту величину, которая соответствует 75% правильных ответов.

Дополнительные сведения по поводу плюсов и минусов в использовании адаптивных процедур можно найти в цитированной выше работе Н. Макмиллана и К. Крилмана.

2.4. Метод оценки уверенности (*confidence rating*)

Метод оценки уверенности (ОУ) предназначен для измерения сенсорной чувствительности. Он также основан на положениях ТОС. Для организации предъявления стимулов в методе ОУ могут быть использованы модификации как метода «да—нет», так и 2ABV. Ниже излагается только первый вариант, поскольку перенесение его на случай 2ABV несложно.

Главной особенностью метода ОУ является то, что в ходе всего одного опыта строится РХП по нескольким точкам. Как было указано выше, для проверки предположений о форме распределений или для вычисления различных мер чувствительности требуется построить РХП по достаточно большому количеству точек. Для этого, например, с помощью метода «да—нет» необходимо провести несколько опытов с одной и той же парой $\langle S \rangle$ и $\langle N \rangle$, но с различными условиями, задающими разные уровни строгости критерия принятия решения. Отметим, что каждый опыт должен содержать большое количество проб для получения достаточно надежных оценок вероятностей $P(H)$ и $P(FA)$. Более того, поскольку от опыта к опыту тренированность и усталость наблюдателя могут меняться, то используют специальный экспериментальный прием позиционного уравнивания и с одними и теми же условиями каждый опыт повторяют несколько раз (например, ближе к началу, середине и концу всей серии). Очевидно, что это сложная и долгая работа. Метод ОУ дает возможность получить несколько точек РХП в результате только одного опыта, хотя и возрастает его объем.

В методе ОУ испытуемому в случайном порядке предъявляются значащие и пустые пробы, однако в отличие от метода «да—нет» после каждого предъявления испытуемый вместо ответа «да» или «нет» указывает *степень своей уверенности* в наличии/отсутствии значащего сигнала. Испытуемому задается несколько оценочных категорий, первая из которых соответствует вероятности, близкой или равной 1, а последняя — вероятности, близкой или равной 0. Между этими крайними категориями по степени убывания вероятности обнаружения сигнала располагаются несколько промежуточных категорий, например: 0,75 — 0,5 — 0,25. Могут использоваться и словесные оценки уверенности, например, «абсолютно уверен, что сигнал был», «уверен, что сигнал был», «скорее был, чем не был», «не могу сказать, был сигнал или нет», «скорее не был, чем был», «уверен, что сигнала не было», «абсолютно уверен, что сигнала не было». Может использоваться очень дробная процентная шкала — например, с возможностью оценивания с дискретностью 5 или 10%, а затем ответы испытуемого объединяются в более крупные категории.

По литературным данным, чаще всего используются 5–7 категорий, реже — 9–10.

В пределах 5–7 оценочных категорий особых преимуществ числовых категорий перед вербальными не имеется. В том случае, если используется большое количество мелких категорий, целесообразнее применять числовые оценки.

Таким образом, главное процедурное отличие метода ОУ от методов «да—нет» и 2АВВ — в системе ответов, которые должен использовать испытуемый. Применение нескольких категорий оценки уверенности играет в этом методе ту же роль, что и изменение условий опыта, приво-

дящих к сдвигу строгости критерия принятия наблюдателем решения об обнаружении сигнала.

При обработке данных обычно используются числа, обозначающие заданные инструкцией оценки, например, для пятикатегорийной системы оценивания: 2, 1, 0, –1, –2. Для конкретности предположим, что испытуемому заданы 5 категорий, указанных выше. Как правило, эксперимент проводится без платежной матрицы и с равновероятным предъявлением значащих и пустых проб $P(S) = P(N) = 0,5$. Результаты опыта с использованием метода ОУ могут быть представлены в виде табл. 5.

Таблица 5

Теоретические результаты эксперимента с использованием метода ОУ

	Оценочные категории				
	–2	–1	0	1	2
$\langle S \rangle$	$p(-2)$	$p(-1)$	$p(0)$	$p(1)$	$p(2)$
$\langle N \rangle$	$q(-2)$	$q(-1)$	$q(0)$	$q(1)$	$q(2)$

Вероятность $p(n)$ ($n = -3, \dots, +3$) есть оценка условной вероятности обнаружения значащего стимула $P(n/S)$, получаемая путем деления числа всех случаев, когда предъявлялось $\langle S \rangle$ и был дан ответ данной категории — «n», на число всех предъявлений $\langle S \rangle$. Аналогично $q(n)$ есть оценка условной вероятности обнаружения значащего стимула, $P(n/N)$ в случае предъявления пустого стимула. Смысл этих данных в рамках модели ТОС, изложенной выше, состоит в предположении, что если испытуемому заданы K категорий (от полной уверенности в наличии $\langle S \rangle$ до полного отсутствия уверенности), то он, так же как и в условиях эксперимента «да—нет», в каждой пробе оценивает интенсивность заданного в инструкции сенсорного качества, но при этом использует не один критерий, разделяя все множество своих ощущений не на две области, а на K областей, работая сразу с несколькими критериями принятия решения (рис. 19). Фактически уровень уверенности задает уровень строгости решения об обнаружении сигнала.

На рисунке 19 видно, что число критериев, которые должен использовать испытуемый, на единицу меньше, чем число оценочных категорий, заданных ему по инструкции. Отметим также, что совсем необязательно, чтобы интервалы между различными критериями на оси интенсивности сенсорного эффекта были равными или располагались как-то регулярно. Равенство или неравенство расстояний между оценочными категориями, заданное испытуемому в опыте, необязательно соответствует расстояниям на его субъективной оси. Единственное, что предполагается, — область ответа R_1 должна располагаться левее области

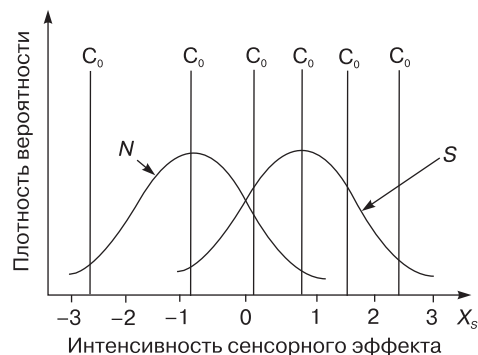


Рис. 19. Модельное представление ситуации обнаружения сигнала в методе ОУ

ответа R_2 , если критерий $C_1 < C_2$. Таким образом, в модели метода ОУ предполагается, что если оцениваемое качество сенсорного образа имеет интенсивность, лежащую на сенсорной оси между критериями C_0 и C_1 , то испытуемый дает ответ «0», если же интенсивность лежит правее критерия C_3 , то «3» и т.д.

Рассмотрим способы обработки данных в опыте, проведенном по методу ОУ. Так же как и в методе «да—нет», для каждого положения критерия нужно вычислить соответствующую пару вероятностей $P(H)$ и $P(FA)$. Для каждого критерия вероятность $P(H)$ равна площади под кривой $f(X/S)$, лежащей правее C , а $P(FA)$ равна площади под кривой $f(X/N)$, лежащей правее C . Поэтому для вычисления искомых пар вероятностей мы будем последовательно суммировать эмпирические оценки соответствующих условных вероятностей $p(n)$ и $p(q)$ слева направо, как это показано в табл. 6.

Таблица 6

Способ расчета $P(H)$ и $P(FA)$ по эмпирическим данным, полученным методом ОУ

Положение критерия	Вероятность исхода	
	$P(H) = \dots$	$P(FA) = \dots$
C_2	$p(2) = 0,15$	$q(2) = 0,03$
C_1	$p(1) + p(2) + p(3) = 0,4 + 0,15 = 0,55$	$q(1) + q(2) = 0,16 + 0,03 = 0,19$
C_0	$p(0) + p(1) + p(2) = 0,33 + 0,4 + 0,15 = 0,88$	$q(0) + q(1) + q(2) = 0,38 + 0,16 + 0,03 = 0,57$
C_{-1}	$p(-1) + p(0) + p(1) + p(2) = 0,11 + 0,33 + 0,4 + 0,15 = 0,99$	$q(-1) + q(0) + q(1) + q(2) = 0,34 + 0,38 + 0,16 + 0,03 = 0,91$

Данные взяты из работы *Гейсхайдера, Райта и Поллака (1971)*, в которой измерялась сенсорная чувствительность к вибрации. Жирным шрифтом выделены вероятности ответов, полученные в опыте для каждой оценочной категории.

В результате мы получаем четыре пары $P(FA)$ и $P(H)$ и, следовательно, имеем четыре точки (C_2, C_1, C_0 и C_{-1}) для построения РХ.

2.5. Современные варианты методов измерения сенсорной чувствительности, основанных на ТОС

2.5.1. Метод нахождения различий

Процедура этого метода* предполагает, что каждая проба состоит из предъявления двух стимулов S_1 и S_2 , которые могут быть одинаковыми или разными. Задача испытуемого состоит в том, чтобы дать ответ, были ли стимулы одинаковыми или разными.

Если измеряется способность наблюдателя различать стимулы S_1 и S_2 , то ему предъявляются четыре варианта пар стимулов: $\langle S_1, S_2 \rangle$, $\langle S_2, S_1 \rangle$, $\langle S_1, S_1 \rangle$, и $\langle S_2, S_2 \rangle$. Правильными ответами будут ответ «одинаковые» на последние две пары стимулов и ответ «разные» — на первые две пары.

Большим преимуществом данного метода является то, что наблюдатель не должен обязательно давать вербальный отчет или даже осознавать, по какому параметру отличаются стимулы в паре. Он должен сосредоточиться лишь на том, одинаковые они или разные. Эта особенность метода особенно важна в тех случаях, когда используется тот физический признак сигнала, который либо изменяется, либо неизвестен испытуемому (например, воздействие СВЧ-излучения), либо в силу его сложности и многомерности не может быть просто и ясно описан в инструкции (например, опознание сложных акустических сигналов или установление различий между сортами чая). Применение процедуры поиска различий весьма полезно в подобных случаях, поскольку испытуемый реально может использовать некоторые сенсорные признаки сравниваемых сигналов, хотя и не дифференцировать их как отдельные сенсорные качества. Основная идея этого метода в том, чтобы направить внимание испытуемого не на специфическое сенсорное качество или качества, а лишь на сам факт установления различия.

Если различительная способность наблюдателя равна нулю, то пропорция проб, в которых он сообщил о различии стимулов, будет той же самой: как для проб, где стимулы были одинаковыми, так и для проб, где они различались. Если различимость двух стимулов больше нуля, то

* В англоязычной литературе этот метод получил название *The same-different procedure*.

пропорция ответов «разные» будет больше для проб, в которых стимулы различались, чем для тех, где различий не было.

В таблице 7 представлены гипотетические результаты по измерению способности испытуемого ощущать разницу между двумя вибрационными стимулами S_1 и S_2 с помощью метода поиска различий. Пусть в нашем опыте в случайном порядке предъявлялись четыре пары стимулов, в 100 пробах, одинаковые ($\langle S_1, S_1 \rangle$ или $\langle S_2, S_2 \rangle$) и в 100 пробах — разные ($\langle S_1, S_2 \rangle$ или $\langle S_2, S_1 \rangle$). В тех пробах, где стимулы различались, место S_1 и S_2 в паре было рандомизировано, т.е. в 50 случаях из 100 случайным образом предъявлялась пара $\langle S_1, S_2 \rangle$, а в 50 случаях — $\langle S_2, S_1 \rangle$. В других 100 пробах где пара состояла из одинаковых стимулов, порядок предъявления пар $\langle S_1, S_1 \rangle$ и $\langle S_2, S_2 \rangle$ был также рандомизирован. Испытуемый использовал две категории ответов: «различны» и «одинаковы».

При обработке данных эмпирическая вероятность $P(H)$ рассчитывается как относительная частота ответов «различны» в пробах $\langle S_1, S_2 \rangle$ и $\langle S_2, S_1 \rangle$. В нашем примере $P(H) = 75/100 = 0,750$. Эмпирическая вероятность $P(FA)$ оценивается как относительная частота ответов «различны» в пробах $\langle S_1, S_1 \rangle$ и $\langle S_2, S_2 \rangle$. В нашем примере $P(FA) = 15/100 = 0,15$.

В качестве меры сенсорной чувствительности по z -преобразованным вероятностям попаданий и ложных тревог рассчитывается d' . Фактически в методе поиска различий d' отражает расстояние между центрами распределений интенсивностей сенсорных эффектов стимулов S_1, S_2 .

Таблица 7

Результаты гипотетического опыта с использованием метода поиска различий

Пара стимулов	Ответ испытуемого		Количество проб
	«различны»	«одинаковы»	
$\langle S_1, S_2 \rangle$ или $\langle S_2, S_1 \rangle$	75	15	100
$\langle S_1, S_1 \rangle$ или $\langle S_2, S_2 \rangle$	15	75	100

Определение d' затруднено тем обстоятельством, что вычисления зависят от того, какое правило принятия решения о сходстве или различии сигналов S_1 и S_2 использует наблюдатель. Например, если мы предполагаем, что в своих сравнительных суждениях наблюдатель основывается на так называемой стратегии независимых наблюдений, когда на основании выбранного критерия он производит сравнение двух независимых сенсорных впечатлений от каждого стимула и, следовательно, называет стимулы различными, если их сенсорные эффекты оказываются по разные стороны от точки критерия, — в этом случае при $P(H) = 0,75$ и $P(FA) = 0,15$ индекс d' будет равен 2,45. В том случае, если правило принятия решения основывается на так называемой дифференцирующей стратегии, когда суждение испытуемого выносится на основе превыше-

ния некоторого критического значения оцениваемой им величины абсолютной разницы двух сенсорных эффектов в каждой паре, — при тех же значениях $P(H)$ и $P(FA)$ величина d' будет равна 2,99. В цитированной выше работе Н. Макмиллана и К. Крилмана (1991) даны специальные таблицы для расчета d' для обоих вариантов стратегий.

Авторы полагают, что стратегии независимых наблюдений соответствует тот случай, когда испытуемому предъявляются для сравнения только два стимула (т.е. как в нашем примере). А в тех случаях, когда сравниваются несколько различных пар стимулов — $\langle S_1, S_2 \rangle$, $\langle S_2, S_3 \rangle$, $\langle S_3, S_4 \rangle$, то наблюдатель использует дифференцирующую стратегию.

Для строгого решения вопроса о том, какую именно стратегию использовал испытуемый, американские психофизики Х. Дэй, Н. Версфелд и Д. Грин (1996)* разработали специальную статистическую процедуру для определения по эмпирическим данным того варианта правила принятия решения, который действительно использовал испытуемый.

Метод поиска различий также может использоваться для измерения разностного порога. В этом случае один из двух стимулов определяется как стандартный (например, S_1), а другой — как сравниваемый с ним (S_2). В одних пробах в паре предъявляются оба стимула — стандартный и сравниваемый ($\langle S_1, S_2 \rangle$ или $\langle S_2, S_1 \rangle$), а в других пара состоит из одинаковых стимулов — двух стандартных или двух сравниваемых ($\langle S_1, S_1 \rangle$ или $\langle S_2, S_2 \rangle$). Задача испытуемого заключается в том, чтобы при предъявлении каждой пары решить, были ли стимулы разными или одинаковыми. Индекс различительной чувствительности d' рассчитывается по пропорции попаданий и ложных тревог. Этот вариант метода может быть усложнен использованием нескольких сравниваемых стимулов при одном и том же стандартном стимуле (фактически он становится похожим на описанный выше метод постоянных раздражителей). В качестве операциональной оценки разностного порога используют такую разницу между стандартным и сравниваемым стимулом, при которой $d' = 1,0$.

Применяя процедуру поиска различий, можно построить РХП. Для этого, так же как и в методе ОУ, испытуемого просят градуально оценить уверенность своего ответа в том, что предъявленные в паре стимулы различаются. Так, в работе Дж. Ирвина и соавторов (1993) была построена РХП по результатам ответов испытуемых, которым предлагалось оценить различие между двумя концентрациями (низкой и высокой) апельсинового напитка. Поскольку была получена асимметричная РХП, то на основе теоретических предсказаний авторы сделали вывод, что испытуемые используют дифференцирующую стратегию. В другой работе этих же авторов в задаче различения тональных сигнала-

* Dai H., Versfeld N. J., Green D. M. The optimal decision rules in the same-different paradigm // Perception and Psychophysics. 1996. No 58. P. 1–9.

лов по громкости также было подтверждено, что в методе установления различий испытуемые использовали дифференцирующую стратегию.

2.5.2. Метод отличающегося стимула

Метод отличающегося стимула* представляет собой вариант методов множественного вынужденного выбора и АВХ. Как и в случае метода поиска различий, процедура «отличающийся стимул» используется для измерения сенсорной способности наблюдателя обнаруживать различия между стимулами. В данном методе проба состоит из трех или более интервалов наблюдения. Один из стимулов (S_1) предъявляется лишь в одном из интервалов наблюдения, тогда как другие стимулы (S_2 , S_3 и др.) предъявляются в оставшихся интервалах наблюдения. Задача испытуемого состоит в том, чтобы сказать, в каком интервале наблюдения появился стимул, отличающийся от других. Как и в методе поиска различий, испытуемого не ограничивают в использовании какого-либо определенного сенсорного качества, с которым он был знаком раньше или который был указан в инструкции экспериментатором. Эффективность выполнения этой сенсорной задачи оценивается относительной частотой правильных ответов $P(C)$, которая затем может быть преобразована в d' так, как было описано выше в методе 2ABV.

Рассмотрим вымышленный пример, в котором с помощью метода отличающегося стимула у испытуемого измеряется способность различать по вкусу два напитка, например, «Фанту» и апельсиновый сок. В случайном порядке в половине проб отличающимся стимулом будет «Фанта», а в остальных пробах — апельсиновый сок. Порядок предъявления отличающегося стимула в трех интервалах наблюдения одной пробы варьируется случайным образом. При трех интервалах наблюдения вероятность случайного угадывания — $P(C)$, равна 0,33; и в этом случае индекс d' как мера различительной чувствительности будет равен 0,0. С ростом вероятности правильных ответов $P(C)$, от 0,33 до 1,0 d' будет также увеличиваться. Например, если у трех испытуемых в данной задаче $P(C)$ были равны 0,4; 0,6 и 0,8, то d' окажутся равными соответственно 0,88; 1,98 и 3,18. Напомним, что, как и в других методах, d' рассчитывается в методе отличающегося стимула как расстояние в z -координатах между распределениями сенсорных эффектов от действия «Фанты» и апельсинового сока. Специальную таблицу для перевода значений $P(C)$, полученных в опыте, в величины d' можно найти в указанных выше работах Н. Макмиллана и К. Крилмана и Х. Дэй, Н. Версфелд и Д. Грин. В последней работе приведены таблицы для обработки результатов опыта с тремя, четырьмя и пятью интервалами наблюдения.

Процедуру метода отличающегося стимула можно модифицировать для измерения разностных порогов. Для этого в одной части проб все

интервалы наблюдения, кроме одного, должны содержать стандартные стимулы, а в одном из интервалов наблюдения должен предъявляться сравниваемый стимул. В другой части проб все интервалы наблюдения, кроме одного, должны содержать сравниваемые стимулы, а оставшийся интервал наблюдения — стандартный стимул. Задача испытуемого — выбрать тот интервал наблюдения, в котором был стимул, отличающийся от остальных. По результатам работы испытуемого рассчитывается $P(C)$.

Процедура данного метода может быть усложнена за счет использования нескольких интенсивностей стандартного стимула.

Разностный порог оценивается как та величина различия между стандартным и сравниваемым стимулами, которая соответствует уровню $d' = 1,0$.

2.6. Анализ рабочих характеристик: новые подходы

2.6.1. Виды рабочих характеристик

Рабочие характеристики приемника (РХ), используемые для анализа сенсорных возможностей наблюдателя, являются не единственным случаем применения метода построения РХ в психологии. Эти функции являются удобным инструментом, позволяющим анализировать поведение субъекта, осуществляющего выбор в *ситуации неопределенности*. В связи с этим РХ зарекомендовали себя не только в сенсорной психофизике, но и в таких областях, как психология принятия решения, мотивации, внимания, памяти.

Чтобы понять, каким образом РХ полезны при описании поведения, введем несколько важных понятий. Прежде всего субъект обладает ограниченными *ресурсами*, которые он обязательно должен вложить в то действие (процесс), которое собирается совершить. Понятие ресурсов в данном контексте очень широко. Это могут быть и денежные средства, и время (недаром существует выражение «время — деньги»), и ресурсы внимания (ведь внимание по своей природе избирательно и не может одновременно быть направлено на бесконечное количество стимулов, действий и т.п.). Если два возможных действия (процесса) претендуют на одни и те же ресурсы и общего количества ресурсов не хватает на удовлетворение запросов полностью, то субъект оказывается в ситуации неопределенности, в которой он должен сделать взвешенный выбор. РХ позволяет формально описать стратегию выбора между двумя процессами. В общем виде РХ — это двухмерная функция, описывающая эффективность двух процессов при различных вариантах распределения ресурсов между ними.

Существует множество разновидностей РХ, отличающихся формой, единицами измерения и другими параметрами. Фактически для любой исследовательской парадигмы, сопряженной со взвешенным выбором,

* В англоязычной литературе этот метод получил название *The Oddity Procedure*.

можно создать свой особый способ построения РХ. Вместе с тем, по мнению известного американского когнитивного психолога *Джорджа Сперлинга*, такое многообразие можно свести к относительно небольшому количеству классов [*Sperling, 1984*]. Рассмотрим все эти классы по отдельности.

2.6.2. Рабочая характеристика исполнения (РХИ)

Впервые РХИ была предложена для анализа процессов распределения внимания, однако Дж. Сперлинг существенно расширил область ее применения, предложив с ее помощью описывать взвешенный выбор в самых разных ситуациях.

Обратимся вслед за Дж. Сперлингом к примеру с посещением студентом занятий*. Предположим, что вы параллельно посещаете два учебных курса по выбору: один — по проективным методам психодиагностики, а другой — по немецкому языку. Для простоты ситуации представим себе, что информативность занятия равномерно распределена во времени (т.е. вероятность услышать существенную информацию одинакова в начале, в середине и в конце занятия). Кроме того, занятия проходят в соседних аудиториях, поэтому время на переход из одной аудитории мы считаем пренебрежимо малым. В конце семестра вам предстоит сдать экзамен по каждому предмету. На экзамене вам будет задано по одному вопросу из каждой темы (одна тема — это одно занятие), и от того, на какое количество вопросов вы ответите, будет зависеть ваша оценка.

Как уже было сказано, для того чтобы посетить эти занятия, вам нужно потратить некий ресурс. В данном случае речь идет о ресурсе времени, который ограничен естественной причиной — вы не можете присутствовать более чем в одном месте одновременно. Если расписание занятий составлено так, что проективные методы и немецкий язык не пересекаются во времени (скажем, занятия по проективным методам с 14.00 до 17.00, а по немецкому языку — с 17.00 до 19.00), то вы полностью можете посетить и то и другое занятие, не упустив никакой информации. Эта ситуация отражена на рис. 20а. Теперь допустим, что расписание составлено не так удачно, и занятия частично пересекаются во времени: так, занятия по проективным методам длятся с 14.00 до 17.00, а занятия по немецкому языку — с 16.00 до 18.00 (рис. 20б). Наконец, третья, совсем неблагоприятная ситуация: занятия по проективным методам с 14.00 до 17.00, а занятия по немецкому языку — с 15.00 до 17.00 (рис. 20в). Очевидно, что в двух последних случаях два действия (посещение одного или другого предмета) частично или полностью пре-

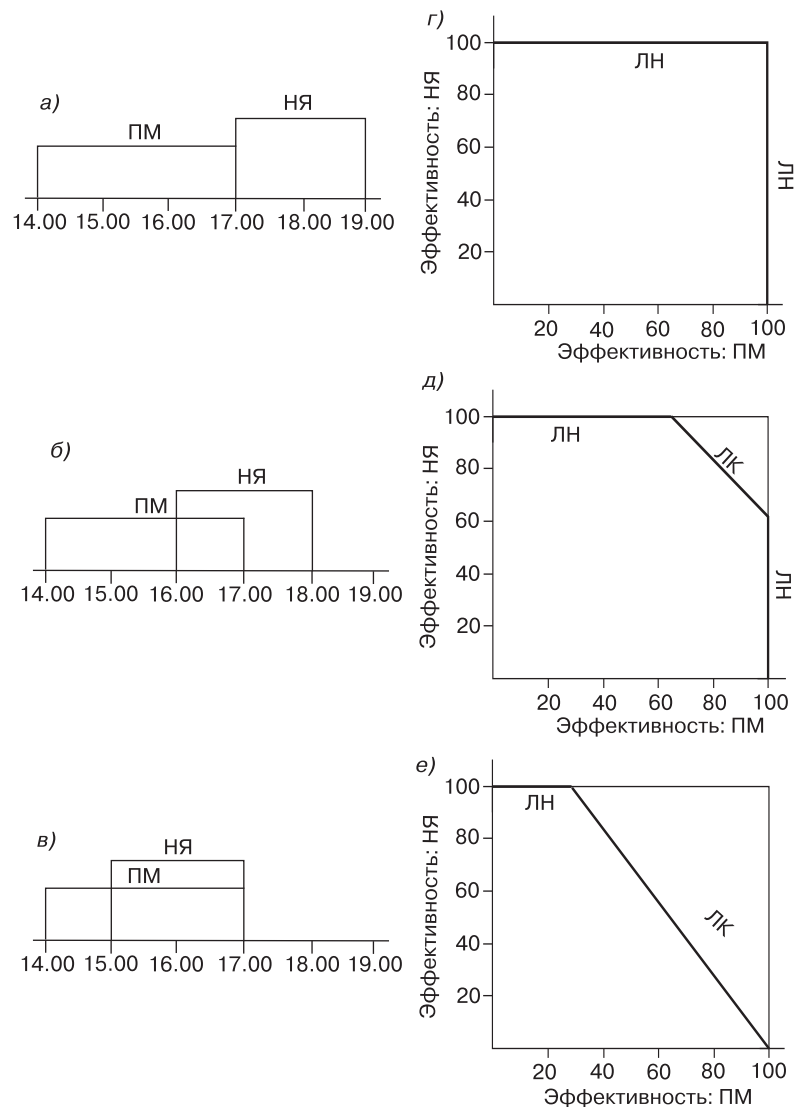


Рис. 20. Три варианта распределения занятий по проективным методам (ПМ) и немецкому языку (НЯ) во времени (а, б, в) и соответствующие им РХИ (г, д, е)

Обозначения: ЛН — линии независимости, ЛК — линии конкуренции.

* Пример с посещением занятий, терминология и схема построения и анализа РХИ Дж. Сперлинга излагаются с модификациями и дополнениями авторов учебного пособия.

тендуют на один и тот же ресурс времени. Как оптимизировать посещение занятий студенту, который оказался в подобной ситуации? Ему, равно как и исследователю-психологу, изучающему его поведение, поможет построение РХИ.

РХИ — это функция, показывающая, как изменится эффективность одной деятельности при перераспределении ограниченных ресурсов в пользу второй деятельности. На оси абсцисс откладывается показатель эффективности первой из них, на оси ординат — аналогичный показатель для второй. Рекомендуется привести оба показателя к одинаковой размерности (например, проценту правильных ответов). В нашем примере показателем эффективности посещения занятий является, например, процент вопросов итогового теста по курсу, на которые студент сумеет правильно ответить. По оси абсцисс мы откладываем показатель эффективности для проективных методов, а по оси ординат — для немецкого языка (рис. 20 z – e). В том случае, если занятия не пересекаются во времени, студент может полностью посетить все занятия по обоим предметам. Это значит, что теоретически процент правильных ответов на экзамене по проективным методам будет равен 100 вне зависимости от того, как студент решит посещать занятия по немецкому языку, и наоборот. Графически это можно представить в виде линий, параллельных осям абсцисс и ординат (рис. 20 z). Такие параллельные отрезки мы будем называть *линиями независимости*. Теперь перейдем ко второму случаю. Как видно из рис. 20 $в$, студент может посетить первые два часа занятия по проективным методам (66,7%) без ущерба для немецкого языка и второй час немецкого (50%) без ущерба для проективных методов. Это значит, что как минимум на 66,7% вопросов по проективным методам он сможет ответить вне зависимости от посещения занятий по немецкому языку, следовательно, линия независимости для проективных методов (параллельная оси абсцисс) достигнет точки 66,7% (рис. 20 $д$). Аналогичная ситуация возникает с немецким языком: линия независимости, т.е. прямая, параллельная оси ординат, достигнет значения 50%. Неопределенность возникает в промежутке с 16.00 до 17.00, на пересечении двух занятий. Очевидно, что чем дольше задержится студент на занятии по проективным методам, тем больше информации он приобретет по этому курсу, но обязательно упустит информацию из курса немецкого языка. Таким образом, связь между посещением двух занятий будет обязательно обратно пропорциональной. Далее: поскольку объем информации распределен равномерно во времени, то эта связь является также линейной. Таким образом, мы получаем недостающий отрезок РХИ, лежащий между концами отрезков линий независимости (рис. 20 $д$). Этот отрезок мы будем называть *линией конкуренции*.

Аналогично строится РХИ и для третьего случая, однако здесь не будет линии независимости для немецкого языка, поскольку посеще-

ние немецкого языка полностью зависит от посещения занятий по проективным методам. Таким образом, на экзамене по немецкому языку студент может теоретически получить как 0% правильных ответов (если решит посещать проективные методы полностью), так и 100% (рис. 20 e).

На рис. 20 можно увидеть важные свойства РХИ. Во-первых, в отличие от уже знакомой нам из психофизики РХП, она необязательно имеет симметричную форму и может приобретать ломаный характер. Это связано с тем, что построение РХИ не требует выполнения математических допущений, аналогичных тем, которые лежат в основе ТОС: допущений о нормальности и равновариативности распределений двух сенсорных процессов. Во-вторых, чем меньше конкуренция двух процессов, тем более «выпуклой» вверх и вправо выглядит функция за счет более длинных линий независимости.

Если линии независимости — это всегда прямые, параллельные осям, то пролегающая между ними линия конкуренции может иметь форму и кривой, и ломаной линии. Это будет зависеть от исходной формы распределений конкурирующих процессов. В нашем примере с посещением занятий это будет распределение информативности во времени. Так, выше мы разбирали случай, когда информация распределена во времени равномерно. Однако возможен более сложный случай, когда, например, начало и конец занятия содержат мало информации (например, вводные и заключительные слова), а основная информация дается в середине. Примеры подобных распределений показаны на рис. 21. При этом рис. 21 a показывает ситуацию, когда информативность изменяется дискретно (например, при строгом делении лекции на вводный, основной и заключительный разделы), а рис. 21 $б$ — плавное и непрерывное ее изменение (в примере показана функция, напоминающая функцию нормального распределения, но форма распределения может быть любой). Линия конкуренции для дискретного распределения будет иметь ломаную форму (рис. 21 $в$). Для непрерывной функции линия конкуренции будет криволинейной (рис. 21 $г$). Подобным образом можно построить РХИ для процессов, имеющих распределение любой сложности.

Однако вернемся к нашему начальному примеру с равномерным распределением информации во времени и случаю, когда занятия по проективным методам проходят с 14 до 17 часов, а немецкий язык — с 16.00 до 19.00 (рис. 20 $в$). Каким же образом студенту из нашего примера выбрать для себя оптимальную стратегию посещения занятий? Дж. Сперлинг (1984) описывает два возможных способа оптимизации выбора, зависящих от того, какие критерии эффективности заданы.

Первый способ оптимизации — это достижение максимального *среднего* выигрыша. Так, если оба посещаемых предмета равнозначны и при этом студенту важно достичь высоких академических успехов (напри-

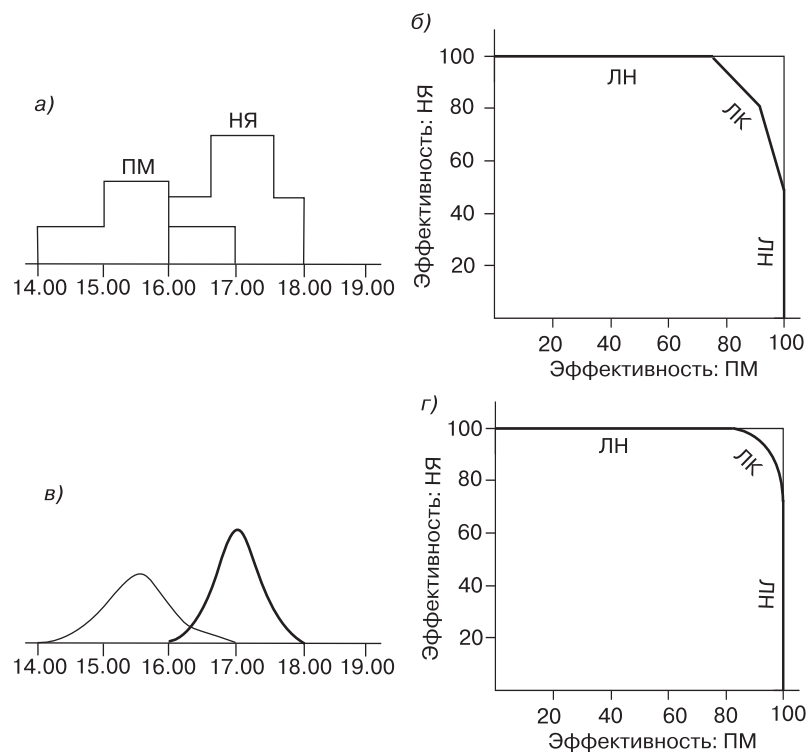


Рис. 21. Зависимость формы РХИ от распределения информации во времени при условии его неравномерного распределения

a — дискретное распределение; *б* — ломаная форма РХИ при дискретном распределении; *в* — плавное и непрерывное распределение; *г* — форма РХИ при плавном и непрерывном распределении.

ЛН — линия независимости; *ЛК* — линия конкуренции.

мер, от этого зависит размер стипендии или скидка на оплату обучения), то он, вероятнее всего, будет стремиться к такому разделению времени между занятиями, при котором сможет получить максимальный балл за *оба экзамена*, т.е. максимальный средний балл. Для определения такого оптимального момента Дж. Сперлинг предлагает использовать *контуры равной полезности*, заимствованные из экономической теории. Контур равной полезности — это линия, которая является геометрическим местом всех возможных сочетаний двух процессов, которые приводят к одинаковой средней эффективности. На рис. 22*a* контуры равной полезности показаны наклонными линиями, проходящими через одинаковые точки на осях абсцисс и ординат РХИ. Так, диагональ, проходящая через точки (0 и 100%) и (100 и 0%), соответствует средней эф-

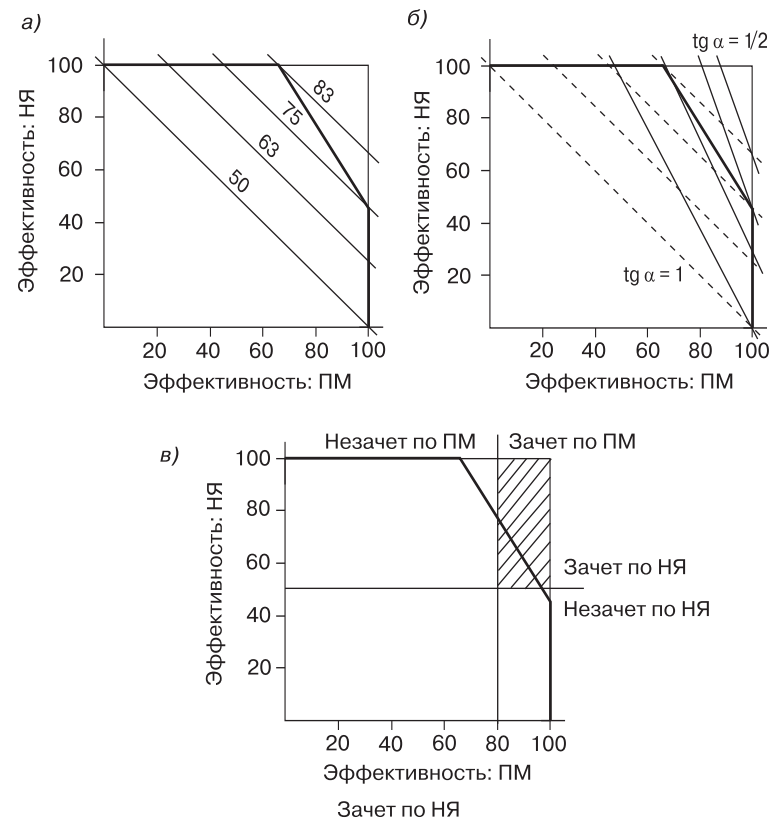


Рис. 22. Определение оптимальной стратегии посещения занятий с помощью РХИ

a — при критерии максимизации среднего выигрыша с помощью контуров равной полезности; *б* — с помощью контуров равной полезности при разных удельных весах оценок; *в* — при отдельных критериях эффективности.

фективности 50%, а линия, проведенная через точки (100 и 50%) и (50 и 100%), — средней эффективности 75%. Нетрудно увидеть, что *наивысшая эффективность будет получена в том месте, где РХИ достигнет наивысшего возможного контура равной полезности*. Важное замечание: поскольку РХИ, как правило, представляет собой монотонную функцию, выпуклую вверх, то наивысший контур равной полезности — обычно касательная к линии конкуренции. В нашем примере (рис. 22*a*) РХИ достигает наивысшего контура, соответствующего средней полезности, равной 83%. Как видно из рисунка, это значение достигается при 100% эффективности немецкого языка и 66,7% эффективности проек-

тивных методов. Иными словами, оптимальная стратегия для студента в данном примере — присутствовать на занятии по проективным методам до тех пор, пока не начнется немецкий язык, а затем перейти в соседнюю аудиторию, посещая, таким образом, немецкий язык целиком.

Использование контуров равной полезности позволяет также учитывать различную мотивационную привлекательность того или иного выбора. Допустим, удельный вес оценки по проективным методам составляет 2, а по немецкому языку — 1. Иными словами, какова бы ни была эффективность сдачи экзамена по немецкому языку, выгода от нее для студента составит лишь 50% выгоды от сдачи экзамена по проективным методам с тем же исходом. Для оценки средней полезности нужно рассчитать взвешенное среднее, т.е. умножить каждое слагаемое на его удельный вес и разделить сумму на 2:

$$U_{\text{cp}} = (W_1 \times E_1 + W_2 \times E_2) / 2, \quad (57)$$

где U_{cp} — средняя полезность, $W_{1,2}$ — удельные веса первого и второго процессов (предметов), $E_{1,2}$ — показатели эффективности первого и второго процессов.

Графически изменение мотивационной привлекательности выражается в том, что контуры равной полезности изменяют угол наклона, при этом

$$\operatorname{tg} \alpha = W_1 / W_2, \quad (58)$$

где α — угол наклона контура равной полезности, $W_{1,2}$ — удельные веса первого и второго процессов (учебных предметов).

На рис. 22б показано, как меняется положение точки оптимума на РХИ при изменении удельного мотивационного веса двух процессов. Пунктирными линиями показано множество контуров равной полезности при одинаковых мотивационных весах ($\operatorname{tg} \alpha = 1$), сплошными — при соотношении $1/2$ ($\operatorname{tg} \alpha = 1/2$). Как видно, во втором случае наиболее эффективной оказывается стратегия полного посещения проективных методов и половины каждого занятия по немецкому языку, поскольку соответствующий контур проходит выше всех.

Второй способ оптимизации применяется при отдельных критериях эффективности для каждого процесса. Продолжим рассмотрение нашего примера с посещением занятий. Все условия остаются теми же, но теперь эффективность оценивается по системе «зачет—незачет», причем для получения зачета по проективным методам необходимо ответить не менее чем на 80% вопросов, а по немецкому языку достаточно ответить на 50% вопросов. Следовательно, студенту теперь не важен максимальный средний балл, как в первом случае, ему важнее получить два зачета — это и есть *критерий максимальной полезности*. На рис. 22в пороги для получения зачета показаны асимптотами, проходящими через точку 80% оси абсцисс (проективные методы) и точку 50% оси ординат (немецкий язык). Для получения зачета по обоим дисциплинам студент должен «попасть» в область выше горизонтальной и правее вертикаль-

ной асимптоты. Как видно из рисунка, прежняя стратегия, основанная на контурах равной полезности (рис. 22а), в данном случае оказывается не самой эффективной, поскольку лежит за пределами указанной области. Правильнее будет выбрать некоторую точку на участке РХИ, проходящем через «область двух зачетов». Таким образом, студент в нашем примере может посетить от 80 до 100% каждого занятия по проективным методам и соответственно от 50 до 80% каждого занятия по немецкому языку.

Таким образом, РХИ предстает перед нами довольно мощным и универсальным средством анализа поведения субъекта в ситуации выбора, формально учитывающим требования стоящих перед человеком альтернатив, ресурсы, которыми он располагает, и мотивационные тенденции.

2.6.3. Рабочая характеристика внимания (РХВ)

Этот вид рабочих характеристик чаще всего употребляют как синоним РХИ, о которых шла речь выше. Более того, в психологии РХИ впервые стали использовать именно в исследованиях внимания.

Тем не менее в данном учебном пособии мы намеренно разводим два этих вида рабочих характеристик. Так, под РХИ мы понимаем функцию, описывающую совместную эффективность любых двух процессов, претендующих на общие ресурсы. РХВ — это более частная функция, предназначенная специально для описания эффективности *одновременного* или *разделенного во времени* выполнения двух задач, требующих осознанного контроля со стороны субъекта. Иными словами, это функция, характеризующая *распределение внимания*.

РХВ, являясь частным случаем РХИ, тем не менее имеет некоторые особенности, о которых мы не упоминали выше.

Традиционно распределение внимания изучается с помощью метода *двойных задач*. Этот метод предполагает, что два не связанных друг с другом задания предлагаются испытуемому для одновременного выполнения. Таким образом, между задачами, как и в примере с посещением занятий, создается конкуренция за ограниченные ресурсы. В данном случае в качестве таких ресурсов рассматривается внимание, которое, как явствует из научной психологической литературы и повседневного опыта любого человека, ограничено по объему. Кроме того, полное соблюдение правил метода двойных задач предполагает также контрольное тестирование испытуемого, где он должен решить каждую из задач по отдельности. Это поможет установить, насколько успешно испытуемый справится с каждым из заданий, если ему будут отданы все ресурсы.

Разберем еще один пример. Студент, прежде решавший для себя проблему посещения занятий, готовится к экзамену в своей комнате в общежитии. Для подготовки к экзамену ему необходимо прочесть довольно увесистый учебник. Одновременно с этим его друзья и соседи по ком-

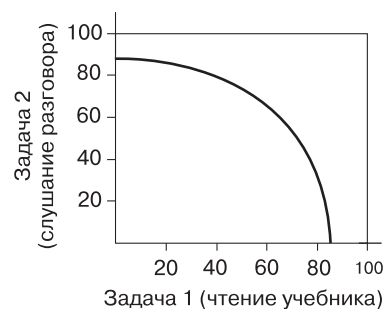


Рис. 23. Общий вид рабочей характеристики внимания (РХВ)

Сама же функция РХВ отражает изменение эффективности решения одной задачи при перераспределении внимания на другую задачу. За эффективность, равную 100%, принимается результат выполнения контрольного теста (т.е. изолированного выполнения каждой из задач). На рис. 23 стопроцентные уровни эффективности показаны горизонтальной и вертикальной асимптотами.

Здесь же показана обратная зависимость между уровнями эффективности решения двух задач. Иными словами, чем больше внимания уделяется одной задаче, тем лучше она решается, но тем хуже решается вторая задача. В психологии внимания феномен снижения эффективности выполнения одной задачи при наличии другой получил название *интерференции*.

Итак, вернемся к нашему примеру с подготовкой студента к экзамену. Поскольку и задача подготовки к экзамену, и задача слушания разговора требуют довольно значительного ресурса внимания (ведь обе связаны с пониманием и запоминанием связного текста), попытка распределения внимания между ними, скорее всего, приведет к интерференции. Так, если студент слишком увлечется слушанием разговора, то наверняка через некоторое время поймает себя на том, что все это время лишь бездумно водил глазами по строчкам книги и не помнит ничего из прочитанного. Если же студент, напротив, сконцентрируется на чтении, то, возможно, будет понимать лишь отдельные слова и фразы разговора, но в целом не уловит нить. Именно эта ситуация отражена на рис. 23.

Здесь можно также увидеть принципиальные различия между РХВ и типичной РХИ. Так, на РХИ, которые разбирались в предыдущем разделе, точки пересечения графика с осями соответствовали эффективности 100% (см. рис. 20–22), то есть, сочетая два процесса, субъект принципиально мог достичь идеальной эффективности одного из них. Од-

нако это утверждение не распространяется на распределение внимания. Даже если субъект максимально сосредоточится на одном задании и постарается сделать его как можно лучше, но при этом будет занят чем-то еще, то все равно не сможет добиться такой же эффективности, как при выполнении только этого задания*. Так, в нашем примере, даже если студент решит, что ему надо во что бы то ни стало прочесть, понять и запомнить весь учебник, его занятия в присутствии разговаривающих соседей все равно пройдут не так эффективно, как в полной тишине, когда никто и ничто не отвлекает от чтения. И действительно, как видно из рис. 23, РХВ никогда не достигает стопроцентных асимптот. Одно из возможных объяснений этого феномена заключается в том, что в ситуации распределения внимания ресурсы тратятся не только на каждую задачу в отдельности, но еще и на координацию задач [см.: Фаликман, 2006, с. 364–367].

Стоит отметить, что кривая РХВ, как и РХИ, может иметь различную форму, зависящую от возможностей субъекта по распределению внимания, а также от сочетания самих задач. На рисунке 24 показаны разные возможные формы РХВ. Так, на рис. 24а представлена РХВ, состоящая только из линии конкуренции, т.е. ситуация, когда любое перераспределение ресурсов приводит к улучшению выполнения одной задачи и одновременному ухудшению выполнения другой. Возможна также и другая ситуация, которая представлена на рис. 24б. Здесь график включает в себя участок линии независимости для одной задачи, за которым следует линия конкуренции. Это может означать, например, что одна из задач настолько проста для выполнения, что субъект до определенного момента может вкладывать ресурсы во вторую без ущерба для них обеих. Когда же суммарное количество ресурсов превысит естественный предел, между задачами начинается интерференция, что показано линией конкуренции. Похожая ситуация показана на рис. 24в, но здесь участки линий независимости присутствуют уже у обеих задач. Наконец, на рис. 24г можно увидеть РХВ, состоящую только из линий независимости. Такая функция встречается в том случае, если задачи не интерферируют друг с другом. Причиной этого может быть высокая степень автоматизации обеих задач (а скорее всего еще и длительная практика в их *совместном* выполнении), что предполагает низкие затраты ресурсов внимания. Другая возможная причина состоит в том, что для каждой задачи могут требоваться свои специфические ресурсы и на общие ресурсы задачи не претендуют или претендуют в незначительной степени (подробнее обсужде-

нако это утверждение не распространяется на распределение внимания. Даже если субъект максимально сосредоточится на одном задании и постарается сделать его как можно лучше, но при этом будет занят чем-то еще, то все равно не сможет добиться такой же эффективности, как при выполнении только этого задания*. Так, в нашем примере, даже если студент решит, что ему надо во что бы то ни стало прочесть, понять и запомнить весь учебник, его занятия в присутствии разговаривающих соседей все равно пройдут не так эффективно, как в полной тишине, когда никто и ничто не отвлекает от чтения. И действительно, как видно из рис. 23, РХВ никогда не достигает стопроцентных асимптот. Одно из возможных объяснений этого феномена заключается в том, что в ситуации распределения внимания ресурсы тратятся не только на каждую задачу в отдельности, но еще и на координацию задач [см.: Фаликман, 2006, с. 364–367].

Стоит отметить, что кривая РХВ, как и РХИ, может иметь различную форму, зависящую от возможностей субъекта по распределению внимания, а также от сочетания самих задач. На рисунке 24 показаны разные возможные формы РХВ. Так, на рис. 24а представлена РХВ, состоящая только из линии конкуренции, т.е. ситуация, когда любое перераспределение ресурсов приводит к улучшению выполнения одной задачи и одновременному ухудшению выполнения другой. Возможна также и другая ситуация, которая представлена на рис. 24б. Здесь график включает в себя участок линии независимости для одной задачи, за которым следует линия конкуренции. Это может означать, например, что одна из задач настолько проста для выполнения, что субъект до определенного момента может вкладывать ресурсы во вторую без ущерба для них обеих. Когда же суммарное количество ресурсов превысит естественный предел, между задачами начинается интерференция, что показано линией конкуренции. Похожая ситуация показана на рис. 24в, но здесь участки линий независимости присутствуют уже у обеих задач. Наконец, на рис. 24г можно увидеть РХВ, состоящую только из линий независимости. Такая функция встречается в том случае, если задачи не интерферируют друг с другом. Причиной этого может быть высокая степень автоматизации обеих задач (а скорее всего еще и длительная практика в их *совместном* выполнении), что предполагает низкие затраты ресурсов внимания. Другая возможная причина состоит в том, что для каждой задачи могут требоваться свои специфические ресурсы и на общие ресурсы задачи не претендуют или претендуют в незначительной степени (подробнее обсужде-

* По этой причине, в частности, водителям (даже очень опытным) не рекомендуется разговаривать по телефону во время управления автомобилем, хотя это и не является прямым нарушением правил дорожного движения при условии, что телефонная трубка не занимает руки.

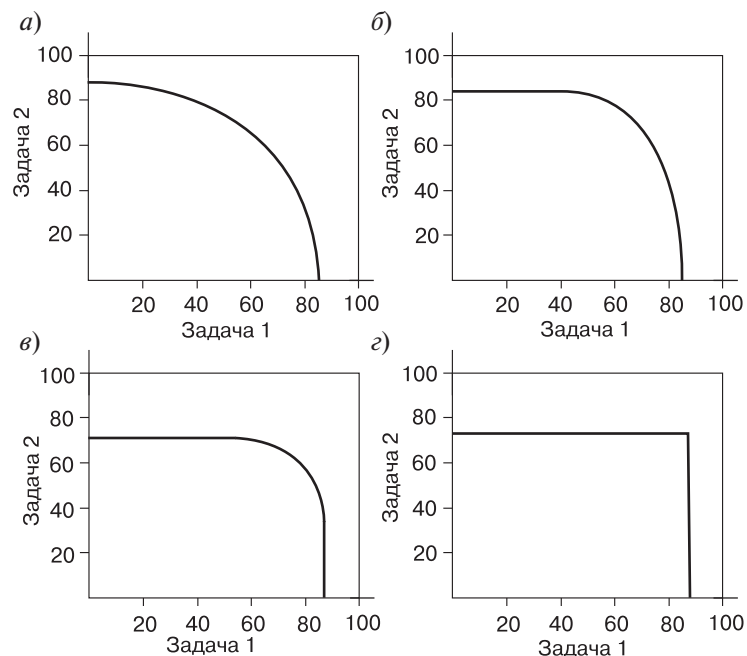


Рис. 24. Возможные формы РХВ. Пояснения в тексте

ние вопроса о природе ограничений «ресурсов внимания» и их влиянии на РХВ см.: Дормашев, Романов, 2002, с. 164–175; Фаликман, 2006, с. 353–374; Norman, Bobrow, 1975; Wickens, 1984).

В заключение скажем, что для анализа поведения субъекта в ситуации распределения внимания приложим тот же экономический аппарат, что и для РХИ. Впервые для анализа РХВ его предложили применять израильские психологи Давид Навон и Даниэль Гофер (1979). Так, исходя из приоритетности задачи (в методе двойных задач приоритетность обычно контролируется с помощью платежных матриц), мы также можем определить параметры контуров равной полезности, основным из которых будет тангенс угла наклона — см. формулу (58). Далее, руководствуясь правилом, изложенным для контуров равной полезности применительно к РХИ, можно определить оптимальную стратегию распределения (или поочередного переключения) внимания между задачами.

2.6.4. Рабочая характеристика приемника (РХП)

Подробный разговор об этой функции и методе ее построения уже шел выше, при изложении основ ТОС. Здесь мы упомянем лишь о том, что по отношению к РХП и положениям ТОС возможно применение того же понятийного аппарата и способов анализа, что и к РХИ и к РХВ.

Так, аналогом ограниченных ресурсов в ТОС является ограниченная разрешающая способность сенсорной системы. Сенсорные образы сигнала и шума — конкурирующие процессы, поскольку занимают общее место на сенсорной оси, т.е. делят между собой ограниченный ресурс разрешающей способности. Индекс сенсорной чувствительности d' , который, как мы помним, есть расстояние между центрами сигнального и шумового распределений сенсорных эффектов, одновременно представляет собой меру конкуренции процессов между собой. Это отражается в форме РХП, как и в форме РХИ: чем выше чувствительность, тем более выпуклой будет функция. В конечном счете при очень высоких значениях d' отдельные участки РХП станут почти параллельны осям, т.е. практически превратятся в линии независимости.

Что касается критерия принятия решения об ответе «да», изменение которого, как мы помним, приводит к изменению пропорции попаданий и ложных тревог (причем в одну сторону), то нетрудно увидеть, что этот показатель ТОС напоминает стратегию распределения времени между двумя занятиями или распределения внимания. Более того, приложив к РХП схему с контурами равной полезности, можно так же, как и для РХИ или РХВ, определить оптимальный критерий.

2.6.5. Рабочая характеристика «скорость—точность» (РХСТ)

Как можно понять из названия, данная функция соотносит между собой две основные характеристики эффективности выполнения какой-либо задачи — скорость и точность. Более подробно правила построения РХСТ будут рассмотрены ниже, в разделе, посвященном измерению времени реакции.

Здесь мы лишь кратко остановимся на основных характеристиках РХСТ. Итак, в отличие от РХИ, РХВ или РХП она представляет собой функцию, соотносящую между собой не два отдельных процесса, а два параметра одного и того же процесса. Тем не менее эти два параметра в известной степени тоже вступают между собой в конкурентные отношения. Эти конкурентные отношения хорошо выражены в поговорках вроде «Тише едешь — дальше будешь» или «Поспешишь — людей насмешишь». Обе поговорки указывают на то, что спешка, т.е. чрезмерное стремление к скорости, чревато снижением точности выполнения задачи. И хотя РХСТ, как правило, применяется для анализа эффективности решения задач в простых хронометрических экспериментах, ее форма (рис. 25) в целом справедлива и для сложных видов деятельности, широко развернутых во времени. Именно поэтому на рис. 25 не представлен ни временной масштаб шкалы «скорость», ни какой-либо определенный показатель точности. Особенности построения РХСТ для экспериментов со временем реакции будут рассмотрены в соответствующем разделе.

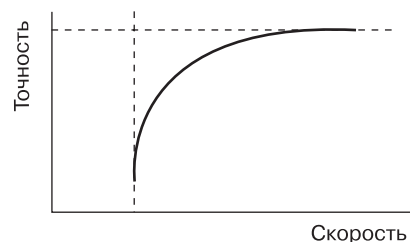


Рис. 25. Общий вид РХ «скорость—точность»

Рассмотрим подробнее форму РХСТ (рис. 25). Как мы видим, она также включает в себя линии независимости и линию конкуренции. Вертикальная линия независимости (линия для скорости) показывает, что существует временной предел, быстрее которого деятельность человека вообще не может быть осуществлена, однако точность при достижении этого предела теоретически может про-

должать уменьшаться, находясь при этом на довольно низком, как правило, неудовлетворительном уровне. Горизонтальная линия независимости (линия для точности) указывает на достижение максимального уровня точности, который превзойти невозможно (например, невозможно набрать более 100% правильных ответов), сколько бы времени субъект ни отдал выполнению задачи. Критической же для анализа является, как и раньше, линия конкуренции. Ее плавная форма указывает на существование диапазона, чувствительного и к скорости, и к точности. Как видно из рис. 25, существует интервал, где всего лишь небольшая прибавка времени на выполнение задачи может дать серьезный прирост точности. Эта закономерность, подтвержденная экспериментальными данными, соответствует и повседневной жизненной логике. Как часто, выполняя какое-либо задание на скорую руку, потому что «сроки поджимают», мы испытываем ощущение, что будь в нашем распоряжении еще хотя бы, скажем, 10 минут — мы бы сделали дело гораздо лучше!

Что касается определения стратегии нахождения компромисса между скоростью и точностью, то в данном разделе мы не будем специально разбирать этот вопрос. Он будет рассмотрен в главе, посвященной методам умственной хронометрии.

Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы обнаружения сигнала»

На первом занятии, которое проходит в форме семинара, проводится обсуждение основ психофизической теории обнаружения сигнала (ТОС), являющейся рабочим инструментом современной психофизики. К этому занятию студенту необходимо прочесть главу 2 учебного пособия. В качестве альтернативной и/или дополнительной литературы может быть рекомендована глава 7 книги К. В. Бардина (1976). Для студентов, имеющих более солидную математическую подготовку и дополнительный интерес к освоению методов обнаружения сигнала, будут полезны 1–3 главы монографии Дж. Игана (1983). Часть первого и

второе занятия посвящаются планированию предстоящего эксперимента, освоению программного обеспечения, с помощью которого проводится отработка учебного задания, и выполнению тренировочных серий эксперимента. Третье (и при необходимости четвертое) занятие отводится для проведения основных серий эксперимента, обработки результатов и подготовки отчета.

Предполагается, что студент уже имеет базовые навыки самостоятельной работы на IBM-совместимом персональном компьютере.

Основное внимание при обсуждении теоретических основ ТОС необходимо обратить на теоретические предположения, которые делаются в ней по поводу обнаружения сигнала, на отличие данного подхода к измерению чувствительности от классического фехнеровского подхода. Известную трудность при изложении данной модели обнаружения сигнала составляет ее формально-математический аппарат, тем не менее он не выходит за рамки тех минимальных знаний об интегральном и дифференциальном исчислении, которые были получены студентами в школе и на 1-м курсе. Кроме того, в ходе освоения материала нетрудно отделить собственно психологические предположения и ограничения, накладываемые моделью в силу упрощения описываемой реальности, и следующие из этого математические допущения. Нужно четко представлять себе, что попытка формально-математического описания даже таких «низкоуровневых» процессов, как обнаружение или различение простых сенсорных сигналов, сталкивается с необходимостью «вынести за скобки», нивелировать большинство таких детерминант сенсорно-перцептивного процесса, как колебания внимания, когнитивно-стилевые особенности человека, индивидуальность его мотивации и др. Хорошо это или плохо, но большинство попыток модельного описания психических процессов, представленных в современной литературе, в той или иной степени приводит к аналогичному результату (см., например, модели памяти Аткинсона или когнитивные варианты современных моделей мотивации, где делаются более глобальные и далеко идущие предположения и ограничения в описании куда более сложной моделируемой реальности).

При проработке материала следует обратить внимание на двухэтапность описываемого процесса обнаружения сигнала. **Первый этап** связан непосредственно с *сенсорной репрезентацией* действующих стимулов, т.е. с отображением стимульной энергии в величину вызванного ими ощущения; и как результат — постулируемое распределение (на оси x) интенсивности сенсорных эффектов или, что тоже самое, — ощущений заданного в инструкции сенсорного качества. Основные детерминанты этого (сенсорного) этапа — физические характеристики стимуляции и особенности анализаторной системы. Сразу же отметим, что делаемое допущение о *нормальности* гипотетического распределения на сенсорной оси есть не только дань простоте при математическом моделировании, но и следствие обобщения опыта многочисленных пороговых измерений, известного в истории психологии как «фи-гамма» гипотеза. В этой связи полезно вспомнить, почему данную модель считают «непороговой». Такое определение основывается на принятии за основу *вероятностного* принципа отображения энергии стимула в величину ощущения (сравните с детерминистическим определением порога как границы в классической психофизике), из чего следует отсутствие как такового порога на сенсорной оси и, следовательно, непороговый принцип работы сенсорной системы. Используемый математический аппарат пришел в ТОС из статистической радиофизики.

Второй этап характеризует процесс принятия решения о полученном ощущении и связан с *внесенсорной детерминацией* процесса обнаружения (различения) сигнала. *Критерий принятия решения* является тем интегральным показателем, который и определяет окончательный результат процесса обнаружения сигнала. Обычно при описании данной модели критерий наблюдателя помещают на сенсорной оси, тем самым указывая на его природу. Подчеркнем, что, являясь по своей сути сенсорным эталоном обнаруживаемого сигнала, стандартом для сравнения с текущим стимулом, критерий не только и не столько формируется под действием стимуляции (например, в ходе тренировки), но и во многом зависит от несенсорных факторов. Различного рода экспериментальные установки и ожидания, сформированные инструкцией экспериментатора и/или самоинструкцией, влияют на выбор стратегии испытуемого при принятии решения о наличии сигнала в очередной пробе. В работе Гусева, Измайлова, Михалевской (2005) можно ознакомиться с дополнительными сведениями о различных критериях оптимальности принятия решения, используемых в современной психофизике, и принятым в ТОС критерием наблюдателя, основанным на оценке отношения правдоподобия. Расчет отношения правдоподобия — один из основных способов параметрического (т.е. основанного на законах постулируемого в ТОС нормального распределения сенсорных эффектов) измерения критерия наблюдателя. Следует особо подчеркнуть, что сам математический аппарат, описывающий работу человека (или кибернетического устройства) с различными критериями, пришел в психологию из математической теории игр и является не более чем формальным описанием тех гипотетических процессов принятия решения, которые имеют место в ситуациях повышенной неопределенности. Очевидно, что задача обнаружения порогового сигнала, когда наблюдатель старается обнаружить случайным образом предъявляемый сигнал на пределе своих сенсорных способностей, представляет собой такую ситуацию. Учитывая формальный характер описания работы наблюдателя с критерием, апеллирующим к определенному критерию (например, критерию по типу отношения правдоподобия), нужно рассматривать не более чем формализованное (модельное) описание результата некоторых гипотетических процессов принятия решения. В этом смысле психологический анализ деятельности наблюдателя должен идти от содержательной психологической интерпретации использования им того или иного критерия, а не от вычисления определенной математической функции, описывающей критерий, которая сама по себе может быть свободна от психологического содержания.

Задание 1. ОБНАРУЖЕНИЕ ЗРИТЕЛЬНОГО СИГНАЛА МЕТОДОМ «ДА—НЕТ»

Цели задания. 1. Практическое освоение метода «да—нет» на примере обнаружения зрительного сигнала. 2. Исследование динамики d' и β в зависимости от влияния несенсорных факторов.

Методические указания по планированию и проведению эксперимента

При планировании предстоящего исследования стоит обратить особое внимание на важность *тренировочных серий* эксперимента и вспомнить, каким требованиям должен удовлетворять идеальный испытуемый (наблюдатель). Прежде всего еще раз подчеркнем, что в предлагаемой модели описывается ситуация

обнаружения сигнала порогового уровня, следовательно, в ходе тренировочных серий необходимо подобрать соответствующие параметры обнаруживаемого сигнала.

В компьютерной программе `yesno_*.exe`, подготовленной авторами для выполнения данного задания (см. подробную инструкцию по работе с программой на сайте <http://psychosoft.ru>), испытуемому предлагается обнаруживать букву *Q* на фоне или среди похожих на нее букв *O*. Стимульный паттерн в этой программе представляет собой две колонки букв по три элемента в каждой (рис. 26). Местоположение этого сигнального (значащего) элемента *Q* меняется от пробы к пробе — он может появляться *в случайном порядке* на любом из шести знакомест. Значащие и пустые пробы предъявляются равновероятно в случайном порядке. Межпробный интервал — 2 с.

Ответные реакции испытуемого об обнаружении сигнала («да») совершаются клавишей пробела или левой кнопкой мыши, ответом «нет» считается отсутствие двигательной реакции.

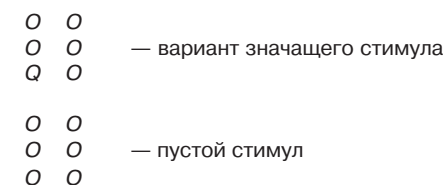


Рис. 26. Значащий и пустой стимулы

Перед началом тренировки испытуемому предлагается выполнить короткую ознакомительную серию из 30 проб с длительностью стимулов 500 мс (`yesno_500_30.exe`) и $P(S) = 0,5$.

Естественно, принимая во внимание индивидуальные особенности зрения испытуемого и характеристики используемого монитора, следует подобрать такое время экспозиции стимулов, чтобы они с трудом отличались друг от друга. Для выбора времени экспозиции следует использовать соответствующий вариант компьютерной программы: `yesno_50.exe ... yesno_500.exe` (десять вариантов через 50 мс). В имени программы указана длительность предъявления стимулов в миллисекундах. Как показывает наш опыт, даже при очень небольшом времени экспозиции стимулов на экране дисплея после хорошей тренировки некоторые испытуемые показывают практически 100%-ное обнаружение значащей буквы *Q*. Интересно, что поначалу это может показаться весьма сомнительным, но, поработав 15–20 минут, как правило, все убеждаются, что тренировка идет на пользу и, несмотря на невысокую уверенность каждого отдельного ответа в прошедшей серии, результат обнаружения почти 100%-ный. И, следовательно, время предыдущих тренировочных серий потрачено неоптимально. Таким образом, с самого начала нужно четко представлять себе, что следует выбрать такую длительность, чтобы обеспечить *пороговый уровень* обнаружения сигнала. Для более четкой ориентации введем операциональный критерий «пороговости» обнаружения сигнала: индекс сенсорной чувствительности d' должен быть в диапазоне от 1 до 2, что соответствует вероятности попаданий, явно меньшей

1, и вероятности ложных тревог, превышающей 0. Например, если тренировочные серии проводятся при априорной вероятности предъявления сигнала, равной 0,5, то соответствующие значения вероятностей попаданий и ложных тревог будут приблизительно такими: $P(H)$ — от 0,7 до 0,8, а $P(FA)$ — от 0,1 до 0,3.

Следующий немаловажный момент касается вопроса о достижении испытуемым *асимптотического* (предельного) уровня обнаружения порогового сигнала, а именно достиг ли он того предельного уровня тренировки, когда со временем практически не происходит существенных изменений d' . Самым простым подтверждением достижения асимптотического уровня обнаружения будет относительное постоянство показателей обнаружения в 3–4 следующих друг за другом тренировочных сериях при *неизменных* стимульных параметрах. Полезно также посмотреть, как изменяется среднее время реакции (BP) и его вариативность. Величины BP и σ_{BP} так же как $P(H)$ и $P(FA)$, рассчитываются после каждой серии проб. Стабилизация величины среднего BP и его разброса служит хорошим доказательством выхода испытуемого на асимптотический уровень обнаружения. В табл. 8 приведены реальные результаты тренировочной серии эксперимента (данные студента Е. К.), показывающие достижение к шестой серии асимптотического уровня обнаружения сигнала.

Таблица 8

Результаты тренировочных серий (задача — обнаруживать Q на фоне O , длительность стимулов — 250 мс, МСИ — 2000 мс)

Номер серии	$P(H)$	$P(FA)$	BP , мс	d'
1	0,62	0,34	645	0,72
2	0,68	0,30	664	0,99
3	0,74	0,23	560	1,38
4	0,78	0,18	568	1,69
5	0,81	0,20	548	1,72
6	0,78	0,20	573	1,61

Естественным будет вопрос о пределах варибельности индекса d' . Укажем, что строгая статистическая оценка различий d' , полученных в разных сериях одного эксперимента или разных экспериментах, производится с использованием статистического критерия *c-квадрат*, однако для быстрой оценки существенности полученных различий можно использовать чисто эмпирический критерий, проверенный на практике: 25–30%-е различие индексов d' , как правило, незначимо.

Несмотря на то что данная величина, на первый взгляд, кажется достаточно большой, следует учесть, что d' оценивается вероятностно и является производным показателем, зависящим как от $P(H)$, так и от $P(FA)$, которые, в свою очередь, представляют собой тоже случайные величины, оцениваемые в опыте так же вероятностно. Таким образом, следует обратить особое внимание на достоверность оценки этих двух вероятностей, что непосредственно определяется количеством предъявляемых стимулов — сигнальных и несигнальных. Интуитивно ясно, что по 5–10 пробам невозможно оценить вероятность появления

какого-либо события; можно показать, что по 85–100 предъявлениям сигнальных и шумовых проб (т.е. общее число проб 190–200 при $P(S) = 0,5$) оценка вероятности правильного обнаружения и ложной тревоги становится статистически надежной. В Приложении 3 показано, как вычислить ошибку при оценке двух эмпирических вероятностей в зависимости от количества предъявленных стимулов. Из данного приложения следует, что при 100 предъявлениях сигнального и шумового стимулов мы получим 8%-ную ошибку каждой вероятности. Из данных соображений и следует исходить при решении вопроса об определении минимального количества проб в каждой серии. Естественно, следует учитывать и значение априорной вероятности появления сигнальной или шумовой проб: чем меньше выбирается вероятность данного стимула (сигнального либо шумового), тем больше количество проб в данной серии следует предъявить испытуемому. Поэтому *даже в тренировочных сериях* (кроме самых предварительных) не следует экономить на количестве проб. Использование малого количества проб в серии может привести к следующему результату: показатели обнаружения сигнала $P(H)$, $P(FA)$ и d' как интегральный показатель могут сильно изменяться от серии к серии, а мы не сможем определить, в чем же причина этой варибельности — в том, что имеет место тренировка, либо это просто случайные колебания оцениваемых вероятностей от серии к серии? Данное замечание следует учитывать особенно в том случае, если в основном эксперименте в качестве несенсорного фактора варьируется априорная вероятность предъявления сигнальной пробы (в отличие от варианта с использованием платежной матрицы). Как показывает практика, при низких значениях вероятности (0,1 и 0,9) следует предъявлять не менее 450–500 проб, при вероятностях 0,2 и 0,8 — 300–350, при равновероятном предъявлении — 190–200. Таким образом, полученные вероятности $P(H)$ и $P(FA)$ будут оценены с ошибкой, по крайней мере не превышающей 10%.

Важное значение при выполнении данного задания имеет учет фактора *утомления*. Эксперимент является достаточно длительным, поэтому после каждой серии необходимо устраивать небольшой *перерыв* для отдыха.

Особое внимание следует уделить планированию основной части эксперимента. Цель данного учебного задания — провести модельный эксперимент в рамках ТОС и познакомиться с методом «да–нет». Таким образом, непосредственная задача эксперимента заключается в построении РХП, т.е. в варьировании несенсорных факторов, задающих несколько различных критериев принятия решения. При выборе конкретного приема экспериментального воздействия (использование априорной вероятности, платежной матрицы либо инструкции) стоит учесть, что для неопытного испытуемого большое значение имеет правильное представление о критерии оптимальности выполняемой задачи и однозначное понимание и принятие задачи эксперимента. В этом задании мы предлагаем использовать различные *платежные матрицы* и $P(S) = 0,5$. В том случае, когда студенты (экспериментатор и испытуемый) составляют симметричную пару) выбирают в качестве экспериментального воздействия платежную матрицу, ситуация становится максимально «прозрачной» — ведь каждый четко знает, сколько в данной серии стоит каждый тип ответов. Меняя цены наград и штрафов (как правило, оба партнера договариваются об этом сами, прикидывая максимально возможный выигрыш и проигрыш), не очень сложно построить пять платежных матриц, градуально задающих строгость/либераль-

ность критерия принятия решения об обнаружении сигнала. Так, сильно штрафую ложные тревоги по отношению к пропускам сигнала и умеренно вознаграждая правильные ответы, однозначно поощряем строгий критерий. И наоборот, значительное поощрение правильных обнаружений с существенным наказанием пропусков и мягким наказанием за ложные тревоги объективно подталкивает испытуемого к использованию либерального критерия. При выборе достаточно большого масштаба изменения наград и штрафов нетрудно составить ряд платежных матриц — от явно строгого до явно либерального критерия. Стоит подчеркнуть, что в данном эксперименте партнеры должны строго соблюдать следующее правило: подсчитывать свои выигрыши (проигрыши) после каждой серии, сравнивать их, а разницу фиксировать в протоколе, чтобы было точно понятно, кто в данной серии выиграл и сколько. Опыт показывает, что целесообразно использовать реальные деньги (пусть даже совсем небольшие), а не просто очки или баллы. Нужно помнить, что в реальном психофизическом эксперименте испытуемым всегда платят деньги, так что лучше не нарушать традицию. Конечно, составляя платежные матрицы, стоит заранее договориться и ограничить максимально возможный размер проигрыша и выигрыша при соответственно неоптимальной и оптимальной стратегиях. Кроме того, отметим, что оба испытуемых должны использовать одни и те же стимульные условия, и очень желательно, чтобы величины d' после окончания тренировочных серий отличались незначительно.

Если в компьютерном классе, где выполняется данная работа, установлены профессиональные версии программ `uesno.exe` и `locator.exe`, то студенты могут использовать более широкий набор стимульных условий, например, изменять конфигурацию значимого стимула и величину $P(S)$.

При варьировании $P(S)$ как фактора, определяющего строгость критерия принятия решения, еще до начала основного эксперимента полезно прикинуть, как следует себя вести в сериях с различной априорной вероятностью появления сигнального стимула и что же реально происходит, когда в одной серии $P(S) = 0,1$, а в другой $P(S)$ меняется на $0,9$. Очевидно, что изменение априорной вероятности формирует соответствующие изменения ожиданий испытуемого в отношении последовательности предъявляемых в данной серии стимулов, что немаловажно в ситуации повышенной неопределенности (т.е. далеко не 100%-ной обнаружимости сигнала). Иначе говоря, когда вы не очень-то уверены, какой из двух сигналов был предъявлен, и у вас возникает сомнение, то важным несенсорным признаком стимуляции оказывается знание вероятности предъявления сигнального стимула, которое поможет правильно *угадать*.

А теперь давайте прикинем, насколько оптимально следовать таким правилам «игры». Примем условно, что явно сомнительных ощущений из 200 проб оказалось 100, т.е. половина. Допустим, что в данной серии $P(S) = 0,9$. Тогда становится ясно, что даже обычное гадание в этих «сомнительных» 100 пробах на основании простого учета вероятности появления сигнала (ведь шанс правильно угадать — 90 из 100!) может принести наблюдателю заметную пользу и, что тоже немаловажно, снять излишнюю напряженность в работе (ведь гадаем-то на основании трезвого расчета). Несложно «проиграть» аналогичную ситуацию «со знаком минус» — когда $P(S) = 0,1$, и распространить эту стратегию на другие значения априорной вероятности.

И еще несколько слов по поводу планирования эксперимента. Стоит помнить о двух основных факторах, мешающих проведению нашего эксперимента и способных исказить его результат, — это *тренировка и утомление*. Учет и того, и другого очень важен, поскольку эксперимент состоит из нескольких серий, распределенных во времени. Каким образом избежать возможного влияния этих факторов? Для этого используют прием, называемый *позиционным уравниванием*. Каждую серию эксперимента (допустим, что их будет пять, по числу платежных матриц — ПМ) разбивают на две подсерии (ниже они обозначены подстрочными индексами 1 и 2) и эти половинки располагают в эксперименте в следующем порядке: Серия ПМ₁₁ — Серия ПМ₂₁ — Серия ПМ₃₁ — Серия ПМ₄₁ — Серия ПМ₅₁ — Серия ПМ₅₂ — Серия ПМ₄₂ — Серия ПМ₃₂ — Серия ПМ₂₂ — Серия ПМ₁₂. Задавая такой порядок следования отдельных серий эксперимента, мы тем самым уравниваем возможное влияние факторов тренировки и утомления на деятельность испытуемого, усредняя показатели обнаружения сигнала по двум соответствующим половинкам. Резон здесь такой: для первой половины каждой серии минимально утомление, но и тренировка минимальна тоже, для второй половины — наоборот. Поэтому усредняя данные по двум сериям, мы тем самым уравниваем разнонаправленное влияние этих факторов на результаты обнаружения сигнала. Кроме того, усредняя данные, взятые из разных временных срезов эксперимента, мы отчасти компенсируем влияние других неконтролируемых случайных факторов (внешние помехи, случайные колебания стимуляции и т.д.).

Оценивая возможное влияние различных нежелательных факторов на показатели обнаружения сигнала, сделаем еще несколько замечаний относительно проведения эксперимента. Во-первых, весь эксперимент следует проводить *на одном и том же компьютере*. Во-вторых, если весь эксперимент не получается провести *в один день*, то в следующий раз необходимо провести тренировочную серию и убедиться в том, что вы достигли прежнего уровня обнаружения сигнала. В-третьих, ни в коем случае *не меняйте параметры стимуляции* по ходу основного эксперимента, помня, что вы имеете дело только с изменением несенсорных факторов, будь то априорная вероятность или платежная матрица, в то время как детерминанты сенсорной части процесса обнаружения должны оставаться неизменными.

Обработка и интерпретация результатов. По окончании каждой серии студент получает файл с результатами обнаружения сигнала. Целесообразно записывать *в отдельный протокол* значения основных показателей обнаружения сигнала: $P(H)$, $P(FA)$, d' , среднее BP , а также параметры стимуляции (длительность стимула, количество стимулов в серии) и варьироваемые несенсорные факторы — вид платежной матрицы или априорную вероятность. Кроме того, после каждой серии полезно делать хотя бы короткие записи *самоотчетов*, где фиксировать свои впечатления о прошедшей серии.

По итогам эксперимента необходимо усреднить по двум половинам каждой серии вероятности попаданий и ложных тревог и построить *РХП в линейных и z -координатах*. Если в линейных координатах РХП имеет достаточно стандартный вид (сравните с рис. 13), то проведите через все точки «на глазок» плавную кривую. Имеет смысл построить для каждой точки РХП *гипотетический 10%-ный доверительный интервал* и проводить наилучшую кривую с учетом такого разброса оценок каждой вероятности (это не совсем корректно в смысле

строгой статистики, но тем не менее позволит вам почувствовать проблему вероятностной подгонки полученных данных под ожидания модели). На графике в z -координатах нужно нанести все экспериментальные точки и в соответствии с ожиданиями модели провести через них прямую линию. При решении проблемы, как провести через все точки наилучшую прямую (для РХП в z -координатах), следует использовать один из методов регрессионного анализа.

Задача подгонки прямой линии под экспериментальные точки решается следующим образом (принимая во внимание, что и по оси абсцисс, и по оси ординат мы имеем оценки функции, необходимо построить наилучшую прямую с учетом вероятного разброса оценок по *каждой* из них). Нужно построить линейную регрессию $z(H)$ по $z(FA)$ (это наилучшая прямая с учетом разброса по X) и аналогичную регрессию $z(FA)$ по $z(H)$ (это наилучшая прямая с учетом разброса по Y) и изобразить обе эти прямые в осях $z(H) - z(FA)$. Для этого можно воспользоваться статистическими системами *Stadia* или *SPSS* (подробности см. в методических указаниях к учебному заданию по методу постоянных раздражителей). Целесообразно также внимательно рассмотреть полученные графики на экране компьютера.

Если оба варианта подгонки статистически достоверно описываются линейными функциями, то с большой долей вероятности можно считать, что РХП в двойных нормальных координатах имеет форму прямой. Таким образом проверяется первое основное предположение модели о *нормальности* распределения сенсорных эффектов. Для проверки второго предположения о *равновариативности* сигнального и шумового распределений нужно оценить угол наклона *прямой* РХП. Исходя из опыта, можно принять, что хорошим соответствием ожидаемому наклону в 45° будет разброс $\pm 5-7^\circ$. Однако можно сделать такую проверку и более строго, для чего достаточно всего лишь оценить гипотезу о равенстве дисперсий оценок по обеим осям — $z(H)$ и $z(FA)$, ведь при равенстве дисперсий эта прямая очевидно пройдет под углом 45° ! Для этого можно воспользоваться статистическим критерием Фишера в меню описательной статистики системы *Stadia* или более современным критерием Ливиня с помощью системы *SPSS* (этот критерий автоматически рассчитывается в таблице при оценке t -критерия Стьюдента: Анализ ® Сравнение средних → t -критерий для независимых выборок). В том случае, если расчеты показывают, что дисперсия значений переменной $z(H)$ достоверно не отличается от дисперсии переменной $z(FA)$, можно принять гипотезу о наклоне прямой в 45° . В противном случае это предположение отвергается.

В случае если основное предположение модели о нормальности распределений не выполняется, то при вычислении индексов сенсорной чувствительности и строгости критерия принятия решения нужно воспользоваться соответствующими непараметрическими индексами — A' , $P(A)$ и *Yesrate*. При обработке данных, когда установлена неравновариативность распределений, следует использовать соответствующие параметрические индексы сенсорной чувствительности a , d_c и d_a и индекс *Yesrate* для критерия.

В обсуждении результатов эксперимента следует обратить особое внимание на то, как изменялись показатели сенсорной чувствительности критерия в разных сериях опыта, и сопоставить их динамику с предположениями ТОС. В случае заметных расхождений следует дать содержательную интерпретацию таким различиям (при этом имеет смысл обратиться к записям самоотчетов).

В том случае, когда в одной-двух сериях получены результаты, сильно отличающиеся от ожидаемых, целесообразно эти серии переделать.

Задание 2. ОБНАРУЖЕНИЕ ТОНАЛЬНОГО СИГНАЛА НА ФОНЕ ШУМА МЕТОДАМИ ДВУХАЛЬТЕРНАТИВНОГО ВЫНУЖДЕННОГО ВЫБОРА И ОЦЕНКИ УВЕРЕННОСТИ

Цели задания. 1. Практическое освоение методов на примере задачи различения громкости звуковых сигналов. 2. Сопоставление разных методов и мер, предлагаемых для оценки сенсорной чувствительности.

Методика

Аппаратура. Звуковые сигналы предъявляются испытуемому через головные телефоны с помощью звуковой платы компьютера. Управление стимуляцией во время опыта, сбор ответов испытуемого и оперативная обработка полученных данных осуществляются компьютерными программами *yesno_snd_*.exe* и *2fc_*.exe*, подготовленными авторами с помощью компьютерной системы *StimMake*.

Стимуляция. Звуковые стимулы представляют собой пары тональных сигналов (S_1 и S_2) частотой 1000 Гц, предъявляющихся последовательно через 500 мс и отличающихся между собой по интенсивности (ΔS). Длительность S_1 и S_2 — 200 мс. Межпробный интервал — от 2 до 3 с. Интенсивность звуковых стимулов подбирается в диапазоне от 70 до 80 дБ по международной шкале *SPL* (шкала уровней звукового давления, где нулевому уровню соответствует величина среднего абсолютного порога слышимости) так, чтобы они были хорошо слышимыми, но не очень громкими. В тренировочных сериях используются различия между S_1 и S_2 в 1, 2 и 3 дБ.

Перед каждой пробой на экране дисплея в качестве сигнала «Внимание» предъявляется порядковый номер пробы.

Процедура эксперимента. Каждый студент участвует в эксперименте в качестве испытуемого. Группа студентов делится пополам. Одна половина группы сначала делает серию 2АВВ, потом ОУ, другая половина группы — наоборот.

В короткой *ознакомительной серии* (20 проб) ΔS составляет 3 дБ. Ее цель — познакомиться со стимульной парадигмой и четко понять инструкцию. Далее каждая группа испытуемых в соответствии с тем, какую серию она выполняет первой — 2АВВ или ОУ, проводит две *тренировочные серии* по 50 проб, в первой $\Delta S = 2$ дБ, во второй — 1 дБ. Соответственно используются программы *yesno_snd_2_50.exe / 2fc_2_50.exe* и *yesno_snd_1_50.exe / 2fc_1_50.exe*.

В основной части эксперимента, состоящего из двух серий — 2АВВ и ОУ по 100 проб, используется $\Delta S = 1$ дБ (соответственно программа *2fc_1_100.exe* или *yesno_snd_1_100.exe*). После окончания первой части делается пятиминутный перерыв. После перерыва — короткая тренировочная серия — 2АВВ или ОУ, 50 проб с $\Delta S = 1$ дБ (соответственно программа *2fc_1_50.exe* или *yesno_snd_1_50.exe*).

Если вторая часть эксперимента проводится на другой день, то перед ее началом рекомендуется провести три указанные выше тренировочные серии. В том случае, когда части эксперимента разделены достаточно большим промежутком времени, стоит подумать о более длительной тренировке, чтобы убедиться в достижении испытуемым прежнего уровня продуктивности обнаружения сигнала.

Метод вынужденного выбора. По окончании пробы в течение двухсекундного межпробного интервала испытуемый должен решить, какой стимул в паре (первый или второй) был более громким, нажимая на клавиши «1» или «2» или используя клавиши управления движением курсора соответственно «←» или «→» цифровой клавиатуры. Опыт включает 200 проб: в 100 пробах на первом месте в паре предьявляется S_1 , в других 100 — S_2 . Их место в паре меняется в квазислучайном порядке.

После опыта целесообразно записать хотя бы краткий самоотчет, в котором стоит отметить особенности стимуляции, свои переживания по ходу опыта, применявшиеся способы выбора ответа и их изменения в ходе опыта, если они имели место.

Метод оценки уверенности. Структура опыта в целом почти ничем не отличается от изложенной выше для метода 2ABV. В инструкции испытуемому подчеркивается, что после окончания каждой пробы в период межстимульного интервала необходимо оценить степень своей уверенности в наличии сигнала в данной пробе, используя пятибалльную шкалу оценок: «5» — «точно был сигнал, 100% уверенности»; «4» — «скорее всего это был сигнал, 75% уверенности»; «3» — «то ли сигнал, то ли шум, 50% уверенности»; «2» — «скорее всего это был шум, 25% уверенности»; «1» — «уверен в том, что это был шум, 0% уверенности». Ответ дается нажатием соответствующих клавиш на цифровой клавиатуре. Очень важно, чтобы в ходе ознакомительной серии испытуемый хорошо понял инструкцию и научился быстро и точно нажимать на нужные клавиши. Целесообразно держать перед глазами лист бумаги с обозначенными на нем оценочными категориями.

Опыт включает 500 проб: 250 пар $\langle S_1, S_2 \rangle$ и 250 $\langle S_2, S_1 \rangle$. Предьявление пар стимулов меняется в квазислучайном порядке. В середине опыта делается перерыв 3–5 минут. После окончания опыта стоит также записать самоотчет.

Обработка результатов.

Опыт 2ABV

1. После окончания эксперимента студент получает файл результатов, где представлены вероятности всех четырех типов исходов: $P(H)$, $P(FA)$, $P(CR)$, $P(O)$. Имя файла соответствует фамилии студента по-латыни, а расширение — *abb*, например, *sokolova.abb*.

Студенты должны сохранять файлы результатов (используется кнопка «Сохранить») после окончания очередной серии проб в текстовом (*.txt) формате, указывая название серии.

Уточним, что при обработке данных компьютерная программа считала правильный ответ на S_1 попаданием, правильный ответ на S_2 — правильным отрицательным ответом, ошибку на S_1 — пропуском, а ошибку на стимул S_2 — ложной тревогой.

2. Далее необходимо провести проверку результатов опыта на *несмещенность*, т.е. на равенство $P(H)$ и $P(CR)$. Это делается следующим образом с помощью статистического критерия χ^2 (хи-квадрат):

а) вычисляются «ожидаемые» значения вероятностей правильных и ложных ответов:

$$P^* = \frac{P(H) + P(CR)}{2}; \quad Q^* = 1 - P^* ;$$

б) вычисляется полученное в эксперименте значение $\chi^2_{\text{эксп}}$:

$$\chi^2_{\text{эксп}} = N_S \frac{(p(H) - P^*)^2}{2} + N_N \frac{(p(CR) - P^*)^2}{2} + N_S \frac{(p(O) - Q^*)^2}{Q^*} + N_N \frac{(p(FA) - Q^*)^2}{Q^*};$$

в) сравнивается полученное значение $\chi^2_{\text{эксп}}$ с критической величиной $\chi^2_{\text{кр}}$ для двух степеней свободы при уровне значимости $a = 0,05$. В случае $\chi^2_{\text{эксп}} < \chi^2_{\text{кр}}$ результаты эксперимента признаются несмещенными.

3. Вычисляется среднее значение $P(C)$ по всей группе студентов (для расчета среднего значения следует взять данные не менее 10 человек).

4. По индивидуальным, а затем и групповым данным подсчитывается d' .

Опыт ОУ

1. В файле данных приводятся условные вероятности отнесения S_1 и S_2 к каждой из оценочных категорий, т.е. $p(1) \dots p(5)$ и $q(1) \dots q(5)$.

2. Последовательно суммируя p и q , вычисляются значения $P(H)$ и $P(FA)$ для каждого значения критерия (аналогично табл. 6).

3. По полученным данным на координатной бумаге строится кривая РХ.

Масштаб для построения РХ в линейных координатах берется достаточно большим (не менее 100 мм на изменение вероятности от 0 до 1). Точки РХ соединяются «на глазок» плавной кривой.

4. Подсчитывается площадь под кривой РХ как мера различительной сенсорной чувствительности сигналов S_1 и S_2 .

5. Вычисляется средняя по всей группе площадь под кривой РХ.

6. Аналогично тому, как сравнивались вероятности $P(H)$ и $P(CR)$ при оценке несмещенности результатов опыта 2ABV, определяется совпадение величин оценок сенсорной чувствительности в сериях 2ABV и ОУ у каждого испытуемого и по группе в целом. Для этого необходимо:

а) представить площадь под кривой РХ — $P(A)$ как теоретическую вероятность;

б) подсчитать $V = 1 - U$;

в) вычислить полученное в эксперименте значение $\chi^2_{\text{эксп}}$

$$\chi^2_{\text{эксп}} = N \frac{[P(C) - P(A)]^2}{P(A)} + N \frac{[P(NC) - (1 - P(A))]^2}{1 - P(A)},$$

где N — число измерений в серии 2ABV; $P(C)$ и $P(NC)$ — оценка вероятности соответственно правильных и неправильных ответов;

г) сравнить полученное значение $\chi^2_{\text{эксп}}$ с критическим значением χ^2 при 1-й степени свободы и уровне значимости $a = 0,01$.

7. По результатам серии ОУ построить кривую РХ в двойных нормальных координатах и вычислить d' по каждой точке РХ.

8. Сопоставить значения d' , полученные в опыте 2ABV, с каждым из значений d' в опыте ОУ.

Обсуждение результатов

1. Сопоставить достоинства и недостатки каждого из использовавшихся в задании методов при решении задачи оценки различительной чувствительности.

2. Если в серии 2ABV был получен смещенный случай, попытаться дать ему возможные объяснения, проанализировав тактику работы испытуемого (на основе самоотчета).

3. Сравнить полученное соотношение d'_{2ABV} и d'_{OY} с теоретически ожидаемым. В случае, если указанное соотношение окажется не постоянным, попытаться дать объяснение этому факту, проанализировав соответствие результатов эксперимента исходным допущениям.

Литература

- Бардин К. В.* Проблема порогов чувствительности и психофизические методы. М.: Наука, 1976.
- Дормашев Ю. Б., Романов В. Я.* Психология внимания. М.: МПСИ, Флинта, 2002.
- Иган Дж.* Теория обнаружения сигнала и анализ рабочих характеристик. М.: Наука, 1983.
- Светс Дж., Таннер В., Бёрдзалл Т.* Статистическая теория решений и восприятие / Под ред. Д. Ю. Панова и В. П. Зинченко // Инженерная психология: Сб. статей. М.: Прогресс, 1964. С. 269–335.
- Фаликман М. В.* Общая психология. В 7 т.: Учебник для студ. высш. учеб. заведений / Под ред. Б. С. Братуся. Т. 4. Внимание / М. В. Фаликман. М.: Издательский центр «Академия», 2006.
- Энген Т.* Психофизика I. Различение и обнаружение / Под ред. А. Г. Асмолова, М. Б. Михалевской // Проблемы и методы психофизики. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1974. С. 145–169.
- Gescheider G. A.* Psychophysics: Method, theory and application. Hillsdale, NJ: Erlbaum, 1985.
- Green D. M., Swets J. A.* Signal detection theory and psychophysics. N.Y.: Wiley, 1966.
- Macmillan N. A., Creelman C. D.* Detection theory: A User's guide. Cambridge: Cambridge University Press, 1991; *Navon D., Gopher D.* On the economy of human-processing system // Psychological Review. 1979. Vol. 56. No 3. P. 214–255.
- Norman D. A., Bobrow D. G.* On data-limited and resource-limited processes // Cognitive Psychology. 1975. Vol. 7. No 1. P. 44–64.
- Sperling G.* A unified theory of attention and signal detection // R. Parasuraman, D. R. Davies (eds). Varieties of attention. Orlando: Academic Press, 1984. P. 103–181.
- Wickens C. D.* Processing resources in attention // R. Parasuraman, D. R. Davies (eds). Varieties of attention. Orlando: Academic Press, 1984. P. 63–102.

Часть II

МЕТОДЫ ОДНОМЕРНОГО ШКАЛИРОВАНИЯ

3

МЕТОД БАЛЛЬНЫХ ОЦЕНОК

Излагаемые в данной главе процедуры [*ranking procedures*, Шарф, 1975] относятся к наиболее распространенным методам *порядкового* шкалирования. В отечественной литературе они получили общее название *метода балльных оценок*, хотя, как будет видно из излагаемого материала, они не ограничиваются только числовыми оценками стимулов. В некоторых случаях метод балльных оценок может дать более «сильную» шкалу, чем порядковая. Однако это счастливое исключение из правила, связанное скорее с измерительным опытом наблюдателя и характеристиками оцениваемых объектов, чем с особенностями самой измерительной процедуры.

В первой части этой главы рассматриваются основные принципы метода балльной оценки и приводятся наиболее распространенные алгоритмы построения шкал балльных оценок. Во второй части анализируются основные артефакты измерения, связанные с построением шкалы балльных оценок. Будут рассмотрены также некоторые специальные условия, которые рекомендуется соблюдать при использовании метода балльных оценок.

Из всех методов психологических измерений, в которых используются оценочные суждения человека, процедура шкалирования, основанная на балльных оценках, наиболее популярна в силу своей простоты. Распространенность этого метода связана с прикладными разделами психологии, но не менее широко он используется и в академических исследованиях, например, в психодиагностике при оценке различий испытуемых или в психофизике при психологической оценке стимулов.

В своей фундаментальной работе «Психометрические методы» известный американский психолог *Джой Гилфорд* выделяет пять наиболее распространенных разновидностей метода балльных оценок: *числовые и графические методы, шкалирование с использованием стандартов, кумулятивных методов и методов вынужденного выбора* [Гилфорд, 1954]. Все эти классы связаны с распределением объектов (стимулов) либо вдоль непрерывного континуума, либо в виде упорядоченных дискретных категорий. Все методы похожи тем, что конечным результатом является приписывание чисел стимулам в соответствии с порядком их распределения по континууму или дискретной шкале, а различаются они либо процедурой распределения стимула, либо способом различения стимулов и количеством вспомогательных операций, необходимых испытуемому. Существуют и некоторые другие аспекты, по которым они различаются, но в связи с их частным характером они будут рассмотре-

ны по ходу описания каждого класса в отдельности. В данной главе будут описаны первые три класса методов, поскольку они наиболее часто используются в психологических измерениях.

3.1. Графические шкалы

По-видимому, наиболее распространенным типом шкалы балльных оценок является графическая шкала. В общем случае она представляет собой прямую линию, на которой определенным образом размечены признаки, характеризующие измеряемый класс объектов-стимулов. Линия может быть разделенной метками на отрезки или непрерывной. Если она разделена на отрезки, то число отрезков может быть различным в зависимости от того, насколько дифференцированными предполагаются оценки испытуемых. Графическая шкала может быть расположена горизонтально или вертикально. Пример непрерывной графической шкалы для балльной оценки скорости мышления отдельных индивидов приведен на рис. 1.

Крайне медленно мыслит	Инертный тугодум	Мыслит с обычной скоростью	Живой ум	Чрезвычайно быстрое мышление
------------------------	------------------	----------------------------	----------	------------------------------



Рис. 1. Пример графической шкалы для оценки скорости мышления

Испытуемый в этом случае выносит свои суждения, делая отметки на графической шкале. Описательные характеристики шкалируемого признака располагаются вдоль шкалы и помогают испытуемому выносить свои суждения о выраженности этого признака более точно и наглядно.

Обработка данных при использовании графических шкал фактически сводится к переводу графических отметок испытуемых в последовательный ряд чисел-баллов по специальному трафарету или с помощью обычной линейки. Если на графической шкале (или на трафарете) изображены числовые метки, то этот процесс упрощается.

Один из самых важных вопросов, возникающих перед исследователем при использовании графических шкал, — какой уровень измерения может быть получен в результате шкалирования? Ответ на этот вопрос зависит, во-первых, от того, какова структура графической шкалы, предлагаемой испытуемому в качестве средства для оценивания выраженности некоторого признака, а во-вторых, от того, какие отношения между измеряемыми объектами способен устанавливать сам испытуемый. В том случае, если в предварительном исследовании было доказано, что установленные на графической шкале метки соответствуют *шкале интервалов*, то с известной долей уверенности можно ожидать, что,

используя данную шкалу, мы также получим шкалу интервалов. Кроме того, также стоит иметь в виду, способны ли участвующие в опыте испытуемые устанавливать интервальные отношения на этой шкале. Последнее может стать особой проблемой в том случае, если в предварительном исследовании с помощью обученных экспертов метки на шкале и соответствующие им описания шкалируемого признака расставлены в соответствии с интервальными отношениями, но в реальном исследовании участвуют обычные люди (так называемые «наивные» испытуемые), не имеющие необходимого опыта и/или плохо проинструктированные.

По-видимому, без реализации специальной процедуры оценки пригодности использования конкретной графической шкалы для проведения измерений, соответствующих уровню шкалы интервалов, будет более разумным полагать, что графические шкалы в целом достаточно надежно обеспечивают порядковый уровень измерений.

3.1.1. Параллельные графические шкалы

Как отмечает Д. Гилфорд, другая форма графической шкалы балльных оценок, названная шкалой балльных оценок поведения, была разработана американским психологом *Т. Чемпнеем* (1940) для оценки различных характеристик окружающей ребенка домашней среды. Пример такой шкалы приведен на рис. 2.

В данном примере инструкция испытуемому была такова: «Оцените родительское стремление проявить сверхзаботу о детском благополучии. Действительно ли родители паникуют в зависимости от степени важности ситуации или есть родители относительно спокойные, холодные или беспечные к своему ребенку даже в критических ситуациях?» Кроме того, подчеркивалось, что поведение родителей рассматривается независимо от стоящих за ним мотивов, и в оценку включается только то поведение, которое потенциально направлено на ребенка и касается его физического, психического здоровья и комфорта.



Рис. 2. Пример модифицированной шкалы успеваемости

Основная особенность этой шкалы состоит в том, что линии балльных оценок, соответствующие отдельным испытуемым, располагаются *вертикально*. Такое расположение графических шкал имеет определенное преимущество перед горизонтальными шкалами, поскольку на горизонтальной линии можно предусмотреть место только для очень краткого описания признака. Подробное многословное описание здесь уже не поместится. Кроме того, как подчеркивает Д. Гилфорд, на горизонтальной линии признак труднее локализовать в определенной точке, он ока-

зывается как бы распространен вдоль линии, и поэтому точное положение его на шкале не совсем ясно. При использовании вертикальных линий эти трудности легко устранить. Признаки могут быть обозначены и описаны достаточно подробно, для того чтобы быть более понятными и значимыми, в то же время их можно точнее локализовать в точках шкалы.

Еще одна положительная особенность этой шкалы заключается в том, что на каждой странице несколько объектов (или людей) оцениваются *только по одной характеристике* поведения (в данном примере это «озабоченность—беспечность»). Такой способ получения от испытуемого оценок по графической шкале, позволяющий ему сравнить выраженность оцениваемого признака сразу у нескольких объектов на одном бланке, более надежен в том случае, когда исследователь заинтересован получить более дифференцированные сравнительные оценки определенной группы объектов или других людей. Тот факт, что измерения по иным характеристикам будут выполняться на другом бланке, делает процесс оценки испытуемым одной характеристики более независимым от результата оценивания другого признака и поэтому более объективным и надежным. Очевидно, что оценки, получаемые на нескольких графических горизонтальных шкалах, расположенных на одном бланке, будут более зависимыми друг от друга и, следовательно, менее объективными и надежными, чем в описанном выше варианте.

В целом из литературы по психологическим измерениям и психодиагностике хорошо известно, что более адекватные оценки дают процедуры, в которых испытуемый имеет возможность оценить всех членов группы сначала *по одной* характеристике, а потом уже переходить к другой. Однако укажем, что эта процедура дает неплохие результаты, если в ней контролируется хорошо известный *гало-эффект* (см. ниже). Отметим также, что с помощью параллельных линий балльных оценок одной и той же характеристики можно сделать оценки сразу для *многих* объектов.

3.1.2. Общие рекомендации к построению графических шкал

Д. Гилфордом сформулирован ряд эмпирических правил или рекомендаций, соблюдение которых способствует повышению эффективности графических балльных оценок [*Гилфорд*, 1954]. На наш взгляд, не все из них достаточно бесспорны и убедительны, но они де-факто стали хрестоматийными*, поскольку за ними стоит значительный опыт эмпирических исследований. Психологу полезно помнить о них следующее.

* См., например, один из современных учебников: *Osterlind S. Modern Measurement: Theory, Principles and Applications of Mental Appraisal. Pearson Prentice Hall, 2006.*

1. Все объекты должны быть оценены по одной характеристике, и только потом можно переходить к следующей характеристике.

2. Линии должны быть по крайней мере 15 см длиной, но если длиннее, то ненамного. Линия должна быть достаточно длинной, чтобы учитывать самые точные количественные различия, которые могут дать испытуемые. Но при очень длинных линиях единство континуума для испытуемого прерывается. Длинные линии часто заставляют испытуемого локально сгущать оценки, а не распределять их непрерывно.

3. Линии не должны иметь разрывов и делений. Но единого мнения о том, какую из двух видов линий использовать, непрерывную или дискретную, нет. Непрерывная линия подчеркивает непрерывность шкалируемой характеристики. Дискретная линия может предполагать отдельные разрывы на шкале и подчеркивает наличие качественных изменений оцениваемой характеристики.

4. Для «неиспорченных» и необученных испытуемых «хорошая» оценка обычно связана с началом линии слева или сверху. В вертикальных шкалах «хорошую» оценку располагают сверху — это естественно для всех. В горизонтальных же шкалах наличие «хорошей» оценки противоречит обычной практике математической системы координат (слева — «минус», а справа — «плюс», поскольку испытуемые обычно предпочитают помещать положительные значения оцениваемой характеристики в начале линии слева.

5. Обозначения (описания) отдельных признаков измеряемой характеристики должны быть сконцентрированы по возможности рядом с соответствующими отметками на шкале. Это очень легко сделать для вертикальных шкал. Для горизонтальных шкал полезно использовать слова, располагающиеся в колонке одно над другим.

6. Необходимые признаки измеряемой характеристики обычно равномерно расставляются вдоль линии; но это можно делать, только если есть основания полагать, что субъективные различия между ними действительно одинаковы. В противном случае сами признаки должны быть прошкалированы с помощью какой-то отдельной психологической процедуры, и тогда их локализация будет обуславливаться уже этой шкалой. Иногда промежутки между признаками специально искажаются, чтобы противодействовать общим искажениям (систематическим смещениям, или байесам) в балльных оценках. Например, чтобы противодействовать ошибке «смягчения» (см. ниже), признаки на предпочитаемой стороне шкалы располагают с более широкими интервалами, чем признаки на непредпочитаемой стороне. Чтобы противодействовать тенденции образовывать сгущения балльных оценок к середине шкалы (эффект центрации), промежутки между средними признаками можно немного увеличить.

7. Признаки в начале и конце шкалы не должны быть настолько крайними по содержанию, что испытуемые очевидно никогда не будут

ими пользоваться. Положение конечных признаков на шкале должно быть близко к концам линии.

8. В случае биполярных характеристик нейтральный или индифферентный признак находится обычно в центре линии, если не вводятся модификации, например, типа правила 6.

9. В процессе шкалирования можно использовать трафарет, который разделяет каждую линию на секции, где в свою очередь могут использоваться числовые оценки. Деления могут быть неравными, их можно изменять с тем, чтобы помочь противодействовать систематическим байесам в балльных оценках или нормализовать распределения шкал.

3.1.3. Оценка графических шкал

У графических шкал много достоинств и сравнительно мало недостатков. Среди наиболее существенных преимуществ — простота в использовании. Как правило, эти шкалы интересны для испытуемого и не требуют от него повышенной мотивации, процедура шкалирования быстро выполняется испытуемым в наглядно-действенной форме и не предполагает выполнения каких-либо дополнительных числовых операций. С точки зрения теории измерения графическая шкала обеспечивает возможность максимально точного различения, на которое испытуемый вообще способен, т.е. графическая шкала может обладать «силой» шкалы интервалов или отношений, хотя чаще всего она представляет собой шкалу порядка.

3.2. Числовое шкалирование

При использовании числового метода построения шкалы балльных оценок испытуемому предлагается определенный набор чисел (баллов или рангов), и он приписывает каждому оцениваемому объекту соответствующее число из этого набора в соответствии со степенью выраженности заданной в инструкции характеристики. Пример такой шкалы, которую использовал Д. Гилфорд (1954) для получения балльных оценок аффективных характеристик цветов и запахов, приводится ниже:

- 10 — *Невообразимо приятный*
- 9 — *Наиболее приятный*
- 8 — *Очень приятный*
- 7 — *Умеренно приятный*
- 6 — *Чуть-чуть приятный*
- 5 — *Безразличный*
- 4 — *Чуть-чуть неприятный*
- 3 — *Умеренно неприятный*
- 2 — *Очень неприятный*
- 1 — *Крайне неприятный*
- 0 — *Невообразимо неприятный*

Некоторые широко распространенные числовые шкалы, например шкала академической успеваемости, основываются на подобных описательных суждениях:

Отлично
Хорошо
Удовлетворительно
Плохо
Очень плохо

Затем этим прилагательным преподаватель или исследователь приписывает числа, например, от 5 до 1. При такой процедуре неявно предполагается, что *психологические интервалы* между прилагательными равны, но, как справедливо подчеркивает У. Торгерсон, будет более корректным, чтобы сам испытуемый непосредственно пользовался этими числами.

3.2.1. Некоторые проблемы числовых шкал

1. Использование отрицательных чисел. Шкала аффективных характеристик и шкала успеваемости, рассмотренные выше, являются биполярными: числовые оценки изменяются в двух противоположных направлениях. По этой причине некоторые исследователи помещают ноль в нейтральной или средней категории, а отрицательные числа — ниже или левее его. Однако это более естественно для того, кто знаком с алгеброй, но может быть вполне неестественным для менее образованных испытуемых. Другая опасность состоит в том, что биполярность может создать впечатление о разрыве в нулевой точке шкалы и тем самым нарушить предполагаемую непрерывность. Таким образом, использование отрицательных чисел может создавать сложности для исследователя. По этим причинам при использовании отрицательных балльных оценок нужно быть очень осторожным, как правило, они не рекомендуются [Гилфорд, 1954].

2. «Заякоривание» числовой шкалы. Может показаться, что два крайних прилагательных в первом примере бесполезны и что вряд ли кто-нибудь из испытуемых будет реально их использовать. Вообще, избегание крайних категорий, которые испытуемый заведомо не использует, можно считать хорошей практикой. Однако имеются два аргумента в пользу того, чтобы включать именно такие крайние оценочные прилагательные. Первый аргумент состоит в том, что некоторые испытуемые все-таки используют в качестве оценок даже самые крайние категории. Кроме того, испытуемый всегда может столкнуться с таким стимулом (объектом), который явно соответствует более крайней категории, чем любой из тех, что заносились в категорию 9 или 1. Поэтому, если бы не было более крайних категорий, испытуемый вынужденно оценивал бы

этот стимул как равный другим, хотя он явно видит их неравенство. Таким образом, использование подобных крайних категорий может оказаться вполне оправданным. Другой аргумент состоит в том, что крайние категории являются «якорями» для всей шкалы. В ряде методических исследований по психометрике показано, что добавление такой категории к одному из двух концов шкалы помогает увеличить разнообразие балльных оценок испытуемых в направлении этой категории. Также специальные исследования показали наличие у большинства испытуемых общей тенденции *избегать конечных категорий* и одновременно с этим сдвигать все оценки немного по направлению к середине ряда. Если категории 0 и 10 не были включены, у испытуемых будет наблюдаться тенденция избегать категорий 1 и 9 и таким образом укорачивать ряд балльных оценок. Таким образом, если психолог хочет иметь эффективную шкалу из девяти точек, он должен обеспечить возможность расширить выход за эти девять точек, а иначе он может в конце получить шкалу меньшую, чем из девяти точек.

3.2.2. Оценка числовых шкал

Для испытуемого числовые шкалы — самые легкие и непосредственные по способу вынесения суждений, а для экспериментатора — самые простые с точки зрения обработки результатов. Если испытуемый работает добросовестно и если метрические свойства чисел можно в принципе применять к наблюдаемым психологическим феноменам, то балльные оценки сами по себе оказываются соответствующими «сильной», т.е. метрической, шкале. Эмпирическая проверка числовых балльных оценок на свойства шкалы интервалов и шкалы отношений сделана в ряде работ [Соколов и др., 1978; Ратанова, 1972]. Строгие методы проверки этих свойств для психометрических данных, полученных числовым методом балльных оценок, можно найти у Д. Гилфорда (1954).

3.3. Шкалирование по стандартной шкале

Особенность этого типа шкал состоит в том, что испытуемому предоставляется некоторый *набор стандартов* из того же вида стимулов, что и оцениваемые стимулы. Лучшим примером такой шкалы служат шкалы для оценивания свойств почерка. Эти шкалы снабжены отдельными образцами, которые заранее проградуированы по «сильной» шкале каллиграфического качества — например, методом равновоспринимаемых интервалов или методом парных сравнений. При наличии шкалы стандартов новый образец почерка может быть легко соотнесен испытуемым с одним из стандартных или оценен как находящийся между двумя стандартами.

Другой формой этой шкалы является использование в качестве стандартов *стандартных оценок* вместо отградуированных образцов. При-

мером такой процедуры служит методика подбора пары к образцу, которая была разработана *Хартшерном* и *Мэем* (1929) в связи с изучением характера.

3.3.1. Метод подбора пары к образцу

Построение набора описаний характера (у Хартшерна и Мэя — вербальных портретов) по выбранной характеристике состояло из нескольких этапов. Во-первых, было собрано большое количество утверждений, имеющих отношение к проявлениям данной черты характера. Каждое утверждение было записано на отдельной карточке, а карточки проранжированы группой экспертов. Были составлены 10 описаний или портретов. Каждое состояло из утверждений, имеющих приблизительно один и тот же средний ранг. Портреты снова были проранжированы 48 наблюдателями, и так были получены для них стандартные шкальные оценки. Например, портрет со шкальной оценкой «7» по такой черте характера, как «полезность людям», имеет следующую форму:

«Х — всегда заботится о людях, старается быть полезным окружающим, не ожидая, когда его попросят об этом. При случае он готов помочь кому-либо в опасности; свои собственные интересы и гордость у него на втором плане; он мало озабочен отдаленными нуждами, особенно если они не слишком значительны или серьезны».

При использовании портретов испытуемый читает определенное описание и затем называет всех индивидов, которых, как ему кажется, это касается. Один и тот же индивид может быть назван в связи с более чем одним портретом. Окончательная балльная оценка отдельной черты характера конкретного индивида есть медиана всех оценок портретов, которые соотносились всеми испытуемыми с данным индивидом.

Аналогичным образом поступил известный американский психолог *У. Шелдон* при разработке своей концепции о связи трех компонентов соматотипа испытуемых с темпераментом и вычислении индекса темперамента, создав семибалльную описательную шкалу равных интервалов*.

3.3.2. Оценка процедур с использованием шкалы стандартов

Основное преимущество этих методов состоит в том, что создаются более или менее постоянные эталоны, которые служат испытуемым в качестве объективных внешних образцов, помогая выносить суждения и значительно стабилизируя процесс оценивания. Если есть хороший набор объективных стандартов, который широко применяется на практике (как в случае шкал почерков), то метод шкалирования со стандар-

тами очевидно имеет большое преимущество в стабильности и надежности результатов.

3.4. Проблемы, связанные с построением шкал балльных оценок

3.4.1. Постоянные ошибки и их контроль

Использование балльных оценок основывается на предположении, что человек является хорошим инструментом количественного наблюдения, что он способен делать точные и объективные суждения. Тем не менее, хотя мы и предполагаем возможность вынесения количественных суждений, следует всегда быть бдительными к влиянию субъективных предпочтений испытуемых в этих суждениях. Следствием этого влияния могут быть систематические, т.е. постоянно действующие ошибки в суждениях испытуемых. Такого рода смещения от «истинных», «объективных» оценок к оценкам, подверженным влиянию субъективных предпочтений испытуемых, в англоязычной литературе называются *байесами*. Рассмотрим некоторые наиболее распространенные байесы в процедурах метода балльных оценок.

3.4.2. Ошибки «смягчения» суждений

Многие испытуемые имеют тенденцию оценивать то, что они хорошо знают, или то, что им чаще встречается в жизни, *выше, чем следует*. Это систематическая ошибка, которая не зависит от шкалируемого признака, она коренится в особенностях индивидуального опыта испытуемого. Некоторые самокритичные испытуемые, которые отдают себе отчет в этой слабости, могут в результате удариться в другую крайность и давать оценки *ниже, чем следует*.

Для описания таких отклонений (смещений в балльных оценках) и используется термин «ошибка смягчения», применимый к общей постоянной тенденции испытуемого оценивать шкалируемые объекты слишком высоко или слишком низко. При занижении оценки постоянная ошибка называется ошибкой негативного смягчения, при завышении — ошибкой положительного смягчения. Так как ошибка положительного смягчения является намного более общей, некоторые исследователи пытались предвосхитить ее и изменить структуру шкалы так, чтобы нейтрализовать ошибку. Примером такой модификации шкалы академической успеваемости, рассмотренной выше, может служить шкала, показанная на рис. 2. На ней дополнительно ввели пятую крайнюю правую категорию «Блестящая». Поскольку на этой шкале большинство признаков имеет положительную характеристику, то можно предвидеть, что средняя балльная оценка расположится где-то рядом с признаком «Хорошая» и распределение будет симметрично относительно этой средней или «нейтральной» точки.

* См. статьи У. Шелдона, Ю. Б. Гиппенрейтер и В. Я. Романова в книге: Психология индивидуальных различий / Под ред. Ю. Б. Гиппенрейтер и В. Я. Романова. М.: Черо, 2000.

3.4.3. Ошибка центрации

Одной из причин ошибки центрации, или, как ее еще называют, центральной тенденции, является то, что испытуемый реже дает крайние утверждения и таким образом смещает оцениваемые объекты-стимулы в направлении к середине шкалы. Это особенно характерно для балльных оценок таких объектов, о которых эксперты-испытуемые *знают не очень много*.

По этой причине при использовании графических шкал рекомендуется располагать описательные фразы неравномерно: в середине шкалы с большими промежутками, чем на краях. Подобным же образом если в числовой шкале интенсивность описательных прилагательных может быть установлена так, чтобы числовые значения у концов шкалы больше различались между собой, чем значения у центра при одном и том же расстоянии между ними, то это окажет противодействие ошибке центрации. Если использовать приведенный выше пример Гилфорда с числовой шкалой аффективных характеристик цветов и запахов, то соответствующая модификация этой шкалы может выглядеть следующим образом:

- 18 — *Невообразимо приятный*
- 15 — *Наиболее приятный*
- 13 — *Очень приятный*
- 11 — *Умеренно приятный*
- 10 — *Чуть-чуть приятный*
- 9 — *Безразличный*
- 8 — *Чуть-чуть неприятный*
- 7 — *Умеренно неприятный*
- 6 — *Очень неприятный*
- 4 — *Крайне неприятный*
- 1 — *Невообразимо неприятный*

Подчеркнем, что при построения шкалы порядка подобные «сжатия» на краях шкалы и «растягивания» в центре никак не влияют на свойство шкалы отображать порядковые отношения между прилагательными и числами, но зато позволяют противодействовать тенденции испытуемого давать оценки вокруг категории «Безразличный» (балл 9).

3.4.4. Влияние контекста

Ошибка центрации является частным случаем ошибок более общего типа, связанных с влиянием контекста процедуры шкалирования на суждения испытуемого. Согласно традиционному подходу, взятому из классической психофизики, при шкалировании сенсорных и перцептивных объектов главный интерес исследователей сосредотачивался на получении оценок каждого стимула, величина которых, как предполагалось, определяется только наличным сенсорным впечатлением и не

зависит от стимульного контекста. Первая брешь в этом подходе была пробита *Г. Хелсоном*, разработавшим *теорию уровня адаптации**. Согласно Хелсону (1975), оценку любой характеристики стимула (например, вес, яркость, размер) человек соотносит со своей субъективной шкалой, точнее говоря, с нейтральной точкой на этой субъективной шкале или точкой отсчета, названной Хелсоном *уровнем адаптации*. Значения стимулов, превышающие величину стимула, соответствующего уровню адаптации, оцениваются как более «тяжелые», «яркие», «большие», а не достигающие этой величины — как более «легкие», «тусклые», «маленькие». Хелсон считает, что уровень адаптации является суммарным результатом трех классов воздействия: 1) ряда стимулов, оцениваемых в данном эксперименте; 2) всех других стимулов, воздействовавших на человека во время измерения и составляющих контекст для первого класса стимулов, и 3) стимулов, действовавших в прошлом на этого человека и оставивших след в его памяти. Уровень адаптации вычисляется как среднее геометрическое всех воздействовавших стимулов. В случае получения категориальной шкалы, когда испытуемый использует заданное число категорий для суждения о стимуле, грубая оценка уровня адаптации может быть получена путем вычисления среднего арифметического величин интенсивности стимулов при использовании средней или нейтральной категории (например, если используется девять категорий в суждении о стимулах, то стимул, соответствующий среднему среди попавших в пятую категорию, характеризует уровень адаптации). Более точная оценка уровня адаптации получается на основе использования всех полученных в эксперименте данных и состоит в нахождении с помощью метода наименьших квадратов наилучшей аппроксимации полученной психофизической зависимости и определении по ней стимула, соответствующего нейтральной точке шкалы суждений.

Экспериментальное исследование влияния различных контекстов на простые (сенсорные оценки) и сложные (оценка счастья, удовольствия) суждения проводилось американским психологом *Аленом Пардуччи* (1974, 1986, 1995). В его экспериментах испытуемым на одном листе предъявляли *наборы линий* (или квадраты разного размера — в других опытах) с различным распределением их длин и просили высказывать суждение о длине, приписывая каждой линии одну из шести категорий — от 1 (очень короткая) до 6 (очень длинная). Наборы линий, представленных на каждом отдельном листе, различались по значению либо среднего арифметического длин линий, либо медианы, либо величины размаха длин линий (различию между самой длинной и самой короткой линиями в ряду). Было обнаружено, что на величину уровня адап-

* См. статью Г. Хелсона в книге: Хрестоматия по ощущению и восприятию / Под ред. Ю. Б. Гиппенрейтер и М. Б. Михалевской. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1975.

тации заметно влияет только изменение медианы в наборе линий. Изменение среднего арифметического ряда линий не оказывает существенного влияния на уровень адаптации. В других работах А. Пардуччи было установлено, что форма психофизической функции, полученной при использовании категориальных суждений о длине линий, зависит от характера распределения стимулов в используемом диапазоне стимуляции. Им было показано, что форма функции является более крутой для той части стимульной области, где стимулы расположены друг относительно друга более плотно в пространстве или предъявляются с большей частотой. Кроме того, было установлено, что величины используемых испытуемым оценок зависят от величины оцениваемого стимула, частоты его предъявления и диапазона используемых баллов: маленькие квадраты получали большие оценки в том случае, если они предъявлялись чаще больших квадратов, и эта тенденция была более выражена, если оценочных категорий использовалось меньше (так называемый *категориальный эффект*). Полученные результаты хорошо согласуются с теоретическими представлениями Пардуччи о том, что на оценочные суждения испытуемого оказывают влияние две различные тенденции: 1) выносить суждение о величине стимула, опираясь на непосредственное впечатление от его воздействия; 2) быть подверженным воздействию всей ситуации оценивания в целом — диапазону изменения стимулов, структуре их последовательности, форме предъявления стимулов (одновременно или последовательно), структуре оценочных категорий.

По-видимому, используя язык общепсихологической теории деятельности (Леонтьев, 1986), будет нелишним подчеркнуть, что структура когнитивных операций, включенная в решение сенсорной или перцептивной задачи, связанной с непосредственной оценкой величины какой-то характеристики оцениваемого объекта, будет определяться не только (а в ряде случаев и не столько) степенью ее выраженности, но и влиянием различных условий решения этой задачи, создающих различные контексты. Учитывая один из важнейших методологических принципов психологии — принцип активности субъекта деятельности, проявление разнообразных контекстных эффектов при использовании процедуры балльных оценок не кажется чем-то неожиданным и поэтому требует от психолога существенного внимания к так называемым мелочам.

3.4.5. Гало-эффект

Постоянную ошибку, связанную с влиянием всей личности оцениваемого индивида на оценку отдельной черты его характера, называют гало-эффектом [Уэллс, 1907]. Как справедливо отмечал знаменитый американский психолог Эдвард Торндайк, мы оцениваем хорошо знакомых нам людей под влиянием сформировавшейся ранее общей установки

на них, и эта установка по отношению к личности оцениваемого человека в целом преобладает над установкой при оценке отдельных черт его характера [Торндайк, 1920]. Результатом *гало-эффекта* будет усиление балльной оценки любой характеристики, совпадающей с *общим впечатлением* от оцениваемых индивидов. Это делает балльные оценки некоторых характеристик менее валидными. Другим (статистическим) результатом этого байеса будет неверное количество положительных корреляций между оцениваемыми характеристиками. «Гало-эффект» похож на известную в истории психологии ошибку стимула, порожденную в психологии сознания методом аналитической интроспекции.

Как подчеркивает Д. Гилфорд (1954), избежать полностью *гало-эффекта* при оценке отдельных характеристик личности невозможно, но опыт проведения психологических измерений показывает, что вероятнее всего он обнаруживается в следующих случаях.

1. В признаках (характеристиках), которые трудно пояснить.
2. В экзотических, нетрадиционных признаках.
3. В недостаточно четко определенных характеристиках.
4. В признаках, включающих связи с другими людьми.
5. В характеристиках, имеющих высокую моральную ценность. Это также относится и к так называемым чертам характера.

Наилучший способ избежать *гало-эффекта* достигается при использовании метода графического шкалирования, где в каждом случае оценивается только одна характеристика, т.е. хотя бы формально исключается взаимозависимость оценок отдельных качеств личности.

3.4.6. Логическая ошибка в балльной оценке

Ошибка, вызванная тем, что эксперты или испытуемые дают одинаковые балльные оценки тем оцениваемым характеристикам, которые им кажутся логически связанными друг с другом, называется логической ошибкой [Ньюкомб, 1931]. Так же как и гало-эффект, эта ошибка искажает реальные взаимосвязи характеристик, увеличивая их, но по другой причине. В гало-эффекте это является следствием очевидной для испытуемого связанности отдельных личностных качеств, тогда как в логической ошибке — следствием логической согласованности самых различных характеристик, независимо от индивидов. Логической ошибки можно избежать, обращая внимание испытуемого на объективно наблюдаемые связи, а не на абстрактные логические или семантические совпадения оцениваемых характеристик.

3.4.7. Ошибки контраста

Под ошибкой контраста подразумевается тенденция испытуемого переоценивать других людей в противоположном направлении по срав-

нению с самим собой. Например, испытуемые, которые сами очень аккуратны, имеют тенденцию оценивать других как менее аккуратных, чем они есть на самом деле. Ошибки контраста связаны с наличием различного рода личностных (и не только личностных) установок. Феномен психологической проекции, впервые выявленный в психоанализе, также участвует в формировании этих установок.

3.5. Проблемы, связанные с обработкой полученных данных

Основные «рецепты» по этому поводу достаточно просты. Главное — это не забывать, что, поскольку числовые данные представляют собой результаты измерений, каждому уровню измерения (будь то шкала порядка или шкала интервалов) соответствуют определенные методы статистической обработки.

Отметим основные моменты, на которые стоит обратить особое внимание.

1. При построении порядковой шкалы (как правило, метод балльных оценок для этого и используется) для усреднения повторных оценок одного испытуемого или при получении усредненных баллов для построения групповой шкалы следует использовать не среднее арифметическое, а *медиану*. При обработке данных вручную для этого необходимо построить ранговый ряд и найти его середину. В качестве показателя вариативности полученных оценок используют не среднее квадратичное отклонение, а *межквартильный размах*, для чего необходимо построить частотное распределение исходных балльных оценок.

Как и в предыдущих заданиях, обработку данных целесообразно делать в одной из компьютерных статистической систем. При использовании компьютерной программы *Stadia* для этого необходимо ввести исходные данные в электронную таблицу блока редактора данных, а затем войти в меню статистических методов и в нем выбрать первый пункт — «Описательная статистика». После нажатия выбора обрабатываемой переменной и выполнения первых расчетов (среднее, дисперсия и т.д.) внизу на экране появится вопрос «Выдать дополнительную статистику?», на который нужно ответить утвердительно (« Y — да»), чтобы получить оценку медианы (Md) и квартилей (Q_1 и Q_3).

В статистической системе *SPSS Statistics 17.0* после ввода данных для расчета медианы и межквартильного размаха нужно в основном меню выбрать пункт «Анализ» и воспользоваться в разделе «Описательные статистики» процедурой «Частоты».

2. В том случае, если необходимо оценить корреляцию между двумя порядковыми (ранговыми) шкалами, правильным выбором будет использование непараметрического *коэффициента ранговой корреляции*

Спирмена, а не коэффициента линейной корреляции Пирсона (как это часто делают). Последний адекватен лишь при измерениях не ниже шкалы интервалов. Для вычисления рангового коэффициента корреляции с помощью *Stadia* в меню статистических методов нужно найти раздел «Непараметрические методы» и выбрать в нем пункт «Корреляция (независимость)».

При использовании статистической системы *SPSS Statistics 17.0* в основном меню следует выбрать пункт «Анализ», найти раздел «Корреляция» и, воспользовавшись процедурой «Парные», в появившемся окне выбрать коэффициент корреляции Спирмена.

Методические указания по выполнению учебных заданий по теме «Метод балльных оценок»

В силу простоты подготовки стимульного материала к учебным заданиям по этой теме студентам предлагается самостоятельно подготовить и провести опыт с использованием метода балльных оценок для построения одномерной шкалы. При планировании работы следует поставить определенную исследовательскую задачу. Например, сравнить эффективность использования двух различных процедур шкалирования, — графического и числового методов или различных вариантов графического метода. Целесообразно применение различных методов на одном и том же материале — такое сравнение может наглядно показать методические преимущества одного из них.

Может возникнуть весьма интересная задача, если сравнить индивидуальную и групповую шкалы или две групповые шкалы, полученные на явно отличающихся выборках испытуемых. Исследование межгрупповых различий может быть очень интересным, если в качестве испытуемых взять людей из различных возрастных, социальных, религиозных или национальных групп, и т.д.

Задачей исследования может быть сравнение шкал, построенных двумя различными методами одномерного шкалирования — методом балльной оценки и методом парных сравнений (см. главу 5). В этом варианте, построив методом парных сравнений шкалу интервалов, будет весьма интересно сравнить ее со шкалой, полученной методом балльной оценки, и проанализировать последнюю на предмет отражения в ней не только порядковых, но и, возможно, интервальных отношений между шкалируемыми объектами.

Один из обычных вариантов выполнения учебного задания с использованием метода балльных оценок — это его применение не как самостоятельного метода измерения, а в качестве вспомогательной процедуры получения балльных оценок при выполнении учебного задания по теме «Факторный анализ» (см. главу 6). В этом случае выбор конкретной процедуры шкалирования будет определяться соответствующей содержательной задачей в контексте факторного анализа.

Те студенты, которые захотят выбрать такой компьютерный вариант выполнения задания, который требует сложно организованной и строго дозированной во времени стимуляции, могут воспользоваться специальной программой — конструктором психологических методик *StimMake*. Эта программа по-

звolyет достаточно просто и быстро в диалоге с компьютером спроектировать процедуру предъявления различных стимулов на экране монитора и регистрации ответных реакций испытуемого на каждый стимул. Данная программа позволяет создать на экране любого цвета стимул как комбинацию цифро-буквенных символов или символов псевдографики и задать любой порядок предъявления созданных стимулов. Такой вариант подготовки учебного задания вполне доступен всем, кто имеет хотя бы опыт работы на персональном компьютере.

Ниже мы приводим вариант учебного задания по шкалированию предпочтения лиц незнакомых людей. Поскольку этот же стимульный материал будет использоваться в методе парных сравнений (см. главу 5), интересно сравнить шкалы, построенные методом парных сравнений и методом числовой (графической) балльной оценки.

Задание. ПОСТРОЕНИЕ ШКАЛЫ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ ФОТОГРАФИЙ НЕЗНАКОМЫХ ЛЮДЕЙ МЕТОДОМ ЧИСЛОВОЙ (ГРАФИЧЕСКОЙ) БАЛЛЬНОЙ ОЦЕНКИ

Цель задания. Освоить метод балльных оценок для построения шкалы порядка. Сравнить построенную шкалу со шкалой интервалов, полученной методом парных сравнений.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для подготовки и выполнения учебного задания используется компьютерная программа *mbe.exe**, подготовленная авторами с помощью специальной компьютерной программы *ScaleMake*, позволяющей конструировать методики, использующие процедуры шкалирования [Кремлев, Гусев, 1993–2010]. С помощью этой программы-конструктора преподаватели и студенты могут самостоятельно разработать собственный вариант учебного задания, используя разнообразные текстовые или графические стимулы.

Стимуляция. На экране монитора предъявляются 10 фотографий мужчин из списка самых богатых жителей Англии. При самостоятельной разработке учебного задания с помощью программы-конструктора *ScaleMake* графические стимулы предварительно готовятся в любом графическом редакторе и записываются в виде отдельных файлов (например, типа *.bmp или *.jpg) в субдиректорию *Stimul* директории *ScaleMake*.

Подготовка учебного задания. Для самостоятельного создания данного учебного задания с помощью программы *ScaleMake* следует выполнить следующие несложные действия, которые займут не более 15–20 минут. Рассмотрим эти действия, чтобы описать все процедурные особенности опыта.

1. В основном меню выбрать пункт «Планы», а в нем опцию «Новый».

2. В окне «Название экспериментального плана» дать название нашему учебному заданию, например: «Оценка фотографий», и имя файлу для сохранения созданного задания, например: «Оценка_10».

* Исполняемый файл учебного задания и инструкцию по его использованию можно взять на сайте издательства. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.aspectpress.ru или на сайте ООО «УМК «Психология». [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://psychosoft.ru>.

3. В окне «Дополнительная информация» можно указать, для какого учебного курса сделано данное задание, например: «Психологические измерения, практикум, 2 курс».

4. В окне «Стимулы» нужно последовательно через специальный разделитель # ввести имена графических файлов, соответствующих подготовленным заранее стимулам, например:

фото 1.bmp

#

фото 2.bmp

#

фото 3.bmp

#

и т.д.

5. Поскольку в данном задании испытуемый должен осуществлять оценку каждого стимула, то в окне «Тип вопроса» нужно выбрать соответствующий — «Оценка».

6. Выбрать один из вариантов вынесения суждений — использовать числовые оценки или графическую шкалу. Для это следует сделать соответствующую отметку в пункте «Диапазон ответов»: «Графическая шкала» или «Дискретно» (в этом случае нужно задать диапазон используемых числовых значений-баллов; рекомендуется использовать 7–10 баллов).

7. Чтобы указать, как на экране будет располагаться графическая шкала или набор числовых значений, в окне «Расположение стимулов» нужно сделать отметку «По горизонтали» или «По вертикали».

8. Для того чтобы стимулы предъявлялись в случайном порядке, в окошке «Предъявлять стимулы в фиксированном порядке» «галочку» ставить не нужно.

9. В заключение зададим временные параметры опыта:

Длительность стимула — 2 с.

Межпробный интервал — 1 с.

Время на ответ — 0 с, в этом случае следующий стимул будет предъявляться сразу же, как только испытуемый даст ответ.

Число сессий определяет количество повторных предъявлений серии из 10 фотографий. Установим это количество равным 5. Таким образом, всего в опыте будет предъявлено 50 стимулов.

10. Для окончания подготовки задания осталось написать инструкцию для испытуемого. Для этого нужно нажать на кнопку «Инструкция» и ввести текст.

11. После выполнения всех указанных выше действий необходимо сохранить созданное учебное задание, нажав на кнопку «Сохранить».

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии около 1 м от экрана монитора.

Фотографии мужчин предъявляются в случайном порядке в центре экрана. Задача испытуемого заключается в том, чтобы, используя числовую или графическую шкалу, оценить степень привлекательности каждого мужчины, изображенного на фотографии. Для ответа используется «мышь»: испытуемый выбирает соответствующее своему суждению числовое значение или положение на графической шкале, делая щелчок левой кнопкой «мыши». Как только испы-

туемый дает ответ, на экране появляется следующий стимул. Всего предъявляются 50 проб, т.е. все фотографии предъявляются в случайном порядке по пять раз.

Обработка результатов. После опыта студенту выдается компьютерная распечатка или файл, в которых представлены его усредненные ответы на каждый стимул. При необходимости можно сократить файл: его имя соответствует фамилии испытуемого, введенной им перед началом опыта, а расширение — tbe.

Обработка результатов заключается в построении индивидуальной и групповой шкал порядка. Для получения групповых данных каждый студент должен усреднить свои данные и данные еще четырех-пяти испытуемых, рассчитав медиану балльных оценок. Для количественной оценки разброса индивидуальных данных по всей группе испытуемых полезно оценить величину межквартильного размаха. Причем в академической группе студентов (как правило, 10–15 человек) не должно быть повторяющихся результатов.

Обсуждение результатов. При обсуждении полученных результатов каждый испытуемый должен сравнить индивидуальную шкалу с групповой, проанализировать индивидуальные различия балльных оценок по каждой фотографии. Для этого в одной из статистических систем целесообразно построить графики распределения числовых оценок, полученные по группе испытуемых для каждой фотографии. Кроме того, интересно сравнить несколько групповых шкал, построенных по данным разных групп испытуемых.

Литература

Вудвортс Р., Шлосберг Г. Психофизика II. Шкалирование // Проблемы и методы психофизики / Под ред. А. Г. Асмолова, М. Б. Михалевской. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1974.

Guilford J. P. Psychometric Methods. N.Y.; Toronto; L.: McGraw-Hill, 1954.

Torgerson N. S. Theory and Method of scaling. N.Y.: John Wiley and Sons, 1958.

4

МЕТОДЫ ДЕЛЕНИЯ НА РАВНЫЕ СУБЪЕКТИВНЫЕ РАССТОЯНИЯ

Методы деления стимулов на равные субъективные расстояния (в англоязычной литературе — *Partition scaling methods*) предназначены для построения шкал интервалов некоторого психологического качества на основе *прямых* оценок испытуемого [Вудвортс и Шлосберг, 1974; Гешхайдер, 1997]. Процедура этих методов требует от испытуемого расположить ряд оцениваемых стимулов на психологическом континууме, разделив его на равные интервалы. В литературе по психологическим измерениям выделяются две группы методов: *метод деления на равные интервалы* и *метод категориального шкалирования*. В современной психологии эти методы применяются не только в психофизике, где перед исследователем стоит задача построения шкалы силы ощущения при изменении некоторой физической характеристики стимула (интенсив-

ности света или звукового давления), но и при шкалировании субъективных характеристик достаточно сложных объектов, например, мастерства выполнения человеком какого-либо действия, впечатления о качестве оцениваемого товара.

4.1. Метод деления на равные интервалы

Этот метод (в психофизике его также называют *методом равных сенсорных расстояний*) предполагает, что испытуемый способен разделить некоторый психологический континуум стимулов на равные расстояния или, что будет точнее, на расстояния, воспринимаемые им как равные. Например, равные субъективные расстояния между поверхностями разной шероховатости (гладкости) или растворами разной горькости. При этом предполагается, что а) континуум шкалируемых стимулов может быть задан и б) испытуемый способен достаточно точно разделять стимулы на данном континууме. Как правило, в инструкции к этому методу испытуемого просят оценить, является ли субъективное различие между ощущениями от стимулов S_1 и S_2 «меньше», «больше» или «равно» различию между ощущениями от стимулов S_3 и S_4 . Или расставить стимулы относительно друг друга таким образом, чтобы субъективные расстояния между ними оказались равными. Очевидно, что для построения точной шкалы крайне важно, чтобы число сравниваемых стимульных пар (в первом случае) или число самих стимулов, которые будут разделять границы равных интервалов (во втором случае), было достаточно большим, для того чтобы испытуемый смог установить тонкое соответствие между своими ощущениями и изменениями величины стимульного параметра.

Самым простым вариантом этого метода является *процедура деления пополам*. Как отмечают Р. Вудвортс и Г. Шлосберг, известный французский психофизик Ж. Плато еще в 1872 г. просил своих испытуемых-художников, смешивая белую и черную краски, создать такой оттенок серого цвета, чтобы расстояния между серым и белым и серым и черным цветами были равны. Очевидно, что, последовательно разделяя получаемые таким образом «половинки», можно построить достаточно дробную шкалу равно воспринимаемых интервалов светлоты серого цвета.

Рассмотрим два варианта процедуры построения шкалы интервалов с помощью метода деления на равные интервалы. Они соответствуют двум различным способам получения оценок от испытуемых [Гешхайдер, 1997]. Первая процедура называется *симультантным решением*, или процедурой одновременного предъявления шкалируемых стимулов. В этом случае испытуемому явно предъявляется весь диапазон изменения шкалируемых стимулов и обозначаются его края (т.е. демонстрируются нам меньший и наибольший стимулы. На рис. 3 [по Гешхайдеру, 1997, с. 208] схематично показан вариант решения испытуемым такого

рода сенсорной задачи. Пусть диапазон изменения упругости стимулов (допустим, это будет величина давления воздуха в детских надувных игрушках) изменяется от 0 до 90 условных единиц. Испытуемого просят обратить внимание на величину субъективного различия между стимулами S_{10} и S_{90} и запомнить ее. Далее его просят подобрать такие три стимула (на нашем рисунке — это S_{20} , S_{35} и S_{57}), которые разделили бы диапазон субъективных различий на четыре равных интервала. Таким образом, S_{35} делит весь диапазон пополам, а S_{20} и S_{57} соответственно делят половинки всего нашего диапазона также на два равных интервала. В итоге мы получаем четыре равных интервала: субъективное расстояние между стимулами S_{10} – S_{20} равно субъективным расстояниям между S_{20} – S_{35} , S_{35} – S_{57} , S_{57} – S_{90} . Строим психофизическую функцию упругости детских игрушек. На рисунке 3 внизу показано, что величины ощущений Y_1 , Y_2 , Y_3 , Y_4 и Y_5 соответствуют вызвавшим их стимулам S_{10} , S_{20} , S_{35} , S_{57} и S_{90} . Подобным образом можно построить самые различные психологические шкалы. Например, они могут найти применение в современных системах виртуальной реальности при проектировании средств гаптической обратной связи.

Альтернативным вариантом процедуре симультанного решения является процедура *последовательного решения*. В этом случае в каждой пробе испытуемому предлагается разделить определенный стимульный отрезок пополам, подобрав соответствующую величину стимула. В ряде последовательных проб испытуемый должен осуществлять деление половинок исходного отрезка пополам на все более мелкие равные части для получения желаемого числа равно воспринимаемых интервалов.

Получение числовых значений на психологической шкале интервалов — достаточно простая задача. По завершении эмпирической процедуры деления на равные интервалы мы получаем ряд значений интенсивности стимульного параметра (или даже названий стимулов), которые соответствуют последовательным ощущениям испытуемого от воздействия тех стимулов, которые он выбрал в качестве соответствующих границ равных интервалов. Поэтому мы вполне можем использовать обычный ряд целых чисел в качестве числовых оценок, соответствующих последовательности равных интервалов. Например, на рис. 3 это числа 1, 2, 3, 4, 5. Они отличаются между собой на единицу или на одно значение субъективной шкалы упругости.

Подчеркнем еще раз, что построение шкалы интервалов с помощью описанных выше методов необходимо предполагает возможность градуального изменения выраженности измеряемого качества — лишь в этом случае испытуемый сможет точно подобрать тот стимул, который соответствует середине оцениваемого интервала. По этой причине методы деления на равные субъективные расстояния чаще всего используются для построения субъективных шкал при изменении какого-либо

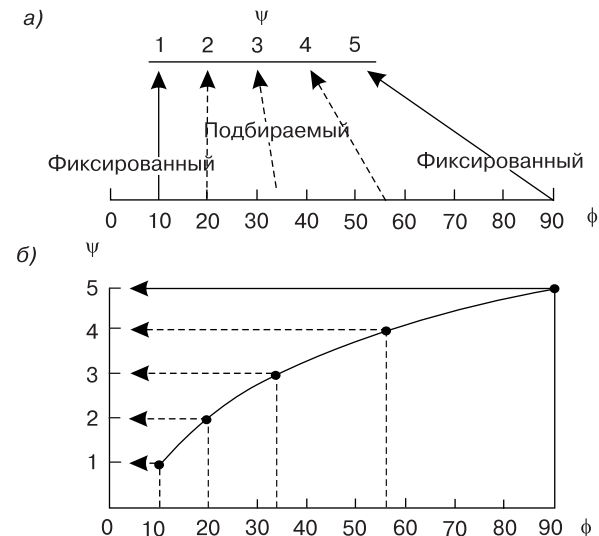


Рис. 3. Построение шкалы равных сенсорных расстояний методом деления пополам, процедура симультанного решения:

а) испытуемый осуществляет подбор соответствующих стимулов; б) построение психофизической функции (шкалы) упругости. Ось абсцисс — интенсивность давления воздуха в относительных единицах (ϕ), ось ординат — субъективные величины упругости (ψ).

одного физического параметра (интенсивности или частоты звука, концентрации глюкозы в растворе воды и др.), поскольку имеется возможность его плавного изменения с помощью стандартной аппаратуры. В качестве классического примера успешного применения метода деления на равные интервалы приведем работу С. Стивенса и Дж. Уолкманна (1940), в результате которой была построена хорошо известная психофизическая шкала восприятия высоты звуков (тоны от 40 до 12 000 Гц). В разных сериях испытуемых просили разделить на четыре равных интервала (т.е. пополам и еще раз пополам) три перекрывающихся диапазона тональных звуков (40–1000 Гц, 200–6500 Гц и 3000–12 000 Гц). Для каждого частотного диапазона оба его края были фиксированы (например, 200 Гц — нижняя граница, а 6500 Гц — верхняя). Задача испытуемого состояла в том, чтобы, изменяя частоту звука, подобрать три таких стимула, которые разбивали бы данный диапазон стимулов на четыре равных интервала, тем самым задавая четыре равные градации изменения высоты воспринимаемого звука. Десять испытуемых сделали по пять такого рода делений каждого частотного диапазона, затем их данные были усреднены (табл. 1). Серединой первого диапазона оказался стимул частотой 404 Гц, второго — 2022 Гц, третьего — 5526 Гц.

Таблица 1

Результаты, полученные в исследовании С. Стивенса и Дж. Уолкманна (1940) по построению шкалы воспринимаемой высоты тона методом деления на равные интервалы

Частотный диапазон, Гц	Частота стимулов на границах интервалов				
	40	161	404	693	1000
Нижний: 40–1000	40	161	404	693	1000
Средний: 200–6500	200	867	2 022	3 393	6 500
Верхний: 3000–12000	3 000	4 109	5 526	7 743	12 000
Шкальное значение по каждому диапазону	1	2	3	4	5

Из таблицы 1 видно, что в каждом частотном диапазоне пяти значения частоты звука соответствуют пять числовых значений на шкале интервалов. Объединяя полученные данные в одну общую шкалу, У. Торгерсон (1958) построил по данным цитируемых авторов широко известную шкалу восприятия высоты тональных сигналов (рис. 4).

Отметим, что в исследовании Стивенса и Уолкманна три перекрывающихся диапазона частот были взяты для удобства и простоты работы испытуемых. Само по себе использование небольшого числа градаций для деления диапазона стимулов не является обязательным — во многих работах психологи предлагают испытуемым разбить сразу весь диапазон стимулов на большее число равных интервалов.

Для построения шкалы интервалов некоторой *качественной* характеристики объекта необходимо иметь большое число разных образцов, среди которых испытуемый смог бы выбрать подходящий. Если данное условие выполняется, то нет никаких препятствий для адекватного использования каждого из описанных выше методов.

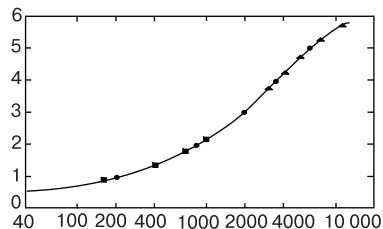


Рис. 4. Объединенная по трем частотным диапазонам шкала восприятия высоты тональных звуковых сигналов от 40 до 10 000 Гц

Квадраты, кружки и треугольники соответствуют данным, полученным соответственно по нижнему, среднему и верхнему частотным диапазонам. Ось абсцисс — частота стимула в Гц, ось ординат — значение воспринимаемой высоты звука. (По Торгерсону, 1958.)

4.2. Метод категориального шкалирования

Метод категориального шкалирования также предназначен для построения шкалы равных интервалов. Однако несмотря на принципиальное сходство метода категориального шкалирования и метода деления на равные интервалы, для испытуемого это разные задачи. В случае деления диапазона стимулов на равные интервалы задача испытуемого заключается в том, чтобы из большого числа стимулов выбрать те, которые соответствуют границам разбиения этого диапазона на равно воспринимаемые интервалы. В случае использования процедуры категориального шкалирования испытуемому предъявляют множество стимулов и просят обозначить каждый из них с помощью определенной категории. Обычно число категорий 3–20. Сами категории обозначаются либо числами (например, 1, 2, 3), либо соответствующими прилагательными (например, маленький, средний, большой).

Самым простым вариантом категориального шкалирования является метод *равно кажущихся интервалов* (*method of equal-appearing intervals*). При использовании данного метода предполагается, что, приписывая стимулы к различным категориям, испытуемый способен учитывать психологическое равенство интервалов между границами категорий. Иначе говоря, применение этого метода исходит из того, что оценочные суждения испытуемого по поводу предъявляемых стимулов накладываются на достаточно стабильную структуру упорядоченных категорий. Исходя из этого допущения психолог использует эти упорядоченные на шкале интервалов значения (числа или прилагательные) в качестве измерительных средств или мер.

Для получения надежных и точных оценок шкальных значений требуется накопление достаточно большого числа суждений по поводу каждого стимула. Это достигается с помощью либо объединения суждений большого числа испытуемых (как правило, так строится групповая шкала), либо увеличения числа повторных суждений от одного испытуемого (так строится индивидуальная шкала). Для достижения большей надежности шкальных оценок и повышения внешней валидности шкалы используют оба приема — усредняются повторные измерения нескольких испытуемых. Для усреднения данных используют среднее арифметическое или медиану.

Категориальная шкала интервалов, построенная методом равно кажущихся интервалов, несмотря на частое использование в практике психологических измерений, имеет один серьезный недостаток. Считая, что категориальная оценка испытуемым отдельного стимула зависит только от его положения на некотором психологическом континууме выраженности измеряемого качества, мы неявно предполагаем, что эта оценка *не зависит* от восприятия испытуемым других стимулов, предъявляющихся в предыдущих или последующих пробах. Однако, как

было показано в разделе, посвященном методу балльных оценок, специальные исследования установили наличие разнообразных контекстных влияний, например, со стороны других стимулов, используемых при построении шкалы или структуры оценочных категорий. Одним из существенных эффектов, оказываемых на результат вынесения категориальных суждений при оценке стимулов, является выраженная тенденция испытуемых использовать категории с одинаковой частотой. Подобная тенденция может значительно исказить структуру шкалы. Например, может наблюдаться общая переоценка стимулов в том случае, когда в опыте используется большое число стимулов низкой интенсивности и малое число стимулов высокой интенсивности. В таком случае повышается вероятность того, что слабому стимулу будут чаще приписываться более высокие категории. И наоборот, когда в серии шкалируемых стимулов большинство составляют стимулы высокой интенсивности, может наблюдаться их общая недооценка.

Как уже отмечалось выше, подобные контекстные эффекты хорошо описываются моделью американского психофизика А. Пардуччи, в соответствии с которой использование испытуемым различных категорий зависит от двух факторов — диапазона шкалируемых стимулов и частоты их предъявления в серии проб. Очень характерно, что испытуемые имеют склонность разделять стимулы на равные интервалы, среди которых равномерно распределяют свои оценки. В соответствии с этим принципом будет ли испытуемый эффективно использовать все категории, зависит от того, какой диапазон стимулов используется в опыте при построении шкалы — широкий или узкий.

В психофизической литературе по шкалированию (*С. Стивенс, Д. Кросс, В. Саррис, Л. Уорд* и др.) обращают внимание на так называемый *эффект последовательности*, состоящий в том, что на оценку испытуемым текущего стимула оказывают влияние его предыдущие оценки. Как подчеркивает известный канадский психофизик *Лауренс Уорд* (1979; 1982; 2006), каждый предъявляемый стимул играет роль точки отсчета (т.е. своеобразного «якоря»), относительно которой оцениваются последующие стимулы. По мнению автора, на оценку предъявляемого стимула может оказывать влияние не только один предыдущий стимул, но и по крайней мере до пяти предшествующих стимулов:

$$R_j = aS_j^n \times (S_{j-1}/S_j)^{b_1} \times (S_{j-2}/S_j)^{b_2} \dots (S_{j-5}/S_j)^{b_5},$$

где S_j — величина стимула, оцениваемого в текущей пробе; $S_{j-1} \dots S_{j-5}$ — величины предшествующих стимулов; R_j — оценка j -го стимула. Как следует из формулы Л. Уорда, влияние предшествующих стимулов ослабевает прямо пропорционально их удалению от оцениваемого стимула, т.е. $b_1 > b_2 > \dots > b_5$.

Экспериментальные исследования эффекта последовательности показали, что оценка испытуемого зависит не только и не столько от величины предшествующего стимула, сколько от соотношения величин предыдущего и последующего стимулов.

Таким образом, многочисленные исследования показали, что положение на шкале одного и того же стимула зависит от того, в контексте каких стимулов производилась его категориальная оценка.

4.3. Использование шкал с вербальными категориями

В процедурах категориального шкалирования наряду с числовыми категориями для их более четкого обозначения в качестве меток очень часто используются словесные обозначения. Как подчеркивает известный шведский психофизик Георг Борг [*Борг, 1994, цит. по: Гешхайдер, 1997*], словесные метки служат своего рода «вехами» или «якорями», помогающими испытуемому вынести правильное суждение о категориальной оценке стимула. Г. Боргом была разработана весьма распространенная *шкала оценки воспринимаемых усилий*. С помощью словесных описаний эта шкала позволяет оценить внешне воспринимаемый уровень усилия, прикладываемого человеком, получающим различные уровни физической нагрузки на велоэргометре. Максимальная категория на шкале соответствует числу 20 и обозначается как «максимальное напряжение», минимальная категориальная оценка — 6 («совсем не напрягается»). Словесные обозначения уровней воспринимаемых усилий подобраны так, что они линейно связаны с уровнем физической нагрузки на велоэргометре (в ваттах): 6 — «совсем не напрягается», 7–8 — «крайне незначительное усилие», 9 — «очень легкое усилие», 11 — «легкое усилие», 13 — «несколько выраженное усилие», 15 — «сильное, значительное напряжение», 17 — «очень сильное напряжение», 20 — «максимальное напряжение».

Шкала оценки воспринимаемых усилий нашла практическое применение при выборе уровня тренировочной нагрузки у больных с заболеваниями сердечно-сосудистой системы, спортсменов и обычных здоровых людей, занимающихся фитнесом. Еще одно применение данной шкалы связано с решением задачи количественной оценки уровня физической нагрузки для различных типов промышленного труда.

Хорошим примером удачного использования вербальных меток при категориальном шкалировании является работа Г. Гешхайдера и соавторов [1995, цит. по: *Гешхайдер, 1997*]. В этой работе оценивалась интенсивность боли, вызванной различными средствами для полоскания рта, в течение 30 с в процессе полоскания и 195 с после него. Использовали девять коммерчески выпускаемых средств для полоскания, содержащих различную концентрацию алкоголя в растворе (от 0 до 26,9%). Гипотеза исследования заключалась в том, что неприятные болевые ощущения связаны с тем, что используемая продукция содержит алкоголь. Для оценки болевых ощущений использовалась шкала с семью категориями: 0 — «нет боли», 1 — «очень слабая боль», 2 — «слабая боль», 3 — «умеренная боль», 4 — «сильная боль», 5 — «очень сильная боль»,

6 — «нестерпимая боль». Полученные результаты подтвердили гипотезу авторов: ощущение боли определялось содержанием алкоголя в слювах для полоскания рта и становилось максимальным в промежутке между 25-й и 30-й секундами после начала полоскания.

На наш взгляд, результаты данного исследования служат очень удачной иллюстрацией того, как категориальное шкалирование с использованием хорошо подобранных вербальных категорий может успешно использоваться в практической работе психолога для оценки качества коммерческих продуктов.

Результаты различных исследований (например, *Эллермайер* и соавт., 1991) показали, что основное преимущество шкал с использованием вербальных категорий (в отличие от числовых категориальных шкал) заключается в высокой степени согласованности оценок различных экспертов. По-видимому, задаваемая таким образом вербальная система отсчета, состоящая из принятых и закрепленных в культуре слов-знаков или словесных сенсорных эталонов, способна существенно стабилизировать оценки испытуемых в ходе процедуры шкалирования. Использование чисел как меток на категориальной шкале не позволяет достичь подобного результата, поскольку они, очевидно, не могут являться такого рода общепринятыми средствами ввиду того, что не используются нигде, кроме той лаборатории, где проводится исследование. Поэтому в том случае, когда психологу удастся подобрать надежные словесные метки, отображающие интервальные отношения между числами, такая шкала сможет быть весьма надежным инструментом для измерения не только простых физических характеристик стимулов.

Категориальные шкалы широко используются и для изучения связи образов восприятия различных модальностей. Это направление исследований, названное известным американским психофизиком *Н. Андерсоном* (1980, 1992) *интегративной психофизикой*, связано с измерениями межмодальных воздействий, т.е. с оценкой образов восприятия, обусловленных интеграцией сразу нескольких сенсорных воздействий, например вкуса и запаха вина, создающих уникальный букет. В его известной работе по восприятию боли от температурного воздействия на один или одновременно два пальца руки использовалась 20-категориальная шкала, состоящая из равных интервалов, по которой испытуемые оценивали интенсивность своих ощущений [*Андерсон*, 1992]. В этой работе показана высокая валидность использованной шкалы, поскольку были получены хорошо согласующиеся между собой количественные данные, подтверждающие теоретические предположения возможности интеграции нескольких ощущений.

В заключение отметим, что при оценке результатов психологических измерений, выполненных с помощью какого-либо метода шкалирования, всегда стоит *проблема валидности* используемой шкалы. Эта проблема заключается в том, насколько полученные числовые данные соответ-

ствуют тому уровню измерения, который предполагает получить психолог. Для проверки полученной шкалы на предмет ее соответствия свойствам шкалы наименований, порядка, интервалов или отношений существуют специальные процедуры, проверяющие выполнение так называемых метрических аксиом (например, транзитивности или монотонности) по отношению к полученным шкальным оценкам. К сожалению, эта работа непростая и потребует от психолога специальных усилий.

Методические указания по выполнению учебных заданий по теме «Методы деления на равные субъективные расстояния»

В силу простоты подготовки стимульного материала к самым разнообразным учебным заданиям по этой теме студентам предлагается самостоятельно подготовить и провести опыт с использованием одного из вариантов данного метода для построения шкалы интервалов. При планировании работы следует поставить определенную исследовательскую задачу. Например, сравнить эффективность использования двух различных процедур шкалирования: с использованием только чисел как оценочных категорий и дополнительным использованием словесных категорий.

Ниже приведем вариант учебного задания по построению шкалы тяжести труда в различных видах профессий. Поскольку этот же стимульный материал можно использовать в методе парных сравнений (см. следующую главу), будет интересно сравнить шкалы, построенные методами парных сравнений и деления на равные субъективные расстояния. Это будет тем более интересно, поскольку оба метода дают шкалу интервалов.

Задание. ПОСТРОЕНИЕ ШКАЛЫ ТЯЖЕСТИ ТРУДА В РАЗЛИЧНЫХ ВИДАХ ПРОФЕССИЙ МЕТОДОМ ДЕЛЕНИЯ НА РАВНЫЕ СУБЪЕКТИВНЫЕ РАССТОЯНИЯ.

Цель задания. Освоить метод деления на равные субъективные расстояния с помощью процедуры категориального шкалирования с использованием вербальных категорий. Сравнить построенную шкалу со шкалой интервалов, полученной методом парных сравнений.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для подготовки и выполнения учебного задания используется компьютерная программа *catscal.exe**, подготовленная авторами с помощью специальной компьютерной программы *ScaleMake*, позволяющей конструировать методики, использующие процедуры шкалирования [Кремлев, Гусев, 1993—

* Файл исполняемого учебного задания и инструкцию по его использованию можно взять на сайте издательства. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.aspectpress.ru или на сайте ООО «УМК «Психология». [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://psychosoft.ru>.

2010]. С помощью этой программы-конструктора преподаватели и студенты могут самостоятельно разработать собственный вариант учебного задания, используя разнообразные текстовые или графические стимулы.

Стимуляция. На экране монитора предъявляются названия 15 известных профессий, требующих от человека разных физических нагрузок: строитель-монтажник, программист, учитель математики в школе, слесарь механосборочных работ, шахтер, секретарь руководителя, тракторист, водитель автобуса, Web-дизайнер, дворник, инспектор ГАИ, официант в кафе, гид-переводчик, рабочий-литейщик (вагранщик), сварщик. При самостоятельной разработке учебного задания с помощью программы-конструктора *ScaleMake* вместо названий профессий можно подобрать соответствующие рисунки или фотографии и записать их в виде отдельных файлов (например, типа *.bmp или *.jpg) в субдиректорию *Stimul* директории *ScaleMake*.

Подготовка учебного задания. Для самостоятельного создания данного учебного задания с помощью программы *ScaleMake* следует выполнить следующие несложные действия, которые займут не более 15–20 минут. Рассмотрим эти действия, чтобы описать все процедурные особенности опыта.

1. В основном меню выбрать пункт «**Планы**», а в нем опцию «**Новый**».

2. В окне «**Название экспериментального плана**» дать название нашему учебному заданию, например: «Оценка тяжести труда», и имя файлу для сохранения созданного задания, например: «Труд_15».

3. В окне «**Дополнительная информация**» можно указать, для какого учебного курса сделано данное задание, например: «Психологические измерения, практикум, 2 курс».

4. В окне «**Стимулы**» нужно последовательно через специальный разделитель # ввести названия профессий или графических файлов, соответствующих подготовленным заранее стимулам, например:

сварщик

программист

тракторист

и т.д.

5. Поскольку в данном задании испытуемый должен осуществлять оценку каждого стимула, то в окне «**Тип вопроса**» нужно выбрать соответствующий — «**Оценка**».

6. Выбрать один из вариантов вынесения суждений — использовать графическую шкалу. Для это следует сделать соответствующую отметку в пункте «**Диапазон ответов: Графическая шкала (загрузка шкалы из файла)**». После этого следует указать название предварительно подготовленного графического файла, представляющего собой рисунок шкалы оценки воспринимаемых усилий Г. Борга, описанной выше.

7. Чтобы указать, как на экране будет располагаться графическая шкала или набор числовых значений, в окне «**Расположение стимулов**» нужно сделать отметку «**По горизонтали**» или «**По вертикали**».

8. Для того чтобы стимулы предъявлялись в случайном порядке, в окошке «**Предъявлять стимулы в фиксированном порядке**» «галочку» ставить не нужно.

9. В заключение зададим временные параметры опыта:

длительность стимула — 3 с;

межпробный интервал — 1 с;

время на ответ — 0 с, в этом случае следующий стимул будет предъявляться сразу же, как только испытуемый даст ответ;

число сессий определяет количество повторных предъявлений серии из 15 фотографий. Установим это количество равным 5. Таким образом, всего в опыте будет предъявлено 75 стимулов.

10. Для окончания подготовки задания осталось написать инструкцию для испытуемого. Для этого нужно нажать на кнопку «**Инструкция**» и ввести текст.

11. После выполнения всех указанных выше действий необходимо сохранить созданное учебное задание, нажав на кнопку «**Сохранить**».

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии около 1 м от экрана монитора.

Названия профессий предъявляются в случайном порядке в центре экрана. Задача испытуемого заключается в том, чтобы, используя графическую шкалу оценки воспринимаемых усилий Г. Борга, оценить степень физической нагрузки, которая требуется от человека каждой из профессий. Для ответа используется «мышь»: испытуемый выбирает соответствующее своему суждению положение на графической шкале, делая щелчок левой кнопкой «мыши». Как только испытуемый дает ответ, на экране появляется следующий стимул. Всего предъявляются 75 проб, т.е. все 15 названий профессий предъявляются в случайном порядке по пять раз.

Обработка результатов. После опыта студенту выдается компьютерная распечатка или файл, в которых представлены его усредненные ответы на каждый стимул.

Обработка результатов заключается в построении индивидуальной и групповой шкал интервалов. Для получения групповых данных каждый студент должен усреднить свои данные и данные еще четырех-пяти испытуемых, рассчитав среднее арифметическое полученных оценок. Для количественной оценки разброса индивидуальных данных по всей группе испытуемых полезно оценить величину стандартного отклонения. Причем в академической группе студентов (как правило, 10–15 человек) не должно быть повторяющихся результатов.

Обсуждение результатов. При обсуждении полученных результатов каждый испытуемый должен сравнить индивидуальную шкалу с групповой, проанализировать индивидуальные различия шкальных значений по каждой профессии. Для этого в одной из статистических систем целесообразно построить графики распределения числовых оценок, полученные по группе испытуемых для каждой профессии. Кроме того, интересно сравнить несколько групповых шкал, построенных по данным разных групп испытуемых.

Литература

Вудвортс Р., Шлюсберг Г. Психофизика II. Шкалирование // Проблемы и методы психофизики / Под. ред. А. Г. Асмолова, М. Б. Михалевской. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1974.

Gescheider G. A. Psychophysics: The Fundamentals. 3rd ed. Lawrence Erlbaum Associated, Publishers, Mahwah. New Jersey, 1997.

5

МЕТОД ПАРНЫХ СРАВНЕНИЙ. МОДЕЛЬ Л. ТЕРСТОУНА

5.1. Закон сравнительных суждений

Метод парных сравнений относится к той группе методов психологического шкалирования, которые основаны не на принципе прямой оценки испытуемым стимулов по выраженности в них некоторого заданного в инструкции качества, а на принципе косвенного оценивания этого качества с помощью вынесения *сравнительных суждений* о стимулах. Как известно, первым методом, основанным на данном принципе, был фехнеровский метод едва заметных различий [Фехнер, 1860]. Американский психофизик Луис Терстоун был одним из тех, кто внес существенный вклад в развитие фехнеровской теории оценки психологических различий. В отличие от других психофизических подходов, в которых главным образом уделялось внимание измерению сенсорной чувствительности, Терстоун предложил принципиально новый подход и на его основе разработал модель и метод для измерения психологических различий между стимулами [Терстоун, 1927; 1955]. Его подход к психологическим измерениям крайне важен и интересен тем, что позволяет строить субъективные шкалы для стимулов*, не имеющих прямых физических коррелятов. Основная идея Терстоуна весьма проста: когда человеком *сравниваются* два стимула, воздействие каждого порождает у него определенную психологическую величину некоторого субъективного качества (например, популярность артиста или привлекательность рекламируемого продукта); чтобы определить степень их психологического различия, эти величины вычитаются друг из друга. Вопрос заключается в том, как количественно оценить эту разницу.

В истории психологии и другие ученые высказывали похожие идеи. По-видимому, первый шаг в этом направлении сделали еще в позапрошлом веке американские психологи Г. Фаллертон и Дж. Кэттелл в своей работе «О восприятии малых различий» (1892), а также и немецкий ученый Дж. Кон (1894), которые, развивая постулат Фехнера о равенстве «едва заметных различий», сформулировали мысль о возможности из-

* Это слово в данном контексте понимается в самом широком смысле, т.е. не как в классической психофизике, где стимул отождествлялся с воздействием на человека простого изолированного раздражителя.

мерения стимулов на континууме «равно часто замечаемых различий». Эта идея очень эвристична, поскольку позволяет строить процедуру измерения стимульных различий не на основе их сравнения по определенному физическому параметру (как, например, в методе е.з.р. у Фехнера). Они предложили в качестве основы субъективной метрики использовать *частоту сравнительных суждений* испытуемого о равенстве двух стимулов (или, что то же самое, частоту предпочтения одного стимула другому). Действительно, проведя попарные сравнения стимулов друг с другом, мы достаточно просто можем построить шкалу порядка, суммировав частоты предпочтения каждого стимула всем остальным: чем больше суммарная частота предпочтения, тем более высокое шкальное значение будет соответствовать данному стимулу.

Тем не менее эта идея еще не дает возможности построить *метрическую шкалу*, поскольку не вводится единица измерения (напомним, что у Фехнера такой единицей была величина е.з.р.). Дело в том, что если стимул S_1 предпочитается стимулу S_2 с частотой Q , а S_2 предпочитается S_3 с частотой в $1,5Q$, то не ясно, какова же величина субъективного расстояния между стимулами S_1 , S_2 и S_3 .

Э. Торндайк (1910) в своей известной работе, посвященной построению шкалы красоты почерка, предлагает решение проблемы введения единицы измерения на психологической шкале, используя метрику нормального распределения. Он предположил, что субъективные расстояния между сравниваемыми стимулами S_1 , S_2 и S_3 пропорциональны различию в единицах стандартного отклонения нормальной кривой, описывающей распределение величин субъективных различий между этими парами стимулов. Эти величины можно оценить по соответствующим двум частотам — Q и $1,5Q$, найденным в опыте.

Модель шкалирования Л. Терстоуна, предложенная им в 1927 г. как математическое описание результата сравнительных суждений испытуемых, является итогом развития рассмотренных выше идей. Как и Фехнер, Терстоун полагал, что ощущения могут быть измерены только косвенно, посредством измерения стимульных различий. Ее значение состоит в том, что появилась возможность измерения многочисленных психологических характеристик, для которых невозможно выбрать подходящие стимульные качества. Это была первая попытка выйти в психологических измерениях за пределы исследования только сенсорных систем. Высоко оценивая вклад Л. Терстоуна в разработку проблем психологических измерений, ведущий современный американский психофизик С. Линк подчеркивает этот момент особо: «Большим преимуществом теории Терстоуна было то, что в качестве стимульных воздействий, вызывающих определенные ощущения, могут выступать не только вес или длина линий, которые испытуемым предлагается сравнивать, но также и вкусовые ощущения или даже качества политиков перед выборами» [Линк, 1995, с. 86]. По мнению цитируемого ученого, сама воз-

возможность количественного измерения сложных психологических феноменов делает психофизику достойной того, чтобы она претендовала на роль истинно научного раздела психологии*.

Вслед за содержательной стороной рассмотренных выше идей рассмотрим формальную сторону модели Терстоуна, описывающей процессы воздействия на человека отдельных стимулов и их сравнения. Она заключается в следующем:

1. Шкалируемое множество объектов можно упорядочить в континуум по величине выраженности некоторого качества, которое может служить стимулом, причем этому качеству необязательно соответствует определенная физическая характеристика (мера). Обозначим ряд стимулов как $A \dots B \dots N$.

2. Воздействие каждого стимула вызывает у субъекта соответствующий процесс различения** (ψ_i). Процессы различения ряда стимулов составляют психологический континуум, или континуум величин различения ($\psi_A \dots \psi_B \dots \psi_N$). Вследствие воздействия случайных флуктуаций, возникающих как во внешней среде, так и в организме человека, данный стимул может вызвать не только свой процесс различения, но и какие-то соседние. Поэтому если один и тот же стимул предъявлять много раз, то на психологическом континууме ему будет соответствовать не одно фиксированное по величине значение (точка), а некоторое распределение процессов различения. Делается предположение, что распределение величин процессов различения каждого стимула имеет форму нормального распределения.

3. В качестве величины воздействия на человека i -го стимула на психологической шкале принимается *среднее* ($\bar{\psi}_i$) распределения процессов различения, а дисперсия распределения рассматривается как *дисперсия различения* (s_{ψ_i}).

4. Предъявление пары стимулов — i и j (неважно — одновременно или последовательно) вызывает два процесса различения — ψ_i и ψ_j . Разность ($\psi_j - \psi_i$) называется *различительной разностью*. При многократном предъявлении пары стимулов соответствующие им величины различительных разностей также образуют нормальное распределение. Поэтому среднее распределение разностей различения ($\bar{\psi}_i - \bar{\psi}_j$) будет равно разности средних распределений самих процессов различения — $\bar{\psi}_j$ и $\bar{\psi}_i$, а дисперсия распределения различительных разностей

$$s(\psi_j - \psi_i) = (\sigma_{\psi_j}^2 + \sigma_{\psi_i}^2 - 2r_{\psi_j\psi_i} \sigma_{\psi_j} \sigma_{\psi_i})^{1/2}, \quad (1)$$

где σ_{ψ_i} и σ_{ψ_j} — дисперсии процессов различения соответственно i -го и j -го стимулов, а $r_{\psi_j\psi_i}$ — корреляция между значениями процессов различения стимулов i и j , возникавших при предъявлении каждой пары.

* В одной из своих работ Л. Терстоун впервые построил строгую метрическую шкалу тяжести преступлений.

** Оставлен авторский термин — «процесс различения», подчеркивая, что имеется в виду процесс отображения в структуре перцептивного образа некоторого стимульного качества.

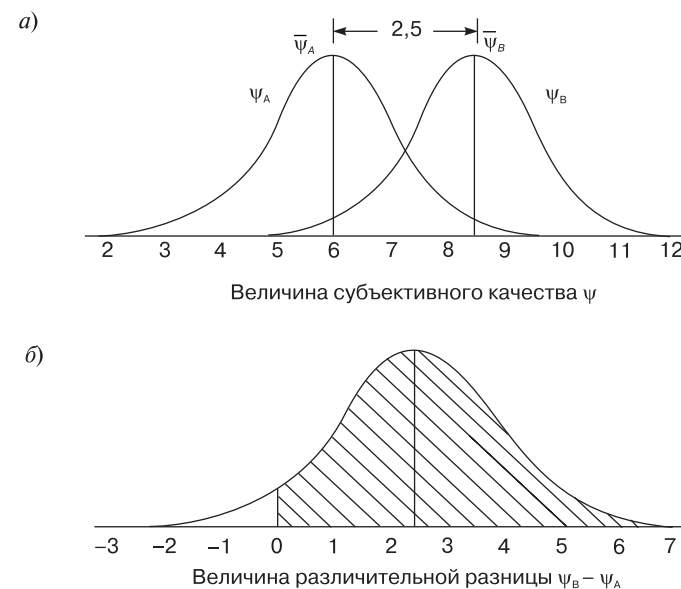


Рис. 5. Распределение процессов различения:

a — распределение процессов различения — ψ_A и ψ_B , вызванных соответственно предъявлением стимулов A и B на психологическом континууме величин заданного в инструкции качества (1, 2, ... 12). $\bar{\psi}_B$ — *среднее* распределения процессов различения стимула B , $\bar{\psi}_A$ — *среднее* распределения процессов различения стимула A ; b — итоговое распределение различительных разностей между двумя процессами различения — ψ_A и ψ_B . «0» на шкале означает критическую величину, выше которой испытуемый выносит суждение о предпочтении стимула B (заштрихованная часть распределения), ниже которой — суждение о предпочтении стимула A (незаштрихованная часть распределения)

Представим изложенные выше допущения модели Терстоуна графически. Пусть в опыте испытуемому многократно предъявляются пары стимулов A и B , и он должен каждый раз сравнить их по заданному в инструкции качеству, сказав, например, какой из них более красивый или вкусный. На рисунке 5а показаны два гипотетических распределения процессов различения стимулов A и B на континууме значений данного качества.

Предполагается, что если различительный процесс для стимула B окажется на психологическом континууме выше, чем для стимула A , т.е. если различительная разность ($\psi_A - \psi_B$) > 0, то последует суждение, что стимул B больше (или предпочтительнее), чем стимул A . И соответственно при (ψ_A и ψ_B) < 0 будет вынесено противоположное сравнительное суждение. Если распределения различительных процессов перекрываются (как на рис. 5а), то суждение, что стимул B меньше, чем стимул A , может быть высказано даже тогда, когда величина $\bar{\psi}_B$ на психологическом континууме была больше, чем величина $\bar{\psi}_A$.

На рис. 5б представлен график распределения плотности вероятности различительных разностей $(\psi_A - \psi_B)$ при большом числе сравнительных суждений. Среднее значение этого распределения равно различию шкальных значений стимулов A и B , т.е. является оценкой субъективного расстояния между этими стимулами. Эту величину можно найти из таблицы областей под единичной (стандартной) нормальной кривой: зная пропорцию суждений «стимул A больше, чем стимул B » в общем числе суждений по данной паре стимулов мы можем выполнить так называемое стандартное z -преобразование, « $P \rightarrow Z$ ».

В единицах дисперсии $\sigma(\psi_A - \psi_B)$ это можно записать так:

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} \sigma(\psi_A - \psi_B), \quad (2)$$

где $z_{A,B}$ обозначает искомое шкальное различие.

Подставляя это выражение в уравнение (1), получим

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} (\sigma_{\psi_A}^2 + \sigma_{\psi_B}^2 - 2r_{\psi_A \psi_B} \sigma_{\psi_A} \sigma_{\psi_B})^{1/2}. \quad (3)$$

Уравнение (3) и выражает в общем виде закон сравнительных оценок Терстоуна. С его помощью можно построить психологическую шкалу интервалов, где единицей измерения является величина стандартного отклонения плотности вероятности нормального распределения различительных разностей.

5.2. Процедура измерения

Эмпирической процедурой для построения на основе закона сравнительных оценок Терстоуна шкалы интервалов является *метод парных сравнений*. Материалом для построения шкалы служат частоты сравнительных суждений типа «стимул j более предпочитаем, чем стимул i ». Основанием для такого рода оценок может быть любое воспринимаемое качество — красота, тяжесть, горькость, тембральная наполненность звука, сложность конфигурации и т.д. Главное, чтобы это была одномерная субъективная характеристика. В ходе опыта испытуемый многократно осуществляет парное сравнение всех стимулов. В каждой пробе регистрируется ответ о предпочитаемом в паре стимуле. На основании этих сравнений для каждой пары определяется частота предпочтения одного стимула другому. Квадратная матрица $n \times n$ этих частот, где n — число стимулов, представляет исходные данные. Обозначим ее буквой F , элементами этой матрицы будут значения частот предпочтения стимула A стимулу $B - f_{A,B}$. Поскольку идентичные пары стимулов в опыте обычно не предъявляются, диагональные элементы этой матрицы будут пустыми.

Дальнейшая обработка данных заключается в переходе от матрицы частот (F) к матрице вероятностей (обозначим ее буквой P). Элемент этой матрицы $p_{A,B}$ есть относительная частота числа предпочтений стимула A стимулу B в общем числе сравнений этих двух стимулов. Диаго-

наль матрицы P также не заполнена, а сумма симметричных элементов относительно этой диагонали равна единице, т.е. $p_{A,B} + p_{B,A} = 1$.

От матрицы вероятностей переходят к матрице различий Z , учитывая в соответствии с законом сравнительных оценок Терстоуна, что величина субъективного различия между двумя стимулами выражается в единицах стандартного отклонения нормального распределения. Значение $z_{A,B}$ для соответствующей эмпирической вероятности можно определить по таблице областей под единичной нормальной кривой. Для всех $p_{A,B} > 0,5$ величина z будет положительна, а для всех $p_{A,B} < 0,5$ — отрицательна. Для $p_{A,B} = 1$ или $p_{A,B} = 0$ соответствующей величины $z_{A,B}$ не существует, что вполне очевидно: в сравнительных суждениях нет разброса, значит, и не существует оценки субъективного различия, которая выражается в единицах разброса этих оценок. Предполагая, что $p_{A,B} = p_{B,A} = 0,5$, диагональные элементы матрицы Z приравняются к нулю. Поскольку $z_{A,B} = -z_{B,A}$, то матрица будет кососимметрична.

Таким образом, определяется матрица Z , элемент которой $z_{A,B}$ в рамках модели Терстоуна является оценкой субъективного различия $(\psi_A - \psi_B)$, измеренной в единицах стандартного отклонения распределения различительных разностей. Каждый независимый элемент матрицы Z — а их, очевидно, будет $n(n-1)/2$ — дает оценку различия для одного из уравнений (3) как теоретической модели закона сравнительных оценок.

Рассмотрим далее, как соотносятся исходные данные с теоретической формой их выражения. Число независимых элементов в матрице F равно $n(n-1)/2$, где n — число стимулов. В соответствии с законом сравнительных оценок, выраженным в формуле (3), для тех же n стимулов мы имеем n неизвестных шкальных значений, n неизвестных дисперсий различительных процессов и $n(n-1)/2$ неизвестных корреляций. Очевидно, что при таком соотношении числа уравнений — $n(n-1)/2$ и числа неизвестных — $2n + n(n-1)/2$ решить данную систему невозможно. Поэтому необходимо ввести условия, упрощающие структуру выражения (3).

5.3. Упрощенные варианты закона

В оригинальной работе Л. Терстоуна рассмотрены пять вариантов применения этого закона. Первый вариант — это та основная форма закона, которая представлена выражением (3). Второй вариант предполагает изменение эмпирической процедуры получения данных с помощью перехода от множества оценок, получаемых от одного испытуемого, к групповым данным, когда много испытуемых делают по одной оценке каждой пары стимулов. Третий, четвертый и пятый варианты вводят *дополнительные допущения*, которые меняют общую форму выражения (3).

Известный американский математический психолог В. Торгерсон (1958) предложил развести пять вариантов закона на два класса. К перво-

му классу относятся изменения в процедуре проведения опыта. Это первый и второй варианты Терстоуна. Кроме того, Торгерсон предложил отнести сюда и смешанный опыт, когда несколько испытуемых сравнивают по несколько пар стимулов и все оценки сводятся в общую матрицу частот. Ко второму классу относятся изменения в форме закона сравнительных оценок. Сюда входят 3–5-й варианты Терстоуна или соответственно условия *A*, *B* и *C* по Торгерсону.

III вариант Терстоуна. Предполагается, что корреляция между различительными процессами $r_{A,B}$ в выражении (3) равна нулю. Это означает, что процессы различения двух стимулов *A* и *B*, предъявляемых в паре, независимы друг от друга или, что то же самое, восприятие одного стимула никак не связано с восприятием другого. В таком случае закон сравнительных оценок принимает более простую форму:

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} (\sigma_{\psi_A}^2 + \sigma_{\psi_B}^2)^{1/2}. \quad (4)$$

Торгерсон предлагает здесь менее жесткое ограничение, с условием (условие *A*), что ковариация в выражении (3) равна постоянной величине *d*. Тогда

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} (\sigma_{\psi_A}^2 + \sigma_{\psi_B}^2 - d)^{1/2}. \quad (5)$$

Практически выражения (4) и (5) идентичны, поскольку ковариация является постоянной только тогда, когда корреляция стремится к нулю.

IV вариант Терстоуна основывается на допущении, что $r_{\psi_A\psi_B} = 0$ и что дисперсии процессов различения мало отличаются друг от друга, т.е. $\sigma_{\psi_A} = \sigma_{\psi_B} + d$, где *d* мало по сравнению с σ_{ψ_B} . Тогда выражение (3) преобразуется в

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} [(\sigma_{\psi_A}^2 + (\sigma_{\psi_B} + d)^2)^{1/2}]. \quad (6)$$

Раскрывая скобки и делая ряд преобразований и упрощений, получаем окончательную форму четвертого варианта закона:

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} c (\sigma_{\psi_A} + \sigma_{\psi_B}), \quad (7)$$

где *c* — постоянный множитель.

Более слабое допущение Торгерсона (условие *B*) о константности корреляции приводит к выражению:

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} [1/2(1 - r_{\psi_A\psi_B})^{1/2} (\sigma_{\psi_A} + \sigma_{\psi_B})]. \quad (8)$$

Выражения (7) и (8) отличаются только постоянными членами, поэтому этот вариант Торгерсона имеет определенные преимущества.

V вариант закона сравнительных оценок Терстоуна нашел наибольшее применение вследствие простоты своей формы. Этот вариант основывается на допущении нулевой корреляции между двумя процессами различения ($r_{\psi_A\psi_B} = 0$) и равенства различительных дисперсий этих процессов ($\sigma_{\psi_A} = \sigma_{\psi_B} = \sigma$). Тогда выражение (4) преобразуется в

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} \sigma. \quad (9)$$

Обозначив константный член уравнения *c*, получим

$$\psi_A - \psi_B = cz_{A,B}. \quad (10)$$

Уравнение (10) совпадает в своей общей форме с различными модификациями данного варианта, которые предлагали впоследствии некоторые авторы. Наиболее интересная модификация предложена *Мостеллером* (1951) и состоит в допущении равенства дисперсий и константной корреляции. В этом случае величина *c* в уравнении (10) будет равна $[2(1 - r)]^{1/2}$, а уравнение приобретает следующий вид:

$$\psi_A - \psi_B = z_{A,B} [2(1 - r_{\psi_A\psi_B})]^{1/2}. \quad (11)$$

Сравнивая упрощенные варианты (4), (7), (10) с исходной формулой (3), легко видеть, что даже наиболее сложный из упрощенных вариантов (4) по крайней мере теоретически уже имеет решение, когда число стимулов *n* равно 5. Остальные варианты еще проще. Но практическая процедура всегда более трудоемка и менее изящна, чем теоретическая модель. Причина этого в основном лежит в природе эмпирических оценок, в их вариативности вследствие влияния множества случайных и неконтролируемых факторов, от которых невозможно оградить испытуемого.

Для устранения случайных ошибок предлагается следующая тактика. Число стимулов надо увеличить так, чтобы система уравнений была значительно переопределена. Например, для варианта III брать не 5 стимулов, а 10–15. Для окончательного решения следует использовать итеративную вычислительную процедуру, которая учитывает тот факт, что случайные ошибки имеют тенденцию взаимоуравновешиваться.

Такие процедуры были разработаны разными авторами, и в данной работе будет описан алгоритм *Ф. Мостеллера* (1951) и *А. Хорста* (1941), разработанный для решения V варианта закона и модифицированный известным американским математическим психологом *Уорреном Торгерсоном* (1958). Этот алгоритм использует решение методом наименьших квадратов. Он позволяет получить более точные оценки шкальных значений из матрицы в том случае, если она не имеет пустых элементов.

5.4. Процедура решения V варианта закона сравнительных оценок для полной матрицы

В V варианте закона, записанном в общем виде (9), единицы измерения шкальных значений всегда можно подобрать так, чтобы константа *c* была равна 1 (таким образом, мы ввели на шкале единицу измерения!). Тогда

$$S_A - S_B = z_{A,B}, \quad (12)$$

где S_A и S_B означают шкальные значения соответственно стимулов *A* и *B*, а $z_{A,B}$ представляет собой теоретическую пропорцию случаев, когда стимул *A* был предпочтен стимулу *B*, выраженную в единицах стандартного отклонения нормального распределения процесса различения этих стимулов.

Поскольку эмпирические данные содержат в себе ошибку измерения, то в реальности мы всегда имеем лишь некоторую статистическую оценку $z'_{A,B}$ истинного значения $z_{A,B}$, и нам нужно, используя $z'_{A,B}$, рассчитать S'_A и S'_B как оценки истинных шкальных значений S_A и S_B . В случае отсутствия ошибок измерения в оценках искомое различие z_{AB} будет равно полученному в опыте z_{AB} . Но в результате ошибок между z_{AB} и z'_{AB} будет некоторое расхождение α . Задача заключается в получении такого множества оценок шкальных значений стимулов, для которого сумма квадратов всех расхождений α является минимальной.

Не утомляя читателя строгими вычислениями по решению поставленной задачи, которые можно найти в книге У. Торгерсона [1958, с. 170–172], укажем лишь на итог этих в принципе не очень сложных вычислений:

$$S_A = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{AB}, \quad (13)$$

где $i = 1, 2, \dots, n$, а n — число сравнивавшихся в опыте стимулов.

Таким образом, как подчеркивает У. Торгерсон, для минимизации ошибки измерения шкального значения стимула A необходимо просто взять *среднее арифметическое* по столбцу A матрицы Z , и мы получим оптимальную оценку шкальной величины каждого стимула.

Рассмотрим практический пример решения V варианта закона сравнительных оценок методом наименьших квадратов на примере вымышленного опыта. Десяти испытуемым в случайном порядке предъявлялись шесть фотографий зарубежных политических деятелей (стимулы — 1 ... 6), их просили в каждой паре выбрать наиболее предпочтительного. Каждая пара предъявлялась по 5 раз. Ответы всех испытуемых объединялись, таким образом, было получено по 50 сравнительных оценок каждой пары политиков. В итоге была получена матрица частот F (табл. 2).

Таблица 2

Матрица частот F

Стимул (политик)	1	2	3	4	5	6
1	25	29	35	42	46	49
2	21	25	26	33	42	45
3	15	24	25	26	32	43
4	8	17	24	25	28	34
5	4	8	18	22	25	28
6	1	5	7	16	22	25

Примечание: элементом матрицы f_{ij} является эмпирически найденная частота, с которой в паре i, j стимул i оценивался более красивым, чем стимул j .

Полученная матрица частот F преобразуется в матрицу вероятностей P делением частоты f_{ij} на число предъявлений ($N = 50$) (табл. 3).

Таблица 3

Матрица вероятностей P

Стимул (политик)	1	2	3	4	5	6
1	0,50	0,58	0,70	0,84	0,92	0,98
2	0,42	0,50	0,52	0,66	0,84	0,90
3	0,30	0,48	0,50	0,52	0,64	0,86
4	0,16	0,34	0,48	0,50	0,56	0,68
5	0,08	0,16	0,36	0,44	0,50	0,56
6	0,02	0,01	0,14	0,32	0,44	0,50
Σp_{ij}	1,48	2,07	2,7	3,28	3,9	4,48

Примечание: элементом матрицы p_{ij} является вероятность (относительная частота), с которой в паре i, j стимул i оценивался более красивым, чем стимул j .

Очевидно, что расчет вероятностей суммы по столбцу (см. показатель $\Sigma p_{i,j}$ в последней строке табл. 3) дает хорошую оценку предпочтения испытуемыми каждого стимула на шкале порядка. Так, политик 6 чаще всего оценивался как более предпочитаемый по сравнению с другими политиками и поэтому получил максимальную сумму — 4,48. А политик 1 оказался наименее предпочитаемым, получив шкальную оценку 1,48. Подчеркнем, что полученные таким образом шкальные оценки не являются метрическими, поскольку нами еще не была введена единица измерения — это лишь численные значения шкалы порядка. Поэтому ставить вопрос о том, *на сколько* один политик более или менее предпочитаем по сравнению с другими, некорректно, можно говорить лишь о том, что политик 1 испытуемыми менее предпочитаем, чем политик 2, а политик 5 предпочитается больше, чем политик 4.

Далее каждое значение вероятности p_{ij} из матрицы P переводится с помощью таблицы в единицы стандартного отклонения нормальной кривой — $z_{i,j}$, по которым и вычисляются шкальные значения S_i каждого стимула (табл. 4). Фактически среднее арифметическое z -оценок по

столбцу (см. последнюю строку — $S_i = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n z_{i,j}$) является оценкой положения каждого стимула на шкале интервалов. В соответствии с логикой Л. Терстоуна единицей измерения на этой шкале будет среднеквадратичное отклонение табличного нормального распределения σ как показатель разброса оценок испытуемых.

Таблица 4

Матрица z-оценок

Стимул (политик)	1	2	3	4	5	6
1	0	0,20	0,52	0,99	1,41	2,05
2	-0,20	0	0,05	0,41	0,99	1,28
3	-0,52	-0,05	0	0,05	0,36	1,08
4	-0,99	-0,41	-0,05	0	0,15	0,47
5	-1,41	-0,99	-0,36	-1,08	0	0,15
6	-2,05	-1,28	-0,15	-0,47	-0,15	0
Σz_{ij}	-5,17	-2,53	0,01	-0,1	2,76	5,03
$S_i = \frac{1}{n} \sum_{j=1}^n z_{i,j}$	-0,86	-0,42	0,00	0,012	0,46	0,84

Примечание: элементом матрицы z_{ij} является результат преобразования вероятности p_{ij} в единицы стандартного отклонения табличного нормального распределения.

Рассмотренная процедура дает возможность для каждого стимула S_i получить его значение на *шкале интервалов* и в соответствии со свойствами этой шкалы оценивать субъективные расстояния между стимулами-политиками, отвечая на вопрос «насколько больше» или «на сколько меньше». Так, расстояние между политиками 5 и 6 равно $0,38\sigma$, а отличие между политиками 3 и 4 оказалось очень небольшим — всего $0,012\sigma$, т.е. они фактически оказались одинаково предпочитаемыми. Или, что то же самое, можно сказать, что в ходе сравнительного оценивания в целом испытуемые плохо различали их между собой.

5.5. Процедура решения V варианта закона сравнительных суждений для неполной матрицы исходных данных

Эмпирические данные, которые собираются в реальном исследовании, часто отличаются от той модельной матрицы данных, которая анализировалась выше. Наиболее характерный *артефакт* (или дефект) процедуры парного сравнения — стопроцентное предпочтение одного стимула другому, что приводит к появлению в матрице вероятностей нулей и единиц. С одной стороны, это связано с естественным ограничением в опыте числа сравниваемых стимулов и числа пар их предъявлений. С другой стороны, естественно предположить, что у некоторых испытуемых имеются весьма жесткие предпочтения, и при предъявлении некоторой пары стимулов в ответах не будет никакого разброса. Поэтому в матрице частот вероятностей появятся нули и единицы как показатели 100%-ого предпочтения. Однако вероятности сравнительных оценок, равные нулю

или единице, в модели Терстоуна *не несут никакой метрической информации* о субъективном различии стимулов. Тот очевидный факт, что разброс сравнительных оценок испытуемых отсутствует, не позволяет нам использовать среднеквадратичное отклонение в качестве единицы измерения. По этой причине такие эмпирические данные не могут использоваться для расчета шкальных значений этих стимулов.

Для подобных данных, когда мы получаем матрицы вероятностей с нулями и единицами (т.е. неполные матрицы с пустыми или вырожденными элементами), предложены другие методы обработки данных. Ниже мы покажем один из простых и самых распространенных алгоритмов вычисления шкальных значений, который приведен в известной книге У. Торгерсона «Теория и методы шкалирования» (1958). Идея этого алгоритма состоит в следующем. Информация о недостающих элементах матрицы z-оценок может компенсироваться избыточностью информации, содержащейся в имеющихся элементах матрицы, и наличием внутренней связи между столбцами этой матрицы.

Обработка данных для неполной матрицы z-оценок начинается с ее перестройки таким образом, чтобы столбцы этой матрицы были упорядочены по величине суммы элементов матрицы по столбцу. Порядок столбцов в этой преобразованной матрице Z' определяется суммой по столбцу матрицы P . Для такой преобразованной матрицы Z' , столбцы которой упорядочены по величине, нужно вычислить разницу между элементами соседних столбцов, начиная с левого столбца, имеющего минимальную сумму. Получив таким образом матрицу разностей z-оценок для элементов соседних столбцов — матрицу $d_{i,j}$, мы можем вычислить искомые шкальные значения стимулов. Для этого мы шкальное значение какого-либо стимула (например, S_1) сделаем нулевой точкой на шкале (это вполне допустимо, поскольку на шкале интервалов нулевая точка выбирается условно). Шкальные значения всех остальных стимулов могут быть получены в ходе простого сложения шкального значения предшествующего стимула (начиная с того, который мы приняли за ноль) и расстояния между данным стимулом и предшествующим:

$$\begin{aligned} S_1 &= 0, \\ S_2 &= d_{1,2}, \\ S_3 &= S_2 + d_{2,3}, \\ S_n &= S_{n-1} + d_{n-1,n}. \end{aligned} \quad (14)$$

Покажем на числовом примере, взятом из указанной выше работы У. Торгерсона [с. 173–176], как обрабатывать данные и находить шкальные значения для неполной матрицы частот. В ходе эмпирического исследования с помощью метода парных сравнений получена матрица частот, а на ее основе построена матрица вероятностей предпочтения i -го стимула j -му с шестью вырожденными (пустыми) элементами, равными 0 или 1 (табл. 5).

Таблица 5

Стимул (политик)	1	2	3	4	5
1	0,50	1,00	0,93	1,00	0,98
2	0,00	0,50	0,00	0,16	0,03
3	0,07	1,00	0,50	0,94	0,69
4	0,00	0,84	0,06	0,50	0,16
5	0,02	0,97	0,31	0,84	0,50
Σp_{ij}	0,59	4,31	1,8	3,44	2,36

Примечания: элементом матрицы p_{ij} является вероятность, с которой стимул i в паре j, i оценивался более предпочтительным, чем стимул j . Затемнением отмечены ячейки с вырожденными элементами.

Преобразуем вероятности p_{ij} в единицы стандартного отклонения нормального распределения — z_{ij} (табл. 6).

Таблица 6

Стимул (политик)	1	2	3	4	5
1	0	*	1,48	*	2,05
2	*	0	*	-0,99	-1,88
3	-1,48	*	0	1,55	0,5
4	*	0,99	-1,55	0	-0,99
5	-2,05	1,88	-0,5	0,99	0
Σz_{ij}	-3,53	2,87	-0,57	1,55	-0,32

Примечание: элементом матрицы z_{ij} является вероятность $p_{j,i}$, преобразованная в единицы стандартного отклонения. Звездочкой отмечены ячейки с вырожденными элементами, для которых невозможно сделать z -преобразование.

Переставим столбцы в матрице z в таком порядке, чтобы первый столбец имел наименьшую сумму элементов, а последний — наибольшую (табл. 7).

Таблица 7

Стимул (политик)	1	3	5	4	2
1	0	1,48	2,05	*	*
2	*	*	-1,88	-0,99	0
3	-1,48	0	0,5	1,55	*

Окончание табл. 7

Стимул (политик)	1	3	5	4	2
4	*	-1,55	-0,99	0	0,99
5	-2,05	-0,5	0	0,99	1,88
$\Sigma z'_{ij}$	-3,53	-0,57	-0,32	1,55	2,87

Примечание: элементом матрицы z'_{ij} является вероятность $p_{j,i}$, преобразованная в единицы стандартного отклонения. Столбцы упорядочены по возрастанию. Звездочкой отмечены ячейки с вырожденными элементами.

Из матрицы z' можно получить матрицу различий между соседними парами столбцов, вычитая их поэлементно один из другого (табл. 8). В каждой j -й строке элемент этой матрицы будет равен $(z_{j,i+1} - z_{j,i})$.

Таблица 8

Матрица разностей между столбцами

Стимул (d_{ij})	$d_{3,1}$	$d_{5,3}$	$d_{4,5}$	$d_{2,4}$
1	1,48	0,57	*	*
2	*	*	0,89	0,99
3	1,48	0,50	1,05	*
4	*	0,56	0,99	0,99
5	1,55	0,50	0,99	0,89
Σz_{ij}	4,51	2,13	3,92	2,87
Число элементов в столбце	3	4	4	3
$\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n d_{i,j}$	1,50	0,53	0,98	0,96

Примечание: элементом матрицы d_{ij} является разница z -значений соседних столбцов. Звездочкой отмечены ячейки с вырожденными элементами.

Пользуясь выражением (14), вычисляем из полученных различий шкальные значения стимулов, приняв $S_1 = 0$:

$$\begin{aligned} S_1 &= 0,0, \\ S_3 &= 0 + 1,5 = 1,5, \\ S_5 &= 1,5 + 0,53 = 2,03, \\ S_4 &= 2,03 + 0,98 = 3,01, \\ S_2 &= 3,01 + 0,96 = 3,97. \end{aligned}$$

Как отмечает У. Торгерсон, рассмотренная выше процедура вычисления шкальных значений основывается на том, что недостающие элементы матрицы компенсируются наличием внутренней связи между элементами столбца, что позволяет рассматривать разность между столб-

цами матрицы как результат алгебраической интерполяции отсутствующих элементов в столбце.

Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Метод парных сравнений»

Задание. ПОСТРОЕНИЕ ШКАЛЫ ПРИВЛЕКАТЕЛЬНОСТИ ФОТОГРАФИЙ НЕЗНАКОМЫХ ЛЮДЕЙ МЕТОДОМ ПАРНЫХ СРАВНЕНИЙ

Цель задания. Освоить метод парных сравнений для построения шкалы интервалов. Сравнить построенную шкалу со шкалой порядка, полученной методом балльной оценки.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на *IBM*-совместимом персональном компьютере. Для подготовки и выполнения учебного задания используется компьютерная программа *trc.exe*, подготовленная авторами с помощью специальной компьютерной программы *ScaleMake*, позволяющей конструировать методики, использующие процедуры шкалирования [Кремлев, Гусев, 1993–2010]*. С помощью этой программы-конструктора преподаватели и студенты могут самостоятельно разработать собственный вариант учебного задания, используя разнообразные текстовые или графические стимулы.

Стимуляция. На экране монитора попарно предъявляются 10 фотографий мужчин из списка самых богатых жителей Англии. При самостоятельной разработке учебного задания с помощью программы-конструктора *ScaleMaker* графические стимулы предварительно готовятся в любом графическом редакторе и записываются в виде отдельных файлов (например, типа *.bmp или *.jpg) в субдиректорию *Stimul* директории *ScaleMake*.

Подготовка учебного задания. Для самостоятельного создания данного учебного задания в программе *ScaleMake* следует выполнить следующие несложные действия, которые займут не более 15–20 минут. Рассмотрим эти действия, чтобы заодно описать все процедурные особенности опыта.

1. В основном меню выбрать пункт «**Планы**», а в нем — опцию «**Новый**».
2. В окне «**Название экспериментального плана**» дать название нашему учебному заданию, например: *Предпочтения фотографий*, и имя файлу для сохранения созданного задания, например: *фото_10*.
3. В окне «**Дополнительная информация**» можно указать, для какого учебного курса сделано данное задание, например: *Психологические измерения, практикум, 2 курс*.
4. В окне «**Стимулы**» нужно последовательно через специальный разделитель # ввести имена графических файлов, соответствующих подготовленным заранее стимулам, например:

фото 1.bmp
#

* Файл исполняемого учебного задания и инструкцию по его использованию можно взять на сайте издательства. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.aspectpress.ru или на сайте ООО «УМК «Психология». [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://psychosoft.ru>.

фото 2.bmp

фото 3.bmp

и т.д.

5. Поскольку в данном задании испытуемый должен осуществлять выбор более предпочтительного стимула из пары, то в окне «**Тип вопроса**» нужно выбрать соответствующий — «**Предпочтение**».

6. Чтобы пары стимулов предъявлялись на экране одновременно, а не поочередно (что также возможно), следует в окне «**Показ пары**» сделать отметку «**Одновременно**».

7. Поскольку мы создали только одну группу стимулов (десять разных фотографий), в окне «**Вид сравнения**» нужно сделать отметку «**Одна группа**».

8. Чтобы указать, как фотографии будут располагаться во время их предъявления на площади экрана монитора, в окне «**Расположение стимулов**» сделаем отметку «**По горизонтали**».

9. В заключение зададим временные параметры опыта:

длительность стимула — 2 с;

межпробный интервал — 1 с;

время на ответ — 0 с, в этом случае следующий стимул будет предъявляться сразу же, как только испытуемый даст ответ;

число сессий определяет количество повторных предъявлений каждой пары. Установим это количество равным 4. Таким образом, всего в опыте будет предъявлено $4 \times 45 = 180$ пар стимулов. Число 45 характеризует количество различных комбинаций пар из 10 стимулов, исключая сравнение одинаковых: $(10 \times 10 - 10)/2 = 45$.

10. Зададим случайный порядок предъявления пар стимулов, для этого в окне «**Предъявлять в фиксированном порядке**» не будем делать соответствующей отметки.

11. Для окончания подготовки задания осталось написать инструкцию для испытуемого. Для этого нужно нажать на кнопку «**Инструкция**» и ввести текст.

12. После выполнения всех указанных выше действий необходимо сохранить созданное учебное задание, нажав на кнопку «**Сохранить**».

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии около 1 м от экрана монитора.

Фотографии мужчин предъявляются парами одновременно на правой и левой половинах экрана. Задача испытуемого заключается в том, чтобы оценить, какой человек из двух ему понравился больше. Для ответа используются две клавиши управления движением курсора: «←» (левый нравится больше) и «→» (правый нравится больше). Для ответа может также использоваться «мышь», в этом случае свой выбор испытуемый подтверждает щелчком левой кнопки на предпочитаемой фотографии. Как только испытуемый дает ответ, на экране появляется следующая пара стимулов. Всего предъявляются 180 пар, т.е. все фотографии встречаются друг с другом по четыре раза.

Обработка результатов. После опыта студенту выдается компьютерная распечатка или файл, в которых представлена матрица ответов (10×10); элементом этой матрицы являются частоты ответов испытуемого, которые были получены в опыте при сравнении каждого стимула с каждым. В верхней части матрицы представлены оценки предпочтения двух фотографий, когда фотография

i (расположены по вертикали) предъявлялась в паре с фотографией j (расположены по горизонтали) первой, в нижней части матрицы — наоборот, когда фотография i была в паре с фотографией j второй. Цифры 1 и 2 обозначают зарегистрированные в опыте ответы испытуемого о предпочтении соответственно 1-й или 2-й фотографии в паре. При необходимости можно сделать копию файла с данными: его имя соответствует фамилии испытуемого, введенной им перед началом опыта, а расширение — *trc*.

Обработка результатов заключается в построении групповой шкалы интервалов. Для получения групповых данных каждый студент должен ввести в таблицу свои данные и данные еще четырех-пяти испытуемых. Причем в академической группе студентов (как правило, 10–15 человек) не должно быть повторяющихся результатов. Таким образом, получается групповая матрица частот, каждая ячейка которой представляет собой общее количество предпочтений каждой фотографии при сравнении ее с другими, полученное по группе испытуемых. Поскольку одинаковые фотографии друг с другом в опыте не предъявлялись и не сравнивались, то в диагональных элементах матрицы следует поставить число, соответствующее 50% всех ответов, как если бы испытуемый при предъявлении двух одинаковых фотографий одинаковое число раз предпочитал каждую; например, если в групповую матрицу включены данные пяти испытуемых, но каждому из десяти ее диагональных элементов должно соответствовать число 10 (т.е. $4 \times 5 = 20$ предъявлений, деленное пополам).

Далее следует построить матрицу частот и матрицу z -оценок. В зависимости от того, есть ли в матрице z -оценок вырожденные элементы, для нахождения шкальных значений используется один из двух подходящих алгоритмов, основанных на V варианте закона сравнительных суждений Л. Терстоуна.

Обсуждение результатов. При обсуждении полученных результатов каждый испытуемый должен сравнить расположение стимулов-фотографий по шкале порядка, полученной методом балльных оценок, и шкале интервалов и сделать заключение о преимуществах и недостатках каждого метода. Стоит подумать о метрических преимуществах шкалы интервалов и об отражении в шкальных значениях более тонких особенностей сходства или различия между стимулами. Для строгой статистической оценки сходства шкалы порядка и шкалы интервалов следует вычислить коэффициент ранговой корреляции между шкальными значениями, полученными в опытах с использованием метода числовой балльной оценки и метода парных сравнений. Следует также сопоставить исходные положения модели и ограничения, соответствующие V варианту закона сравнительных суждений Л. Терстоуна, с полученными в эксперименте результатами и сделать выводы о преимуществах и недостатках метода парных сравнений.

Кроме того, целесообразно сравнить несколько групповых шкал, построенных по данным разных групп испытуемых.

Литература

- Линк С. Волновая теория различия и сходства. Днепропетровск: Изд-во ДГУ, 1995.
- Терстоун Л. Л. Психофизический анализ // Проблемы и методы психофизики / Под ред. А. Г. Асмолова, М. Б. Михалевской. М., 1974.
- Gescheider G. A. Psychophysics: The Fundamentals. 3rd ed. Lawrence Erlbaum Associated, Publishers, Mahwah. New Jersey, 1997.
- Torgerson W. S. Theory and Method of scaling. N.Y.: John Wiley and Sons, 1958.

Часть III

МЕТОДЫ МНОГОМЕРНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ

Введение

Факторный анализ (ФА) принадлежит к числу таких методов, которые, будучи разработанными в рамках запросов одной науки, впоследствии приобрели более широкое междисциплинарное значение. Заслужив психологии можно считать разработку именно такого метода. Исторически возникший в лоне психометрики, ФА в настоящее время приобрел статус общенаучного метода и широко распространен не только в психологии, но и в нейрофизиологии, социологии, политологии, экономике и статистике. Поэтому не стоит удивляться, если на вопрос к математику, что такое ФА, вы получите ответ, что это метод понижения размерности корреляционной матрицы, а экономист добавит, что ФА используется им как средство визуализации многопараметрического объекта экономического анализа.

ФА как общенаучный метод, получивший к настоящему времени солидное математико-статистическое обоснование, имеет непростую историю, начиная с полного отказа математиков признать ценность используемого психологами в известной степени не строгого и зависящего от мастерства исследователя алгоритма до обязательного включения различных вариантов ФА в любую сколько-нибудь известную компьютерную статистическую систему. Основные идеи ФА (впрочем, как и других методов многомерного анализа данных) были заложены в трудах известного английского психолога и антрополога *Ф. Гальтона* (1822–1911), основателя *евгеники*, внесшего также большой вклад в исследование индивидуальных различий. В разработку ФА внесли вклад многие ученые, и только на русском языке опубликовано более 10 монографий, посвященных непосредственно ФА, однако психологи должны быть особенно признательны трем своим коллегам, с именами которых связаны разработка и внедрение ФА в психологию, — это *Ч. Спирмен* (1904, 1927, 1946), *Л. Терстоун* (1935, 1947, 1951) и *Р. Кеттел* (1946, 1947, 1951). Кроме того, нельзя не упомянуть еще трех ученых — английского математика и философа *К. Пирсона*, в значительной степени развившего идеи *Ф. Гальтона*, американского математика *Г. Хоттеллинга*, разработавшего современный вариант *метода главных компонент*, и известного английского психолога *Г. Айзенка*, широко использовавшего ФА для разработки психологической теории личности.

Необходимо отметить, что в силу профессиональных установок авторов в литературе на русском языке [*Иберла*, 1980; *Харман*, 1972] ФА

чаще всего излагается как один из методов математической статистики, а ориентированное на психологов изложение — скорее исключение, чем правило [*Окунь*, 1972; *Митина, Михайловская*, 2001]. В данной главе ФА будет излагаться как один из методов психологического шкалирования и многомерного анализа данных. Кроме того, в отличие от других авторов, в силу ряда причин описывавших преимущественно *центридный метод* ФА, мы уделим особое внимание более современным и компьютеризованным процедурам применения ФА. По возможности мы будем исключать экскурсы в математические основы той или иной процедуры, а сосредоточимся на описании основных этапов работы с эмпирическими данными и их трансформацией в ходе ФА. В силу специфики курса «Психологические измерения» в Общем психологическом практикуме изложение материала будет сопровождаться иллюстрациями использования статистической системы *SPSS*.

6.1. Область применения факторного анализа

Необходимость применения ФА в психологии как одного из методов многомерного количественного описания (измерения, анализа) наблюдаемых переменных в первую очередь следует из многомерности объектов, изучаемых нашей наукой. Сразу же определим, что под многомерным представлением объекта мы будем понимать результат его оценивания по нескольким различным и существенным для его описания характеристикам-измерениям, т.е. присвоение ему сразу нескольких числовых значений. Из этого вполне естественно следуют два очень важных вопроса: насколько существенны и различны эти используемые характеристики? Первый вопрос связан с всесторонностью и полнотой описания объекта психологического измерения, а второй (в большей степени) — с выбором некоторого минимально разумного количества этих характеристик. Поясним сказанное выше на примере. Чем отличается хороший, профессионально сделанный психологический опросник от многочисленных «полупродуктов-полушуток», называемых, по меткому выражению Д. А. Леонтьева, «ресторанными тестами», во множестве публикуемых в периодической печати для широкой публики или в книгах непрофессионалов-дилетантов? Прежде всего тем, что в первом случае объект психологического измерения (конструкт) описывается разносторонне и полно, и, кроме того, в нем не содержится лишнего, не относящегося к делу (т.е. «не работающих» на ту или иную шкалу) вопросов. Таким образом, при использовании методов многомерных измерений психологических характеристик наиболее важны две проблемы — описать объект измерения *всесторонне* и в то же время *компактно*. С известной долей обобщения можно сказать, что это одни из основных задач, решаемых ФА.

Понятно, что информативность многомерного описания объекта нашего изучения возрастает с увеличением количества используемых признаков или измерительных шкал. Однако очень трудно выбрать сразу и существенные, и независимые друг от друга характеристики. Этот выбор порой непрост и долог. Как правило, исследователь начинает с заведомо *избыточного* количества признаков и в процессе работы (например, по созданию нового опросника или анализу экспериментальных данных) сталкивается с необходимостью адекватной интерпретации большого объема полученных данных и их компактной визуализации. Анализируя полученные данные, исследователь замечает тот факт, что оценки изучаемого объекта, полученные по некоторым шкалам, сходны между собой, а если оценить это сходство количественно и подсчитать коэффициент корреляции, то он может оказаться достаточно высоким. Другими словами, возникает вопрос о том, что многие характеристики (т.е. переменные, по которым производилось измерение нашего объекта), вероятно, в некоторой степени дублируют друг друга, а вся полученная информация в целом избыточна. Внимательный исследователь, даже незнакомый с основами ФА, сразу же может сообразить, что за связанными друг с другом (коррелирующими) переменными, по видимому, стоит влияние некоторой *скрытой, латентной переменной*, с помощью которой можно объяснить наблюдаемое сходство полученных оценок. Очень часто эту гипотетическую латентную переменную называют *фактором*. Приблизительно такая логика заставила Чарльза Спирмена, психолога Оксфордского университета, в ходе анализа результатов тестирования способностей учеников английских школ предположить существование единого, *генерального фактора интеллектуального развития* человека, влияющего на многочисленные показатели разнообразных интеллектуальных тестов. Таким образом, давно известный метод научного познания — обобщение приводит нас к возможности и необходимости выделения факторов как переменных более общего, более высокого порядка. Очень часто обобщение позволяет по-новому взглянуть на полученные данные, заметить те связи между исходными характеристиками (переменными), которые ранее были неочевидны, а после этого выйти на более высокий уровень понимания сущности измеряемого объекта.

Такого рода обобщение (т.е. сокращение размерности полученных данных) дает возможность использовать очень мощное средство научного анализа — *графическое представление* полученных данных. Понятно, что сокращение размерности результатов многомерного измерения какого-либо объекта до двух-трех позволит исследователю в очень наглядной и компактной форме представить весь объем полученных данных, выйдя за рамки логического анализа массы цифр, собранных в огромную таблицу. Имея в виду важное значение наглядно-об-

разного мышления, трудно переоценить преимущества пространственного (графического) осмысления анализируемых данных. Таким образом, ФА может рассматриваться и как средство компактной визуализации данных.

Выделение в ходе анализа данных общего (для ряда переменных) фактора позволяет исследователю решать еще одну непростую задачу — оценивать некоторую скрытую от непосредственного наблюдения переменную (фактор) опосредованно, косвенно — через ее проявление (влияние) в изменении ряда других, прямо измеряемых переменных. Подобным образом в психодиагностике личности были обнаружены, экстрагированы и измерены многие личностные конструкты, например, классический конструкт Айзенка *импульсивность*, оцениваемый в тесте ЕРІ по ответам испытуемых на ряд вопросов, с разных сторон отражающих этот конструкт. Более того, ФА позволяет не только измерять прямо не наблюдаемые (скрытые) переменные, но и оценивать определенные качества, которые могут намеренно скрываться и искажаться испытуемым при прямом их тестировании, однако проявляться (т.е. быть измеренными) косвенно через различные связанные с ними качества, оцениваемые прямо.

В ходе научного исследования ФА может выступать в двух ипостасях: как *разведочный* (эксплораторный) и как *проверочный* (конфирматорный) метод анализа данных. В первом случае ФА используется *ex post factum*, т.е. для анализа уже измеренных в эмпирическом исследовании переменных, и фактически помогает исследователю их структурировать; на этом этапе совсем необязательно делать априорные предположения о количестве факторов и их связях с наблюдавшимися переменными. Здесь главное значение ФА — структурировать связи между переменными, помочь сформулировать рабочие гипотезы (пусть иногда и очень умозрительные) о причинах обнаруженных связей. Как правило, такое использование ФА характерно для начальной, ориентировочной стадии работы, когда многое неявное кажется явным, непростое — простым, и наоборот. В отличие от разведочного, конфирматорный ФА используется на более поздних стадиях исследования, когда в рамках какой-либо теории или модели сформулированы четкие гипотезы, связи между переменными и факторами достаточно определены и исследователь их может прямо указать. Тогда конфирматорный ФА выступает как средство проверки соответствия сформулированной гипотезы полученным эмпирическим данным.

Обобщая вышесказанное, выделим основные цели использования ФА:

1. Снижение числа используемых переменных за счет их объяснения меньшим числом факторов. Обобщение полученных данных.

2. Группировка, структурирование и компактная визуализация полученных данных.
3. Опосредованное, косвенное оценивание изучаемых переменных в случае невозможности или неудобства их прямого измерения.
4. Генерирование новых идей на этапе разведочного анализа.
5. Оценка соответствия эмпирических данных используемой теории на этапе ее подтверждения с помощью конфирматорного анализа.

6.2. Исходные принципы и предположения

Основные общенаучные идеи, лежащие в основе ФА, достаточно просты и могут быть, по мнению *П. Благуша* (1989), сформулированы так:

- а) «сущность вещей заключена в их простых и вместе с тем многообразных проявлениях, которые могут быть объяснены с помощью комбинации нескольких основных факторов», т.е. за наблюдаемой вариацией достаточно большого количества переменных стоит ограниченное число факторов;
- б) «общую сущность наблюдаемых вещей мы постигаем, совершая бесконечные приближения к ней, т.е. поиск факторов — это длительный процесс познания посредством перехода к факторам все более высокого порядка».

Первым основным формально-математическим принципом, лежащим в основе классической модели ФА*, является постулат о линейной зависимости между психологическими характеристиками (наблюдаемыми переменными), с помощью которых оценивается какой-либо объект. Количественно степень этой зависимости (связи) может быть оценена с помощью коэффициента корреляции. Второе основное предположение состоит в том, что эти наблюдаемые переменные (предполагается, что их заведомо избыточное количество) могут быть представлены как линейная комбинация некоторых латентных переменных или факторов. Полагается, что ряд этих факторов является *общим* для нескольких переменных, а другие, *характерные* факторы специфическим образом связаны только с одной переменной. Поскольку последние ортогональны друг к другу, то в отличие от общих факторов они не вносят вклада в корреляцию (ковариацию)** между переменными. Таким образом, ма-

* В данном разделе мы излагаем наиболее традиционные принципы, лежащие в основе ФА, и принцип линейной зависимости, конечно, один из главных. Однако следует отметить, что в последние годы разрабатываются модели ФА, основанные на более общем предположении — о нелинейной связи между наблюдаемыми переменными.

** Поскольку ФА работает как с корреляционными, так и с ковариационными матрицами, мы не будем без особой необходимости подчеркивать различия между ними.

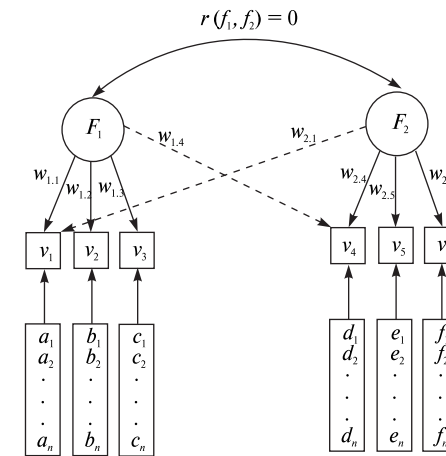


Рис. 1. Гипотетическая модель с двумя общими факторами (F_1 и F_2) и шестью переменными ($v_1 \dots v_6$)

тематическая модель ФА сходна с обычным уравнением множественной регрессии:

$$V_i = A_{i,1}F_1 + A_{i,2}F_2 + \dots + A_{i,k}F_k + U_i, \quad (1)$$

где V_i — значение i -й переменной, которое выражено в виде линейной комбинации k общих факторов; $A_{i,k}$ — регрессионные коэффициенты, показывающие вклад каждого из k факторов в данную переменную; $F_{1..k}$ — факторы, общие для всех переменных; U_i — фактор, характерный только для переменной V_i .

Уравнение (1) выражает весьма простой смысл: каждая переменная может быть представлена в виде суммы вкладов каждого из общих факторов. С другой стороны, аналогичным образом каждый из k факторов выражается в виде линейной комбинации наблюдаемых переменных:

$$F_j = W_{j,1} \times V_1 + W_{j,2} \times V_2 + \dots + W_{j,p} \times V_p, \quad (2)$$

где $W_{j,i}$ — нагрузки j -го фактора на i -ю переменную, или *факторные нагрузки*; p — количество переменных.

На рисунке 1 факторные нагрузки ($w_{1,1} \dots w_{2,6}$) обозначены различными стрелками, показывающими влияние фактора на конкретную переменную. Переменные v_1, v_2 и v_3 преимущественно связаны с фактором F_1 , и только фактор F_2 оказывает небольшую нагрузку на первую переменную; для других трех переменных (v_4, v_5, v_6) общим фактором является F_2 , и лишь на четвертую переменную F_1 оказывает незначительную нагрузку. Эмпирические оценки наблюдаемых переменных $v_1 \dots v_6$ соответственно представлены в столбцах a, b, c, d, e, f . Дугообразная стрелка, соединяющая факторы, и коэффициент корреляции над ней подчеркивают факт *ортогональности* (некоррелированности, линей-

ной независимости) этих факторов, хотя в общем случае (об этом ниже) это предположение критично лишь на этапе выделения первоначальных факторов, а в дальнейшем, на этапе интерпретации факторного решения, при вращении факторной структуры допускается возможность корреляции между факторами. (Это один из многих парадоксов ФА, связанный с *многозначностью* получаемого *факторного решения*, которое не имеет строго однозначного математического обоснования.)

Пользуясь схемой (рис. 1), еще раз обозначим основную задачу ФА: основываясь на эмпирических оценках (a, b, c, d, e, f) исследуемого объекта по каждой из шести переменных-характеристик ($v_1 \dots v_6$), исследователь пытается объяснить взаимосвязь наблюдаемых переменных влиянием двух общих факторов, в которых находят свое отражение эти переменные.

6.3. Основные этапы факторного анализа

В ходе исследования с использованием разведочного ФА можно выделить три различных этапа:

- 1) сбор эмпирических данных и подготовка корреляционной (ковариационной) матрицы;
- 2) выделение первоначальных (ортогональных) факторов;
- 3) вращение факторной структуры и содержательная интерпретация результатов ФА.

Остановимся на них подробнее.

6.3.1. Сбор эмпирических данных

Этот этап в психологическом исследовании разведочного плана всегда опосредован использованием какой-либо измерительной процедуры, в ходе которой испытуемый оценивает измеряемый объект (стимул) по ряду предложенных исследователем характеристик (переменных, признаков, индикаторов). На этом этапе очень важно, чтобы исследователем был предложен достаточно большой набор характеристик, всесторонне описывающих измеряемый объект. Подбор важных и разнообразных характеристик и одновременно исключение лишних и несущественных — это достаточно трудное дело, требующее от исследователя опыта, знания литературы и в известной степени интуиции. Именно продуманный и удачный подбор оцениваемых характеристик определяет в конечном счете успех в выделении существенных и значимых факторов, стоящих за ними, — это основное, о чем нельзя забывать на данном этапе. Иначе говоря, из случайного набора характеристик объекта невозможно выделить такие факторы, которые будут закономерно и содержательно определять его оценку испытуемыми. Понятно, что с первого раза априорно бывает трудно подобрать нужные признаки.

Поэтому еще раз напомним, что разведочное исследование с помощью ФА — это длительный и итеративный процесс, когда результаты предельного анализа позволяют оценить допущенные ошибки и скорректировать процедуру последующего исследования.

Второе существенное замечание возникает в связи с постулатом линейности. В случае, когда связь между психологическими характеристиками оказывается существенно нелинейной, базисная размерность искомого факторного пространства возрастает, и это приводит к ложному решению. Преодоление этой трудности может идти двумя путями. Во-первых, можно использовать *коэффициент криволинейной корреляции* (по Пирсону, например), а во-вторых, следует избегать тех психологических характеристик, которые имеют между собой явно нелинейные связи.

На данном этапе нельзя не коснуться вопроса о необходимом *уровне измерения*, поскольку он в первую очередь связан с использованием конкретного метода измерения. Вычислительные алгоритмы ФА требуют, чтобы измерения наблюдаемых характеристик (переменных) были проведены не ниже, чем по *шкале интервалов*. Это требование, к сожалению, выполняется далеко не всегда, что, впрочем, связано не столько с неосведомленностью исследователя, сколько с ограниченностью выбора измерительного метода и/или его адекватностью конкретной задаче или даже процедуре исследования. Реалии практики использования ФА в психологии таковы, что в подавляющем большинстве работ применяется один из вариантов метода балльной оценки, который, как известно, дает *шкалу порядка*. Налицо явное ограничение в использовании ФА. При решении данной проблемы следует иметь в виду следующее. Во-первых, стоит уделить максимальное внимание проработке процедурных моментов в использовании метода балльной оценки, чтобы выйти за установление только порядковых отношений и максимально «приблизиться» к шкале интервалов. Во-вторых, следует помнить, что математическая процедура ФА оказывается достаточно устойчивой к разного рода измерительным некоррекностям при оценке коэффициентов корреляции между переменными. И, наконец, в самой математической статистике существуют различные подходы к решению данной проблемы [Ким, Мьюллер, 1989], и для более качественной (не строго метрической) трактовки результатов ФА указанное ограничение приобретает не слишком принципиальное значение.

Достаточно важен вопрос о количестве используемых характеристик или, более операционально, о том, сколько характеристик должно приходиться на один гипотетический фактор. Вслед за Терстоуном многие авторы считают, что в разведочном ФА на один фактор должно приходиться *не менее трех* переменных. Для конфирматорного ФА эта про-

порция меньше — как правило, исследователи ограничиваются двумя переменными. Если исследователя интересует оценка надежности получаемых факторных нагрузок, существуют и более строгие оценки количества необходимых переменных [Ким, Мьюллер, 1989].

Формальный итог первого этапа — получение *матрицы смешения* и на ее основе — *корреляционной матрицы*. Матрица смешения — это таблица, куда заносятся результаты измерения наблюдаемых переменных: в столбцах матрицы (по числу переменных) представлены оценки испытуемых (или одного испытуемого) каждой из переменных; строки матрицы — это различные наблюдения каждой переменной. Если задача исследователя — построить факторное пространство для одного испытуемого, то нужно обеспечить множественность таких наблюдений (например, повторить их несколько раз). В том случае, когда строится групповое факторное пространство, достаточно получить по одной оценке от каждого испытуемого. Для последующего расчета по этим данным корреляционной матрицы с достаточно достоверными коэффициентами корреляции следует обеспечить необходимое число наблюдений, т.е. количество строк в матрице смешения. Из соображений статистической достоверности оценки коэффициента корреляции между переменными обычно не следует планировать менее 11–12 наблюдений. Многие авторы советуют расширительно толковать эмпирическое правило Л. Терстоуна и при планировании исследования использовать число наблюдений, вдвое превышающее число переменных.

Корреляционная матрица (матрица попарных корреляций между переменными) рассчитывается, как правило, с использованием коэффициента линейной корреляции Пирсона. Часто возникает вопрос о возможности и правомерности использования других мер сходства (сопряженности) между переменными, основанных на ранговой (порядковой) статистике. Понятно, что данный вопрос возникает всегда, когда исследователь работает с номинальными или порядковыми данными. В строгом смысле ответ будет отрицательным. Однако следует принять во внимание два соображения. Во-первых, показано, что при достаточном числе наблюдений коэффициент линейной корреляции Пирсона достаточно устойчив к использованию при расчетах результатов порядковых измерений. Во-вторых, как было отмечено выше, если перед исследователем стоит задача не столько количественного, сколько качественного анализа данных, то такое эвристическое использование ФА считается вполне оправданным.

Еще один тонкий вопрос, связанный с построением матрицы попарных корреляций, связан с тем, какую матрицу использовать в ФА — корреляционную или ковариационную. Для начала напомним соответствующие формулы.

Коэффициент ковариации между двумя переменными x и y ,

$$Cov = \frac{1}{n} \left[\sum (x_i - X)(y_i - Y) \right], \quad (3)$$

а коэффициент корреляции

$$r_{xy} = Cov/s_x s_y, \quad (4)$$

где n — количество наблюдений; x_i и y_i — значения переменных x и y ; X и Y — средние арифметические значения переменных x и y по ряду наблюдений; s_x и s_y — средние квадратические отклонения переменных x и y по ряду наблюдений.

Таким образом, очевидно, что коэффициент корреляции — это тот же коэффициент ковариации, только нормированный по среднему квадратическому отклонению или, как еще говорят, выраженный в единицах среднего квадратического отклонения переменных. Из этого следуют и «рецепты» по применению в ФА корреляционной или ковариационной матрицы:

- 1) если все переменные выражены в одних и тех же единицах измерения, то нет большого различия, какую из матриц факторизовать;
- 2) если метрики переменных заметно отличаются (единицы измерения значительно неоднородны, и дисперсии переменных заметно отличаются), то целесообразно использовать анализ корреляционной матрицы;
- 3) ковариационные матрицы предпочтительнее, когда необходимо провести сравнение результатов ФА (факторных структур) в двух различных выборках, полученных в одном и том же исследовании, например, когда требуется оценить повторяемость какого-либо интересного результата.

6.3.2. Факторизация матрицы корреляций (ковариаций) или выделение первоначальных (ортогональных) факторов

Это следующий важнейший этап ФА. В настоящее время это полностью компьютеризованная процедура, которую можно найти практически во всех современных статистических программах. Одним из первых, кто предложил формально-математическое решение проблемы возможности факторизации корреляционной матрицы, был Л. Терстоун. В матричной форме его известное уравнение выглядит следующим образом (подробнее см.: Ожунь, 1974, с. 43–49):

$$\|R\| = \|F\| \times \|F'\|, \quad (5)$$

где $\|R\|$ — редуцированная корреляционная матрица; $\|F\|$ — редуцированная матрица факторных нагрузок; $\|F'\|$ — транспонированная матрица факторных нагрузок.

Поясним, что *редуцированная корреляционная матрица* — это матрица попарных корреляций наблюдаемых переменных, где на главной

диагонали лежат не единицы (как в полной матрице корреляций), а значения, соответствующие влиянию только *общих* для этих переменных факторов и называемые *общностями*. Аналогичным образом редуцированная матрица факторных нагрузок, или факторная матрица (формальная цель ФА), представляет собой факторные нагрузки только общих факторов.

Основная проблема, стоящая при решении уравнения (5), заключается в том, что значения общностей в редуцированной корреляционной матрице неизвестны, а для начала вычислений их необходимо иметь. На первый взгляд неразрешимая проблема решается таким образом: до начала вычислений задаются некоторые приблизительные значения общностей (например, максимальный коэффициент корреляции по столбцу), а затем на последующих стадиях вычислений, когда уже имеются предварительные величины вычисленных факторных нагрузок, они уточняются. Таким образом, очевидно, что вычислительные алгоритмы ФА представляют собой последовательность итеративных* вычислений, где результаты каждого последующего шага определяются результатами предыдущих. С известной долей упрощения можно считать, что различные алгоритмы факторизации корреляционной матрицы в основном и отличаются тем, как конкретно решается данная проблема.

Для людей, неискушенных в проблемах математической статистики, но решающих с помощью ФА свою задачу, более важен основной смысл процедуры факторизации, заключающийся в переходах от матрицы смешения к корреляционной матрице и далее к матрице факторных нагрузок и построению факторных диаграмм (рис. 2).

Пользуясь данным рисунком, еще раз подчеркнем важную особенность ФА — это способ понижения размерности, сжатия объема данных. Обратите внимание, что исходная матрица смешения достаточно велика, например, при условии 20 наблюдений каждой переменной она содержит $20 \times 6 = 120$ измерений. Конечный результат анализа — это всего лишь $2 \times 6 = 12$ чисел или построенная по матрице факторных нагрузок компактная факторная диаграмма. Таким образом, при адекватном использовании ФА как метода многомерного измерения мы можем получить 10-кратную компрессию исходной информации и наглядность результатов ее анализа.

Напомним, что главная цель выделения первичных факторов в разведочном ФА состоит в определении *минимального* числа общих факторов, которые удовлетворительно воспроизводят (или *объясняют*) корреляции между наблюдаемыми характеристиками (переменными). Ос-

* *Итерация* — это математический термин, означающий результат применения какой-либо математической операции, получающийся в последовательной серии аналогичных операций.

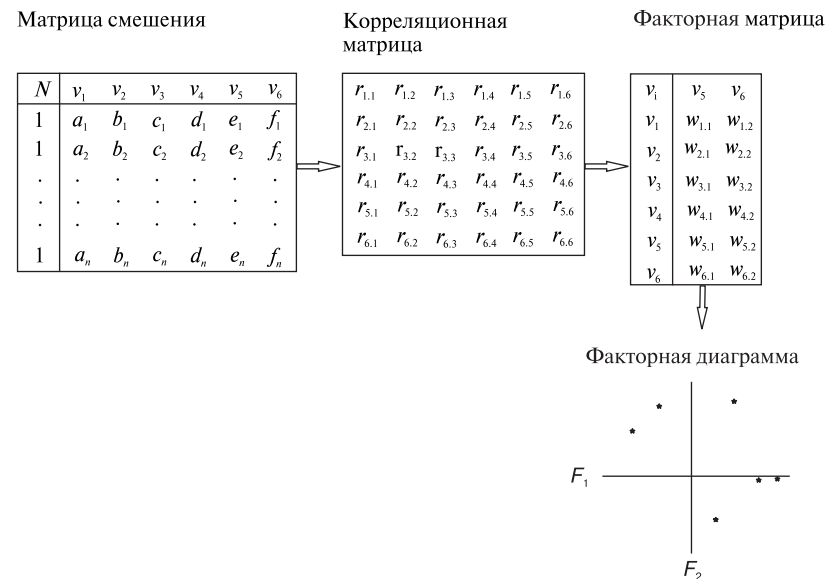


Рис. 2. Основные этапы трансформации данных в ходе факторного анализа

новная стратегия при выделении факторов незначительно отличается в разных методах. Она заключается в оценке гипотезы о минимальном числе общих факторов, которые оптимально воспроизводят имеющиеся корреляции. Если нет каких-либо предположений о числе факторов (в ряде программ оно может быть задано прямо), то начинают с однофакторной модели. Эта гипотеза о достаточности одного фактора оценивается с помощью используемого критерия оптимальности соответствия данной однофакторной модели исходной корреляционной матрице. Если расхождение статистически значимо, то на следующем шаге оценивается модель с двумя факторами, и т.д. Такой процесс *подгонки* модели под данные осуществляется до тех пор, пока с точки зрения используемого критерия соответствия расхождение не станет минимальным и будет оцениваться как случайное. В современных компьютерных статистических программах используются различные методы факторизации корреляционной матрицы, отличающиеся различными критериями для нахождения оптимального решения, — будь то максимизация объясняемой дисперсии или минимизация остаточных корреляций. Например, в статистической системе *SPSS Statistics 17.0* реализовано семь вариантов факторизации. Нам представляется, что хотя для исследователя данная проблема не представляет прямого интереса, тем не менее она важна, поскольку от выбора метода факторизации в опре-

деленной мере зависят результаты расчета факторных нагрузок. В силу специфики нашего изложения основ ФА мы ограничимся лишь перечислением этих методов, снабдив его очень краткими комментариями, и отошлем читателя для более глубокого знакомства к специальной литературе, требующей некоторых познаний в математике [Ким, Мьюллер, 1989; Митина, Михайловская, 2001].

*Метод главных компонент (Principal Components Analysis)** — наиболее старый и часто используемый в различных предметных областях. Он основан на представлении наблюдаемых переменных в виде линейной комбинации компонент, каждая из которых включает в себя влияние общих, характерных (специфических) факторов и дисперсию ошибки измерения. Первый компонент имеет максимальную дисперсию. Последовательно получаемые компоненты объясняют все меньшие доли дисперсии, и все они не коррелированы между собой. Анализ методом главных компонент применяется для получения начального факторного решения, поэтому он лежит в основе других методов факторного анализа.

Строго говоря, метод главных компонент не является вариантом факторного анализа. Разница между этим методом и любым другим видом ФА (см. ниже) в общей объяснительной модели: при анализе данных методом главных компонент предполагается, что переменные (как эмпирические индикаторы изучаемого явления) детерминируют факторы, т.е. фактор рассматривается как линейная комбинация переменных. Во всех вариантах ФА, наоборот, факторы детерминируют переменные. Поэтому и задачи у них несколько различаются. Если задача ФА состоит в том, чтобы с помощью небольшого числа факторов максимально точно воспроизвести исходную корреляционную матрицу переменных, то задача метода главных компонент — максимально полно объяснить вариабельность (дисперсию) переменных.

Метод наименьших квадратов сводится к минимизации остаточной корреляции уже после выделения определенного числа факторов и к оценке качества соответствия вычисленных и наблюдаемых коэффициентов корреляции по критерию минимума суммы квадратов отклонений. Этот метод выделения факторов минимизирует сумму квадратов разностей между наблюдаемой и воспроизведенной корреляционными матрицами без учета диагоналей. Существуют два варианта метода: *метод невзвешенных наименьших квадратов (Unweighted Least-Squares Method)* и *обобщенный метод наименьших квадратов (Generalized Least-Squares Method)*. Последний отличается тем, что те переменные, у кото-

рых общая часть дисперсии значительно превосходит специфическую ее часть, получают большие весовые коэффициенты по сравнению с теми переменными, у которых специфическая дисперсия преобладает над общей. Таким образом, уменьшается значимость тех переменных, которые слабо связаны с остальными.

Метод максимального правдоподобия (Maximum-Likelihood Method). Специфика данного метода состоит в том, что в случае большой выборки (большого количества наблюдений каждой переменной) он позволяет получить статистический критерий значимости полученного факторного решения. При расчетах в качестве оценок параметров выбираются те, для которых наблюдаемая корреляционная матрица наиболее правдоподобна, при условии, что выборка взята из многомерного нормального распределения. Особенностью данного метода является и то, что исходные величины коэффициентов корреляции взвешиваются значениями, обратными к величине характерной части дисперсии переменных.

Факторизация главных осей (Principal Axis Factoring). В этом методе выделения факторов из исходной корреляционной матрицы в качестве начальных оценок общностей используются квадраты коэффициентов множественных корреляций. Эти факторные нагрузки используют для оценки новых общностей, замещающих старые оценки общностей на диагонали корреляционной матрицы. Итерации будут продолжаться до тех пор, пока изменения общностей от одной итерации к другой не удовлетворят критерию сходимости.

Альфа-факторизация (Alpha). Метод был разработан специально для анализа психологических данных, и поэтому его выводы носят в основном психометрический, а не статистический характер. В альфа-факторном анализе минимальное количество общих факторов оценивается по величинам *собственных значений* факторов и *коэффициентов обобщенности α* , которые должны быть больше соответственно 1 и 0. Коэффициент обобщенности фактически представляет собой результат оценки надежности переменной. В этом методе анализируемые переменные рассматриваются как выборка из пространства всех возможных переменных.

Анализ образов (Image Factoring). Этот метод выделения факторов разработан известным математиком Гуттманом и основан на теории образов. В отличие от классического ФА в анализе образов предполагается, что общность каждой переменной определяется не как функция гипотетических факторов, а как линейная регрессия всех остальных переменных. Иначе говоря, общая часть дисперсии каждой переменной есть отражение (образ) ее взаимосвязей со всеми другими переменными. По аналогии с этим антиобраз — это характерная, специфическая часть дисперсии, независимая от других переменных. И образ, и антиобраз вычисляются отдельно.

* В тексте даны русские названия методов факторизации и их английские аналоги в соответствии с теми терминами, которые использованы в статистической системе SPSS и руководстве по ее использованию. В литературе эти термины могут незначительно различаться.

Чаще всего психологи используют методы главных компонент и факторизации главных осей (или метод главных факторов). Обратим внимание на принципиальное различие этих методов. В методе факторизации главных осей, собственно, и представляющем факторный анализ в узком смысле этого слова, анализируется *только общая часть дисперсии*, отражающая влияние факторов, общих для нескольких переменных. В расчеты не включаются дисперсия ошибки измерения и дисперсия, специфичная только для какой-то одной переменной. Этот подход основан на основной идее факторного анализа — выделении вклада только общих факторов. Из чего следует, что дисперсия ошибки измерения и специфическая дисперсия не имеют большого значения для интерпретации данных, а лишь «размывают» общую структуру изучаемого явления. На главной диагонали анализируемой корреляционной матрицы, таким образом, стоят числа, отражающие только общую часть дисперсии. Факторное решение определяется на основе переменных, имеющих высокие общности, а линейная комбинация выделенных факторов — это не более чем некая оптимальная аппроксимация корреляционной матрицы.

Метод главных компонент (как более общий метод) анализирует *все* компоненты дисперсии — общую, специфическую, случайную. На главной диагонали, таким образом, расположены единицы. Поскольку все три составляющие дисперсии отображаются в выделенных компонентах, то линейная комбинация всех компонент точно воспроизводит исходную корреляционную матрицу. Основная цель метода главных компонент — выделить такое минимальное количество главных компонент, чтобы они объясняли максимум дисперсии анализируемых данных. Главные компоненты упорядочены: первая (самая весома) объясняет максимальную часть всей дисперсии, последняя — минимальную.

При выборе между методом главных компонент и факторным анализом исследователь должен исходить из того, какая из описанных выше двух моделей наилучшим образом подходит к имеющимся данным и соответствует его исследовательской идее. Если можно пренебречь ошибками измерений и спецификой проведенного эмпирического исследования, то больше подходит собственно факторный анализ. Если необходимо проанализировать имеющиеся данные как таковые во всей их полноте, не фиксируя внимание исключительно на общих факторах, а выделить факторы, объясняющие максимально возможную дисперсию данных, то следует предпочесть метод главных компонент.

Выбирая один из вариантов факторизации, целесообразно посмотреть на *оценки общностей*, рассчитываемых компьютерной программой при реализации определенной процедуры ФА: если общности, соответствующие большинству переменных, имеют низкие значения (значи-

тельно отличаются от 1), то, по всей видимости, не следует ограничиваться лишь анализом общих факторов.

В таблице 1 представлены сравнительные результаты факторизации корреляционной матрицы, полученной в исследовании наших коллег — В. Ф. Петренко и О. В. Митиной*, с использованием четырех различных методов. Видно, что полученные результаты могут различаться, даже если не обращать внимания на знаки факторных нагрузок (об этом чуть ниже).

Таблица 1

Факторные нагрузки, полученные при использовании различных методов факторизации для получения двухфакторного решения (Φ_1 и Φ_2)

Анализируемая переменная	Факторизация главных осей		Метод максимального правдоподобия		Альфа-факторизация		Анализ образов	
	Φ_1	Φ_2	Φ_1	Φ_2	Φ_1	Φ_2	Φ_1	Φ_2
Айболит	0,884	0,131	0,699	0,488	0,804	0,389	0,766	-0,419
Кот в сапогах	0,644	0,620	0,999	0,001	0,416	0,773	0,876	0,076
Карлсон	-0,064	0,867	0,420	-0,722	-0,322	0,816	0,465	0,705
Снежная королева	-0,364	0,060	0,098	-0,247	-0,383	-0,068	-0,192	0,227
Карабас-Барабас	-0,939	0,010	-0,575	-0,637	-0,904	-0,275	-0,704	0,548
Буратино	0,231	0,925	0,671	-0,532	-0,053	0,954	0,709	0,560
Мальвина	0,551	-0,609	-0,018	0,823	0,704	-0,413	0,059	-0,799
Пьеро	0,730	-0,420	0,209	0,832	0,817	-0,182	0,317	-0,769

После компьютерного расчета матрицы факторных нагрузок наступает наиболее сложный, ответственный и творческий этап использования ФА — определение минимального числа факторов, адекватно воспроизводящих наблюдаемые корреляции, и содержательная интерпретация результатов ФА. Напомним, что максимальное количество факторов равно числу переменных. Кроме содержательных критериев решения вопроса о минимальном числе факторов существуют формально-статистические показатели *достаточности* числа выделенных факторов для объяснения корреляционной матрицы. Остановимся на двух основных показателях. После расчета факторных нагрузок для каждой переменной практически любая компьютерная программа распечатывает на экране следующую таблицу (табл. 2).

* В исследовании группу детей просили оценить героев известных мультфильмов по ряду характеристик.

Таблица 2

Статистические показатели для определения минимального количества факторов

Фактор	Собственные значения факторов и процент объясняемой дисперсии		
	Собственное значение	Процент дисперсии	Кумулятивный процент дисперсии
Ф1	3,293	41,165	41,165
Ф2	2,717	33,959	75,124
Ф3	1,039	12,982	88,106
Ф4	0,360	4,503	92,608
Ф5	0,225	2,809	95,417
Ф6	0,185	2,310	97,727
Ф7	0,137	1,716	99,443
Ф8	0,045	0,557	100,000

Первый важный показатель в этой таблице (второй столбец) — это величина *собственного значения** каждого фактора; факторы расположены в таблице по убыванию этой величины. Этот показатель характеризует *вес*, значимость каждого фактора в найденном факторном решении. Из таблицы 2 видно, что от 1-го фактора к 10-му (всего было 8 переменных) величина собственного значения убывает почти в 100 раз. Естественно, возникает вопрос о том, какая величина данного показателя свидетельствует о значимом, существенном вкладе соответствующего фактора и каков критерий для отсека незначимых, несущественных факторов. Достаточно часто в качестве такого критического значения используют величину собственного значения, равную 1,0. Таким образом, с определенной степенью уверенности предполагают, что те факторы, у которых этот показатель меньше 1,0, не вносят значительного вклада в объяснение корреляционной матрицы (в данном случае это фактор 4). Кроме анализа табличных величин бывает полезно визуально оценить динамику величины собственного значения по графику. Как правило, в большинстве статистических программ такая возможность пользователю предоставляется (рис. 3). Как предлагал в свое время *P. Kemmel* (1965), выделение факторов заканчивается, когда после резкого падения величины собственного значения изменяются незначительно и график, называемый «осыпь», фактически превращает-

* Собственное значение каждого фактора — это величина его вклада в дисперсию переменных, объясняемую данным фактором. Расчет собственных значений корреляционной матрицы — один из основных вычислительных алгоритмов ФА.

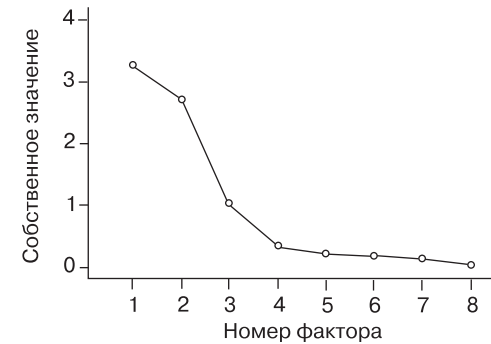


Рис. 3. Изменение величины собственного значения факторов

ся в горизонтальную прямую линию. Несмотря на видимую простоту и ясность такого рецепта, следует отметить, что когда на графике имеется более чем один излом, то выделение горизонтального участка становится неоднозначным.

Другой, не менее важный расчетный показатель значимости каждого фактора — *процент объясняемой дисперсии* переменных, содержащейся в корреляционной матрице (третий столбец в табл. 2). Естественно, что все 100% дисперсии будут объясняться только всеми восемью факторами. Однако не стоит забывать, что при любых измерениях (а особенно в разведочных, пилотажных исследованиях) имеют место разного рода случайные ошибки, и поэтому их вклад в общую дисперсию тоже может оказаться весьма значительным. Предполагается, что ряд выделенных факторов отражает влияние случайных процессов, никак не связанных с оценкой наблюдаемых переменных. Таким образом, формально задача заключается в том, чтобы, с *одной стороны*, выбрать некоторое минимальное количество факторов, которые бы, с *другой стороны*, объясняли достаточно большой процент всей дисперсии переменных. Ясно, что эти два требования в принципе противоречат друг другу, а значит, исследователь стоит перед выбором некоторой критической величины процента объясняемой дисперсии. К сожалению, никаких строго формальных рецептов по этому поводу не существует, но принято считать, что при хорошем факторном решении выбирают столько факторов, чтобы они в сумме (последний столбец таблицы) объясняли не менее 70–75% общей дисперсии. В хорошо спланированных исследованиях с установленной факторной структурой этот *суммарный процент* может достигать 85–90%.

Подводя итог, укажем, что в данном случае оба статистических критерия вполне однозначно свидетельствуют о достаточности не более трех факторов. Тем не менее стоит подчеркнуть, что главным критерием для

выделения минимального количества будет содержательная интерпретация выделенных факторов, а к использованию формально-статистических критериев следует относиться с осторожностью.

6.3.3. Вращение факторной структуры и содержательная интерпретация результатов ФА

Одним из основных кажущихся парадоксов ФА как метода, обеспеченного весьма солидным и современным математическим аппаратом, является *неоднозначность* расчета факторных нагрузок по исходной корреляционной матрице. Фактически это означает следующее: любой алгоритм факторизации корреляционной матрицы дает какой-то один вариант расчета факторных нагрузок из целого множества эквивалентных. Это в свою очередь означает, что расчет факторных нагрузок выполняется с точностью до *любого* линейного преобразования в правой части уравнения (2), что эквивалентно возможности произвольного поворота факторных осей вокруг векторов-переменных. Поясним сказанное, используя геометрическую интерпретацию результатов проведенного выше ФА. На рисунках 4 и 5 представлены факторные диаграммы, построенные по матрице факторных нагрузок соответственно без использования вращения осей координат и после их вращения по методу Варимакс.

На том и другом рисунке изображены восемь сказочных героев в пространстве первых двух факторов. Отметим, что факторные нагрузки переменных на факторы геометрически представляют собой проекции данной переменной на соответствующую координатную ось (фактор). Таким образом, рис. 4 построен на основании данных, приведенных во 2-м и 3-м столбцах табл. 1, а рис. 5 — на основании пересчета этих координат с учетом поворота координатной плоскости примерно на 30° по часовой стрелке. При любом повороте расположение переменных в новой системе координат (рис. 5) с математической точки зрения полностью эквивалентно исходному (рис. 4)*. Изменились лишь величины факторных нагрузок (сравните проекции переменных, например, Снежной королевы и Карабаса-Барабаса до и после поворота). Таким образом, подчеркнем еще раз, что исходное факторное решение справедливо с точностью до любого угла поворота ортогональных факторных осей вокруг пучка векторов, образованного этими восемью переменными.

Естественно, возникает вопрос об оптимальном расположении переменных в пространстве факторных осей. Как было отмечено выше,

* Строго говоря, в процессе поворота осей координат, приводящего к изменению величин факторных нагрузок, остаются неизменными две величины, задающие инвариантность расположения переменных-векторов, — корреляция между переменными и суммы квадратов пар проекций соответствующих переменных на координатные оси.

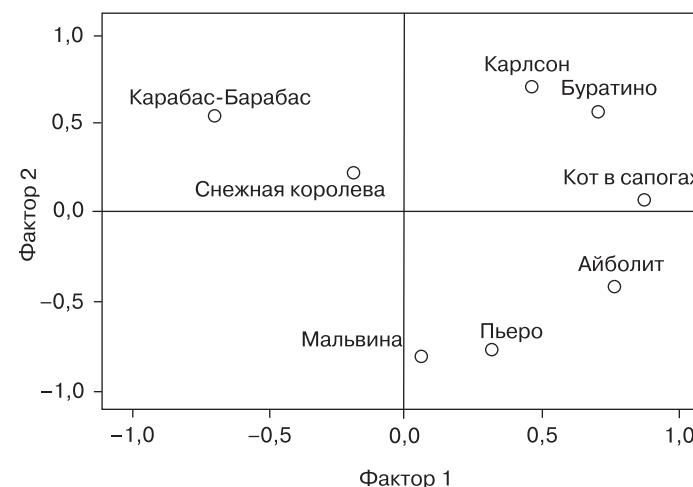


Рис. 4. Факторная диаграмма: расположение героев мультфильмов в пространстве двух факторов (процедура вращения осей координат не применялась)

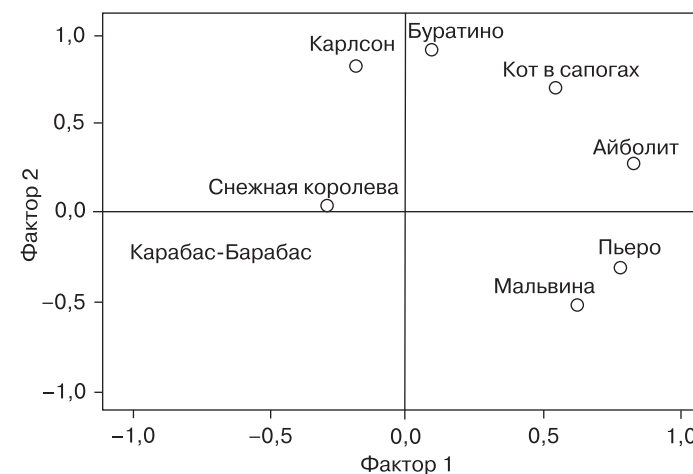


Рис. 5. Факторная диаграмма: расположение героев мультфильмов в пространстве двух факторов (использовалась процедура вращения Варимакс)

эта проблема в принципе не имеет строгого математического решения. Она относится уже к содержательной интерпретации расположения переменных в факторном пространстве. Фактически суть проблемы состоит в следующем: какой набор факторных нагрузок (или какая

геометрическая модель результатов ФА) будет более подходящим для интерпретации исследователем. Поскольку при повороте осей координат факторные нагрузки по одному фактору могут расти, а по другому — уменьшаться, то соответственно будет расти или уменьшаться вклад этих факторов в разные переменные. Из этого следует, что нужно искать такой вариант расположения переменных в факторном пространстве, который наилучшим образом соответствует ожиданиям исследователя, его предположениям о взаимосвязи исследуемых переменных. Как правило, при использовании ФА полагают, что существует одно оптимальное положение осей координат, соответствующее существенным для данного исследования и хорошо интерпретируемым факторам.

В нашем примере сделанный поворот осей координат, безусловно, упрощает интерпретацию результата проведенного факторного анализа: большинство переменных более четко расположилось относительно каждого из двух факторов, обозначив их «полюса»: Снежная королева и Карабас-Барабас (отрицательные герои) — строго слева по горизонтальной оси, доктор Айболит, Пьеро и Кот в сапогах — справа (положительные герои). Факторные нагрузки этих героев увеличились по первому фактору (можно предположить, что это фактор «Оценка героя как положительного или отрицательного») и одновременно уменьшились по второму фактору (они нагружены им в меньшей степени). В то же время по второму фактору наметилась другая оппозиция: Карлсон и Буратино имеют по этому фактору высокие положительные факторные нагрузки, а Пьеро и Мальвина — отрицательные. По-видимому, второй фактор может получить интерпретацию «Активность—пассивность героя». Действительно, и Карлсон и Буратино очень активны, даже авантюры, по сравнению с ними Мальвина и Пьеро пассивны и рассудительны. До поворота осей координат эту же интерпретацию тоже можно сделать, но после поворота она стала более наглядной, поэтому более убедительной.

Описанный выше процесс поиска оптимальной факторной структуры получил название процедуры *вращения факторов*. По образному выражению Л. Терстоуна, цель исследователя заключается в поиске *простой структуры* или попытке объяснить большее число переменных меньшим числом факторов. С формальной точки зрения при поиске простой структуры следует иметь в виду следующее: целесообразно стремиться к получению для каждой переменной максимального числа *больших* факторных нагрузок *по одним факторам* и одновременно наибольшего количества *минимальных* факторных нагрузок *по другим факторам*. Следуя этому правилу, мы стремимся сделать так, чтобы одну группу переменных можно было в большей степени объяснить влиянием одних факторов, а другую — других. Таким образом, «простота» хорошего факторного решения заключается в том, что каждая переменная имеет

наиболее простое факторное объяснение, т.е. характеризуется преобладающим влиянием некоторого одного фактора и в меньшей степени связана с другими факторами. И наоборот: один фактор должен быть специфическим образом связан с одной группой переменных и не связан с другими переменными. В предельном случае самая простая структура получается тогда, когда все переменные располагаются на соответствующих факторных осях, т.е. имеют ненулевые факторные нагрузки только по одному фактору, а по остальным — нулевые. Возвращаясь к рис. 4 и 5, укажем на результат вращения: после поворота факторных осей вправо нагрузка переменных Снежная королева и Карабас-Барабас немного увеличилась по первому фактору и одновременно существенно уменьшилась по второму. Кроме того, заметно уменьшились факторные нагрузки переменных Карлсон и Буратино по первому фактору и возросли по второму. Таким образом «простота» новой факторной структуры выразилась в доминирующем влиянии первого фактора на одни переменные, а второго фактора — на другие.

Видимая простота решения проблемы вращения системы координат в двухмерном случае (это можно сделать и вручную) становится неочевидной при трех факторах и более. Пересчет системы координат вручную и построение факторных диаграмм становятся очень сложными. Исходя из общего принципа построения простой структуры, изложенного выше, во многих компьютерных программах предлагаются несколько способов решения проблемы оптимальности вращения системы координат. Кратко остановимся на основных способах вращения.

Выделяют два класса методов вращения — методы *ортогонального* вращения, когда при повороте осей координат угол между факторами остается прямым (и, следовательно, остается верным предположение о некоррелированности факторов), и более общие методы *косогольного* вращения, когда первоначальное ограничение о некоррелированности факторов снимается.

Методы ортогонального вращения: Варимакс, Квартимакс и Эквимакс. *Варимакс* — наиболее часто используемый на практике метод, цель которого — минимизировать количество переменных, имеющих высокие нагрузки на данный фактор, что способствует упрощению описания фактора за счет группировки вокруг него только тех переменных, которые с ним связаны в большей степени, чем остальные.

Квартимакс в определенном смысле противоположен варимаксу, поскольку минимизирует количество факторов, необходимых для объяснения данной переменной; поэтому он усиливает интерпретабельность переменных. Квартимакс-вращение приводит к выделению одного из общих факторов с достаточно высокими нагрузками на большинство переменных. *Эквимакс* представляет собой своеобразную комбинацию Варимакса, упрощающего описание факторов, и Квартимакса, упро-

шающего описание переменных. Отметим, что выбор более подходящего метода вращения конечно же требует известного опыта использования ФА, однако специальные исследования Х. Кайзера (1958) при прочих равных условиях свидетельствуют в пользу преимущественного применения Варимакса.

Методы косоугольного вращения также позволяют упростить описание факторного решения за счет введения предположения о коррелированности факторов и, следовательно, о возможности существования факторов более высокого порядка, объясняющих наблюдаемую корреляцию. Основное преимущество косоугольного вращения состоит в возможности проверки ортогональности получаемых факторов: если в результате вращения получаются действительно ортогональные факторы, то можно быть уверенным в том, что ортогональность им действительно свойственна, а не является следствием использования метода ортогонального вращения. В статистических программах наибольшую популярность получил метод *Прямой облимин*, по своей сути эквивалентный методу Эквимакс при ортогональном вращении. В расчетах с помощью Прямого облимина используется специальный параметр — дельта, задающий степень косоугольности (т.е. корреляции) факторов при вращении. По мере того как дельта отклоняется в отрицательную сторону, факторы становятся более ортогональными. При значении этого параметра, равном -4 , факторы фактически становятся ортогональными. Величина дельты, равная 0 (это значение в системе SPSS задано по умолчанию), соответствует достаточно высокой корреляции факторов. Чтобы выбрать явно косоугольный вариант расположения факторов, следует задать величину дельты равной $0,8-1,0$.

В некоторых современных статистических системах (например, SPSS, SAS) представлен еще один метод косоугольного вращения — *Промакс*. В этом методе решение, полученное после ортогонального Варимакс-вращения, вращается еще раз, но уже с допущением о возможной корреляции факторов. Факторные нагрузки, полученные после ортогонального вращения, возводятся в степень (например, 2-ю, 4-ю), что позволяет сделать маленькие нагрузки практически равными нулю, в то время как большие нагрузки уменьшаются не так сильно. Параметр *каппа* задает степень, в которую возводятся факторные нагрузки, он должен быть больше или равен 1, по умолчанию задан равным 4. Процедура Промакс производится быстрее, чем вращение типа Прямой облимин, поэтому может быть полезной для больших наборов данных.

В целом к выбору варианта косоугольного вращения и определению степени косоугольности факторов следует относиться с осторожностью. Значения дельты и каппы рекомендуется оставлять заданными по умолчанию. Подробнее об использовании метода Прямой облимин

можно прочитать в книге Г. Хармана (1972) и руководствах к соответствующим статистическим пакетам.

Стоит особо отметить, что перед выполнением процедуры вращения следует указать количество факторов, в пространстве которых и производится вращение. Поэтому вопрос о минимальном количестве факторов следует решить (в первом приближении!) до того. После осуществления вращения и анализа факторных диаграмм можно еще раз вернуться к проблеме минимального количества факторов, чтобы затем еще раз выполнить вращение с другим количеством (меньшим или большим) факторов. Например, на основании использования ряда статистических критериев, описанных выше, мы начинаем проводить вращение с учетом наличия четырех факторов, но в ходе анализа факторных диаграмм убеждаемся в избыточности третьего и четвертого факторов и окончательное вращение выполняем в двухфакторном пространстве. Таким образом, вращение и анализ факторных диаграмм следует проводить несколько раз с учетом разного количества факторов, начиная, как правило, с избыточного количества.

Вместе с тем не следует думать, что получение простой геометрической модели факторного решения является основным критерием «хорошести» результатов ФА и, следовательно, единственности и оптимальности расположения исследуемых переменных в системе факторных координат. Безусловно, решение вопроса о минимальном количестве факторов и сравнительная оценка различных вариантов вращения должны основываться на серьезном содержательном анализе полученных результатов. Укажем на основные моменты в ходе содержательного анализа.

1. По возможности следует четко сформулировать ожидаемые результаты и после этого задать себе следующие вопросы: а) согласуются ли мои данные с моими ожиданиями и результатами ранее выполненных исследований? б) что общего и какие есть различия между моим и другими подобными исследованиями?
2. Стоит вспомнить, использовался ли ФА в сходных исследованиях и какие факторы выделялись в таких работах.
3. И, наконец, при интерпретации факторов и объяснении их влияния на исследуемые переменные следует подумать о согласованности найденного вами факторного решения с теоретическими основаниями данной предметной области психологии.

6.3.4. Дополнительные статистические показатели для оценки результатов факторного анализа

В начале предыдущего раздела мы отмечали, что вычислительные алгоритмы ФА основываются на ряде математических допущений о характере эмпирических данных, подвергаемых ФА. Остановимся на ряде

статистических показателей, которые помогают исследователю оценить степень соответствия данных этим допущениям.

Как правило, в любой программе по ФА предусмотрен расчет показателей описательной статистики по матрице смешения. Например, в статистической системе *SPSS* для каждой переменной вычисляются общее количество наблюдений, среднее арифметическое значение и среднее квадратичное отклонение. Эти достаточно простые показатели позволяют быстро сравнить между собой все анализируемые переменные и уже на уровне анализа исходных данных попытаться найти возможные ошибки, связанные либо с проведенными измерениями, либо с вводом данных в компьютер. Например, если при сборе данных использовалась 7-балльная шкала, то, по-видимому, вас насторожит среднее значение по какой-то переменной, равное 0,87, или резко отличающаяся от других величина среднего квадратичного отклонения.

Коэффициент сферичности Бартлетта используется для оценки «хорошести» анализируемой корреляционной матрицы. Если этот коэффициент достаточно большой, а соответствующий ему уровень значимости мал (например, меньше 0,05 или 0,01), то это свидетельствует о надежности вычисления корреляционной матрицы и ее адекватности процедуре ФА. При низких значениях коэффициента сферичности и, следовательно, при высоком уровне значимости (т.е. когда нулевая гипотеза о том, что корреляционная матрица является единичной матрицей, принимается) корреляционная матрица не соответствует факторной модели, и исследователю стоит задуматься об адекватности применения процедуры ФА к полученным данным.

Кроме того, для оценки надежности вычислений элементов корреляционной матрицы и возможности ее описания с помощью ФА во многих статистических программах применяется так называемая *мера адекватности выборки Кайзера—Мейера—Олкина (КМО)**. По мнению Г. Кайзера (1974), значения КМО около 0,9 оцениваются как «изумительные», 0,8 — «достойные похвалы», 0,7 — «средние», 0,6 — «посредственные», 0,5 — «плохие», а ниже 0,5 — «неприемлемые».

Работа с различными данными, Г. Кайзер установил, что величина данного коэффициента адекватности повышается при: а) увеличении количества переменных, б) возрастании числа наблюдений каждой переменной, в) уменьшении числа общих факторов и г) увеличении абсолютных значений коэффициентов корреляций. По сути дела, данный автор выделил те условия, при которых повышается адекватность данных, а следовательно, и информативность ФА.

* Имеется в виду адекватность факторной модели данному набору переменных, описываемому корреляционной матрицей.

Для оценки степени вклада общих факторов в каждую переменную в статистической системе *SPSS* рассчитываются так называемые *общности*. Это очень информативные и полезные показатели: если для данной переменной их величина близка к 1, то эмпирические данные хорошо соответствуют предположению ФА о нагруженности этой переменной общими факторами. Если общность невелика, то, по-видимому, в общую дисперсию переменной существенный вклад также вносят и две другие компоненты дисперсии — ее *специфическая* компонента (или «характерность») и *случайная* компонента, связанная с различными ошибками проведенных измерений. Таким образом, можно количественно оценить правильность включения анализируемой переменной в общую структуру переменных, анализируемых с помощью ФА и в силу этого объединяемых влиянием общих факторов.

6.4. О конфирматорном факторном анализе

В международной исследовательской практике идеология и процедуры факторного анализа не стоят на месте, а развиваются. Как было отмечено выше, появился конфирматорный (или подтверждающий) ФА, который используется для проверки и подтверждения теоретической модели факторного типа эмпирическими данными. Использование конфирматорного ФА обязывает психолога четко сформулировать предварительные исследовательские гипотезы о факторной структуре своих данных. Это означает, что еще при планировании эмпирического исследования нужно четко представлять себе, с какими факторами измеряемые переменные связаны, а с какими нет (т.е. эти факторные нагрузки можно считать нулевыми). Например: 1) какие психологические факторы в межкультурном исследовании мотивации достижения у школьников являются общими для всех культур, а какие специфическим образом влияют на мотивационные переменные только в одной стране; 2) какими переменными могут быть измерены как общие, так и специфические факторы. При использовании конфирматорного ФА исследователь (в рамках своей модели) четко формулирует гипотезу о числе общих и специфических факторов. Естественно, эта гипотеза должна основываться на серьезном анализе природы исследуемых переменных и лежащих в их основе факторов. Более того, проверяя свою модель на реальных данных, исследователь может делать и количественные предположения о величине корреляции между переменными, величинах факторных нагрузок для ряда исследуемых переменных и зависимости между факторами (ортогональными или косоугольными). Имея данные эмпирических измерений, с одной стороны, и набор разнообразных теоретических гипотез — с другой, психолог с помощью конфирматорного ФА фактически занимается проверкой априорно

сформулированных им гипотез о свойствах изучаемой (моделируемой) реальности или сравнивает альтернативные гипотезы. Как справедливо отмечает О. В. Митина, «...выбирая именно этот метод анализа, исследователь сознательно становится на более сложный путь, предполагающий большую научную добросовестность на этапе планирования эксперимента. Но и результаты, полученные им, заслуживают большего доверия и вызывают гораздо меньше скепсиса со стороны даже самых взыскательных коллег» [Митина, 2004]. Поэтому следует отметить, что современные психологи нередко используют эксплораторный ФА только на первом этапе анализа результатов, а затем применяют конфирматорный ФА.

Современный вариант названия конфирматорного ФА — *структурное моделирование* — подчеркивает, что данный метод многомерного анализа данных фактически позволяет исследователю строить линейные модели структуры своих эмпирических данных, получаемых в ходе многомерных измерений психологических характеристик (переменных). По сравнению с классическим ФА это более сложная модель, описывающая связи разных переменных. На рисунке 6 представлена структурная схема этого метода, позволяющая в целом понять его назначение. Так же как и ФА в структурных уравнениях, латентные переменные или общие факторы обозначаются буквой *F* (*factor* — фактор), а наблюдаемые характеристики объекта — *V* (*variable* — переменная). Буквой *F* обозначены специфические для каждой переменной факторы, они имеют тот же индекс, что и соответствующая им наблюдаемая переменная. Специфические переменные, влияющие на соответствующие факторы, обозначены буквой *D*. Направление стрелок обозначает тот факт, что одна переменная оказывает влияние на другую. В контексте приведенной схемы задача конфирматорного ФА (структурного моделирования) заключается в проверке соответствия полученных исследователем эмпирических данных построенной им же структурной модели этих данных исходя из предполагаемых связей (отношений) между включенными в модель переменными. В приведенную на рис. 6 модель включены шесть наблюдаемых (зависимых) переменных, четыре общих фактора (латентные, т.е. ненаблюдаемые переменные), четыре специфических для переменных V_1, V_2, V_3 и V_6 фактора (латентные переменные) и две латентные переменные, специфически связанные с факторами F_2 и F_3 .

Подробное изложение исследовательских стратегий с помощью конфирматорного ФА не входит в задачу настоящего учебного пособия, поскольку представляет собой особую, специфическую задачу. Тем не менее укажем, что в настоящее время существуют достаточно удобные и доступные компьютерные программы, где реализованы современные подходы к анализу моделей с латентными переменными, частным случаем которых и является ФА. В качестве примера мы можем привести достаточно известные статистические программы *Lisrel, Amos, EQS*,

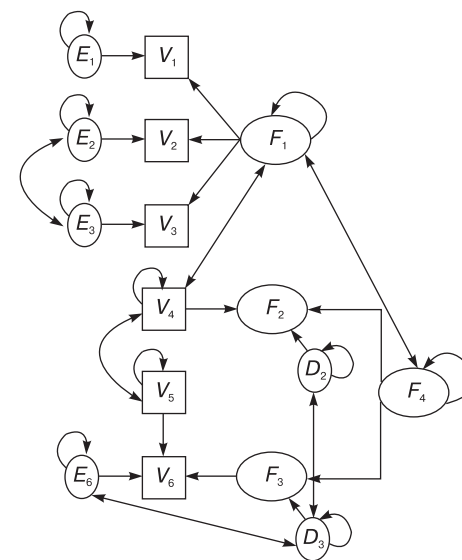


Рис. 6. Схема структурной модели конфирматорного ФА (Взято из статьи О. В. Митиной (2004) с разрешения автора.)

MPLUS, которые дают возможность обрабатывать эмпирические данные *методом моделирования с помощью линейных структурных уравнений*. Для серьезного знакомства с принципами конфирматорного ФА могут быть рекомендованы монография П. Благуша [Благуш, 1989] и специально написанная для психологов статья О. В. Митиной [Митина, 2004], а также подробное описание системы *Amos*, входящей в состав процедур *SPSS*.

Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Факторный анализ»

Основная трудность при выполнении настоящего учебного задания — это, как ни странно, выбрать подходящий предмет для исследования, т.е. определить тот набор переменных, которые необходимо или интересно изучить с помощью ФА. При решении этой проблемы можно пойти двумя путями: либо взять заведомо подходящую задачу, которая ранее уже решалась с помощью ФА, либо придумать ее самому (последнее, естественно, труднее, но интереснее). В принципе и то, и другое подходит для выполнения учебного задания. Достаточно стандартный вариант выполнения работы — это провести ФА какого-либо известного опросника, в котором уже содержатся шкалы (факторы) и отражающие их вопросы (переменные). Еще лучше взять какой-либо новый (например, только что переведенный), но еще не стандартизированный опросник и прове-

сти исследование с ним. В этом случае будет интересно подумать над интерпретацией результатов ФА и хотя бы немного побыть в роли разработчика новых психодиагностических методик. Неплохой вариант, если вы найдете в литературе данные, которые можно обработать ФА, и подумаете над их интерпретацией в контексте обсуждаемых автором работы проблем.

Для ориентировки студентов в том, что же можно сделать, мы приводим ниже список тем работ по ФА, которые были выполнены студентами факультетов психологии МГУ имени М. В. Ломоносова в различные годы.

1. Исследование факторов, определяющих положение человека в семье.
2. Изучение влияния различных типов стрессогенных ситуаций на интенсивность эмоционального переживания: определение специфики ситуаций для мужской и женской выборок.
3. Выделение скрытых факторов, обуславливающих привлекательность печатной рекламы.
4. Выявление факторов, оказывающих наибольшее влияние на выбор того или иного политического лидера при голосовании.
5. Характеристика человека, с которым мы хотим дружить.
6. Оценка изучаемых предметов студентами 2-го курса.
7. Исследование факторов, влияющих на выбор страны для зарубежной поездки.
8. Факторы, определяющие оценку идеального мужчины и идеальной женщины.
9. Исследование факторов, определяющих специфику национального характера.

После того как уже выбрана адекватная исследовательская или практическая задача (предмет исследования), которая будет решаться с помощью ФА, и в основном определен набор оцениваемых переменных, стоит еще раз подумать о правильности их выбора. В первую очередь следует обратить внимание на то, чтобы переменные не повторяли друг друга, а разнообразно и всесторонне описывали предмет вашего исследования. В разведочном исследовании тщательный и вдумчивый подбор наблюдаемых переменных может обеспечить *полноту описания* изучаемой реальности. От этого и будет зависеть, сумеете ли вы выделить действительно важные факторы, влияющие на восприятие, оценку, понимание или действия человека в определенной ситуации, описываемой используемыми переменными. Например, если вы решили исследовать психологические факторы, которые определяют восприятие избирателями лидеров политических партий, то не следует ограничиваться оценкой только их личностных особенностей, безусловно, стоит включить также и описательные характеристики их внешних данных, политических ориентаций и многое другое. Не следует забывать о том, что исследуемые вами факторы есть не более чем «экстракт» наблюдаемых переменных и, следовательно, они не могут появиться из ничего.

Однако не стоит и чрезмерно увеличивать число используемых переменных путем включения ряда однотипных. Если несколько выбранных вами переменных похожи друг на друга, то очевидно, что это приведет к появлению очень высоких коэффициентов корреляции между данными переменными и, таким образом, к *избыточности и односторонности* описания предмета вашего исследования.

В том случае, когда вы затрудняетесь или сомневаетесь в выборе необходимых переменных, полезно создать их заведомо избыточный список, а затем, воспользовавшись правилом «со стороны виднее», попросить своих коллег участвовать в оценке этого списка в качестве экспертов.

Хорошим советом в определении минимального количества переменных будет известное правило Л. Терстоуна: в хорошо спланированном исследовании на каждый гипотетических фактор должно приходиться *не менее* трех описывающих его переменных.

Следующий важный этап в проведении исследования — сбор данных. На этом этапе, как правило, сталкиваются с двумя вопросами: по какой группе испытуемых собирать данные и каким методом это делать? На первый вопрос ответить достаточно просто: чтобы получить статистически достоверную оценку корреляционной матрицы, нужно, чтобы наблюдений было существенно больше, чем самих переменных. По крайней мере, не меньше. По поводу оптимального соотношения количества наблюдений и числа используемых переменных мнения различных авторов сильно расходятся, но в качестве самого общего совета можно предложить такой: желательно, чтобы наблюдений было в 3–10 раз больше, чем переменных. Если задача состоит в построении факторного пространства для одного испытуемого, то нужно решить, каким образом лучше получить от него такое количество повторных данных.

При ответе на второй вопрос мы советуем обратиться к соответствующей главе настоящего пособия, посвященной методу балльной оценки. Какой процедурой сбора данных лучше воспользоваться, зависит от задачи вашего исследования, от условий, в которых проводится тестирование, от возраста и уровня образования испытуемых и т.д. При выборе конкретного варианта методики не стоит забывать и о простоте последующей обработки исходных данных, и об удобстве их считывания с бланка и ввода в компьютер.

Ввод данных и их обработка. Остановимся кратко на некоторых важных этапах работы со статистической программой, с помощью которой собственно и реализуется процедура ФА. Для этой цели мы рекомендуем применять статистическую систему *SPSS*. Она достаточно широко используется российскими и зарубежными психологами и ориентирована на пользователя-гуманитария. Для облегчения использования при выполнении практического задания системы *SPSS* мы остановимся на основных моментах работы с ней и, таким образом, сделаем обзор использования процедуры «Факторный анализ».

Обработка данных и анализ результатов в системе *SPSS Statistics 17.0*

После вызова программы* из *Windows* вы попадаете в электронную таблицу (окно редактора данных) и сразу же можете вводить данные в первую переменную (var00001). Если данные уже набраны в виде компьютерного файла, то их можно импортировать в *SPSS* (*Файл—Открыть—Данные*), указав путь к файлу данных, его имя и тип (например, data.xls — это файл из системы *Microsoft Excel*). Можно ввести данные простым копированием в среде *Windows* через буфер обмена данными.

* Мы приводим пример работы с русскоязычной версией системы *SPSS Statistics 17.0*. По сравнению с другими версиями *SPSS* данная процедура не претерпела никаких принципиальных изменений.

Весьма полезно назвать каждую переменную характерным для нее именем. Это можно сделать в режиме редактирования переменных (внизу экрана есть переключатель: «**Данные—Переменные**»).

Переход к процедуре факторного анализа осуществляется следующим образом: из основного меню — «**Анализ**» в подменю — «**Снижение размерности**», а в нем — «**Факторный анализ**». После вызова процедуры ФА в правом окне выделите «мышкой» нужные переменные и перенесите их в окно «**Переменные**», нажав на кнопку со стрелкой.

Следующий важный этап работы — выбор параметров (опций) работы процедуры ФА. Первая группа параметров — расчет необходимых коэффициентов, описывающих введенные данные (раздел «**Дескриптивные**» внизу экрана). В данном разделе стоит заказать расчет следующих показателей: «**Одномерные дескриптивные**» (среднее арифметическое и стандартное отклонение для каждой переменной), а также меру адекватности выборки Кайзера—Мейера—Олкина и коэффициент сферичности Бартлетта).

Далее выбирают конкретный метод факторизации корреляционной матрицы — раздел «**Извлечение**», подраздел «**Метод**». Многие исследователи, как правило, начинают факторный анализ с метода «*Главных компонент*» (напомним, что эта процедура учитывает вклад в дисперсию переменных как общих, так и специфических факторов) или метода «*Факторизации главных осей*» (он учитывает влияние только общих факторов). В разделе «**Анализ**» следует указать, какая матрица подвергается факторизации — корреляционная или ковариационная. Далее в подразделе «**Выделить**» решают вопрос о выборе критерия количества выделяемых факторов (сколько факторов выделять): 1) в качестве формального критерия можно указать некоторую критическую величину собственного значения фактора (опция «**Собственное значение выше**»), например: общепринято выделять столько факторов, чтобы их собственные значения были не меньше 1; 2) задать некоторое ожидаемое число факторов («**Количество факторов**»). В подразделе «**Вывести на дисплей**» (какие результаты будут показываться на экране) следует отметить пункт «**График собственных значений**», чтобы отобразить на экране зависимость изменения величины собственного значения фактора от порядкового номера фактора.

После этого следует выбрать метод вращения осей координат — раздел «**Вращение**». Для начала выберите «**Варимакс**», а также закажите для вывода результатов ФА: «**Повернутое решение**» (распечатка матрицы факторных нагрузок после вращения) и «**Графики нагрузок**» (построение факторных диаграмм).

В разделах «**Значения факторов**» и «**Параметры**» все установки сделаны оптимальным образом, поэтому никаких изменений делать не стоит. После установки всех параметров (в каждом разделе не забудьте нажимать кнопку «**Продолжить**»!) для начала выполнения процедуры ФА следует нажать кнопку «**ОК**».

Все текстовые результаты заносятся в окно «**Вывод**», и их можно просмотреть, используя кнопки скроллинга по вертикали, при необходимости нужная таблица или график переносятся в любой текстовый редактор с помощью выделения выбранного объекта правой кнопкой мыши и копирования.

Литература

Благуш П. Факторный анализ с обобщениями. М.: Финансы и статистика, 1989. С. 248.

Иберла К. Факторный анализ. М.: Статистика, 1980.

Ким Дж.-О., Мьюллер Ч. У. Факторный анализ: Статистические методы и практические вопросы // Факторный, дискриминантный и кластерный анализ. М.: Финансы и статистика, 1989. С. 5–77.

Кулаицев А. П. Методы и средства комплексного анализа данных. М.: Форум — ИНФРА-М, 2006.

Купер К. Индивидуальные различия. М.: Аспект Пресс, 2000. С. 321–378.

Митина О. В., Михайловская И. Б. Факторный анализ для психологов. М.: УМК «Психология», 2001.

Митина О. В. Структурное моделирование: Состояние и перспективы // Вестник Пермского гос. пед. ун-та. Серия 1. Психология. 2005. № 2. С. 3–15.

Наследов А. Д. Математические методы психологического исследования. М.: Речь, 2004.

Окунь Я. Факторный анализ. М.: Статистика, 1974.

Харман Г. Современный факторный анализ. М.: Статистика, 1972.



МНОГОМЕРНОЕ ШКАЛИРОВАНИЕ

В отличие от факторного анализа, много лет широко используемого в психологии, *модели многомерного шкалирования* (МШ) получили значительно меньшее распространение. По-видимому, это обусловлено как извечным консерватизмом в науке, так и большей сложностью вычислительных алгоритмов МШ, которые для многих современных психологов до сих пор остаются менее известными и понятными. Эти обстоятельства требуют подробного изложения общих принципов МШ как метода, позволяющего проводить многомерные психологические измерения, а также ознакомления читателя с основными идеями математических алгоритмов, лежащих в основе МШ.

7.1. Основные положения

Так же как и факторный анализ, метод МШ был в первую очередь разработан для нужд психологии [Ричардсон, 1938; Торгерсон, 1952; Кумбс, 1964; Шенард, 1974]. Его основная задача — по данным субъективных оценок, получаемых от испытуемого в ходе опыта по установлению сходства и различия между измеряемыми объектами, реконструировать структуру его *субъективного психологического пространства* и таким образом узнать, на основании каких признаков он принимает решение о различии оцениваемых объектов, и измерить степень выраженности каждого признака в том или ином объекте. Геометрически цель МШ можно сформулировать еще проще: заданный набор объектов, оцени-

ваемых испытуемым, нужно расположить в пространстве небольшой размерности. Для решения этой задачи была разработана формальная модель.

7.1.1. Пространственная модель МШ

Под понятием субъективного психологического пространства в модели МШ понимается следующее. Сравнивая некоторые объекты-стимулы* и оценивая субъективную величину различия между ними, человек явно или неявно учитывает целый ряд характеризующих их признаков, например: «форма», «цвет», «размер», «популярность» и т. д. Эти признаки могут быть простыми (одномерными) и сложными (многомерными). Например, «длина» и «ширина» объекта — одномерные признаки, а его «форма» и «положение в пространстве» — многомерные. Каждый объект характеризуется определенными значениями или степенью выраженности собственных ему признаков. В этом смысле задача МШ как метода многомерного субъективного измерения — выделить для каждого объекта эти признаки и вычислить соответствующие им числовые значения. Графический результат решения этой задачи — построение геометрической модели многомерного субъективного пространства, осями которого будут являться выделенные признаки, а точками — сами объекты. Минимальное число этих простых субъективных признаков задает *размерность* психологического пространства. Проведя измерение с помощью метода МШ, мы можем для каждого объекта найти его проекцию на каждую ось субъективного пространства (т.е. найти шкальную оценку по данному признаку) и получить числовые оценки субъективных различий между объектами, измерив межточечные (межобъектные) расстояния в n -мерном пространстве субъективных признаков. Таким образом, в МШ принимается предположение, что субъективное психологическое пространство аналогично обычному геометрическому: в нем так же заданы базовые оси и точки этого пространства, а также вводится определенный способ расчета межточечных расстояний, или *метрика* этого пространства. Все это характеризует *пространственную модель* МШ.

Следует подчеркнуть, что физическая размерность стимула и субъективная размерность его образа могут не совпадать и, как правило, не совпадают. Поэтому задача многомерного шкалирования не может решаться средствами описанных выше методов одномерного шкалирования, измеряющих выраженность у оцениваемых объектов отдельных физических (вес, размер, яркость) или субъективных (привлекательность, красота, оригинальность) характеристик. Иначе говоря, применив несколько раз процедуры одномерного шкалирования, мы не по-

лучим реального многомерного субъективного психологического пространства, поскольку априорно не можем с уверенностью знать, по *каким* признакам человек реально соотносит между собой различные объекты. В данном контексте двумя основными задачами МШ как метода психологических измерений будут:

- нахождение минимального числа субъективных признаков, определяющих различие человеком объектов-стимулов;
- вычисление шкальных значений признаков, которыми характеризуются данные стимулы.

Выявление системы базисных субъективных признаков воспринимаемых объектов (или базовой размерности многомерного субъективного пространства) независимо от их физических свойств делает метод МШ мощным и универсальным средством психологических измерений. В отличие от традиционного (психофизического) подхода, когда для заданного физического признака стимулов строится соответствующая субъективная шкала и определяется связывающая их психофизическая функция, МШ дает возможность для заданного субъективного признака стимула определять его физический коррелят, т.е. брать за основу не физическую, а психологическую характеристику стимула. Как справедливо подчеркивает отечественный психолог Ч. А. Измайлов, такой подход к построению психофизической функции может быть полезным для случаев, когда один субъективный признак определяется системой нескольких физических признаков или когда изменение одного физического признака ведет к изменению сразу нескольких субъективных признаков [Измайлов, 1980].

7.1.2. Получение данных о различиях между объектами

Еще одно положение, которое также лежит в основании метода МШ, касается того, как получается информация о сходстве или различии между шкалируемыми объектами. Предполагается, что с помощью сравнительных суждений о межстимульных различиях, которые могут быть оценены эмпирически, можно получить надежную информацию о положении точек-стимулов в многомерном субъективном пространстве: чем больше субъективное сходство между стимулами-объектами, тем ближе друг к другу располагаются в пространстве представляющие их точки, и наоборот, увеличение воспринимаемых различий соответствует разделению соответствующих точек в пространстве. Из этого следует важное формальное предположение: расстояние между точками в субъективном психологическом пространстве есть некоторая математическая функция от величины субъективного сходства или различия между объектами. Таким образом, *метрическая задача* МШ заключается в том, чтобы на основе получаемых в опыте суждений о сходстве или

* Далее термины «объект» и «стимул» будут использоваться как синонимы.

различия между стимулами определить расстояния между точками геометрической модели психологического пространства. Как подчеркивает Ч. А. Измайлов, именно так и поставил в 1938 г. задачу американский психофизик *М. Ричардсон* в своей работе «Многомерная психофизика», после которой и появилась идея многомерного шкалирования [*Измайлов, 1980*]*. Как отмечал Ричардсон, МШ призвано компенсировать недостатки методов одномерного шкалирования, поскольку в тех случаях, когда психологические оценки основываются не на одном, а на нескольких признаках, нам приходится довольствоваться лишь грубыми приблизительными оценками [цит. по: *Крупенкова, 2008*].

7.1.3. Формальная модель МШ

Формально-математическая задача МШ выражается следующим образом. По заданной симметричной матрице субъективных различий между стимулами

$$D = \begin{Bmatrix} D_{11} \dots D_{1n} \\ \dots \dots \dots \\ D_{n1} \dots D_{nn} \end{Bmatrix}, \quad (6)$$

которую мы можем получить эмпирически (например, с помощью метода числовой балльной оценки измерить субъективные различия между стимулами), нужно построить метрическую и пространственную модели восприятия этих стимулов, т.е. определить размерность субъективного пространства и координаты точек-стимулов (матрица X) в этом пространстве

$$X = \begin{Bmatrix} X_{11} \dots X_{1n} \\ \dots \dots \dots \\ X_{m1} \dots X_{mn} \end{Bmatrix}, \quad (7)$$

таким образом, чтобы матрица расстояний d , вычисленных между точками на основании метрической модели субъективного пространства

$$d = \begin{Bmatrix} d_{11} \dots d_{1n} \\ \dots \dots \dots \\ d_{n1} \dots d_{nn} \end{Bmatrix}, \quad (8)$$

как можно лучше соответствовала исходной матрице различий D [*Терехина, 1986; Дэвисон, 1988*].

Сильно упрощая формальную суть метода МШ, можно сказать, что по матрице субъективных различий D в ходе вычислений и содержа-

тельного анализа требуется решить следующую задачу: вычислить матрицу координат точек n -мерного субъективного пространства X и соответствующую им матрицу межточечных расстояний d . Геометрически данная задача сводится к тому, чтобы построить такую конфигурацию точек, чтобы расстояния между точками найденного субъективного пространства достаточно хорошо аппроксимировали полученную в опыте матрицу исходных межстимульных различий. «Хорошесть» такой аппроксимации задается требованием монотонности: нужно, чтобы порядок вычисленных расстояний соответствовал порядку вычисленных исходных различий.

7.1.4. Метрическое и неметрическое МШ

В МШ существует два подхода к решению указанной выше задачи — метрический и неметрический. В метрическом МШ вычислительный алгоритм впервые был разработан *У. Торгерсоном* в 1952 г. и основан на расчете собственных значений матрицы субъективных расстояний. Этот подход принято называть метрическим, поскольку вычисленные расстояния и исходные различия связаны строгим метрическим соответствием: $d_{ij} = D_{ij}$. Исходные субъективные оценки сходств или различий преобразуются таким образом, чтобы числовые значения удовлетворяли аксиомам геометрического расстояния, т.е. представляли собой метрическую информацию. Основываясь на методе *Дж. Янга* и *А. Хаусхолдера* (1938), Торгерсон впервые разработал математический алгоритм, позволяющий по полученной в опыте матрице субъективных расстояний (т.е. по реальным данным, содержащим в том числе и ошибки измерения) практически осуществлять расчеты координаты точек и определять размерность пространства.

Второй подход разработан в начале 60-х годов прошлого столетия американскими учеными *К. Кумбсом* (1964) и *Р. Шепардом* (1962). Они предложили использовать ранговую, т.е. неметрическую, информацию о стимульных различиях и назвали свой подход неметрическим. Значение работ Кумбса и Шепарда заключается в том, что была показана возможность получения многомерного распределения шкалируемых объектов на основании порядковых данных об их различиях. Другими словами, существенны не абсолютные числовые значения исходных оценок сходства или различия, а только их порядок. Как справедливо отмечает *А. Ю. Терехина*, второму подходу больше подошло бы название *монотонный*, так как он основан лишь на требовании монотонности отображения величины исходных субъективных различий в величины вычисленных межточечных расстояний: $d_{ij} \leq d_{kj}$, если $D_{ij} \leq D_{kj}$. Как подчеркивал сам *Р. Шепард*, неожиданность и перспективность такого подхода заключается в том, что двух качественных по своей природе условий — монотонности и минимальной размерности субъективного простран-

* Идеи *К. Ричардсона* во многом основаны на идеях *Л. Терстоуна*.

ства — оказалось вполне достаточно, чтобы получить единственное и количественное решение.

Особо отметим роль Дж. Краскала (1964) в решении одной из основных проблем МШ — поиска наилучшего варианта расположения объектов в пространстве минимальной размерности. Его подход предполагает, что вопрос экономичности описания субъективного пространства должен быть решен до начала анализа. В этом случае многомерное представление шкалируемых объектов будет сделано в пространстве заведомо небольшой размерности. Такая постановка вопроса оказалась весьма продуктивной в силу своей ясности и однозначности математического решения.

Таким образом, метрическое МШ основано на том, что числовые значения полученных в опыте субъективных различий между стимулами имеют метрическую природу, а неметрическое МШ — на предположении о неметрической (порядковой) природе исходных данных. Нужно подчеркнуть, что указанные два подхода различаются общим взглядом на решение проблемы восстановления пространственной конфигурации точек субъективного пространства по исходным данным. В то же время ни в том, ни в другом случае речь не идет о нахождении какого-либо идеального решения, в котором исключались бы все погрешности, скорее это два различных и равноправных инструмента для достижения одной цели.

Оценивая в целом модели МШ, отметим, что формально-аксиоматическое обоснование многих существующих моделей еще до конца не разработано. Многие исследователи отмечают, что очевидная трудность заключается в том, что некоторые аксиомы, лежащие в основании моделей МШ, до сих пор остаются непроверяемыми, например, указанное выше допущение о метричности субъективного пространства весьма трудно проверить по причине невозможности строгой проверки метрических аксиом, что в свою очередь связано с недостаточно высоким уровнем исходных измерений субъективных различий. Из этого следует, что формальные основания модели не могут быть априорно строго заданы, а подтверждаются лишь в ходе эмпирического исследования, т.е. апостериорно. С точки зрения аксиоматической теории измерений это не вполне корректно, поскольку исходные аксиомы МШ, лежащие в основе его вычислительных алгоритмов, сами должны быть эмпирически проверены.

7.1.5. Идеи вычислительных алгоритмов МШ

С точки зрения математики сама задача вычисления координат объектов в многомерном пространстве по имеющейся матрице субъективных различий не является сколько-нибудь сложной, поскольку если исходные данные представлены в виде действительной симметричной

матрицы порядка n с элементами, не равными нулю, то всегда можно получить конфигурацию точек в пространстве меньшей размерности $(n - 1)$, удовлетворяющую этому условию. Однако если учитывать главную задачу МШ — определение минимальной размерности пространства, то задача построения пространственной модели сразу становится нетривиальной. Это наглядно иллюстрируется теоремой Л. Гуттмана, которая гласит, что элементы действительной симметричной матрицы порядка n могут быть строго монотонны с расстояниями между n точками в действительном евклидовом пространстве размерностью не более, чем $(n - 2)$, только в том случае, если элементы матрицы не равны нулю и не совпадают друг с другом.

Иначе говоря, возможность уменьшения размерности при условии сохранения монотонности связана с дополнительными ограничениями, которым должно удовлетворять искомое решение. Последнее в свою очередь означает, что исходные данные должны обладать значительной избыточностью по сравнению с искомым решением. В каком случае это возможно? Конфигурация точек в пространстве определяется $n \times r$ степенями свободы (где n — число точек-стимулов, r — размерность пространства). Исходная матрица различий имеет c^2 степеней свободы. Следовательно, избыточность исходных данных будет зависеть от того, насколько число шкалируемых стимулов n больше, чем размерность r . Чем больше число стимулов по сравнению с размерностью, тем больше избыточность исходной матрицы и тем более определенной оказывается пространственная и метрическая структура данных. Р. Шенард (1966) показал, что при размерности 2 или 3 для метрического решения практически достаточно 10—15 точек-стимулов.

Таким образом, два неметрических условия, на которые ориентируется решение, — монотонности и минимальной размерности — могут дать полную метрическую информацию об исходных данных.

В качестве примера, иллюстрирующего работу вычислительного алгоритма МШ, рассмотрим вкратце принципы достижения монотонности и понижения размерности, которые лежат в основе одного из неметрических алгоритмов.

7.1.6. Достижение монотонности

Условие монотонности означает, что порядок вычисленных межточечных расстояний d_{ij} должен соответствовать порядку исходных субъективных межстимульных различий D_{ij} . Для того чтобы сделать возможным последовательное сравнение двух порядков, различия и расстояния ранжируются в два отдельных ряда, например, от нуля (минимальная величина) до 1 (максимальная величина). Достижение монотонности есть приведение к нулю всех проранжированных разностей $(D_{ij} - d_{ij})$, т.е.

$$\Sigma(D_{ij} - d_{ij}). \quad (9)$$

Положительное значение $(D_{ij} - d_{ij})$ означает, что порядок расстояния меньше порядка различия, а отрицательное — что больше. Если данная конфигурация точек (полученная каким-либо способом) не удовлетворяет условию (4), то конфигурация меняется путем сжатия расстояний с большим рангом и растяжения расстояний с меньшим рангом, чем соответствующий ранг различия. С этой целью для каждой i -й точки по линии, соединяющей ее с j -ой точкой, формируется вектор. Направление вектора определяется знаком разности $(D_{ij} - d_{ij})$.

Если ранг различия больше ранга расстояния, то вектор направлен от точки i к точке j , а при отрицательной разности вектор направлен обратным образом. Длина вектора зависит от величины различия $(D_{ij} - d_{ij})$. Для каждой точки i формируется $(n - 1)$ подобных векторов. Их общее действие можно представить как действие $(n - 1)$ -мерного вектора, приложенного к данной точке i . Перемещение всех точек, таким образом, приводит к новой конфигурации. Понятно, что новая конфигурация не сразу же после первого шага будет удовлетворять условию монотонности, поскольку каждая точка сдвигается по компромиссному направлению. Процедура достижения монотонности носит *итеративный* характер и может состоять из значительного числа шагов [Шенард, 1962].

7.1.7. Многомерное шкалирование и факторный анализ

Рассмотренные выше особенности МШ позволяют понять сходства и различия в моделях факторного анализа и многомерного шкалирования. Главное отличие заключается в том, что при использовании МШ исследователь не делает никаких априорных предположений о характере связи исходных данных с выделяемыми факторами. Единственное предположение состоит в том, что исходные числовые данные о сходстве или различии шкалируемых объектов могут быть представлены в виде монотонно возрастающих функций расстояний в евклидовом пространстве. В факторном анализе изначально задаются определенные предположения о связи переменных и факторов; например, алгоритм, предложенный Л. Терстоуном, предполагает линейную зависимость.

Тем не менее при значительных расхождениях в постановке задач и вычислительных алгоритмах факторного анализа и многомерного шкалирования у них одна общая задача — определение по эмпирическим данным минимальной размерности субъективного психологического пространства, т.е. выделение наиболее значимых факторов (латентных переменных), позволяющих содержательно и компактно описывать полученные данные с помощью числовых показателей.

7.2. Исходные данные: матрица субъективных различий

Как правило, исходными данными для психологических измерений, проводимых с помощью метода МШ, являются субъективные оценки сходств или различий, сводимые в так называемую матрицу смещения. Элементом этой матрицы (S_{ij}) является полученная в ходе эмпирического исследования числовая оценка субъективного сходства между парой стимулов i и j или обратная ей величина D_{ij} — мера различия.

Эмпирические оценки субъективных сходств или различий можно получить от испытуемого разными методами — например, оценить относительную частоту принадлежности оцениваемых стимулов к различным классам; использовать метод числовой балльной оценки или процедуру парных сравнений. Выбор метода получения субъективных оценок сходств или различий зависит от конкретных условий — опыта испытуемых, специфики оцениваемых объектов, наличия технических средств. От использования исходной измерительной процедуры существенно зависит, какие данные (по уровню измерения) будут получены — метрические или неметрические, а это в свою очередь определяет то, какая модель МШ используется для анализа матрицы субъективных различий — метрическая или неметрическая.

7.2.1. Метрические аксиомы

Если мы используем вариант метрического МШ, то элементы матрицы различий должны соответствовать следующим метрическим аксиомам расстояния в геометрическом евклидовом пространстве.

1. Рефлексивность различия

$$D_{ij} = 0 \quad (10)$$

подразумевает, что различие между двумя идентичными стимулами (диагональные элементы матрицы различий) должно равняться нулю. Несмотря на очевидность данной аксиомы, она может выполняться далеко не всегда [Тверский, 1977]. Например, в условиях кратковременного тахистоскопического предъявления стимулов или в условиях неблагоприятного функционального состояния испытуемый может и не оценить два одинаковых стимула как абсолютно идентичные.

2. Симметричность различий

$$D_{ij} = D_{ji} \quad (11)$$

означает, что оценка субъективного различия двух стимулов не должна зависеть от временного и пространственного расположения этих стимулов относительно друг друга. Поэтому элементы матрицы различий должны быть симметричными относительно главной диагонали. Например, порядок предъявления пары стимулов i и j во времени (какой был первым, а какой вторым) или в пространстве (какой был слева, а какой

справа) не должен оказывать влияния на оценку величины субъективного различия между ними. Так, на примере оценки различий сигналов азбуки Морзе экспериментально показано, что и эта, казалось бы, очевидная аксиома не всегда выполняется даже при сравнении достаточно простых стимулов (Тверский, 1977).

3. Аксиома треугольника

$$D_{ij} + D_{jk} \geq D_{ik} \quad (12)$$

требуется, чтобы суммарное различие между любыми двумя парами из трех оцениваемых стимулов (i, j, k) было не меньше, чем различие между оставшейся парой стимулов.

В терминах теории измерений это означает, что субъективные оценки различий должны представлять собой величины *на шкале отношений*. Только в этом случае их можно рассматривать непосредственно как метрические расстояния между точками в психологическом пространстве или метрические субъективные расстояния.

7.2.2. Методы получения матрицы субъективных различий

Методы для оценки субъективных различий между сложными стимулами, как правило, аналогичны методам одномерного шкалирования. Большинство методов вполне могут быть использованы для шкалирования многомерных различий. Однако в каждом случае от испытуемого требуется более сложное суждение. Как подчеркивает У. Торгерсон, прямое расширение моделей одномерного шкалирования на модели МШ требует некоторой модификации [Торгерсон, 1958]. Эти изменения определяются, во-первых, усложнением стимулов и, во-вторых, сменой содержания оценочных суждений. В одномерном случае оценка представляет величину стимула на шкале, тогда как в МШ оценивается психологическое расстояние между парами стимулов. Если в ситуации одномерного шкалирования шкала отношений или интервалов строилась для самих оценок стимулов, то теперь эти шкалы строятся для межстимульных различий.

Модель неметрического МШ налагает на элементы исходной матрицы различий более слабые ограничения: достаточно, чтобы оценки различий удовлетворяли отношениям, установленным для шкалы порядка. Методы порядкового шкалирования основываются на ясных и простых принципах, которые легко реализуются в большинстве эмпирических процедур. Например, испытуемому могут быть предъявлены все пары стимулов одновременно, и он должен упорядочить их по степени сходства, используя несколько упорядоченных категорий, например, семь градаций от «максимально похожи» до «максимально различны». Этот прием называется *категориальной сортировкой*. Иногда порядок различия пары стимулов в соответствии с заданными категориями оценивается в баллах по числовой или графической шкале. Такой при-

ем называется *категориальной оценкой*. Как правило, для оптимального выбора более подходящей процедуры оценки субъективных различий, соответствующей специфике шкалируемых объектов и опыту испытуемых, необходимо провести предварительное (пилотажное) исследование.

Информацию о сходстве между шкалируемыми объектами можно получить из данных о *смешении* стимулов, проведя опыт по их опознанию. В этом случае в качестве мер сходства двух стимулов используют получаемые эмпирически условные или совместные вероятности их оценки как одинаковых [см.: Дэйвисон, 1988]. Когда оцениваются *условные* вероятности, в качестве показателя сходства стимулов служит вероятность того, что стимул i был опознан как стимул j . Таким образом, информацию о смешениях получают на основе категориальной идентификации испытуемым предъявляемых стимулов. Тогда в клетку ij матрицы субъективных различий заносится число, равное числу случаев, когда испытуемый идентифицировал стимул i как j [Шенард, 1962]. Частота случаев идентификации стимула i как j может служить мерой их сходства. Например, используя МШ при анализе данных эксперимента по точности опознания различных стимулов, можно установить, какие физические характеристики стимулов приводят к путанице одного стимула с другим, какие виды ошибок и почему делают испытуемые.

Совместные вероятности как показатели сходства оцениваются в том случае, когда психолог хочет установить степень совместной встречаемости двух событий. Например, частота совместного голосования депутатов федерального парламента или регионального органа законодательной власти по целому ряду законов может служить надежной оценкой сходства депутатов между собой. Анализ построенных таким образом матриц встречаемости с помощью МШ позволит обнаружить структуру реального взаимодействия депутатов, высказывающих свое мнение путем голосования по тем или иным государственным вопросам. Это лишь один из возможных примеров использования МШ для исследования внутренней (или скрытой) структуры социальных взаимодействий. Еще одним примером анализа матрицы совместных вероятностей является исследование С. Розенберга и соавторов (1968) психологической структуры черт характера, в котором авторы просили испытуемых оценить своих знакомых с точки зрения максимальной выраженности у них одной из множества черт характера. Мерой сходства двух черт характера был процент испытуемых, приписавших одному и тому же человеку разные черты характера. Таким образом, матрицы вероятностей (условных или совместных) являются хорошей альтернативой прямым оценкам субъективных различий в исследованиях с применением МШ.

Кроме того, испытуемому можно предложить упорядочить все стимулы в один ряд. Такое упорядочивание производится относительно каждого стимула. Сходство двух стимулов может оцениваться по часто-

те их попадания в соседние участки ряда или по среднему количеству других стимулов, разделяющих два сравниваемых.

Как подчеркивает Ч. А. Измайлов, в силу своей простоты и непосредственности особого внимания заслуживает вариант, в котором предлагается упростить работу испытуемого, заменив задачу *оценивания* попарных различий более простой задачей *классификации* стимулов [Гусев, Измайлов, Михалева, 2003]. Пусть имеется множество многомерных стимулов (цвета, шрифты, вкусовые качества пищевых продуктов, геометрические фигуры и т.п.). Для данного множества стимулов $\langle n \rangle$ выбирается произвольный набор классов $\langle k \rangle$ (категорий, наименований) так, чтобы каждый стимул всегда можно было бы отнести по крайней мере к какому-нибудь одному классу. Естественно, что набор классов должен исчерпывать основания классификации стимулов. Например, для множества вкусовых качеств пищевых продуктов можно предложить набор из четырех основных классов (кислый, сладкий, горький, соленый). Классификация заключается в отнесении каждого данного стимула к одному или нескольким классам. Причем если стимул относится к одному классу, например, «кислый» для вкуса, то класс заполняется полным весом стимула, или единицей, если же стимул относится сразу к двум классам, например, «кисло-сладкий», то каждому классу приписывается по половине веса стимула. Если имеет значение место класса в названии, то тому классу, который ставится на первое место, надо приписывать больше веса. Процедура распределения весов стимулов при классификации может быть самой различной, необходимо лишь, чтобы сохранялось порядковое соответствие между распределением весов по классам и предпочтением при классификации стимулов.

В результате классификации стимулов по данному набору классов строится матрица E_{ij} , в которой строка определяется номером стимула $S_1 \dots S_N$, а столбец указывает класс ($A_1 \dots A_k$). Элементом матрицы E_{ij} является число, показывающее вес стимула S_i по классу A_j , просуммированный по числу предъявлений. Каждая строка матрицы представляет собой вектор, компонентами которого служат элементы строки $E_{i1} \dots E_{ik}$. Все строки образуют векторное пространство реакций размерности k (по числу классов). В этом пространстве вводится некоторая мера различия между векторами, и тогда попарные различия всех векторов дадут матрицу субъективных различий между стимулами. Полученная таким образом матрица различий представляет собой исходные данные для их анализа методом МШ. Такая процедура успешно применялась Р. Шепардом и Дж. Кэрролом (1966), а также и Ч. А. Измайловым (1979) для построения субъективного пространства цветоразличения.

Одним из достаточно распространенных и простых способов получения матрицы субъективных сходств или различий между стимулами-объектами является расчет мер сходства или различия по ряду число-

вых оценок этих стимулов, соответствующих различным характеристикам этих объектов. В качестве меры различия между парами объектов можно использовать евклидово расстояние или другую метрику. Например, если измеряемые объекты — испытуемые, то результаты их психологического тестирования по ряду психодиагностических шкал являются такими количественными оценками. По полученным в результате тестирования психодиагностическим оценкам можно рассчитать различные меры сходства между испытуемыми, используя, например, в качестве таковой меры евклидово расстояние.

7.3. Построение пространственной модели шкалируемых объектов

Как уже было сказано выше, построение психологического пространства предполагает решение двух основных задач: определения минимального числа осей для описания структуры субъективных различий между объектами и вычисления координат каждого объекта в этой системе координат.

7.3.1. Определение размерности психологического пространства

Определение минимально достаточного числа осей психологического пространства требует использования критерия, по которому можно количественно оценить величину расхождения между исходной матрицей субъективных различий и итоговой матрицей вычисленных межточечных расстояний. Лишь в идеальном случае такое расхождение может равняться нулю, а в реальных эмпирических данных всегда присутствуют случайные ошибки, поэтому на практике выбирается небольшое численное значение такого критерия.

Например, У. Торгерсон (1958) предлагает следующий метод для определения минимальной размерности пространства. Вычисляется центрированная матрица скалярных произведений между стимулами. Характеристические корни этой матрицы упорядочиваются по величине. Размерность определяется числом собственных векторов, которые соответствуют наибольшим характеристическим корням, так, чтобы разброс данного числа полученных координат вносил достаточно большой вклад в общую дисперсию данных (например, 75 или 90%). Остальная часть дисперсии данных рассматривается как следствие случайных ошибок.

Впервые формальный метод определения минимального числа осей субъективного пространства в ходе построения по эмпирическим данным его пространственной модели был предложен Р. Шепардом (1962). Так же как и в случае достижения монотонности, он основан на преобразовании данных путем растяжения больших и сжатия маленьких рас-

стояний и представляет собой ряд последовательных итераций, в ходе которых меняется положение всех n точек.

При использовании формальных критериев необходимо учитывать, что качество аппроксимации исходных данных построенным пространством тем выше, чем больше выбранное число измерений. При увеличении размерности величина ошибки монотонно убывает, поэтому целесообразно иметь в виду следующее правило: ограничиться таким числом осей r , при котором изменение величины ошибки становится незначительной. Например, при переходе от трех осей к четырем величина ошибки снизилась на 0,2, а при увеличении числа осей до пяти — всего на 0,02. В таком случае мы можем ограничить размерность субъективного пространства четырьмя осями, поскольку добавление пятой не дает значительного повышения качества аппроксимации.

Отметим, что использование формальных критериев определения размерности имеет ограниченную ценность, поскольку выбор величины критерия расхождения исходной и итоговой матриц оказывается достаточно произвольным. Более важными являются другие критерии, которые основаны на хорошей содержательной интерпретации полученного решения. *Содержательная интерпретация* есть конечный результат производимого анализа, и в любом случае именно она определяет и значимость построенного пространства, и правильность выбора размерности.

Поэтому рекомендуется производить отображения точек-стимулов отдельно в одно-, двух-, трех- и т.д.-мерные пространства, строить там конфигурации точек и затем выбрать из них такую, которая с точки зрения содержательной интерпретации будет наиболее подходящей. Для хорошей интерпретации существенно правильное направление осей координат. В некоторых случаях направление осей координат выбирается в ходе самого алгоритма построения пространственной модели, но в большинстве алгоритмов МШ оси координат имеют произвольное направление, поэтому для облегчения содержательной интерпретации, так же как при факторном анализе, используют процедуру *вращения пространства* с тем, чтобы получить оси, связанные с определенными группами стимулов.

7.3.2. Вычисление координат

К настоящему времени для вычисления координат точек в психологическом пространстве различными авторами разработано большое количество разнообразных алгоритмов, которые зависят от природы исходных данных, выбора конкретной модели МШ и других моментов.

Метод ортогональных проекций. Одним из наиболее простых метрических методов МШ является метод ортогональных проекций [см. описание: Гусев, Измайлов, Михалевская, 2003]. В данном методе в качестве первой оси принимается максимальное субъективное расстояние

между двумя объектами, а остальные точки ортогонально проектируются на эту произвольно выбранную ось. Это достаточно грубый метод, и в настоящее время он редко применяется.

Метод У. Торгерсона. Метод метрического МШ, описанный в работах Торгерсона (1952, 1958), свободен от большинства недостатков метода ортогональных проекций и дает решение, независимое от начального этапа вычислений. Как было отмечено выше, он основан на процедурах аппроксимации исходной матрицы матрицей меньшего ранга [Янг, Хаусхольдер, 1938, 1941]. Теорема Янга и Хаусхольдера дает возможность проверить: 1) возможно ли разместить исходную совокупность точек в вещественном евклидовом пространстве, и если возможно, то 2) какова его минимальная размерность и 3) чему равны координаты точек на этих осях [подробнее см.: Терехина, 1986; Измайлов, 1980].

Сложность применения указанной теоремы заключается в том, что реальные эмпирические данные о субъективных расстояниях всегда получаются с ошибками, а когда используются исходные ошибочные оценки, то строгое решение указанных выше трех задач становится невозможным. Заслугой У. Торгерсона является то, что разработанный им вычислительный алгоритм позволяет получать единственное решение по реальным эмпирическим данным и компенсировать случайные ошибки измерений для каждой отдельной точки. Полученное решение не зависит от случайных ошибок измерения субъективных различий, поскольку оно определяется структурой сразу *всех стимулов*. Как отмечает А. Ю. Терехина, к недостаткам метода Торгерсона следует отнести то, что для отображения точек-стимулов в искомое координатное пространство используется только принцип ортогональных проекций [Терехина, 1986]. В том случае, когда структура стимулов имеет выраженный нелинейный характер, этот метод работает некорректно. В современных алгоритмах МШ используются так называемые нелинейные методы, которые позволяют при переходе из пространства высокой размерности в искомое пространство низкой размерности максимально сохранить геометрическую структуру исходных данных, т.е. передать ее с минимальными искажениями [Терехина, 1986; Дейвисон, 1988].

Алгоритм Янга—Торгерсона. Построение пространственной модели производится в два последовательных этапа [см.: Измайлов, 1980]. На первом этапе исходная матрица различий анализируется метрическим методом Торгерсона. По числу наибольших характеристических корней определяется размерность пространства и, таким образом, формируется исходная конфигурация для n точек, между которыми вычисляются $n(n-1)/2$ межточечных расстояний.

На втором этапе данная конфигурация проверяется на выполнение условия *монотонности*. Для этого строится так называемая *диаграмма монотонности*. Она представляет собой график, осью абсцисс которого

служат вычисленные межточечные расстояния, а осью ординат — исходные субъективные оценки межстимульных различий. Каждой паре точек-стимулов (i, j) на этой диаграмме будет соответствовать точка с абсциссой d_{ij} и ординатой \bar{d}_{ij} . Условие монотонности означает, что от начальной точки графика каждая последующая точка должна располагаться только правее или выше предыдущей, но никогда не может быть ниже или левее. Если, следуя этому правилу, соединить последовательно все точки отрезками, то получится график, характеризующий монотонность связи между межточечными расстояниями и исходными различиями. Очевидно, что если для каких-либо пар точек-стимулов (i, j) монотонность не выполняется, то точки, представляющие их на диаграмме монотонности, не попадут на построенный график, а будут левее или ниже его. Для каждой выпавшей из графика точки можно вычислить ее отклонение от графика по оси абсцисс расстояний (по оси ординат это отклонение измерять не нужно, поскольку порядок различий задан как исходный), и сумма этих отклонений

$$\sum (d_{ij} - \bar{d}_{ij})^2, \quad (13)$$

покажет степень несоответствия данной диаграммы условию полной монотонности.

Данный метод определения количественной меры достижения монотонности был разработан Дж. Краскалом (1964), и предложенная им мера названа *стрессом*. Аналогичной количественной мерой достижения монотонности в алгоритме Янга—Торгерсона служит показатель, названный авторами *индексом адекватности* и основанный на вычислении указанного выше показателя стресса. Вычислительная процедура носит итерационный характер.

В современных статистических системах используются различные показатели соответствия исходных данных найденному решению. Например, в системе *SPSS 17.0* их шесть: четыре различных индекса стресса, показатель объясненной дисперсии и коэффициент конгруэнтности Тьюки. Чем ниже значение показателей стресса (они изменяются в диапазоне от 0 до 1), тем меньше расхождение между вычисленными межточечными расстояниями и исходными субъективными оценками межстимульных различий. Для показателей объясненной дисперсии и коэффициента конгруэнтности Тьюки — наоборот: чем ближе их значения к 1, тем лучше соответствие.

7.4. Построение метрической модели

В ходе построения пространственной модели данных необходимо измерять вычисленные расстояния между точками-стимулами, чтобы соотносить их с исходными оценками различий. Для вычисления расстояний в n -мерном пространстве необходимо вводить *метрику*, т.е. спо-

соб расчета межточечных расстояний. Выбор метрики для психологического пространства также основывается скорее на содержательно-психологических соображениях, чем на формальных.

Рассматривая данный вопрос, Шенард (1964) предлагает условное деление стимулов на два класса в зависимости от их перцептивной целостности. Имеется в виду, что одни стимулы воспринимаются как целостные образования и обычно сознательно не анализируются, например, цвета, запахи, фонемы и т.п. Другие стимулы явно различаются по нескольким не связанным между собой признакам: например, в эксперименте Выготского—Сахарова геометрические фигуры различались по величине, цвету и форме. В пространственной модели «неанализируемых» стимулов удобнее использовать *евклидову метрику*. Инвариантность евклидова расстояния относительно вращения систем координат (изотропность евклидова пространства) соответствует в данном случае такому типу поведения испытуемого, как если бы он оценивал различия между простыми, одномерными объектами. В случае явно «анализируемых» стимулов, когда итоговая оценка составляется как бы последовательным добавлением очередного признака, более подходит так называемая *city-block*, или «Манхэттен»-метрика. Данное название эта метрика получила по аналогии с четким прямоугольно-параллельным расположением улиц и кварталов известного нью-йоркского района — Манхэттена. Так, чтобы пешеходу попасть из точки A в точку B этого района, ему следует пройти до конца улицы, свернуть направо или налево, далее пройти по следующей улице и свернуть в нужном направлении, т.е. преодолеть расстояние от A до B не по прямой (как если бы он летел на вертолете — это евклидова метрика), а следуя по отдельным прямым улицам.

И метрика *city-block*, и евклидова метрика являются частными случаями одной общей функции

$$d_{ij} = \left[\sum_{k=1}^r (x_{ik} - x_{jk})^p \right]^{\frac{1}{p}}, \quad (14)$$

где d_{ij} — расстояние между объектами i и j в пространстве размерностью r ; p — коэффициент, соответствующий той или иной метрике; x_{ik} — координата объекта i на оси k ; x_{jk} — координата объекта j на оси k .

Выражение (14) соответствует известной метрике Минковского — наиболее общему способу расчета межточечных расстояний в многомерном пространстве. Для случая *city-block* $p = 1$, а для евклидовой метрики $p = 2$.

Как показывает опыт проведения психологических измерений с использованием метода МШ, выбор метрики определяется не только тем, «анализируемые» стимулы или «неанализируемые», и не ограничивается двумя приведенными видами метрик. Некоторые авторы предлагают

использовать нескольких значений p и выбирать наиболее интерпретируемое решение. Например, для пространственной модели цвето-различия *Крускал* (1964), варьируя в выражении (14) значения показателя p от 1 до 5, получил, что в данном случае наиболее подходит метрика с $p = 2,5$. В другой работе *Шепардом* (1962) было показано, что при построении пространства цветоразличия можно принять евклидову метрику.

По-видимому, при выборе конкретной метрики следует руководствоваться самым общим соображением: различные геометрические модели субъективных пространств могут иметь различные метрики, поэтому в каждом отдельном случае следует подходить к решению этого вопроса конкретно и содержательно.

Использование алгоритмов неметрического МШ при обработке субъективных данных о сходствах или различиях стимулов совсем не исключает того, что при определенных условиях можно получить метрический результат. Так, еще в 1962 г. Р. Шепард писал о возможности построения метрического субъективного пространства на основе порядковых данных. Сама идея такого подхода достаточно проста: возможность получения метрической информации из неметрической следует из избыточности самой информации, содержащейся в исходных данных, поскольку при большом количестве стимулов и намного меньшем числе координатных осей система уравнений, необходимая для построения пространственной метрической модели, избыточно переопределена необходимыми параметрами. Хорошим примером является исследование *Ландберга* и *Экмана* (1973), в котором студентов Стокгольмского университета просили оценить расстояние между 30 городами земного шара по 100-балльной шкале. В результате была получена двумерная конфигурация расположения городов, которая очень точно соответствовала реальным расстояниям на географической карте.

7.5. Развитие моделей многомерного шкалирования

Выше были описаны так называемые *классические* модели метрического и неметрического МШ [*Торгерсон*, 1952; *Шепард*, 1962; *Краскал*, 1964]. Их характерная особенность заключается в том, что анализируется лишь одна матрица различий. В тех же случаях, когда исследователь имеет несколько таких матриц, он вынужден либо анализировать их по отдельности, либо усреднять все данные, сводя в одну матрицу. Поскольку индивидуальные различия представляют для психологов большой интерес, классические модели МШ были расширены путем включения в них не только групповых, но и индивидуальных данных.

Следующим серьезным вкладом в разработку новой идеологии в МШ (после работ *Шепарда* и *Крускала*) была разработка *Мак Ги* (1968) так называемого *реплицирующего МШ* (*replicated MDS*), распространившего МШ на одновременный анализ более чем одной матрицы сходств. Характерной особенностью этого подхода является то, что он применяет одну и ту же модель евклидовой метрики к нескольким матрицам различий *одновременно*. Основное допущение данного подхода заключается в том, что всем отдельным матрицам данных соответствует одна и та же пространственная конфигурация стимулов. Из этого следует, что с точностью до случайной ошибки все матрицы одинаковы и, таким образом, повторяют одна другую. Используя процедуру реплицирующего МШ (например, в системе *SPSS*), исследователь получает возможность одновременно анализировать несколько отдельных матриц и строить единое субъективное пространство по данным нескольких испытуемых. Хорошим примером использования данного подхода в МШ может служить работа *Якобовича* (1974), где предпринято исследование развития речи у детей. В его эксперименте детей 5, 7, 9 лет и взрослых (по 15 человек в группе) просили оценить различие между 15 парами частей человеческого тела. Данные по каждой группе в отдельности (15 повторяющихся матриц) обрабатывались реплицирующим МШ.

Другим серьезным продвижением в МШ (после разработки неметрического МШ) по праву считают работы *Кэррола* и *Чанга* (1970, 1972), *Харшмана* (1972) и *Таккера* (1972). Поскольку первоначальная модель *Торгерсона* не допускала каких-либо индивидуальных различий в процессе оценивания испытуемыми сходства стимулов, а индивидуальные различия представляют для психологов особый интерес, этими авторами была разработана новая модель — *индивидуальное шкалирование*, или *взвешенная модель* МШ. В этой обобщенной модели, основанной также на евклидовой метрике, предполагается, что между несколькими исходными матрицами могут быть нелинейные и немонотонные различия. Таким образом, предполагается существование индивидуальных различий гипотетических субъективных пространств отдельных испытуемых. Название «взвешенная» модель МШ получила в силу предположения о том, что координаты стимулов для каждого отдельного испытуемого связаны с координатами групповой матрицы некоторыми весовыми коэффициентами. Эти весовые коэффициенты и являются оценками индивидуальных различий. Данный подход также называют *анализом точек зрения*, поскольку получаемые весовые коэффициенты наглядно показывают, что эксперт S_1 придает при сравнении стимулов большее значение одной оси, а эксперт S_2 — другой. В психологии индивидуальных различий и в психодиагностике использование этой модели может быть очень полезно.

Модели индивидуальных различий в МШ достаточно широко применяются в психологии, главным образом для изучения индивидуальной специфики оценок сложных стимулов различными людьми или различными группами людей, поскольку позволяют получить количественное (координатное) описание не только стимулов, но и испытуемых, что обеспечивает более широкий анализ по сравнению с классическими подходами МШ. В ряде современных статистических систем представлены хорошие реализации взвешенной модели МШ, например, в системе *SPSS* в настоящее время представлены две процедуры МШ — *ALSCAL* и *PROXSCAL*, позволяющие анализировать несколько матриц с данными, полученными от разных испытуемых или различных групп испытуемых.

Нередко в литературе по методологии МШ выделяют в качестве отдельного еще один подход к решению задачи построения дистанционной модели, основанной на данных о субъективных предпочтениях оцениваемых стимулов. Впервые эти идеи были предложены *К. Кумбсом* (1964), а затем развиты в работах *Дж. Кэрролла* (1972). Иногда этот подход называют моделью *развертывания*. В соответствии с представлениями Кумбса каждый испытуемый (A, B, C, \dots, N), дающий численные оценки своих предпочтений каких-либо стимулов ($S_1, S_2, S_3, \dots, S_j$), может быть охарактеризован набором параметров x_{ak} , которые являются координатами их идеальных точек ($I_A, I_B, I_C, \dots, I_N$) в многомерном субъективном пространстве стимулов. Координата x_{ak} — это то значение на оси k этого пространства, которое испытуемый A считает для себя идеальным, т.е. максимально предпочитаемым. Таким образом, в дистанционной модели предпочтений предполагается, что человек дает оценки о предпочтениях определенных стимулов посредством сравнения координат каждого стимула с координатами некой идеальной точки своего субъективного многомерного пространства. Те стимулы, которые расположены дальше от этой гипотетической идеальной точки, ему нравятся меньше, те, которые расположены рядом с ней, — больше. В результате использования созданного на основе этой модели вычислительного алгоритма кроме координат точек-стимулов ($S_{1\dots j}$) дополнительно рассчитываются координаты идеальных точек, соответствующих каждому испытуемому ($I_{A\dots N}$). Представление об идеальной точке, предложенное Кумбсом, на наш взгляд, достаточно эвристично, поскольку позволяет моделировать процессы субъективных предпочтений в социальной психологии (изучение структуры предпочтений в группе), психологии личности (исследование структуры самооценки), психологии профессий (субъективные предпочтения при выборе профессии), политической психологии (изучение расстановки и соотношения сил перед выборами) и т.д.

Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Многомерное шкалирование»

Задание. ПОСТРОЕНИЕ СУБЪЕКТИВНОГО ПРОСТРАНСТВА ПРЕДСТАВЛЕНИЙ ОБ ОТРАСЛЯХ ПСИХОЛОГИИ

Цель задания. Практическое освоение метода МШ и овладение навыками применения его в психологических исследованиях для измерения сложных субъективных переменных и построения геометрической модели различения сложных стимулов.

Методика

Аппаратура и программное обеспечение. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для подготовки и выполнения учебного задания используется компьютерная программа *mms.exe*, подготовленная авторами с помощью специальной компьютерной программы *ScaleMake*, позволяющей конструировать методики, использующие процедуры шкалирования [Кремлев, Гусев, 1993–2010]*. С помощью этой программы-конструктора преподаватели и студенты могут самостоятельно разработать другой вариант учебного задания, используя разнообразные текстовые или графические стимулы.

Стимуляция. В центре экрана монитора парами предъявляются названия 11 отраслей психологической науки и практики: общая психология, психофизиология, нейропсихология, социальная психология, педагогическая психология, зоопсихология, психология труда, клиническая психология, возрастная психология, психотерапия, психологическое консультирование. Длительность предъявления — 1,5–2,0 с.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает полученные данные.

После предъявления пары стимулов в течение трехсекундного интервала испытуемый должен оценить по десятибалльной числовой шкале степень их *различия*: 1 — минимальное различие, 9 — максимальное. Ответы либо вводятся с цифровой клавиатуры персонального компьютера, либо испытуемый с помощью «мыши» указывает определенное числовое значение внизу экрана. Всего в опыте используется 14 стимулов, что составляет $12(13 - 1)/2 = 66$ пар. Каждая пара предъявляется по три раза. Предъявления производятся в случайном порядке.

Опыт состоит из тренировочной (10 проб) и основной (198 проб) серий. Если испытуемый по какой-то причине не дал ответа, то предъявление пары стимулов повторяется.

При планировании подобного рода измерительных процедур перед исследователем нередко встает такой вопрос: «Какое количество наблюдений и от какого количества испытуемых будет достаточно для получения надежных результатов при анализе групповой матрицы?» Строгий ответ на этот вопрос дать

* Файл исполняемого учебного задания и инструкцию по его использованию можно взять на сайте издательства. [Электронный ресурс]. — Режим доступа: www.aspectpress.ru или на сайте ООО «УМК «Психология». [Электронный ресурс]. — Режим доступа: <http://psychosoft.ru>.

трудно, но мы вслед за *М. Дейвисоном* (1988) сформулируем такое эмпирическое правило: число усредняемых оценок M для каждой пары стимулов должно быть по крайней мере в 20 раз большим, чем произведение числа стимулов S на число ожидаемых координатных осей K : $M = 20 \times S \times K$. Например, если в нашем опыте мы ожидаем получить трехмерное субъективное пространство, то при 12 стимулах и трех повторных предъявлениях испытуемому каждой пары стимулов для получения достоверного решения следует усреднить данные не менее 240 респондентов: $3 \times N = 20 \times 12 \times 3$, т.е. $N = 240$. Это означает, что для получения надежных результатов нужно иметь достаточно много оценок субъективных различий: или использовать большое число испытуемых, или от каждого испытуемого получать большое количество оценок. Естественно, что применение такого правила касается в первую очередь серьезных исследовательских проектов, а для выполнения учебного задания в практикуме вполне можно ограничиться усреднением данных одной академической группы студентов.

Обработка результатов. После окончания опыта каждый студент получает распечатку матрицы субъективных различий 12×12 , каждый элемент этой матрицы является результатом усреднения трех оценок. Каждый студент должен усреднить свои данные с данными еще не менее 10–12 студентов. Эти данные также можно записать в обычный текстовый файл. Для дальнейшей обработки результатов следует воспользоваться одной из современных статистических систем, в состав которой входят методы МШ. Ниже будет показано, как обрабатывать результаты в статистической системе SPSS, поскольку она наиболее распространена среди психологов.

Обработка данных и анализ результатов в системе SPSS

После выхода в свет уже нескольких русскоязычных версий статистической системы SPSS* можно с уверенностью говорить, что она нашла достаточно широкое распространение не только среди наших зарубежных коллег, но и в России.

После вызова программы из *Windows* вы попадаете в электронную таблицу редактора данных и сразу же можете вводить данные в первую переменную (*var00001* — общая психология, *var00002* — психофизиология и т.д.). Для удобства дальнейшей работы все переменные лучше назвать их реальными именами: общая психология, психофизиология, нейропсихология, социальная психология, педагогическая психология, зоопсихология, психология труда, клиническая психология, возрастная психология, психотерапия, психологическое консультирование. Если усредненные данные имеются в виде компьютерного файла, то их можно без труда импортировать в SPSS в виде полной матрицы субъективных различий. Естественно, что все диагональные элементы матрицы будут нулями.

Переход к процедуре МШ осуществляется следующим образом: меню — «Анализ», подменю — «Шкалирование», а в нем — пункт «Многомерное шкалирование». В SPSS Statistics 17.0 имеются две статистические процедуры, реализующие алгоритмы метрического и неметрического МШ, — *ALSCAL* и *PROXSCAL*. Последняя процедура, разработанная сотрудниками факультета социальных и пове-

* В настоящем учебном пособии рассматривается порядок работы в системе SPSS Statistics 17.0 (русскоязычная версия).

денческих наук Лейденского университета (Нидерланды), более универсальна, в ней представлено большее количество возможностей для обработки данных. Для решения нашей задачи сначала воспользуемся процедурой *ALSCAL*. После вызова процедуры МШ в правом окне выделите «мышкой» все переменные и перенесите их в окно «Переменные», нажав на кнопку со стрелкой.

Следующий важный этап работы — выбор основных параметров работы процедуры МШ. В первой группе параметров («Расстояния») указывают, что собой представляют исходные эмпирические данные. Процедура МШ работает с двумя типами данных: 1) матрица субъективных расстояний («Данные содержат расстояния») или 2) матрица смешения, содержащая субъективные оценки каждого из предъявленных стимулов в отдельности, полученных от испытуемого каким-либо способом, например методом числовой балльной оценки по нескольким характеристикам*. Например, мы могли предложить испытуемому оценить отрасли психологии по степени известности среди населения, теоретичности или практичности, сложности концептуального аппарата, близости к естественным наукам и т.д. Тогда исходные данные не являются прямыми оценками субъективных различий, и нужно выбрать другой вариант — «Вычислить расстояния по данным».

В нашем случае исходные данные — это квадратно-симметричная матрица различий** (форма — «Квадратная симметричная»), поэтому данный параметр, установленный в программе по умолчанию (т.е. исходно), изменять не нужно. Когда же в опыте получена асимметричная матрица и у исследователя есть основание думать о невыполнении аксиомы симметричности, следует указать другую форму матрицы данных («Форма») — квадратную асимметричную («Квадратная асимметричная»).

Как было отмечено выше, в данной опции имеется возможность не только работать с матрицей субъективных различий, полученных непосредственно в ходе опыта, но и получать оценки субъективных различий не прямо (т.е. в результате прямого сравнения стимулов), а косвенно — расчетным путем, например, из оценок испытуемыми предъявляемых стимулов по отдельности («Вычислить расстояния по данным»). Субъективные расстояния между двумя стимулами-объектами могут быть вычислены из оценок испытуемым каждого стимула по отдельности тремя различными способами, исходя из особенностей измерительной процедуры и уровня проведенных измерений:

- 1) если исходные данные представляют собой интервальный уровень измерения, то к ним может быть применена одна из пяти метрик, например евклидова, сити-блок и т.д.;
- 2) если данные представляют собой частоты, с которыми i -й стимул оценивался как равный j -му стимулу, то вычисляются меры сходства хи-квадрат или фи-квадрат;
- 3) если оценки стимулов получены по номинальной шкале и представляют собой результат бинарной классификации (например: «1» означает,

* Эта возможность позволяет психологу обрабатывать одни и те же данные и с помощью факторного анализа, и с помощью многомерного шкалирования.

** Для симметричной матрицы различий может быть заполнена ее нижняя левая часть, а верхняя правая часть может быть заполнена любыми числами, например нулями.

что объекты i и j относятся к некоторому классу A_i , а «0» — что не относятся), то для расчета субъективного сходства между этими двумя объектами на основании такого рода бинарных оценок может быть использована одна из шести адекватных метрик.

Следующий важный шаг — выбор параметров модели МШ («**Модель**»). Главное в данном пункте — это правильно указать уровень проведенных измерений («**Шкала измерений**»), т.е. указать, с какими данными вы имеете дело — метрическими («**Интервальная**» или «**Отношений**») или неметрическими («**Порядковая**»). Как было сказано выше, данным, измеренным по шкале порядка, адекватна неметрическая модель МШ, а более «сильным» данным, измеренным по шкалам интервалов или отношений, соответствует метрическая модель. В случае анализа порядковых данных, которые по своей сути представляют дискретные величины и, как правило, выражаются целыми числами, SPSS предоставляет возможность сделать исходные оценки более дифференцированными. Для этого в вычислительную процедуру неметрического МШ можно включить одну дополнительную опцию — «**Развязывать связанные**». Этот прием дает возможность некоторым оптимальным образом преобразовать дискретные переменные в непрерывные, что позволяет решить проблему численного совпадения (или связи) большого количества одинаковых ранговых значений, полученных для разных наблюдений. В рамках реализации алгоритма неметрического МШ, когда для достижения монотонности производится трансформация исходных данных, эта процедура позволяет несколько повысить (скорректировать) точность проведенных измерений. Насколько эффективно и полезно включение данной опции, нам достоверно неизвестно.

Для начала в качестве шкалы измерений мы выберем **интервальный** уровень измерений.

Для обработки одной индивидуальной или одной усредненной групповой матрицы данных (как в нашем опыте) в пункте «**Обусловленность**» следует оставить установленный по умолчанию параметр «**Матричная**». Из таких же соображений в пункте «**Модель шкалирования**» оставляем без изменения параметр «евклидово расстояние». Для реализации моделей индивидуальных различий, когда обрабатывается несколько индивидуальных матриц, эти две группы параметров требуют изменения.

Кроме того, здесь же указывается минимальное и максимальное количество ожидаемых осей многомерного пространства («**Размерность**»). Очевидно, что в процессе поиска наилучшего решения параметры вычислительного алгоритма МШ могут меняться. После установки всех параметров необходимо нажать на кнопку «**Продолжить**».

В последнем пункте — «**Параметры**» — заказывают дополнительные возможности вывода результатов МШ и ряд числовых критериев, определяющих нюансы работы расчетного алгоритма МШ. В первой группе («**Вывести**») стоит заказать выдачу графика геометрической модели субъективного пространства («**Групповые графики**»), а также возможность записи в файл результатов справочной информации обо всех выбранных выше параметрах («**Сводка по модели и параметрам**»). Во второй группе опций («**Критерии**») не стоит делать никаких изменений — пусть все параметры останутся заданными по умолчанию. Заметим лишь, что эти параметры определяют количество итераций вычислитель-

ного алгоритма МШ и в принципе могут повлиять на точность и оптимальность вычислений координат стимулов. После нажатия на кнопку «**Продолжить**» вы возвращаетесь в основное меню и можете запустить выполнение процедуры ALSCAL МШ, нажав на кнопку «**ОК**».

В распечатке результатов (окно «**Вывод 1**») приводится следующая информация (по порядку).

1. Сводка всех выбранных параметров модели и опций.

2. Изменение величины «стресса» (по Янгу) на каждом шаге итерации. Отметим, что в соответствии с заданным в опциях критерием вычисления прекращаются в том случае, когда: а) величина стресса становится меньше заданной величины ($Minimum\ S-stress = 0,00500$); б) изменение величины стресса на следующем шаге итерации очень незначительно ($Convergence\ Criterion = 0,00100$); в) достигается максимальное число итераций ($Maximum\ Iterations = 30$).

3. Величины стресса (S -стресс по Янгу и стресс по Краскалу) и квадрата коэффициента корреляции (RSQ) исходной матрицы субъективных различий и матрицы межстимульных расстояний, вычисленных моделью. Величина RSQ показывает, какая часть дисперсии вычисленных расстояний между шкалируемыми объектами объясняется вариацией соответствующих им исходных оценок субъективных различий. Это основные показатели для оценки «хорошести» соответствия расчетов использованной модели МШ исходным данным.

4. Координаты стимулов в n -мерном пространстве. Напомним, что минимальная и максимальная величины n задавались в подменю *Размерность* при выборе параметров модели.

5. В самом конце распечатки указывается, какие построены графики.

Основные рисунки — это графики расположения стимулов в двух- и трехмерном евклидовом пространстве или геометрическая модель субъективного пространства, построенная по рассчитанным выше координатам стимулов (см. пункт 4). Кроме того, полезно также посмотреть и на график соответствия субъективных различий (ось абсцисс — Преобразованные близости) рассчитанной моделью расстояниям (ось ординат — Расстояния). Эта так называемая диаграмма рассеяния линейной подгонки является наглядным графическим представлением качества этого соответствия и, по сути дела, соответствует указанной выше коэффициенту корреляции (RSQ). Фактически чем лучше точки ложатся на прямую линию, тем точнее модель воспроизводит исходные эмпирические данные.

В ходе освоения описанной выше процедуры МШ целесообразно провести обработку с учетом различных параметров модели МШ: уровня измерений (порядковый и интервальный), размерности субъективного пространства.

Анализ и обсуждение результатов. В ходе анализа полученных результатов (начнем с метрического варианта решения) нужно рассмотреть проблему *определения минимальной размерности* полученного пространства. Для ее решения необходимо сопоставить величины стресса (по Янгу и Краскалу) и процента объясняемой дисперсии (коэффициент RSQ) для пространств различной размерности. Значительное понижение величины собственного значения при переходе от n -мерного решения к $(n + 1)$ -мерному свидетельствует о достаточности n измерений и избыточности $(n + 1)$ -й координаты. Близкие значения для обоих решений скорее свидетельствуют в пользу необходимости учитывать и $(n + 1)$ -ю координату.

«Важность» каждой следующей оси анализируемого пространства оценивают также и по величине ее вклада в общий процент объясняемой дисперсии. Строго говоря, какой-либо определенный рецепт, касающийся критической величины суммарного процента объясняемой дисперсии, дать достаточно трудно. Здесь лучше полагаться на здравый смысл и опыт. Тем не менее будет уместно сделать два замечания: во-первых, явно не стоит добиваться (и поэтому ожидать) очень высокого суммарного процента, поскольку в измерениях всегда присутствует известная доля экспериментального «шума»; во-вторых, опыт многих психофизиков показывает, что в пилотажных работах 70–75% объясняемой дисперсии считается очень хорошим показателем, и даже в хорошо спланированных исследованиях он не часто превышает 90%.

Вывод о минимальной размерности должен быть согласован с содержательной интерпретацией осей координат, которая составляет вторую важную проблему анализа результатов. На этой стадии анализа результатов необходимо построить двух- и трехмерные графические модели субъективного пространства и очень внимательно проанализировать взаимное расположение точек-стимулов. При невозможности построить трехмерные диаграммы вручную можно ограничиться анализом двухмерных графиков (оси: 1–2, 1–3, 2–3, 1–4 и т.д.) либо воспользоваться любой компьютерной программой, обеспечивающей трехмерную графику. Это несложно сделать в статистической системе *SPSS*, для чего нужно ввести матрицу координат стимулов в редактор данных и воспользоваться пунктом «Графика» из основного меню, где из множества вариантов предлагаемых рисунков выбрать подходящий: тип графика — «**Рассеяния/точки**», вид диаграммы — «**Трехмерная диаграмма рассеяния**». Более опытные пользователи могут воспользоваться режимом «**Конструктор диаграмм**».

По графикам необходимо определить, каким образом по различным осям группируются относительно друг друга шкалируемые переменные и по возможности дать этим осям простую и однозначную интерпретацию.

После определения минимальной размерности субъективного пространства следует выбрать **порядковый** уровень измерения и обработать матрицу субъективных различий с помощью алгоритма неметрического МШ одним из предложенных методов, также выбрав евклидову метрику и задав определенное ранее число осей. После построения графиков результатов неметрического решения их нужно сравнить с аналогичными графиками результатов метрического решения и проанализировать сходство и различие.

Обработка нескольких матриц: использование моделей индивидуальных различий

В том случае, если источником эмпирических данных служат несколько матриц, полученных от разных испытуемых или разных групп испытуемых, используются модели индивидуальных различий. В рамках данного учебного задания было бы очень интересно получить данные о различиях отраслей психологии от студентов-психологов и студентов-непсихологов и сравнить субъективные пространства представителей различных групп испытуемых. Рассмотрим использование процедуры *PROXSCALE*. Эта процедура более мощная и универсальная по сравнению с *ALSCAL*, поскольку она позволяет реализовывать на много большее число моделей МШ.

Для начала следует запустить процедуру «**Многомерное шкалирование**» (*PROXSCALE*). Как и при использовании предыдущей процедуры, сначала определяем, что собой представляют исходные данные: в качестве **формата** данных указываем, что наши данные представляют собой оценки субъективных различий — **Данные близости***. Как вариант можно вычислить близости по данным оценивания шкалируемых переменных по нескольким различным характеристикам с помощью расчета одной из метрик, например евклидовой метрики или *city-block*.

Поскольку мы имеем более одной матрицы субъективных различий (т.е. несколько источников данных о различиях), то в разделе «**Число матричных источников**» указываем, что их «**Несколько**», тем самым мы подтверждаем, что будем использовать одну из моделей индивидуальных различий.

Далее необходимо указать, каким образом в электронной таблице располагаются отдельные матрицы. В том случае, если матрицы расположены одна под другой, в разделе «**Несколько источников**» указываем — «**Близости в составных матрицах по столбцам**». Как вариант каждая матрица может быть упорядочена в один столбец (все переменные — одна под другой) — «**Близости в столбцах — один источник на столбце**» или все данные помещены в один длинный столбец — «**Близости в одном столбце**». В последних двух вариантах, естественно, в матрице данных должны быть введены дополнительные переменные, которые обозначат, где начинается одна матрица и заканчивается другая, где начинается одна переменная и заканчивается другая.

Очень важно определиться с основными параметрами модели шкалирования (нажимаем на кнопку «**Модель**»). Сначала задаем одну из моделей шкалирования (их четыре, все они основаны на евклидовой метрике). Модель «**Тождество**» реализует вариант так называемого *реплицирующего* МШ и предполагает, что психологические пространства, соответствующие разным источникам данных (т.е. эмпирических данных из разных матриц), имеют одинаковую пространственную конфигурацию.

Вариант «**Взвешенная евклидовая**» — это типичная модель индивидуальных различий, предполагающая, что каждому источнику данных соответствует свое пространство, но тем не менее имеются оси, общие для всех пространств, и эти оси имеют веса, индивидуальные для каждого источника. Из этого следует, что координаты стимулов для каждого отдельного испытуемого связаны с координатами групповой матрицы некоторыми весовыми коэффициентами, которые являются оценками индивидуальных различий.

Модель «**Обобщенная евклидовая**» также относится к моделям индивидуальных различий. Она предполагает, что каждому источнику данных соответствует свое индивидуальное пространство, которое может быть приведено к общему пространству путем линейных преобразований с учетом специфического веса каждой оси.

Модель «**Уменьшенного ранга**» — вариант обобщенной евклидовой модели, в ней психолог может задавать размерность индивидуального пространства от 1 до некоторого максимального числа осей.

* В литературе по МШ в качестве термина, обозначающего субъективные оценки сходств или различий шкалируемых объектов, используется обобщающий термин «близости» (англ. эквивалент — *proximities*).

Далее при выборе параметров модели необходимо указать, какие преобразования исходных оценок субъективных близостей используются вычислительным алгоритмом для достижения монотонности: пропорциональные («**Отношение**»), линейные («**Интервал**»), порядковые («**Порядковое**»), полиномиальные («**Сплайн**»). Этот выбор осуществляется в зависимости от предполагаемого уровня измерений и определяет, какой подход — метрический или неметрический — будет реализован. Кроме того, нужно указать, каким образом будут применяться указанные выше преобразования — «**Внутри каждого источника отдельно**» или «**По всем источникам одновременно**».

Далее указывается, какие данные содержатся в матрице близостей — это «**Различия**» или «**Сходства**». В соответствии с инструкцией испытуемому в нашем опыте это оценки различий.

В заключение указывается число осей моделируемого пространства: «**Минимум**» и «**Максимум**». Следует начинать с избыточной размерности.

В разделе «Ограничения» делать каких-либо изменений не нужно, поскольку у нас нет предварительной информации о структуре пространства.

Можно задать некоторые **параметры**, определяющие работу алгоритма МШ. В их число входит возможность выбора начальной пространственной конфигурации шкалируемых объектов. Например, вариант «**Симплекс**» предполагает, что они располагаются на одинаковом расстоянии друг от друга в пространстве максимальной размерности, а вариант «**Торгерсон**» представляет собой классическое решение, предложенное Торгерсоном. При выборе начальной конфигурации, как правило, используют первый вариант («**Симплекс**»), заданный в *SPSS* по умолчанию.

Величины критериев сходимости заданы авторами алгоритма достаточно оптимально, поэтому их изменять не следует. А вот в разделе «**Графики**» необходимо заказать построение как «**Общего пространства**», так и графики «**Индивидуальных пространств**». Для того чтобы оценить, насколько адекватно выбранная модель описывает исходные данные, полезно заказать построение еще двух графиков: «**Исходные близости против трансформированных**» (так можно оценить степень произведенных моделью трансформаций для отображения исходной конфигурации объектов в пространстве выбранной размерности) и «**Преобразованные близости против расстояний**» (так можно оценить «хорошесть» соответствия данных о субъективном сходстве или различии шкалируемых объектов полученным на их основе расстояниям между точками, представляющими их в евклидовом пространстве заданной размерности).

В заключение можно определить содержание файла результатов: таблицу координат объектов общего пространства и индивидуальных пространств, веса индивидуальных пространств и другую информацию о результатах построения модели. Для анализа индивидуальных данных весьма полезно проанализировать таблицу распределения величин стресса по отдельным источникам данных и для каждого шкалируемого объекта — это так называемая декомпозиция нормализованного простого стресса. Она характеризует вклад индивидуальных источников данных и отдельных объектов в величину стресса как показателя несоответствия модели исходным данным. Для этого ставим галочку в поле «**Разложение стресса**».

Несколько замечаний по планированию исследования. При выполнении учебного задания будет весьма интересно использовать одну из моделей индивиду-

альных различий для оценки представлений различных студентов об отраслях психологической науки. При таком анализе весьма вероятно обнаружить эффекты влияния индивидуальных предпочтений в выборе темы, представляющей для студента особый интерес. Для проведения такого анализа, естественно, не следует усреднять индивидуальные матрицы полученных различий, а нужно расположить их в электронной таблице (редакторе данных) *SPSS* одна под другой. Кроме того, целесообразно ввести еще одну переменную в общую матрицу данных — фамилию студента или его идентификационный номер. Эта переменная должна быть помещена в окно «**Источник**», которое находится под списком используемых переменных. Тогда в таблицах и графиках мы увидим не обозначения номеров источников данных, а их названия.

В том случае, если предполагается провести более надежное исследование по межгрупповой схеме, то необходимо в каждой группе испытуемых провести сбор данных, а затем усреднить их, получив общую матрицу числовых оценок о различиях. Отметим, что совсем необязательно использовать предложенную выше компьютерную программу, можно подготовить для группы испытуемых бумажный вариант протокола и предъявлять стимулы через компьютерный проектор, используя программу *Microsoft PowerPoint*, или просто зачитывать пары вслух.

Для освоения метода и различных моделей МШ можно воспользоваться данными, собранными другими исследователями или организациями, например, данными социологических опросов, найдя их в литературе или на соответствующих интернет-сайтах. Совсем необязательно, чтобы эти данные содержали информацию о близости объектов, достаточно, чтобы имелось несколько их числовых оценок по различным характеристикам. В этом случае можно воспользоваться указанной выше возможностью и «**Вычислить близости по данным**», учитывая природу имеющихся данных (интервальные, частоты, двоичные), используя одну из соответствующих им метрик.

При этом очень важно учитывать, в каких единицах измерения представлены исходные оценки. Если они разнородны и имеют различный масштаб, то следует обязательно провести «**Стандартизацию**» числовых значений (меню «**Преобразовать значения**»). Иначе, например, при расчете по исходным данным евклидова расстояния между объектами максимальный вклад в рассчитываемый показатель близости внесут те оценки, числовые значения которых будут максимальными по абсолютной величине.

Используя описанные выше модели МШ, можно построить субъективное пространство различий не только между шкалируемыми объектами, но и между испытуемыми, т.е. решить совершенно другую задачу — построить геометрическую модель сходства испытуемых внутри группы и попробовать дать интерпретацию осям полученного пространства. Для этого структура матрицы исходных данных должна быть такой: по столбцам — оцениваемые переменные, по строкам — отдельные испытуемые. В данном случае в пункте «**Число матричных источников**» следует отметить, что имеется всего один источник данных. Далее, указывая формат данных, нужно вычислить близости по данным и, выбрав для вычисления расстояний соответствующую меру, создать матрицу расстояний «**Между наблюдениями**» (т.е. испытуемыми). Таким образом решается весьма интересный круг задач с построением пространства индивидуальных различий между людьми, осуществлявшими оценки каких-то значимых объек-

тов по ряду характеристик. Фактически это возможность получения не прямой, а косвенной психодиагностической информации о структуре определенной группы людей. Действительно, ведь мы не просим испытуемых выполнять какие-либо психодиагностические тесты, а просим оценивать некоторое множество объектов, причем для оценивания можно использовать весьма нейтральные характеристики. А в результате получаем геометрическую модель пространства, в котором на основании структуры их оценок расположены сами испытуемые.

В случае появления вопросов по использованию статистической системы *SPSS* для реализации процедур МШ мы отсылаем интересующегося читателя к указанной выше литературе — книге *А. Д. Наследова* и руководству пользователя *SPSS 17.0* (главы 7, 14, и 43).

Литература

Дейвисон М. Многомерное шкалирование. М.: Финансы и статистика, 1988.
Измайлов Ч. А. Сферическая модель цветоразличения. М.: Изд-во Моск. ун-та, 1980.

Крупенкова Н. В. Социологическое измерение: Становление моделей с латентными переменными. Ч. 2 // Социология: Методология, методы, математическое моделирование. 2008. № 27.

Наследов А. Д. Математические методы психологического исследования: Анализ и интерпретация данных. СПб.: Речь, 2007.

Парамей Г. В. Применение многомерного шкалирования в психологических исследованиях // Вестник Моск. ун-та. Серия 14. Психология. 1983. № 2. С. 57–70.

Терехина А. Ю. Анализ данных методами многомерного шкалирования. М.: Наука, 1986.

Торгерсон У. С. Многомерное шкалирование. Теория и метод // Статистическое измерение качественных характеристик. М.: Статистика, 1972.

Шепард Р. Многомерное шкалирование и неметрические представления // Нормативные и дескриптивные модели принятия решений. М.: Наука. 1981.

Multidimensional Scaling. *SPSS Professional Statistics 6.1.* Marija J. Norusis / SPSS Inc., 1994. P. 155–222.

SPSS Statistics Base 17.0. User's Guide. SPSS Inc., 2009.

SPSS Categories 17.0. SPSS Inc., 2009.

SPSS Statistics 17.0 Algorithms. SPSS Inc., 2009.

Часть IV

МЕТОДЫ УМСТВЕННОЙ ХРОНОМЕТРИИ

ВВЕДЕНИЕ

Одним из важных для психологического анализа параметров деятельности, выполняемой индивидом, является скорость ее осуществления. Имеет ли длина слова значение для скорости его опознания? Нужно ли человеку для понимания переносного смысла поэтической метафоры сначала понять ее буквальное значение? Действительно ли люди делают более длинные паузы при ответах на вопросы, когда лгут, чем когда говорят правду, даже если эта ложь для них эмоционально незначима? Быстрее ли люди выносят негативные оценочные суждения о представителях другой расы, чем своей собственной, демонстрируя тем самым неконтролируемые расовые предрасположения? Как мы видим, самые разные области психологии — от сенсорной психофизики до психологии этнических стереотипов — нуждаются в точном измерении скоростных характеристик психических процессов.

Однако процессы, которые интересуют психологов, весьма различны, а значит, различны и задачи, которым они подвергают своих испытуемых и скорость решения которых они измеряют. В свою очередь от особенностей задач будет зависеть и требуемая точность измерений. Одно дело — измерять время протекания субъективно длящегося процесса (например, процесса размышления над каверзным заданием в тесте интеллекта или «путешествия по глубинам памяти» в попытках вспомнить название столицы ЮАР). В таких задачах, решение которых требует секунд и минут, измерение может быть выполнено экспериментатором с секундомером, который засекает момент начала работы над заданием и момент дачи ответа. Погрешность измерения, связанная в первую очередь с «человеческим фактором» (например, колебаниями внимания экспериментатора), составляет несколько секунд и в большинстве случаев вполне допустима.

Иные требования предъявляет регистрация скорости процессов, которые мы привыкли считать практически мгновенными, такие как, например, узнавание предметов и лиц. Несмотря на кажущуюся мгновенность, эти процессы также длятся некоторое время, и, как мы увидим ниже, скоростные различия между некоторыми процессами достаточно серьезны и систематичны, поэтому эти различия, несмотря на их ничтожность для нашего сознания, могут быть полезны для исследований структуры и содержания исследуемых процессов. Разумеется, экспериментатор с секундомером не может обеспечить в данной ситуации сколько-нибудь точного и надежного измерения скорости. Для этого требуются использование специального оборудования, обеспечивающего высокую точность длительностей экспозиций стимулов, и высокая разрешающая способность (обычно в миллисекундном диапазоне) тай-

мера, фиксирующего моменты ответов испытуемого. Именно измерение времени протекания быстрых процессов психики составляет основу методов *умственной хронометрии*, о которых пойдет речь в части IV.

Один из ведущих современных методологов хронометрических исследований Майкл Познер дает следующее определение: «Умственная хронометрия — это *изучение временного хода обработки информации в нервной системе человека*» (Posner, 1986, P. 7). В этом определении, по словам М. Познера, заложена принципиальная возможность объединения в одном методе физиологического, поведенческого и феноменологического аспектов нашего психического опыта, хотя последний аспект может быть представлен в хронометрических исследованиях лишь отчасти, поскольку многие проявления феноменологии слишком сложны.



ВИДЫ УМСТВЕННОЙ ХРОНОМЕТРИИ

М. Познер в своей монографии «Хронометрические исследования умственной деятельности» (1986) предлагает выделять три вида экспериментальных парадигм, использующих хронометрическую идеологию: измерение времени реакции, задачи с предупреждающим сигналом и краткое предъявление стимулов.

8.1. Измерение времени реакции (ВР)

Самым распространенным классом хронометрических экспериментов являются эксперименты, в которых измеряется латентный период внешнего ответа, более известный как *время реакции (ВР)*.

Под *временем реакции* понимают интервал времени от момента *начала* предъявления *целевого стимула* (т.е. стимула, на который в соответствии с инструкцией испытуемый должен дать ответ, его также принято называть *императивным* стимулом [Posner, 1986]) до момента *начала* внешнего *ответа* (например, нажатия на кнопку или произнесения ответа вслух). Типичная схема измерения ВР показана на рис. 1. Разумеется, для того чтобы измерить скорость интересующего исследователя процесса (например, извлечения одного элемента из кратковременной памяти) самого по себе, нужно постараться «очистить» данный процесс от возможных вторжений других посторонних процессов, например посторонних мыслей. Отсюда вытекает одно из основных требований задач с регистрацией ВР: ответ должен даваться *немедленно* после предъявления цели, и на это требование в инструкции, как правило, обращается особое внимание испытуемого. В некоторых случаях экс-

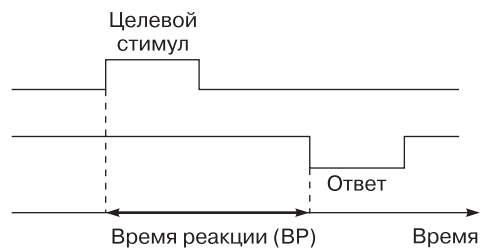


Рис. 1. Методика измерения времени реакции

периментаторы дополнительно вводят принудительное стимулирование быстрых ответов за счет очень высокого темпа следования проб. Поэтому в литературе задачи на ВР нередко обозначают как задачи *скоростного обнаружения*, *скоростного различения* и т.п.

Виды реакций, регистрируемых в хронометрических экспериментах. Голландский врач *Франц Дондерс*, одним из первых измеривший ВР в XIX веке, впервые описал и основные типы реакций, которые может осуществлять испытуемый в опытах с регистрацией ВР. Его классификация, хоть и с некоторыми изменениями, дожила до наших дней и широко используется учеными для решения самых разных задач [по: *Jensen, 2006*].

1. Простая реакция. Ф. Дондерс предложил называть этот тип реакций *a*-реакциями. Если в каждой пробе предъявляется только один целевой стимул и испытуемый должен сигнализировать о его обнаружении нажатием на одну-единственную кнопку, то такой ответ называется *простой реакцией*, а соответствующий хронометрический индекс — *временем простой реакции (ВПП)*.

2. Реакция выбора. В терминологии Ф. Дондерса она также называется *b*-реакцией, а *А. Йенсен* обозначает ее как *дизъюнктивную реакцию*. Если набор возможных целей состоит из n стимулов и каждому стимулу соответствует определенный ответ (имеется в виду, что в каждой пробе предъявляется только один стимул из всего набора и соответственно требуется только один ответ), то измеряемый хронометрический показатель будет называться *временем реакции выбора (ВРВ)*. Рассмотрим небольшой пример. На голову испытуемого надеты наушники. Целевой стимул представляет собой короткий звуковой тон, подаваемый либо в правый, либо в левый наушник. В инструкции сказано, что в зависимости от того, с какой стороны предъявлен тон, испытуемый должен нажать на одну из двух кнопок пульта. Это ситуация, в которой возможны всего *два* целевых события — тон слева и тон справа и каждому из них соответствует свой ответ. Задачи с *двухальтернативным выбором* используются в экспериментальной практике чаще всего, однако бывают случаи, когда исследователи предпочитают давать испытуемым бо-

лее двух вариантов скоростного ответа. Разумеется, увеличение количества возможных стимулов и ответов влияет на результаты хронометрирования. В частности, в психологии широко известен *закон Хика**, согласно которому ВРВ пропорционально двоичному логарифму от числа допустимых ответов [см. подробнее: *Величковский, 2006; Jensen, 2006*].

3. Реакция избирательного ответа. По Ф. Дондерсу, данный тип реакций также называется *c*-реакцией. По сути, избирательный ответ является модификацией задачи на реакцию двухальтернативного выбора. В этом случае один целевой стимул становится положительным, а другой — отрицательным. *Реакция избирательного ответа* состоит в том, чтобы при предъявлении положительного стимула (допустим, это будет тон из правого наушника) немедленно нажать на одну-единственную кнопку, а при предъявлении отрицательного стимула (в нашем примере — тон из левого наушника) воздержаться от нажатия на кнопку. В англоязычной литературе можно найти удачное наименование задач с избирательным ответом, выражающее суть методики «*go—no go paradigm*» (дословно: *метод «иди—стой»* — эти указания иногда встречаются как дополнение к соответствующим сигналам светофора для пешеходов в некоторых странах мира).

4. Реакция условного выбора. Этот тип реакций под названием *d*-реакции к классификации Ф. Дондерса добавил *В. Вундт*. *Условный выбор* — это ситуация, в которой правила соответствия стимулов и ответов меняются в зависимости от условий. Допустим, в качестве целевых стимулов выступают две геометрические фигуры — квадрат и треугольник. Испытуемый должен нажать на левую кнопку, если появился квадрат, и на правую при появлении треугольника. Однако это правило действует только *при условии*, если фигура имеет красный цвет. Если фигура имеет, скажем, синий цвет, значения кнопок ответа меняются на противоположные: левая становится «квадратом», а правая — «треугольником».

5. Реакция различения. А. Йенсен специально выделяет этот тип реакций из класса реакций выбора. Особенность реакций различения состоит в том, что сенсорные различия между целевыми стимулами не очевидны (как, например, бывает в пороговых психофизических экспериментах), а значит, прежде чем выбрать ответ, испытуемый должен провести относительно тонкую дифференциацию разных стимулов.

6. Реакция безразличия. А. Йенсен предлагает также название *конъюнктивной реакции*. Если все возможные в данном опыте целевые стимулы разделены по каким-либо характеристикам (их также иногда называют *измерениями*) на два множества или более и один ответ закреп-

* Хотя закон Хика был сформулирован в 1952 году, первым данные о логарифмической зависимости ВРВ от числа возможных ответов получил в 1885 году ученик В. Вундта В. Меркель.

лен за целым множеством, то измеряемый хронометрический показатель будет называться *временем реакции безразличия (ВРБР)*. Чтобы пояснить это определение, рассмотрим еще один пример. Испытуемому на экране предъявляются символы — буквы русского алфавита и арабские цифры (в каждой пробе один символ). Задача испытуемого — в ответ на букву нажать на левую кнопку, а если предъявлена цифра — на правую. В отличие от примера со звуками из правого и левого наушников в данной задаче фигурирует гораздо больше стимулов (33 буквы и 10 цифр), но все они разделены на два категориальных множества, поэтому, как и в первом примере, выбор испытуемого ограничен всего двумя вариантами ответа. Название «реакция безразличия» происходит из того, что испытуемый может дать один ответ на множество стимулов, как если бы они были одним стимулом. Очевидно, что способов хронометрирования реакции безразличия может быть два:

- 1) аналогично *реакции выбора*, когда при предъявлении стимула из определенного множества испытуемый должен выбрать один из возможных ответов;
- 2) аналогично *реакции избирательного ответа*, когда предъявление стимула из одного (положительного) множества требует единого ответа, а предъявление стимула из другого (отрицательного) множества требует воздержаться от ответа.

Общие рекомендации по сбору первичных данных при хронометрировании ВР.

1. Перед любым хронометрическим экспериментом следует дать испытуемому некоторое количество тренировочных проб (в зависимости от задачи от 10 до 50), чтобы он мог привыкнуть к стимуляции, к устройству регистрации ответов (обычно это клавиатура персонального компьютера или пульт для регистрации ВР), а также войти в нужный темп работы. Результаты выполнения тренировочных серий в обработку экспериментальных результатов обычно не включаются.

2. Достоверное значение среднего ВР при одном экспериментальном условии можно получить по результатам минимум 20–30 проб. Если следовать правилу о том, что в анализ включаются ВР при правильных ответах, то в задачах, где вероятность ошибки испытуемого превышает требуемые 2–3%, следует увеличить и количество проб, приходящихся на одно условие.

3. По результатам многочисленных экспериментальных исследований можно утверждать, что ВР для человека ни при каких обстоятельствах не может быть ниже 150–200 мс (при самых смелых подсчетах — 100 мс) [Jensen, 2006]. Поэтому сверхбыстрые ответы (ВР меньше указанных величин) рекомендуется исключить из дальнейшей обработки, поскольку они представляют собой не реакцию на целевой стимул, а

лишь эффект его предвосхищения, или, если употреблять спортивную терминологию, *фальстарт*.

4. Исключать из обработки рекомендуется и ответы с очень высокими значениями ВР. Эта рекомендация диктуется самой логикой процедуры скоростного ответа: если реакция слишком задерживается, это может быть, например, связано с тем, что хронометрируемый процесс отклонился от нормативного хода (например, испытуемый в момент предъявления стимула отвлекся, не успел разглядеть цель и после долгих сомнений дал запоздалый ответ наугад). Вопрос заключается в конкретном числовом значении этой верхней границы. В качестве общего критерия можно использовать границу статистической нормы — значение ВР, соответствующее трем стандартным отклонениям. На практике также нередко используют иные критерии, которые, впрочем, зависят от конкретных методик. Разумеется, *не следует* исключать из анализа высокие ВР, если в качестве испытуемых выступают лица, которые не относятся к группе нормы, например дети с задержками психического развития, больные с психотическими расстройствами или с локальными поражениями мозга.

Проблема баланса точности и скорости. Соблюдение требования немедленного ответа в экспериментах на ВР сопряжено с некоторыми трудностями. Например, если испытуемый спешит дать ответ как можно быстрее, он может допустить ошибку, которую не сделает в обычном скоростном режиме (например, примет необдуманное импульсивное решение или просто нажмет не на ту кнопку, хотя решение и было принято верно). Эта трудность в области хронометрических исследований получила название проблемы «баланса скорости и точности» [Jensen, 2006]. Эта проблема порождает дополнительное требование к хронометрическим данным: они считаются пригодными для дальнейшего анализа в тех случаях, когда количество ошибочных ответов составляет не более 2–3% [Величковский, 2006]. Это требование, впрочем, следует соблюдать лишь в «рафинированных» хронометрических экспериментах, нацеленных на выяснение вопросов о микроструктуре процесса, протекающего в интервале между подачей целевого стимула и ответом. Если же, например, мы проводим дифференциально-психологическое исследование с помощью метода умственной хронометрии, подход к проблеме баланса скорости и точности меняется: количество и качество допускаемых ошибок становится для нас столь же важной характеристикой, как и ВР, поскольку они характеризуют определенный индивидуальный стиль выполнения задания испытуемым. Иными словами, в исследованиях такого рода мы предоставляем испытуемому возможность самому для себя решить проблему баланса точности и скорости, и его выбор является для нас ценной информацией о нем.

Если же в хронометрическом эксперименте не удается добиться требуемого количества правильных ответов, дополнительному исследованию можно подвергнуть вопрос о том, в какой мере установка на скоростной ответ влияет на точность. Для этого нужно сравнить результаты выполнения одной и той же задачи при трех разных установках, задаваемых экспериментатором в инструкции: *установкой на точность*, при которой испытуемый должен стараться отвечать правильно, не думая о времени, *установкой на скорость*, типичной для большинства хронометрических экспериментов, и *конкурентной установкой*, где точность и скорость одинаково важны. Впрочем, из соображений экономии времени и сил испытуемого и экспериментатора можно ограничиться двумя первыми установками. Проведя две или три серии опыта с разными установками, мы получаем соответственно две или три пары значений ВР и процента правильных ответов. Результаты всех серий удобно представлять в виде функции, получившей название *рабочей характеристики «скорость—точность»*, где по оси абсцисс откладывается ВР, а по оси ординат — процент правильных ответов. Выше, в разделе, посвященном анализу различных рабочих характеристик, мы уже упоминали эту функцию.

Общий вид рабочей характеристики «скорость—точность» представлен на рис. 2а. Стоит обратить внимание на расположение асимптот данной функции. Очевидно, что уровень точности не может превысить 100% — это верхняя асимптота по оси ординат. Однако формально точность не может быть и ниже *уровня случайных угадываний* (CL — от англ. *chance level*), т.е. соотношения

$$CL = 100\% / n,$$

где n — количество альтернатив для ответа.

Случайным угадыванием называется стратегия ответов испытуемого, когда он не различает целевые стимулы, требующие реакции выбора: наугад и примерно с одинаковой частотой дает все возможные ответы. Иными словами, если испытуемый дает ответы наугад, выбирая из двух альтернатив, то теоретически половина его ответов будет правильной, а если альтернативы три, то правильной будет треть всех ответов, и т.д. По этой причине уровень случайных угадываний считают точкой абсолютного неразличения. Таким образом, на рабочей характеристике обычно не отображают уровни точности ниже случайного угадывания. Кроме того, в качестве асимптоты по оси абсцисс на рис. 2а указано значение 200 мс, означающее, что ВР ниже 200 мс в задачах на различение у человека практически не встречается. Функция на рис. 2а показывает, что стремление к предельной скорости (180–200 мс) приводит к случайному угадыванию (т.е. испытуемый дает ответ, не успев понять, какой стимул ему был предъявлен). И наоборот, для достижения идеальной точности испытуемому надо затратить не меньше определенно-

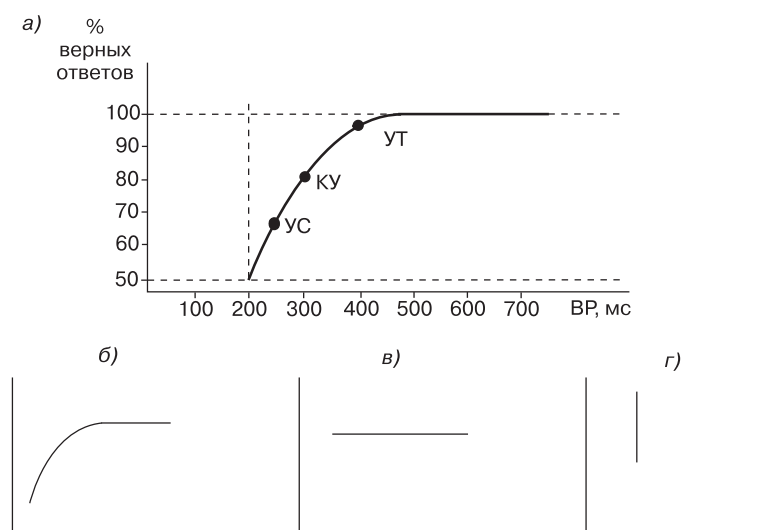


Рис. 2. Рабочая характеристика «скорость—точность» в хронометрическом эксперименте с двумя альтернативами:

- а) общий вид при разных инструкциях: значения ВР и соответствующие им проценты правильных ответов при установке на скорость (УС), установке на точность (УТ) и конкурентной установке (КУ); б) взаимнообратные отношения скорости и точности; в) точность не зависит от скорости; г) скорость не зависит от точности

го количества времени (в данном примере 500 мс). Однако увеличение времени на принятие решения уже не ведет к росту точности, поскольку наивысший уровень и так уже достигнут.

Чтобы понять, как связаны требование скоростного ответа и точность решения той или иной задачи, рассмотрим три гипотетические рабочие характеристики «скорость—точность», схематично представленные на рис. 2б–2г. *Первый случай* (рис. 2б) — ситуация, когда установка на скорость влечет за собой снижение точности, а установка на точность приводит к проигрышу в скорости. Это тот самый случай, когда следует с особой осторожностью относиться к интерпретации полученных хронометрических результатов: ведь снижение точности при установке на скорость может свидетельствовать о нарушении нормального хода хронометрируемого процесса в условиях дефицита времени. Если использовать терминологию экспериментальной психологии, то сама ситуация хронометрического эксперимента со скоростным ответом может стать угрозой его внутренней валидности. *Второй случай* (рис. 2в) отражает ситуацию, когда усиление установки на скорость не приводит к снижению точности. С точки зрения интерпретации хронометриче-

ских данных эта ситуация наиболее предпочтительна, поскольку можно предположить, что условия дефицита времени не нарушают естественного хода исследуемого процесса. Однако о «нормальности» протекания процесса имеет смысл говорить лишь в том случае, если этот процесс достиг своей цели, что выражается в правильном ответе. Таким образом, даже если мы сможем доказать, что точность не зависит от скорости (рис. 2в), дальнейшему анализу следует подвергать только ВР при правильных ответах. Впрочем, дополнительный анализ ВР при неверных ответах иногда позволяет углубить анализ: ведь понимание природы ошибки нередко может пролить свет и на механизмы функционирования процесса в норме. Наконец, *третий случай* (рис. 2г) показывает ситуацию, в которой установка на точность ведет к росту процента правильных ответов при неизменной скорости решения задачи. Эта ситуация может означать либо то, что установка на скорость не принята испытуемым, в то время как установка на точность реально действует, либо вмешательство побочных факторов, например, специфической мотивации испытуемого или возрастающей от серии к серии тренированности.

Помимо изошренных способов контроля эффектов типа «точность— скорость» существует и еще один методический прием измерения ВР, позволяющий получить скоростной ответ без введения установки на скорость. Он заключается в регистрации латенций непроизвольных реакций организма на предъявление стимула, в первую очередь саккадических движений глаз, а также компонентов вызванных потенциалов коры головного мозга, связанных с событиями (ВП, ПСС). Несмотря на то что данный класс методов относится к физиологическим, а не поведенческим, как классический метод измерения ВР, М. Познер также относит их к хронометрическим [Posner, 1986], что закономерно следует из его вышеприведенного определения.

8.2. Задачи с предупреждающим сигналом (подсказкой)

Типичные эксперименты с регистрацией ВР позволяют отвечать на вопрос о том, как различные варьируемые экспериментатором факторы (например, сложность предъявляемого изображения или длина ряда чисел, подлежащих кратковременному запоминанию) влияют на протекание тех или иных стадий обработки стимулов. Однако нередко исследователей интересует и противоположный вопрос: как предъявляемые стимулы влияют на поведение. С точки зрения хронометрии этот вопрос может быть переформулирован следующим образом: с какого момента некоторый стимул начинает оказывать эффект на поведенческие и/или физиологические индикаторы переработки информации, когда этот эффект достигает максимума и когда прекращается? Для отве-

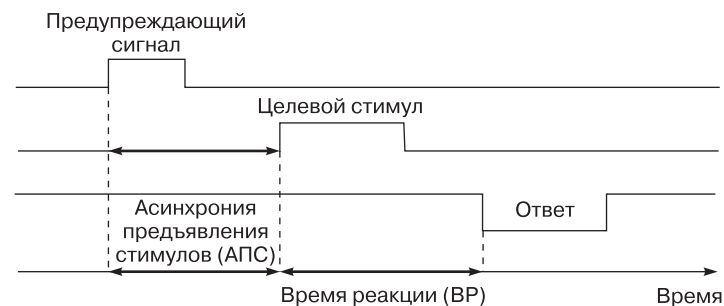


Рис. 3. Организация типичной пробы с предупреждающим сигналом

та на этот вопрос используются задачи с *предупреждающими сигналами* (которые в зависимости от терминологического аппарата конкретных методик и теорий также называют *подсказками*, или *праймами* *). Этот тип задач представляет собой усложненный вариант задачи на ВР. Испытуемый, как и в любой задаче на скоростной ответ, должен реагировать указанным образом на целевой стимул, однако последний выступает в качестве «зонда» по отношению к более раннему стимулу-подсказке, на который и обращено основное внимание исследователя.

Одной из основных варьируемых характеристик стимуляции, позволяющих судить о развитии эффектов предупреждающего стимула, является так называемая *асинхрония предъявления стимулов, АПС (stimulus onset asynchrony, SOA)*, которая представляет собой интервал от момента начала предъявления предупреждающего сигнала до момента начала предъявления целевого, или императивного, стимула (рис. 3). Другие названия, под которыми можно встретить в литературе упоминание об АПС, — *период ожидания (foreperiod)*, *подготовительный интервал* и *межстимульный интервал (МСИ)*. Общая логика рассуждений при использовании данной процедуры такова: скорость, с которой будет дан ответ на целевой стимул, расположенный в интервале «последствия» предупреждающего сигнала, позволяет понять судьбу процессов, вызванных этим сигналом, на тот момент, когда была предъявлена цель. Оценить эффект предупреждающего сигнала позволяет сравнение ВР и/или других показателей, полученных в пробах с предупреждающим сигналом и без него. Если в эксперименте при постоянных физических характеристиках предупреждающего сигнала и цели использовано несколько значений АПС, то исследователь может говорить о динамике процесса, вызванного подсказкой, во времени. В параграфе 9.3 будет подробно обсуждаться математический аппарат, позволяющий по ре-

* От англ. *prime* — предвартать, предшествовать.

зультатам эксперимента с предупреждающими сигналами реконструировать картину временного хода процессов, вызванных подсказкой.

Классификация предупреждающих сигналов. Задачи с предупреждающими сигналами применяются в исследовательской практике довольно часто и в самых разнообразных формах. Попытаемся систематизировать это многообразие и выделить основные виды предупреждающих сигналов.

Первое основание для классификации — это тип *информационного отношения между подсказкой и целью*, первостепенная основа планирования экспериментов с предупреждающими сигналами. По данному основанию подсказки могут быть:

1. *Верными*, т.е. предоставлять испытуемому достоверную информацию о будущей цели.

2. *Неверными*, т.е. предоставлять испытуемому недостоверную информацию о будущей цели.

3. *Нейтральными*, т.е. не содержать никакой информации о будущей цели. Пробы, в которых подсказка отсутствует, также могут быть расценены как пробы с нейтральной подсказкой.

Отметим, что данная классификация не распространяется на эксперименты, где исследуется влияние периода ожидания на время простой реакции (ВПР). Поскольку в этих экспериментах целевой стимул обычно обладает константными характеристиками, то подсказка не может быть верной или неверной, она лишь предупреждает о будущем появлении цели. Поэтому сравнению подлежат только пробы с предупреждающим сигналом и без него.

Еще одно из оснований для классификации — степень включенности сознания испытуемого в анализ предупреждающего сигнала (подсказки).

1. *Активное* (преднамеренное и целенаправленное) *использование предупреждающего сигнала*. Если испытуемому в инструкции специально сообщить, что перед целевым стимулом ему будет предъявлен сигнал-подсказка, несущий полезную информацию о будущей цели, то с помощью такой экспериментальной манипуляции можно изучать роль произвольных процессов (в первую очередь внимания) в регуляции познания. В традиции хронометрических исследований такие процессы иногда также называют *эндогенными* (т.е. управляемыми по внутреннему намерению субъекта).

2. *Пассивное* (непроизвольное) *использование предупреждающего сигнала*. Хотя предупреждающий сигнал по-прежнему предшествует целевому стимулу, испытуемый может ничего не знать о том, как он связан с будущей целью, считая его нерелевантным стимулом или простым сигналом к началу новой пробы. Если тем не менее подсказка все же проявляет свой эффект, выраженный, в частности, в изменении ВР на це-

левой стимул, то этот эффект приписывается непроизвольным автоматическим процессам, которые чаще всего (хотя и не всегда) считаются *экзогенными* (т.е. управляемыми внешними раздражителями).

3. *Неосознаваемые предупреждающие сигналы*. В некоторых экспериментальных ситуациях испытуемый не только не знает о связи предупреждающего сигнала и цели, но даже не догадывается о том, что такой сигнал вообще был ему предъявлен. Это происходит в тех случаях, когда в качестве сигналов-подсказок предъявляются подпороговые раздражители (например, очень малой интенсивности или длительности). Эта методическая процедура позволяет устранить участие сознания из процесса обработки информации о предупреждающем сигнале и выделить так называемые *имплицитные* (т.е. неосознаваемые) процессы. Подробнее о методах измерения неосознаваемых процессов см. главу 11.

Кроме того, как и любые другие стимулы, предупреждающие сигналы могут классифицироваться по модальности (как правило, в экспериментах используются зрительные, слуховые и тактильные предупреждающие сигналы). Кроме того, по модальному отношению к цели подсказки могут быть *интрамодальными* (т.е. и подсказка, и цель принадлежат к одной сенсорной модальности) и *кроссмодальными* (подсказка в одной модальности, а цель — в другой).

8.3. Измерение времени просмотра методом краткого предъявления стимулов

Еще один вид хронометрии, область применения которого, впрочем, не так широка, как у двух предыдущих, связан с измерением временных порогов осознания предъявляемых стимулов.

Главный вопрос, который интересует исследователей при использовании *метода краткого предъявления*, может быть сведен к следующему: сколько времени необходимо затратить на то, чтобы перцептивная система могла «прочитать» информацию и построить адекватный образ воздействия (осуществить *кодирование*)? Измерение ВР не совсем подходит для ответа на этот вопрос, поскольку в состав этого показателя помимо самого кодирования включены подготовка внешнего ответа и процессы обработки информации, для которых необязательно присутствие стимула. Поэтому хронометрирование в данном случае основано на несколько ином принципе: вместо времени, необходимого на ответ, измеряется минимальное время предъявления стимула, при котором испытуемый способен верно отчитаться о требуемых инструкцией характеристиках стимула. Это минимальное время принято называть *временем просмотра** (*inspection time*) [Jensen, 2006]. Использовать измере-

* Слово «просмотр» в русском языке связано с функцией зрительной модальности. Однако в данном контексте мы будем употреблять его по отношению к любой модальности.

ние времени просмотра в качестве самостоятельного хронометрического метода в 70-х годах предложил психофизик *Дуглас Вилерс* [по: *Jensen*, 2006], хотя метод краткого предъявления был известен еще на заре экспериментальной психологии. В частности, *В. Вундт* и его коллеги, использовавшие для краткого предъявления зрительной стимуляции *тахистоскоп*, измеряли объем внимания, пытаясь понять, какое максимальное количество разрозненных элементов наше сознание может ясно и отчетливо «схватить» за то короткое мгновение (доли секунды), когда мы видим тахистоскопическое изображение [*Вудвортс*, 1950, 2008; *Вундт*, 1912, 2008].

В самом простом случае временем просмотра будет критическая длительность предъявления, необходимая для простого обнаружения стимула. Однако это может быть и более сложный ответ: например, об отдельных признаках (форме, цвете и т.п.) или даже о комплексе признаков (например, форме и цвете одновременно). Существует и множество других задач, в которых используется метод краткого предъявления. Иная интересная сфера применения метода — исследование процессов восприятия сложных сцен (например, фотографий). Сколько времени необходимо, чтобы выделить ключевые элементы сцены? Сколько времени потребуется, чтобы просмотреть эти элементы? Сколько времени необходимо, чтобы осознать общий смысл изображенной сцены? Может ли быть смысл сцены понят раньше, чем будут осознанно выделены ключевые элементы? На эти вопросы также помогает пролить свет измерение времени просмотра.

Методика измерения времени просмотра. Основным параметром, которым управляет экспериментатор при использовании метода краткого предъявления, — *время экспозиции* (предъявления) целевого стимула (рис. 4а). Сам эксперимент может строиться по классическим психофизическим схемам пороговых экспериментов — например, методу минимальных изменений или констант. Основным регистрируемым показателем — уже не ВР, а количество (а иногда также и качество) допущенных ошибок при каждом использованном в эксперименте значении времени экспозиции.

Для нахождения критического значения времени экспозиции, которое и будет являться *временем просмотра*, т.е. *порогом* осознанного восприятия, можно также воспользоваться традиционными психофизическими методами. Например, порог можно рассчитать по *психометрической функции*, где по оси абсцисс отложены значения времени экспозиции, а по оси ординат — вероятность правильного ответа на целевой стимул (рис. 5). При этом для простой реакции (т.е. обнаружения), используемой в психофизике для измерения абсолютных порогов, в качестве критического значения можно использовать традиционный для измерения абсолютного порога уровень медианы (рис. 5а).

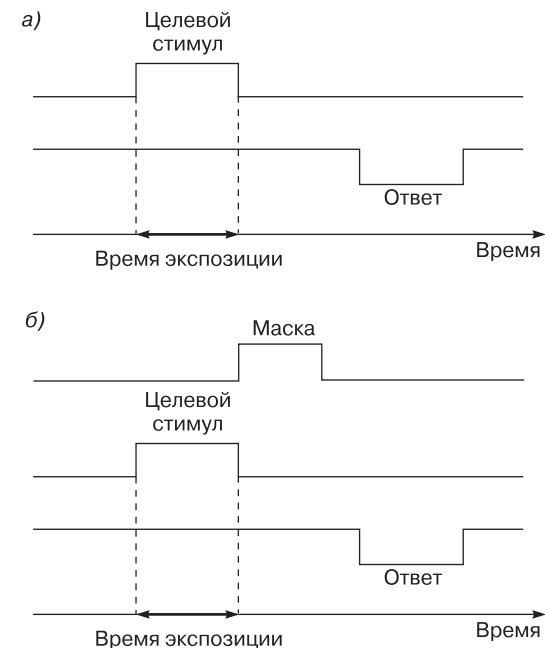


Рис. 4. Методика краткого предъявления стимулов
а) проба без маскировки; б) проба с обратной маскировкой.

Несколько иначе обстоит дело с временем просмотра для реакции выбора. *А. Йенсен* рекомендует в качестве пороговой величины использовать третий процентиль, т.е. время экспозиции, соответствующее 75%-ной вероятности правильного ответа. Дело в том, что в случае реакции выбора вероятность правильного ответа колеблется в интервале от *уровня случайных угадываний* до 100%, а значение уровня случайных угадываний *CL*, как мы помним, зависит от числа возможных альтернатив. Поэтому в качестве пороговой величины времени просмотра в каждом конкретном случае принимается время экспозиции, соответствующее середине ($P_{кр}$) указанного интервала (рис. 5б). Таким образом, при двух альтернативах это будет время экспозиции, соответствующее вероятности 75%, при трех — 66,6%, при четырех — 62,5% и т.д.

Маскировка. Как было сказано выше, время просмотра в некоторых отношениях является более тонким измерительным инструментом, чем ВР. Однако при использовании классического варианта метода краткого предъявления исследователь рискует столкнуться с проблемой, грозящей заметной потерей точности измерения. Дело в том, что перцептивная система человека обладает известной степенью естественной

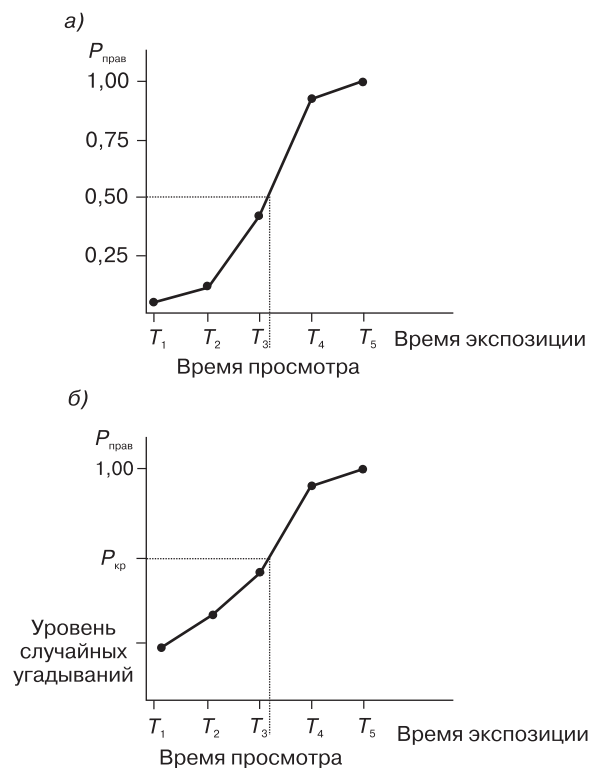


Рис. 5. Способ вычисления времени просмотра по психометрической функции

а) для простой реакции; б) для реакции выбора с любым количеством альтернатив

инерционности. В 60-е годы XX века Дж. Сперлинг показал, что спустя даже полсекунды после окончания краткого предъявления сложного зрительного стимула (буквенной матрицы) испытуемый в состоянии дать отчет об отдельных элементах матрицы, как если бы матрица все еще была перед ним [Линдсей, Норман, 2007]. Для объяснения подобного рода эффектов ученые предположили существование особых подсистем памяти — *сенсорных регистров* — иконического (зрительного) и эхоического (слухового). По-видимому, в реальном восприятии сенсорные регистры имеют непосредственное отношение к кодированию информации, однако в экспериментах по методу краткого предъявления сам факт существования иконического или эхоического образа представляет собой угрозу внутренней валидности хронометрических измерений.

В связи с этой угрозой в экспериментах с кратким предъявлением часто используют специальный методический прием — *маскировку*. В об-

щем смысле под маскировкой понимается ухудшение восприятия целевого стимула, если он соседствует в пространстве или во времени с другим стимулом, называемым *маской*, или *маскером* [см. подробнее: Гусев, 2007, с. 161–164]. Существует несколько разновидностей маскировки, однако, для того чтобы избавиться от инерционных эффектов сенсорных регистров, наиболее полезна так называемая *обратная маскировка*, при которой сразу после краткого предъявления цели в том же месте пространства предъявляется стимул-маска (см. рис. 4б), «стирающий» иконический или эхоический след, оставленный целью. Теперь мы с большей уверенностью можем считать, что реальное время просмотра испытуемым целевого стимула действительно равно времени его экспозиции.

9

МЕТОДЫ АНАЛИЗА ХРОНОМЕТРИЧЕСКИХ ДАННЫХ

Выше мы довольно подробно рассмотрели способы получения хронометрических данных. Для решения многих задач психологии эти «сырые» данные сами по себе уже являются информативным показателем. В частности, это касается дифференциальной психологии, где хронометрические показатели могут использоваться как переменные, по которым изучаются индивидуальные различия, например, ведется поиск корреляции с особенностями темперамента или показателем IQ. Однако исторически методы хронометрии разрабатывались как тонкий инструмент, позволяющий, словно микроскоп, проникать в «микромир» познавательных процессов и прощупывать отдельные составляющие этих процессов. Для решения задач такого рода необходим ряд допущений и основанные на этих допущениях специальные процедуры обработки и анализа хронометрических данных. О таких процедурах и пойдет речь в данной главе.

9.1. Метод вычитания

Основная идея, которая была заложена пионером хронометрии Ф. Дондерсом в его исследования с ВР и классификацию видов реакций, заключалась в том, что любой психический процесс представляет собой ряд следующих друг за другом стадий, которые мы будем называть элементарными «ментальными операциями». Если использовать язык когнитивной науки, в рамках которой проводится большинство современных хронометрических исследований, то Ф. Дондерс предложил постулат строго *последовательной переработки информации*. Для учено-

го этот постулат автоматически означал монотонно возрастающую зависимость ВР от количества элементарных *ментальных операций*. Само же членение целостного процесса реакции на *ментальные операции* производится чисто дедуктивно.

Опираясь на постулат о последовательных «ментальных операциях», Ф. Дондерс предположил, что время любой реакции — это простая сумма маленьких отрезков времени, каждый из которых занят одной такой операцией. Как же узнать, сколько времени занимает одна ментальная операция? Для этого нужно взять две практически идентичные задачи, которые отличались бы по составу только на одну операцию, т.е. в одной задаче она требовалась бы, а в другой — нет. Далее, измерив ВР в каждой из двух задач, мы можем просто вычесть ВР для более простой задачи из ВР для более сложной. Полученная разность, по мнению Ф. Дондерса, и есть искомое время протекания интересующей нас операции. Таким образом, по Ф. Дондерсу, хронометрирование отдельных ментальных операций возможно *методом вычитания*.

За точку отсчета Ф. Дондерс брал время простой реакции (*a*-реакции), которая, по его мнению, состоит только из афферентных и эфферентных процессов, не нуждающихся в специальном психологическом анализе. Позже в рамках когнитивной психологии этим процессам, названным соответственно сенсорным кодированием и подготовкой ответа, все же было уделено внимание. В отличие от *a*-реакции, *b*-реакция (реакция выбора типа «*n* стимулов — *n* ответов») уже содержит две ментальные операции: различение (опознание или категоризацию) стимулов и выбор ответа. Промежуточное положение между реакциями типов *a* и *b* занимает *c*-реакция (или реакция избирательного ответа), так как она, с одной стороны, включает в себя различение, а с другой — не требует выбора ответа. Таким образом,

$$b = c + \text{выбор ответа} \quad T_{\text{выбора ответа}} = \text{ВР}_b - \text{ВР}_c;$$

$$c = a + \text{различение} \quad T_{\text{различения}} = \text{ВР}_c - \text{ВР}_a;$$

где *a*, *b*, *c* — вид реакции; *T* — время протекания ментальной операции, ВР — среднее значение времени реакции.

Общую же схему метода вычитания для реакции, состоящей из *n* последовательных стадий, не считая кодирования и подготовки ответа, можно представить так:

$$\text{ВР}_n = T_{\text{кодирования}} + T_1 + T_2 + \dots + T_{n-1} + T_n + T_{\text{подготовки ответа}};$$

$$T_n = \text{ВР}_n - \text{ВР}_{n-1}.$$

По результатам своих измерений Ф. Дондерсу действительно удалось обнаружить, что реакция выбора занимает больше времени, чем реакция избирательного ответа, а последняя в свою очередь больше, чем простая реакция. Таким образом, Ф. Дондерс показал справедливость постулата о последовательной обработке информации. Этот постулат

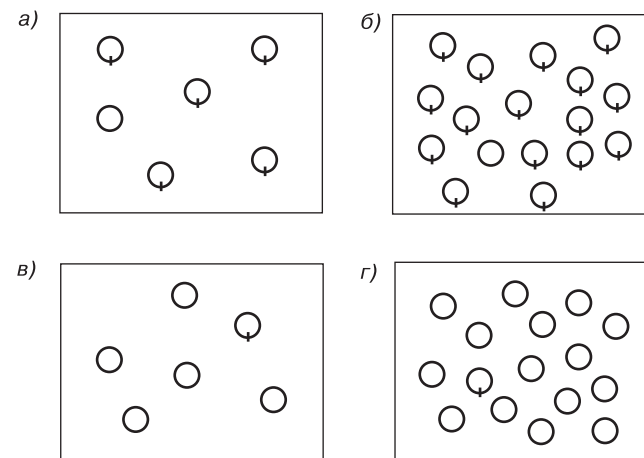


Рис. 6. Матрицы, используемые в хронометрировании зрительного поиска объектов [адапт. по: *Трейсман*, 1987]

подтверждается и уже упомянутым нами законом Хика, согласно которому ВР возрастает по мере возрастания числа альтернатив реакции выбора, вероятно, из-за последовательного просматривания возможных вариантов. В любом случае постулат последовательной обработки предполагает, что в результате вычитания из времени более сложной реакции времени более простой реакции получится положительное число. Возникает закономерный вопрос: может ли разность быть нулевой или отрицательной и если может, то как интерпретировать такие результаты? Рассмотрим оба эти случая по порядку.

Чтобы представить себе, при каких обстоятельствах в методе вычитания получается нулевая разность, рассмотрим известный в психологии восприятия и внимания пример, относящийся к области *зрительного поиска* объектов. Для этого обратимся к рис. 6. Для начала посмотрите на рис. 6а и попытайтесь как можно быстрее найти одну единственную букву «Q» среди букв «Q». С этой задачей вы наверняка справитесь довольно быстро. Теперь попробуйте найти ту же букву на рис. 6б. Скорее всего вы найдете эту задачу более сложной и потратите больше времени и усилий. Увеличение времени поиска, согласно логике Ф. Дондерса, вполне закономерно: поскольку рис. 6б содержит больше элементов, чем рис. 6а, испытуемый в среднем должен осуществить больше последовательных операций просмотра отдельных элементов. Теперь посмотрите на рис. 6в и 6г, только теперь, наоборот, искать нужно букву «Q» среди букв «O». Вы заметите, что в обоих случаях искомая буква «бросается в глаза» при первом же беглом взгляде на картинку, и это происходит одинаково быстро как при небольшом количестве эле-

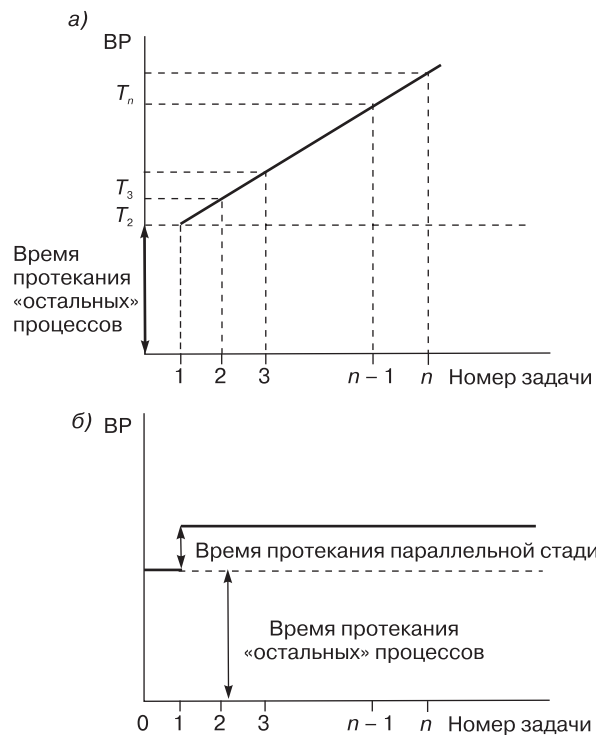


Рис. 7. Графики, отражающие зависимость ВР от количества предполагаемых стадий обработки информации:

а) при последовательной обработке информации; б) при параллельной обработке информации

ментов (рис. 6в), так и при большом* (рис. 6г). Следовательно, речь уже идет не о просмотре одного элемента за другим, а об одновременном просмотре всех элементов. *Процессы, добавление которых к более простой реакции не вызывают соответствующего прироста ВР, принято называть параллельными.* Разницу между последовательными и параллельными процессами можно увидеть на графиках (рис. 7). Допустим, у нас есть n задач (ось абсцисс), каждая из которых отличается от предыдущей на одну стадию (процесс). В каждой задаче измеряется ВР (ось ординат). На рис. 7а изображена монотонно возрастающая функция, свойственная *последовательным процессам*. Причем функция может необязательно иметь линейный вид, как на рисунке, а быть, например, логарифмической или S-образной. Разница в ВР между двумя соседни-

* См. подробное обсуждение феноменов и теорий, связанных с задачей зрительного поиска: Фаликман, 2006.

ми задачами, как следует из логики метода вычитания, будет равна времени протекания одного элементарного процесса. Степень смещения функции вверх по оси ординат относительно начала координат отражает время, затрачиваемое на остальные процессы (кодирование, подготовку ответа и т.п.). Прямая линия, параллельная оси абсцисс (рис. 7б), обычно является свидетельством *параллельного процесса*. Здесь, чтобы вычислить время, которое занимает параллельная стадия, необходимо подобрать еще более простую задачу (отмеченную на рис. 7б цифрой «0» по оси абсцисс) и применить метод вычитания. Соответственно ВР в «нулевой» задаче будет отражать время всех процессов, кроме искомой параллельной стадии.

Наконец, кратко рассмотрим ситуацию, когда более сложная задача решается даже быстрее, чем более простая, т.е. результат вычитания становится отрицательным. Несмотря на всю парадоксальность такого результата, экспериментальная практика доказывает, что он возможен. Как правило, интерпретация подобных эффектов лежит несколько в иной терминологической плоскости, чем предполагают традиции методов хронометрии вообще и метода вычитания в частности. Ведь логика метода Ф. Дондерса гласит, что усложнение реакции каким-либо компонентом ведет лишь к увеличению общего количества стадий хронометрируемого процесса. Между тем усложнение задачи может привести к качественному изменению состава хронометрируемого процесса. Например, испытуемый может найти целевую букву в составе знакомого ему слова быстрее, чем в бессмысленном буквенном наборе, хотя количество букв в слове может быть даже больше, чем в бессмысленном наборе. Возможно, это связано с тем, что в бессмысленном наборе происходит последовательный перебор отдельных букв, а слово анализируется как целое. Другой яркий пример, известный как *эффект превосходства конфигурации*, обнаруживается в зрительном поиске. На рис. 8 изображены матрицы, в каждой из которых нужно найти единственный элемент, отличный от остальных (в данном случае дугу, ориентированную влево, среди дуг, ориентированных вправо). Согласно дондерсовскому постулату, нам следовало бы ожидать, что время поиска для правой матрицы будет выше, чем для левой, поскольку в ней больше элементов. Однако в реальности все происходит совсем наоборот: целевой объект находится быстрее именно в правой матрице. По-видимому, этот феномен можно объяснить особенностью группировки элементов. Так, если в левой матрице они расположены равномерно, то в правой они объединяются по парам в более крупные перцептивные единицы благодаря фактору близости, описанному гештальтпсихологами. Одна из таких единиц, в которую как раз и входит целевой объект, образует более «хорошую» фигуру, чем все остальные, что позволяет ему быть сравнительно легко обнаруженным. Таким образом, хотя в двух матрицах меняется

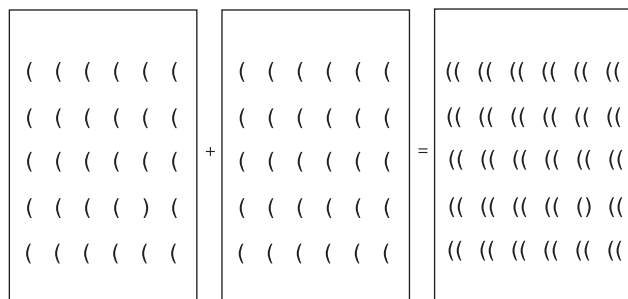


Рис. 8. Эффект превосходства конфигурации: в матрице справа уникальный элемент отыскивается быстрее, чем слева, хотя количество элементов в правой матрице больше [адапт. по: *Pomerantz, 2003*]

только количество элементов, испытуемый работает с разными перцептивными единицами, т.е. решает несколько разные задачи.

Угол наклона функции ВР. Для ответа на ряд вопросов о протекании элементарных однотипных психических операций (например, операций поиска) удобнее не осуществлять прямое вычитание одного значения ВР из другого, а анализировать функцию, выражающую зависимость ВР от количества предполагаемых операций, целиком. Это бывает особенно удобно, если функция монотонна и хорошо подгоняется под линейную форму (качество такой подгонки можно проверить с помощью регрессионного анализа), что соответствует графикам, показанным на рис. 7. Наиболее информативной характеристикой функции является угол ее наклона (*slope*). При этом удобнее использовать не абсолютный наклон в градусах, который зависит от выбранного масштаба осей, а относительный, выраженный через функцию тангенса, который показывает значение прироста ВР, приходящегося на каждый добавленный элемент множества. Иными словами, угол наклона отражает время, затраченное на просмотр одного элемента, или в общем смысле — на одну элементарную операцию.

Угол наклона функции ВР позволяет довольно легко определить ряд важных свойств изучаемого процесса. Прежде всего по углу наклона мы можем сказать, является ли процесс параллельным или последовательным. Так, если угол наклона равен 0, то имеет смысл говорить о параллельном процессе, поскольку добавление элементов к множеству не приводит к увеличению ВР. Положительное значение угла наклона свидетельствует скорее о последовательном процессе.

Еще одна важная характеристика, определяемая с помощью угла наклона функции ВР, связана с различением самопрекращающегося или исчерпывающего видов последовательной обработки информации (в первую очередь речь идет о задачах поиска элементов в непосредствен-

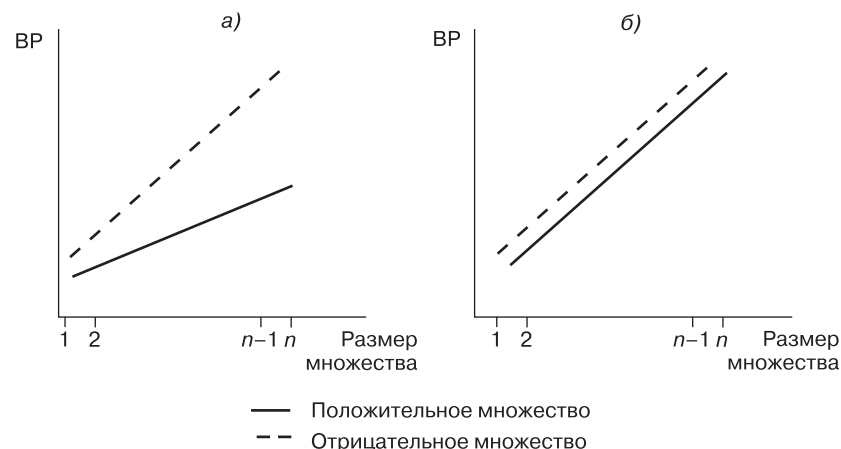


Рис. 9. Углы наклона функций ВР при ответах на положительные и отрицательные множества

а) для самопрекращающегося поиска; б) для исчерпывающего поиска.

ном окружении или в памяти). Под *самопрекращающимся* подразумевается такой режим, при котором поиск завершается сразу после того, как целевой элемент найден. Скорее всего это возможно, если обратная связь о результатах поиска дается после просмотра каждого элемента. *Исчерпывающим* называется такой поиск, при котором последовательно просматривается все множество и только после этого принимается решение о наличии или отсутствии элемента в наборе, вне зависимости от того, где находится искомый элемент. Для этого сравниваются углы наклона функций ВР, полученных для положительных множеств — наборов, где присутствует целевой элемент, и отрицательных множеств — наборов, где такой элемент отсутствует. Если поиск является самопрекращающимся, то положительный ответ будет даваться в среднем быстрее, чем отрицательный, поскольку при наличии целевого стимула набор не нужно просматривать до конца, а при отсутствии — нужно. Следовательно, угол наклона для положительного множества при самопрекращающемся поиске должен быть меньше, чем для отрицательного (рис. 9а). При исчерпывающем поиске, вне зависимости от наличия или отсутствия искомого элемента, происходит просмотр всего множества. Таким образом, углы наклона функции ВР для положительных и отрицательных множеств не должны отличаться, т.е. функции должны быть параллельными или совпадать (рис. 9б).

Угол наклона также можно использовать как средство определения эффективности тренировки. Так, уменьшение угла наклона функции ВР должно свидетельствовать об увеличении скорости просмотра элемента

или групп элементов в ходе практики. В ряде исследований показано, что в результате тренировки некоторые последовательные процессы могут становиться практически параллельными [например, *Shiffrin, Schneider, 1974*]. Если наклон функции в ходе тренировки не меняется, но меняется высота ее положения относительно оси абсцисс, это свидетельствует скорее о тренировке других компонентов ВР (например, моторного).

В принципе, метод вычитания можно применять и к хронометрическим данным, полученным с помощью методики краткого предъявления, хотя это и относительно экзотическое его применение. Отличительной особенностью процедуры будет лишь то, что вместо разности ВР в двух задачах, отличающихся на одну стадию, мы будем вычислять разность значений *времени просмотра* стимулов. Например, можно попросить испытуемого давать отчет о любом предъявлении маскируемого целевого стимула (что приравнивается к простой реакции), а можно попросить его определить цвет этого стимула. Далее, по процедуре, описанной в разделе 8.3, можно рассчитать время просмотра для каждой из задач. Если теперь вычесть из порога различения цвета порог обнаружения, можно получить значение времени кодирования информации о цвете, если, конечно, считать эти два процесса строго последовательными.

9.2. Метод аддитивных факторов

Основной пункт критики метода вычитания, по мнению ряда авторов [*Величковский, 2006; Jensen, 2006*], заключается в непроверенном допущении о том, что добавление нового компонента реакции означает простое суммирование этого компонента (а следовательно, и времени его протекания) с другими, обнаруженными ранее в более простой реакции. Возражение заключается в том, что с помощью метода вычитания невозможно доказать, что новые компоненты реакции не влияют на другие стадии реакции. В том, что такое влияние на самом деле возможно, мы убедились, рассматривая случаи парадоксального ускорения реакции в сложных задачах относительно более простых, например, под влиянием факторов перцептивной группировки.

Решению этой проблемы способствовало изобретение метода *аддитивных факторов*. Его автором является когнитивный психолог *Сол Стернберг*, известный также своими работами в области исследований кратковременной памяти и восприятия времени.

Основная идея метода аддитивных факторов [*Sternberg, 1969, 2001*] довольно проста. Допустим, в составе некоторой хронометрируемой реакции мы выделяем две последовательные стадии (обозначим их *P* и *Q*). Допустим также, что у нас есть простая задача, в которой эти две стадии находятся в своих исходных состояниях (P_0 и Q_0). Допустим, мы также располагаем возможностью воздействовать на каждую из этих стадий в отдельности. Избирательное воздействие на каждую стадию мы будем

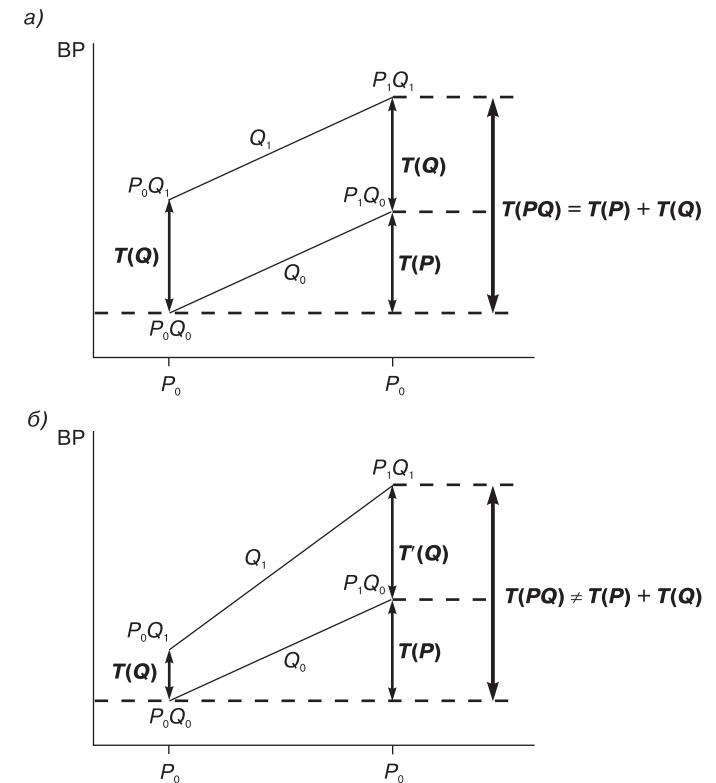


Рис. 10. Влияние стимульных факторов *P* и *Q* на ВР

а) для аддитивных факторов; б) для неаддитивных факторов

называть *фактором*. Изолированное воздействие на процесс *P* (назовем это воздействие P_1) оставит *Q* в исходном состоянии Q_0 , и наоборот. Применив метод вычитания, мы узнаем, сколько времени занимает каждая стадия в отдельности. Теперь, если мы применим оба воздействия сразу (P_1Q_1), то с помощью вычитания получим суммарное время протекания обеих стадий. Если это время окажется равным сумме времен, полученных при изолированных воздействиях P_1 и Q_1 , т.е. $T(PQ) = T(P) + T(Q)$, то мы можем утверждать, что процессы, происходящие на стадии *P*, не затрагивают стадию *Q*, и наоборот, т.е. не взаимодействуют. *Факторы, которые не взаимодействуют друг с другом, принято называть аддитивными*. На рис. 10а в графической форме представлено влияние аддитивных факторов. Если же время протекания обеих стадий не равно сумме времен протекания каждой стадии в отдельности, т.е. $T(PQ) \neq T(P) + T(Q)$, мы констатируем, что процессы, происходящие на стадиях *P* и *Q*, взаимодействуют, а соответствующие

факторы будут считаться *неаддитивными*. Например, на рис. 10б изображена ситуация, когда воздействие P_1 приводит к заметному увеличению продолжительности стадии Q (величина $T'(Q)$) по сравнению с изолированным воздействием Q_1 (величина $T(Q)$).

Поскольку метод аддитивных факторов основан на сравнении эффектов по меньшей мере двух различных воздействий, то для сбора эмпирических данных необходимо планирование эксперимента по факторному типу. Во времена Ф. Дондерса факторные эксперименты еще не были известны, поскольку для них не существовало подходящего аналитического аппарата. Применение метода аддитивных факторов стало возможным благодаря статистической процедуре двухфакторного *дисперсионного анализа (ANOVA)*, которую создал Р. Фишер в 20-е годы XX века (по: *Величковский*, 2006). Одной из возможностей этой процедуры является оценка совместного влияния двух и более факторов — так называемый *эффект межфакторного взаимодействия* — на зависимую переменную. Именно эта особенность дисперсионного анализа хорошо подходит для статистической оценки степени аддитивности или неаддитивности двух факторов, а следовательно, и независимости или связанности разных стадий обработки информации. На рис. 10а можно заметить, что две прямые, попарно соединяющие значения ВР при разных уровнях воздействия *аддитивных* факторов, проходят параллельно друг другу, что соответствует так называемому *нулевому взаимодействию*. В терминах дисперсионного анализа это означает, что *эффект межфакторного взаимодействия не достиг уровня статистической значимости*. Если же дисперсионный анализ показывает значимый эффект межфакторного взаимодействия, это является статистическим основанием для принятия гипотезы о *неаддитивности* факторов. Пример действия неаддитивных факторов показан на рис. 10б.

9.3. Метод выигрышей и проигрышей

Метод *выигрышей и проигрышей* разработан для анализа хронометрических экспериментов с использованием предупреждающих сигналов, или подсказок (см. п. 8.2). Впервые его описали М. Познер и его коллега Ч. Снайдер в 1975 году.

Любой предупреждающий сигнал, или подсказка, выполняет функцию заблаговременного информирования испытуемого о характеристиках цели, независимо от того, знает испытуемый об этой функции или нет. Задача метода выигрышей и проигрышей заключается в том, чтобы выяснить, как происходит использование этой информации во времени.

Предполагается, что предварительная информация обеспечивает произвольную или непроизвольную преднастройку когнитивных систем, которая может выражаться, например, в изменении степени бди-

тельности, направленности внимания, порождении определенных установок, готовности отвечать определенным образом и т.п. Разумно предположить, что такая преднастройка даст определенное преимущество в обработке будущей цели и это преимущество проявит себя в соответствующей реакции. Преимущество, которое дает предварительная информация, по сравнению с отсутствием такой информации было предложено называть *выигрышем (benefit)*. Разумеется, предварительная информация способна обеспечить выигрыш только в том случае, если она достоверна, что бывает далеко не всегда как в реальной жизни, так и в лабораторных экспериментах с предупреждающими сигналами (напомним, что подсказки бывают верными, неверными и нейтральными). Таким образом, помимо выигрыша в случае достоверной информации нам будет полезно оценить *проигрыш (cost)* от недостоверной информации. Будет ли выигрыш превышать проигрыш, или наоборот? Может ли субъект отказаться от использования подсказки, если, например, проигрыш превышает выигрыш? Какие факторы влияют на выигрыш и проигрыш? Наконец, в какие моменты времени использование предупреждающей информации эффективно, а в какие — нет? Метод выигрышей и проигрышей обеспечивает формальный аппарат, позволяющий отвечать на эти и другие вопросы относительно задач с подсказками.

Традиционно для оценки выигрыша и проигрыша используют уже хорошо знакомый нам показатель ВР на целевой стимул. Гораздо реже анализу подлежит показатель точности (отраженный, например, в проценте правильных ответов или индексах сенсорной чувствительности).

Правило расчета выигрышей/проигрышей выглядит следующим образом: если в результате вычитания ВР на подсказанные цели из ВР на неподсказанные цели получается положительное число, следует говорить о выигрыше от подсказки; если результат вычитания отрицательный — о проигрыше; наконец, если результат равен нулю, то делается вывод об отсутствии эффекта подсказки. На рис. 11 положительная часть координатной плоскости по оси ординат представляет собой зону выигрышей, отрицательная — зону проигрышей.

Еще один важный вопрос, уже неоднократно упоминавшийся нами при обсуждении задач с предупреждающими сигналами и позволяющий относить их к специальному классу хронометрических методов, касается динамики эффектов подсказок (т.е. выигрышей и проигрышей) во времени. С точки зрения анализа микроструктуры познания этот вопрос очень важен. Ответ на него позволяет, в частности, узнать, в какой момент одна стадия обработки информации о стимуле-подсказке сменяет другую. Как мы уже знаем, для анализа эффектов подсказки во времени в экспериментах с предупреждающими сигналами используют варьирование асинхронии предъявления стимулов (АПС), т.е. времени задержки между предупреждающим сигналом и целевым стимулом. Если

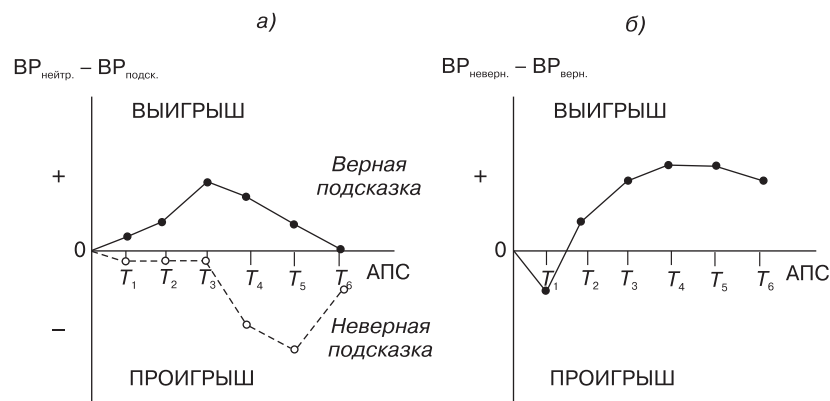


Рис. 11. Способы построения функций выигрыша—проигрыша при разных значениях АПС

а) с использованием нейтрального условия; б) без использования нейтрального условия

в эксперименте мы используем n значений АПС, то получим n средних ВР при верных подсказках, столько же — при неверных подсказках и одно среднее ВР для нейтрального условия. Далее, следуя правилу вычисления выигрышей и проигрышей, выполним вычитание каждого из n ВР для верных подсказок и каждого из n ВР для неверных подсказок из ВР для нейтрального условия. Результаты вычитания обычно отображаются на графике (рис. 11а), где по оси абсцисс откладываются все n тестовых значений АПС, по оси ординат — результат вычитания, т.е. мера выигрыша или проигрыша, а отдельными линиями показываются эффекты верных и неверных подсказок. При соединении точек линиями (обычно прямыми) мы получаем динамический «портрет» нашего стимула-подсказки. С его помощью, например, мы можем определить, с какого момента заключенная в подсказке информация начинает влиять на поведение (что может, в частности, косвенно отражать время, необходимое на кодирование этой информации), мы также можем определить интервал, в течение которого эта информация эффективна для обработки будущей цели. Более сложные вопросы, на которые позволяет ответить динамический «портрет», — на какие стадии можно разделить процесс обработки информации о подсказке, как с ее помощью можно разделить параллельные и последовательные процессы и т.п.

Существует и другой способ расчета выигрышей и проигрышей от подсказки. Он заключается в прямом сравнении эффектов верных и неверных подсказок без сопоставления с нейтральным условием. В этом случае ВР при верных подсказках вычитается из ВР при неверных (рис. 11б). На первый взгляд, этот способ обладает меньшими возмож-

ностями, чем первый, учитывающий результаты выполнения нейтрального задания. Однако достоинства второго метода становятся хорошо видимыми при планировании и интерпретации экспериментов со сложной факторной структурой. Как правило, даже самый простой опыт по методике предупреждающего сигнала уже включает в себя два фактора: АПС и информационные отношения подсказки и цели (верная, неверная, нейтральная). Если в план вводится еще хотя бы один фактор (в большинстве современных исследований их бывает и больше), то мы уже имеем дело с достаточно сложной структурой, которую неудобно описывать, визуализировать (т.е. представлять в виде таблиц и графиков) и интерпретировать. В стремлении упростить структуру данных может помочь как раз второй способ расчета выигрыша/проигрыша. Его применение позволяет уменьшить размерность данных на один фактор. Ведь при втором способе расчета мы получаем всего одно значение разности ВР, а не два, как при первом. Этот показатель мы теперь можем рассматривать как единственную зависимую переменную, переформулировав задачу следующим образом: выяснить, как АПС и другие контролируемые в эксперименте факторы влияют на *выигрыш от верной подсказки*?

Теперь, когда мы выяснили, какими способами можно рассчитывать выигрыши и проигрыши от предупреждающих сигналов, остановимся на вопросах интерпретации тех или иных эффектов подсказки, их сочетаний и динамических характеристик.

Параллельные и последовательные процессы. Методический прием по разделению последовательных и параллельных процессов мы уже обсуждали выше, в разделе 9.1, касающемся метода вычитания. Альтернативный способ, основанный на методе выигрышей и проигрышей, был предложен *М. Познером* и *Ч. Снайдером* (1975). Они предположили, что сочетание эффектов верных и неверных подсказок для двух этих классов процессов будет разным. Если процесс обработки информации о цели является последовательным (по их мнению, это свойственно большинству операций, которыми мы управляем произвольно), то верная подсказка приведет к выигрышу за счет преднастройки определенных систем, и соответствующая цель первой попадет на стадию последовательной обработки. Неверная же подсказка с необходимостью должна привести к проигрышу, поскольку дополнительное время будет затрачено не только на формирование новой настройки (как при нейтральном условии), но и на торможение прежней настройки. Таким образом, критерием последовательного процесса, происходящего на определенном этапе обработки предупреждающего сигнала, является эффект типа «*выигрыш и проигрыш*». Параллельные процессы (свойственные, по мнению *М. Познера* и *Ч. Снайдера*, в основном автоматизированным и не требующим сознательного контроля операциям) подчиняются иному

правилу. Так, верная подсказка по-прежнему обеспечивает преимущество в переработке тем целям, которые она предвещает, что выражается в соответствующем выигрыше. Однако неверная подсказка не препятствует переработке всех остальных стимулов, поскольку все они обрабатываются одновременно и одинаково эффективно, следовательно, она не должна тормозить ответ по сравнению с нейтральным условием. Таким образом, критерием параллельных процессов будет выступать эффект «выигрыш без проигрыша». К этому остается добавить, что, варьируя АПС, мы можем не только констатировать параллельный или последовательный характер обработки информации, но и определять временные границы этапов, на которых параллельные процессы уступают место последовательным.

Отрицательные эффекты верных подсказок. Хотя типичным результатом верной подсказки, выполняющей подготовительную функцию, является выигрыш, возможен и противоположный эффект, когда верная подсказка влечет за собой проигрыш. Этот парадоксальный, на первый взгляд, эффект можно интерпретировать в терминах информационной инверсии или торможения. Рассмотрим оба эти объяснения по порядку.

1. *Информационная инверсия.* Представим себе ситуацию, когда испытуемый решает задачу с верными и неверными подсказками, при этом частота предъявления неверной подсказки превышает частоту предъявления верной. Такая ситуация может вынудить испытуемого попросту не доверять верной подсказке и не принимать ее в расчет. Однако более эффективная стратегия может быть описана как «посмотри на подсказку и сделай наоборот», т.е. верная и неверная подсказки как бы меняются ролями. Эта стратегия и называется *информационной инверсией*. Очевидно, что смена ролей подсказок приведет и к смене знаков выигрышей—проигрышей.

2. *Торможение.* Проигрыш от верной подсказки может быть обусловлен также тем, что процесс ее переработки по тем или иным причинам тормозит переработку последующего целевого стимула. Например, при очень коротких АПС (50–100 мс) сенсорное последствие интрамодального предупреждающего сигнала может распространиться на момент предъявления цели, вызвав так называемый эффект *прямой маскировки* (определение маскировки см. в разделе 8.3), что приведет к проигрышу в скорости и/или точности ответа на эту цель. Другой известный пример, не сводимый к маскировке, — эффект *торможения возврата*. Он наблюдается в задаче на произвольное пространственное внимание. Так, если произвольно привлечь внимание испытуемого к определенному месту в пространстве (например, яркой вспышкой-подсказкой в этом месте), то ответ на цель, предъявленную в этом месте, сначала ускоряется (при АПС до 300 мс), а затем, наоборот, замедляется по сравнению с целями, предъявленными в других местах. Именно эта по-

здняя стадия и называется торможением возврата [см. подробнее: Уточкин, Фаликман, 2006].



СПЕЦИАЛЬНЫЕ ПРИЛОЖЕНИЯ ХРОНОМЕТРИЧЕСКОГО МЕТОДА

В предыдущей главе мы рассмотрели основные процедуры, используемые для обработки и анализа хронометрических данных. Эти процедуры относятся к общеупотребимым, и с их помощью решаются самые разнообразные задачи в психологии, физиологии и других науках. Однако наш анализ хронометрического метода будет неполным, если мы не остановимся, хотя бы вкратце, на некоторых частных процедурах, позволяющих расширить границы области использования хронометрии, хотя они и не так распространены в исследовательской практике.

10.1. Измерение времени моторной реакции

Представим себе, что мы проводим «рафинированное» экспериментальное исследование, где изучаем зависимость времени реакции выбора от количества возможных вариантов ответа. Для этого, как диктует нам логика классического метода вычитания, нам следует варьировать количество целевых стимулов и соответственно количество возможных ответов (каждому ответу будет соответствовать, например, своя кнопка на пульте). Допустим далее, что в результате мы получили закономерный рост ВР по мере увеличения количества альтернатив (что соответствует классическому варианту закона Хика). Путем вычитания мы можем получить время, необходимое для анализа одной альтернативы. В принципе мы могли бы на этом остановиться, как это и принято в традиционной исследовательской практике. Однако поскольку мы договорились, что наше исследование является рафинированным, нам следует избавиться от одного неучтенного источника неточности. Дело в том, что увеличение альтернатив может влиять не только на внутренний процесс перебора вариантов, но и на поиск ответа. В нашем примере это может означать, что, выбрав один из вариантов ответа, испытуемый еще должен затратить определенное время на поиск нужной кнопки, и чем больше кнопок задействовано в эксперименте, тем дольше может быть этот поиск.

Способ решения данной проблемы предлагает А. Йенсен (2006). Этот способ основан на измерении *времени моторной реакции (ВМР)*, которое в зависимости от целей исследования может иметь и самостоятельную ценность. В основе измерения ВМР лежит следующее наблюдение:

непосредственно моменту начала внешнего двигательного ответа (которым отмечается конечная граница ВР) предшествует краткий всплеск мышечной активности, регистрируемой с помощью метода *электромиографии (ЭМГ)*. Этот всплеск приписывается процессу подготовки ответа. Момент начала такого всплеска, который может устанавливаться экспериментатором как точка преодоления порога фоновой активности, и является началом отсчета ВМР. Окончанием ВМР будет считаться момент подачи внешнего ответа.

Вычитая ВМР из ВР, мы получаем так называемое *время премоторной реакции (ВПМР)*, т.е. длительность афферентного и центрального этапов обработки информации. Если, кроме того, мы располагаем результатами измерения *времени просмотра*, то из уже полученной разности ВР и ВМР мы можем вычесть и этот показатель, тем самым получив «чистое» время центральных компонентов обработки информации.

10.2. Хронометрирование последовательных ответов

До сих пор мы обсуждали экспериментальные методики, в которых регистрируются только единичные ответы на единичные целевые стимулы. Между тем окружающий нас мир устроен так, что нередко нам приходится осуществлять не одно, а несколько различных действий подряд. Скоростные характеристики последовательных действий (ответов) также могут быть весьма информативны.

10.2.1. Методики двойного ответа

Задача этого класса методик — исследовать, какие требования и ограничения накладывают на когнитивные системы процессы обработки информации о целевом стимуле. Идея, лежащая в основе этих методик, довольно проста. Она заключается в попытке проверить, насколько эффективно осуществляется обработка целевого стимула, который предъявлен во время осуществления обработки еще одного целевого стимула, предъявленного чуть раньше. Нередко второй стимул принято называть *зондовым*, поскольку он используется для тестирования процесса обработки первого.

Экспериментатор при использовании методик двойного ответа обычно варьирует время задержки между двумя целевыми стимулами, т.е. уже упоминавшуюся нами асинхронию предъявления стимулов (АПС). Эта процедура позволяет, в частности, определить момент смены параллельного способа обработки на последовательный. Например, если на зондовый стимул следует менее быстрый или точный ответ, это традиционно рассматривается как доказательство того, что первый стимул в определенный момент достигает стадии последовательной обработки, и обработка второго (зондового) стимула приостанавливается

перед входом в последовательную стадию до того момента, пока ее не покинет первый стимул [Pashler, 1999]. Если зондовый стимул может быть переработан столь же быстро и точно, как и первый, можно сделать вывод, что либо стимулы обрабатываются полностью параллельно (что, впрочем, практически невозможно), либо первый стимул освобождает последовательную стадию до того, как второй стимул достиг входа на эту стадию.

Опишем кратко два основных варианта использования техники двойного ответа, основанных на использовании соответственно скорости и точности в качестве показателей эффективности.

1. *Метод двойного ответа с измерением скорости ответов (парадигма психологической рефрактерности)*. Суть метода состоит в измерении ВР ответов, даваемых на два последовательно предъявляемых однородных стимула. Назовем эти два показателя соответственно $ВР_1$ и $ВР_2$. Результаты опыта могут быть представлены двумя способами. Первый, традиционный, способ связан с представлением $ВР_2$ как функции от величины АПС. Второй способ, который приводит Дэниел Канеман (2006), может быть связан с вычислением длительности интервала между первым и вторым ответами, который называется *межответным интервалом (МОИ)*. МОИ обладает преимуществом при оценке влияния первого стимула на скорость обработки второго, поскольку обеспечивает удобный формальный критерий параллельности/последовательности. Так, если МОИ равен АПС, это свидетельствует о равной скорости обработки обоих стимулов, в противном случае мы получаем доказательство разных скоростей. Свидетельство того, что обработка первого стимула замедляет реакцию на второй, действительно было получено в ходе экспериментальных исследований *Кеннетом Крейком*. Это явление получило название *психологического рефрактерного периода*. По разным данным, психологический рефрактерный период наблюдается при АПС до 200–500 мс.

2. *Метод двойного ответа с измерением точности ответов*. Другой способ оценить эффективность обработки зондового стимула связан с измерением точности отсроченных ответов (т.е. ответов, даваемых по окончании пробы с несколькими целевыми стимулами). Однако если речь идет о точности, то и задача подбирается таким образом, чтобы параметр точности ответа оказался чувствителен к экспериментальным манипуляциям. Типичный пример такой методики — ситуация *быстрой смены стимулов*, с помощью которой исследуют характеристики зрительного внимания и кратковременной памяти. В этой задаче многочисленные стимулы предъявляются друг за другом с короткими значениями времени экспозиции в одном и том же месте пространства. Такого рода пространственно-временное наложение стимулов, как уже известно читателю, создает крайне затрудненные условия восприятия путем

многократной *маскировки*, в результате чего возрастает вероятность пропусков или других ошибок при выполнении задачи с тем или иным стимулом. Если среди быстро сменяющихся друг друга стимулов встретится цель, характеристики которой специально обозначены в инструкции, то точность ее обнаружения, различения или опознания может быть использована для расчета *времени просмотра*. Если же среди стимулов, следующих за данной целью и не имеющих целевых характеристик, появляется еще одна цель, то с ее помощью можно прозондировать временной ход обработки первой замаскированной цели. Стоит отметить, что при анализе результатов выполнения задач с быстрой сменой стимулов имеет значение не только абсолютная величина АПС, как в парадигме психологической рефрактерности, но также и количество маскирующих стимулов между первой и второй целями. Поэтому в экспериментах с быстрой сменой стимулов традиционно контролируется не сама АПС, а *позиция* зонда относительно первой цели (интервал предъявления которой считается за условную *нулевую позицию*), но зато *время экспозиции* любого стимула обычно остается неизменным. Само значение АПС для первой и второй целей равно произведению времени экспозиции одного стимула на номер зондовой позиции относительно цели. Измерив вероятность правильного ответа на зондовый стимул в каждой из интересующих нас позиций и сравнив с аналогичным показателем для первого стимула, мы можем судить о том, как проходит обработка первого стимула на том или ином временном этапе. Экспериментальные данные, полученные при быстрой смене стимулов, подтверждают, что при относительно коротких значениях АПС испытуемые часто склонны ошибаться в своих суждениях или попросту пропускать зондовые стимулы. Этот эффект получил название *мигания внимания* [см. подробнее: *Фаликман*, 2006].

10.2.2. Метод теппинга

Еще одна методика, основанная на хронометрировании последовательных движений, используется в нейропсихологии для анализа межполушарного распределения мануальных функций и в дифференциальной психологии для изучения свойств темперамента.

Метод *теппинга* (*tap* (англ.) — стучать, ударять) представляет собой одно из самых простых хронометрических заданий для испытуемого. Задача состоит в том, чтобы за установленный интервал времени успеть выполнить как можно больше ударов рукой. Существует две разновидности данного теста, предполагающие и немного различные способы обработки результатов.

1. *Аппаратурный теппинг-тест* предполагает серийное нажатие испытуемым на кнопку технического устройства, синхронизированного с высокоточным таймером наподобие тех, что используются при регист-

рации ВР. Основным показателем эффективности решения задачи будет средний межответный интервал (МОИ), который используется и в парадигме психологической рефрактерности. МОИ в данном случае рассматривается как время, необходимое нервной системе для порождения двигательного акта. Как правило, в аппаратурном теппинге используется и еще один важный показатель — стандартное отклонение МОИ, которое рассматривается как мера скоростной стабильности серийного движения. Нейропсихологи используют средний МОИ и его стандартное отклонение как меру мануального доминирования (т.е. показатель правшества или левшества). В области дифференциальной психологии использование этих показателей благодаря *Г. Айзенку* заняло прочное место в экспериментах по проверке гипотез о природе темперамента.

2. «*Карандашный*» *теппинг-тест* проводится при помощи минимальных технических средств. Испытуемому дается лист бумаги и карандаш, и в течение определенного интервала времени он должен поставить карандашом на бумаге как можно больше точек, причем постараться попасть в одно и то же место листа. Поскольку в данном варианте методики не используется высокоточный таймер, время выполнения каждого удара в отдельности вычислить невозможно. Однако можно посчитать количество точек, оставленных на листе. Если теперь мы разделим время выполнения всего задания на это количество, то получим среднее значение МОИ*. К сожалению, отсутствие таймера в данном варианте методики не позволяет вычислить стандартное отклонение МОИ. Вместо этого исследователи иногда используют меру пространственного разброса, что является несомненным преимуществом «карандашного» теппинга, равно как и другие характеристики, например, сила нажима, хотя они и не являются собственно хронометрическими показателями.

Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы умственной хронометрии»

Задание 1. ИЗМЕРЕНИЕ ВРЕМЕНИ ПРОТЕКАНИЯ СЕНСОРНЫХ И ПЕРЦЕПТИВНЫХ ОПЕРАЦИЙ МЕТОДОМ ВЫЧИТАНИЯ

Цель задания: Освоить принципы измерения времени реакции (ВР). Освоить на практике основные виды реакций, регистрируемых в хронометрических экспериментах. Освоить применение метода вычитания для измерения отдельных компонентов реакции.

* Однако при этом необходимо допустить, что испытуемый в условиях спешки не может поставить две точки строго в одно и то же место, т.е. что количество точек действительно равно количеству ударов. Для дополнительного контроля этой ситуации экспериментатор может считать удары непосредственно при выполнении теста или даже использовать технические средства, например, записать удары на диктофон.

Данное задание представляет собой примерное воспроизведение классических опытов по регистрации времени реакции (ВР) Ф. Дондерса, В. Вундта и его учеников. В ходе его выполнения студенты должны ознакомиться с четырьмя основными типами реакций, описанными этими авторами: простой сенсорной реакцией (*a*-реакцией), реакцией выбора (*b*-реакцией), реакцией избирательного ответа (*c*-реакцией) и реакцией условного выбора (*d*-реакцией). Напомним, что согласно предположению Ф. Дондерса

$$c = a + \text{различение стимулов;} \\ b = c + \text{выбор ответа.}$$

Продолжая эту логику на *d*-реакцию, выделенную позже В. Вундтом, составим формулу для этой реакции:

$$d = b + \text{различение условий (условное различение).}$$

Предполагается, следовательно, что, измерив ВР в задачах на *a*-, *b*-, *c*- и *d*-реакции и применив метод вычитания Ф. Дондерса, можно найти время протекания таких внутренних процессов, как различение стимулов, различение условий и выбор ответа. Таким образом, в результате выполнения задания обучаемый должен получить четыре средних значения ВР (по одному для каждого вида реакций) и три значения времени протекания элементарных психических процессов, или операций, полученных в результате вычитания.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа StimLite, позволяющая проводить зрительные и слуховые эксперименты с высокоточной регистрацией времени реакции испытуемого и получать готовые протоколы экспериментов (Кремлев, Гусев, 1993–2010). Для запуска задания в меню «Тестирование» указанной программы необходимо выбрать экспериментальный план «Хронометрия — Классический метод вычитания» (файл *donders.sms*).

Стимуляция. Стимульный материал к эксперименту включает в себя простые геометрические фигуры — квадраты и круги черного и белого цветов, предъявляемые на однородном сером фоне вслед за точкой фиксации взора.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии от 60 до 80 см от экрана монитора.

В ходе опыта испытуемому последовательно предъявляются четыре задания: на *a*-, *b*-, *c*- и *d*-реакцию. Из соображений «чистоты эксперимента» (в частности, из-за того, что ВР сильно подвержено изменениям в результате тренировки) каждое задание предъявляется дважды, согласно схеме позиционного уравнивания*: $a-b-c-d-d-c-b-a$. Таким образом, эксперимент состоит из восьми последовательных серий.

Каждая серия состоит из 50 предъявлений геометрических фигур, т.е. из 50 проб. При этом первые 10 проб каждой серии являются тренировочными, дающими возможность испытуемому переключиться с предыдущей задачи на

* Подробные разъяснения о предназначении схемы позиционного уравнивания приведены выше, в «Методических указаниях» к главе 2.

новую, привыкнуть к кнопкам для ответа и т.п. Результаты тренировочных проб протоколируются, но в дальнейший анализ результатов не включаются. Остальные 40 проб являются основными и входят в анализ результатов.

Сигналом к началу пробы служит появление в центре экрана маленького белого креста, центр которого является точкой фиксации взора. Через 0,5–1,5 секунды после появления точки фиксации на ее месте появится геометрическая фигура, на которую испытуемый должен дать *максимально быстрый ответ* нажатием на кнопку клавиатуры в соответствии с инструкцией (в разных сериях инструкции различаются). Фигура будет находиться на экране до момента нажатия на кнопку, но не дольше 1,5 секунды. В межпробном интервале (после исчезновения фигуры и до начала следующей пробы) на экране предьявляется однородный серый фон.

Задание А. В данном задании производится измерение времени простой реакции (ВПр). По инструкции, увидев любую геометрическую фигуру после фиксационного креста, испытуемый должен немедленно нажать на нижнюю кнопку управления курсором «↓». Задание А предьявляется в 1-й и 8-й сериях.

Задание В. В данном задании производится измерение времени реакции выбора (ВРВ). По инструкции, увидев на экране квадрат, испытуемый должен немедленно нажать на левую кнопку управления курсором «←», а увидев треугольник — на правую «→». Задание В предьявляется во 2-й и 7-й сериях.

Задание С. В данном задании производится измерение времени избирательного ответа. По инструкции, увидев на экране квадрат, испытуемый должен немедленно нажать на нижнюю кнопку управления курсором «↓», а увидев треугольник — не нажимать ничего. Задание С предьявляется в 3-й и 6-й сериях.

Задание D. В данном задании производится измерение времени условной реакции. По инструкции, увидев на экране белый квадрат или черный треугольник, испытуемый должен немедленно нажать на левую кнопку управления курсором «←», а увидев белый треугольник или черный квадрат — на правую «→». Задание D предьявляется в 4-й и 5-й сериях.

Обработка результатов. Сразу по окончании восьмой серии опыта программа StimMake откроет окно, содержащее протокол выполнения задания в формате *<.txt>*. Для дальнейшей работы с протоколом его необходимо сохранить в виде отдельного файла. Для этого нужно нажать на кнопку «Сохранить» на кнопочной панели в правой части окна. При этом откроется окно проводника, предлагающее выбрать путь и имя файла для сохранения. Указав путь и имя файла, нажмите «Сохранить». После этого можно закрыть окно программы StimMake, нажав на кнопку «Выход» в нижнем правом углу окна с протоколом.

Для дальнейшей обработки протокола необходимо открыть файл *subtraction.xls*, который можно скачать с сайта <http://psychosoft.ru> вместе с программным обеспечением настоящего практикума. Данный файл представляет собой «заготовку» для автоматической обработки протокола и подготовки его к статистическому анализу. Кроме того, необходимо произвести открытие ранее сохраненного в формате *.txt* протокола через программу MS Excel (импорт протокола). Для этого следует воспользоваться алгоритмом, приведенным ниже.

Необходимо скопировать содержимое протокола (ячейки *B—L*) в ранее открытый файл *subtraction.xls* (начальное положение массива в файле назначения соответствует ячейке *A1*). После этого перейдите к массиву данных под буквами *N, O, P*. В столбце *N* содержатся номера проб основных серий со сквоз-

ной нумерацией. В столбце O — цифры, кодирующие вид выполняемого задания (1 — задание А, 2 — задание В, 3 — задание С, 4 — задание D). Наконец, столбец P содержит значение времени реакции (ВР), полученное в соответствующей пробе, выраженное в миллисекундах. Если в каких-либо ячейках вместо числового значения стоит буква m , это значит, что в данной пробе испытуемый не дал ответа (в частности, это типичная ситуация для задания С, в котором испытуемый не должен нажимать на кнопку, если он видит на экране треугольник). Данный массив необходимо скопировать в статистический пакет (SPSS, Statistica или Stadia).

Следующим шагом обработки результатов выполнения задания является описание основных параметров распределений значений ВР при разных видах реакции. Иными словами, необходимо рассчитать и отразить в отчете в табличной и/или графической форме средние и стандартные отклонения ВР для заданий А, В, С и D. Для того чтобы получить эти параметры в системах SPSS или SPSS Statistics, следует выбрать меню «Анализ», затем опцию «Описательные статистики» и «Исследовать». В появившемся окне следует внести переменную, соответствующую ВР, в список зависимых, а переменную, соответствующую типу задания, — в список независимых. Не меняя умолчаний, нажать на кнопку «ОК». Результатом процедуры будет таблица, содержащая значения среднего, стандартного отклонения, а также ряда других описательных статистик исследуемой зависимой переменной — ВР — при каждом из четырех условий независимой переменной — вида задания.

Для построения графика средних значений в системе SPSS необходимо выбрать меню «Графика», пункт «Столбики»*. Далее необходимо установить флажок на опцию «Простые» и нажать «ОК». Необходимо установить флажок на опцию «Другая статистика» и в ставшую активной строку внести переменную ВР. Переменную, соответствующую типу задания, нужно внести в строку «Категориальная ось». Нажав на кнопку «Параметры» внизу, установить флажок на пункт «Вывести столбики ошибок». После этого нужно выбрать вид отображаемой ошибки. Рекомендуется использовать *стандартную ошибку* или *стандартное отклонение*, при этом использовать множитель «1». После этого нажать «Продолжить» и «ОК».

Для вычисления скорости протекания отдельных психических операций (различения, условного различения, подготовки ответа) необходимо применить метод вычитания. В качестве исходных значений используются средние ВР для каждого из четырех условий. Руководствуясь формулами, описывающими хронометрическую структуру основных реакций (см. введение к настоящему заданию), время протекания измеряемых умственных операций будет измеряться по следующим правилам:

$$\begin{aligned} T_{\text{выбора}} &= \text{ВР}_C - \text{ВР}_A; \\ T_{\text{условного выбора}} &= \text{ВР}_D - \text{ВР}_B; \\ T_{\text{подготовки ответа}} &= \text{ВР}_B - \text{ВР}_C. \end{aligned}$$

Заключительным этапом обработки результатов является проверка статистической значимости различий ВР между четырьмя видами заданий. Грубая

оценка достоверности различий может быть произведена с помощью однофакторного дисперсионного анализа (ANOVA). Однако эта процедура показывает наличие значимого различия, даже если только одно среднее отличается от остальных. Более тонкую оценку различий позволяют осуществить последовательные процедуры парных сравнений средних, например, с помощью t -критерия Стьюдента. В целях полноценного овладения стандартными методами статистического анализа экспериментальных эффектов рекомендуется обработать результаты обоими методами.

Следует иметь в виду, что хотя все опытные данные получены на одном и том же испытуемом, они представляют собой результаты тестирования *независимых выборок*, поскольку каждое наблюдаемое ВР — результат выполнения одной тестовой пробы, а в каждой такой пробе испытуемому предъявляется только одно условие из четырех. Следовательно, отдельные пробы рассматриваются в качестве независимых испытаний.

Для проведения процедуры однофакторного дисперсионного анализа в SPSS необходимо открыть меню «Анализ», выбрать пункт «Сравнение средних», а в нем — пункт «Однофакторный дисперсионный анализ». В появившемся окне следует внести ВР в «Список зависимых», а переменную, соответствующую типу задачи, — в строку «Фактор», после чего нажать на кнопку «ОК». В результате этой процедуры будет получена статистическая таблица дисперсионного анализа. В ней указаны названия проверяемых зависимых переменных, количество степеней свободы гипотезы (зависит от количества условий независимой переменной) и ошибки (зависят от объема выборки), а также значения F -критерия Фишера — основной статистики дисперсионного анализа и уровень значимости критерия (графа *Sig.*). Именно по последнему числу происходит определение наличия/отсутствия различий между тестируемыми условиями. Если уровень значимости не превышает 0,05, то можно сделать вывод о том, что ВР по крайней мере по одному из условий отличается от других.

Парное сравнение условий с помощью t -критерия Стьюдента осуществляется сходным образом. Для выполнения этой процедуры в SPSS необходимо открыть меню «Анализ», выбрать пункт «Сравнение средних», а в нем — пункт « t -критерий для независимых выборок». В появившемся окне следует внести ВР в список зависимых переменных, а переменную, соответствующую виду задания, — в строку «Независимая переменная». После определения независимой переменной необходимо нажать на кнопку «Задать группы» и в открывшемся окне ввести числовые значения для сравниваемых групп из области значений соответствующей переменной (например, 1 и 2). После этого необходимо вернуться к предыдущему окну, нажав «ОК», и запустить процедуру анализа, нажав «ОК». В результате данной процедуры будет получен ряд таблиц, из которых основное значение имеет последняя. В ней указаны сведения о сравниваемых группах, результаты тестов на нормальность распределений, количество степеней свободы ошибки, значение t -критерия и уровень значимости (*Sig.*). Если уровень значимости не превышает 0,05, то это свидетельствует о наличии значимых различий в значении ВР между сравниваемыми группами.

Процедуру парных сравнений нужно повторить для других пар условий. Таким образом, необходимо провести шесть последовательных сравнений по t -критерию. Аналогичную процедуру можно осуществить и в рамках дисперсионного анализа (например, с помощью теста Шеффе). Для этого в окне диспер-

* Возможно оформление графика в линейном виде, однако для анализа с одной независимой переменной рекомендуется использовать столбиковые диаграммы.

сионного анализа в SPSS необходимо нажать на кнопку «Апостериорные» и установить флажки на нужные критерии парных сравнений.

О результатах проведенной статистической обработки данных по методам дисперсионного анализа и t -критерию Стьюдента следует сообщить в отчете по заданию. Как правило, для этого используются стандартные фразы типа «*Однофакторный дисперсионный анализ обнаружил значимый эффект независимой переменной "Вид задания" на ВР ($F = 18,09, p < 0,05$). Этот эффект обеспечивается значимыми различиями в значениях ВР между условиями А и В ($t = 3,17, p < 0,05$), А и С ($t = 3,81, p < 0,05$)...*» и т.п. Числа, которые указываются в скобках после словесного описания того или иного статистического результата, представляют собой значения основных статистик (F -критерия для ANOVA, t -критерия для теста Стьюдента) и уровень статистической значимости (p). Эти числа берутся из соответствующих таблиц.

Задание 2. ИССЛЕДОВАНИЕ ИЗВЛЕЧЕНИЯ МАТЕРИАЛА ИЗ КРАТКОВРЕМЕННОЙ ПАМЯТИ МЕТОДАМИ АНАЛИЗА УГЛОВ НАКЛОНА И АДДИТИВНЫХ ФАКТОРОВ

Цель задания: Освоить принципы применения анализа углов наклона для выявления характеристик когнитивных процессов. Освоить принципы применения метода аддитивных факторов для анализа характеристик когнитивных процессов.

Данное задание представляет собой модификацию двух весьма известных экспериментов, проведенных С. Стернбергом в конце 60-х годов XX века [Sternberg, 1967, 1969] (время выхода основных публикаций примерно совпало со 100-летним юбилеем выхода в свет работы Ф. Дондерса, посвященной первым систематическим исследованиям ВР). Его эксперименты стали поворотной точкой в развитии современных хронометрических методов. С. Стернберга интересовал вопрос о том, каким образом осуществляется извлечение (т.е. припоминание) информации, находящейся в кратковременной памяти человека. С. Стернберг последовательно предъявлял на экране цифры. Всего цифр в наборе могло быть от одной до шести. Испытуемый должен был запомнить эти цифры. По окончании предъявления последовательности раздавался звуковой сигнал, после которого предъявлялась еще одна цифра (которую С. Стернберг назвал *зондовой*). Задача испытуемого состояла в том, чтобы как можно быстрее ответить, встречалась ли эта цифра в ранее предъявленной последовательности (таймер для регистрации ВР запускался с момента начала предъявления зондовой цифры).

Если предположить, что извлечение информации о каждом запомненном элементе происходит строго последовательно, как считал Ф. Дондерс, то ВР должно напрямую зависеть от количества цифр в наборе: чем больше цифр, тем больше ВР. Если считывание информации осуществляется параллельно, то ВР должно оставаться примерно одинаковым вне зависимости от размера набора. Кроме того, если поиск последователен, то он может быть самопрекращающимся или исчерпывающим. Если поиск является самопрекращающимся, то угол наклона функции, выражающей зависимость ВР от величины набора, должен быть разным при положительных и отрицательных ответах, ведь при наличии зондового стимула набор просматривается лишь до момента обнаружения, а при его

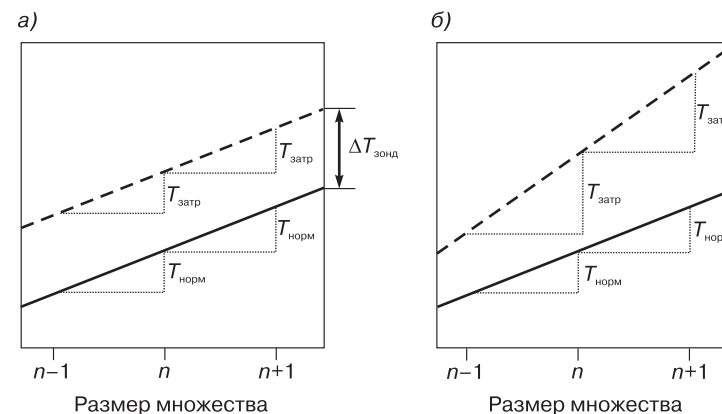


Рис. 12. Графики, иллюстрирующие эксперимент С. Стернберга. Вид зависимости ВР от размера тестового множества и условий восприятия стимулов

а) при аддитивной гипотезе; б) при неаддитивной гипотезе. Сплошной линией показано ВР при нормальных условиях восприятия, пунктирной — при затрудненных. $T_{\text{норм}}$ и $T_{\text{затр}}$ — время считывания одного элемента соответственно при нормальных и затрудненных условиях; $\Delta T_{\text{зонд}}$ — разница во времени распознавания зондового стимула при нормальных и затрудненных условиях.

отсутствию — полностью. Если поиск является исчерпывающим, то углы наклона функций для положительных и отрицательных ответов должны быть равными: ведь в любом случае набор просматривается полностью. Оригинальные результаты С. Стернберга указывают на последовательный и исчерпывающий характер поиска информации в кратковременной памяти [Sternberg, 1969].

В другом эксперименте с помощью подобной зондовой задачи С. Стернберг с помощью процедуры аддитивных факторов проверил гипотезу о независимости вкладов различных факторов в величину ВР при извлечении информации из памяти. Кроме уже рассмотренного нами фактора размера тестового множества его интересовал фактор трудности различения стимулов. Если стимулы распознаются уже на стадии кодирования информации в кратковременную память (т.е. после предъявления каждого элемента и до зондового стимула), считал С. Стернберг, то время считывания каждого элемента при затрудненных условиях восприятия будет таким же, как и при нормальных, а следовательно, ВР на зондовый стимул при любом количестве элементов в тестовом множестве в двух условиях восприятия будет отличаться лишь на величину, необходимую для распознавания самого зондового стимула в затрудненных условиях ($\Delta T_{\text{зонд}}$). Это соответствует гипотезе об аддитивных факторах, графически представленной на рис. 12а. Напротив, если распознавание начинается только при извлечении (т.е. после подачи зондового стимула), то время считывания *каждого* элемента при затрудненных условиях будет увеличено. Это значит, что с добавлением каждого следующего элемента расхождение между ВР при нормальных и при затрудненных условиях будет увеличиваться. Эта ситуация указывает на гипотезу неаддитивных факторов. Графически она отображена на рис. 12б.

Собственные результаты С. Стернберга оказались в пользу аддитивной гипотезы [Sternberg, 1969].

Авторы учебного пособия предлагают студентам повторить эти эксперименты (по усмотрению преподавателя возможен выбор только одного из двух экспериментов) и на их основе не только освоить соответствующие измерительные процедуры, но и перепроверить выводы С. Стернберга.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа StimLite, позволяющая проводить зрительные и слуховые эксперименты с высокоточной регистрацией времени реакции испытуемого и получать готовые протоколы экспериментов [Кремлев, Гусев, 1993–2010]. Для запуска одной из частей задания в меню «Тестирование» программы необходимо выбрать экспериментальный план «Хронометрия — Эксперименты Стернберга (углы наклона)» (файл *stern1.sms*) и/или план «Хронометрия — Эксперименты Стернберга (аддитивные факторы)» (файл *stern2.sms*).

Для наиболее близкого к оригиналу повторения методики экспериментов С. Стернберга необходимо также наличие головных стереофонических телефонов, подключенных к звуковой карте компьютера.

Стимуляция. Стимульный материал к заданию представляет собой слайды с изображением цифр от 0 до 9 в центре однородного серого поля. Цифры могут быть либо ясно различимыми, либо «размытыми». Ясно различимые цифры используются в обеих частях задания, «размытые» — только во второй части. Для оповещения о предъявлении зондового стимула используется звуковой тон с частотой 1000 Гц и длительностью 500 мс.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии от 60 до 80 см от экрана монитора. На голову надеты стереофонические телефоны.

Задание А воспроизводит первый эксперимент С. Стернберга. В каждой пробе данного задания испытуемый видит белый фиксационный крест в центре однородного серого поля в течение 500 мс. Сразу после этого на месте креста последовательно начинают предъявляться цифры со скоростью одна цифра за 1,2 с. Цифр может быть от двух до шести. По окончании предъявления цифр на экране на 2 с появляется фиксационный крест, а спустя 1,5 с после его появления раздается звуковой сигнал, предупреждающий о появлении зондового стимула. Следом за звуковым сигналом в центре экрана появляется зондовая цифра. Как только она появляется, испытуемый должен максимально быстро ответить, встречалась ли данная цифра среди тех, которые предъявлялись до звукового сигнала. Если цифра встречалась среди ранее предъявленных, испытуемый должен немедленно нажать на левую кнопку управления курсором «←», а если нет — на правую «→». Зондовая цифра предъявляется до ответа испытуемого, но не дольше 2 с. В тестовых наборах зондовые цифры равномерно распределены по всем позициям.

Основными экспериментальными параметрами в данном опыте являются размер множества — от двух до шести элементов (итого пять условий), а также наличие или отсутствие зонда в тестовом наборе (положительное или отрица-

тельное множество). Таким образом, эти два параметра дают $5 \times 2 = 10$ независимых комбинаций условий, перемешанных в случайном порядке. На каждую такую комбинацию приходится по 15 проб, дающих соответственно по 15 измерений ВР. Таким образом, в ходе выполнения задания испытуемому предъявляется 150 проб. Во избежание утомления эти 150 проб разбиты на три последовательные серии по 50 проб, в перерыве между которыми можно немного отдохнуть. Кроме того, перед началом основного задания испытуемый выполняет 15 тренировочных проб. Результаты тренировки при анализе результатов не учитываются.

Межпробный интервал составляет 1–1,5 с.

Задание В повторяет второй описанный эксперимент С. Стернберга. В целом методика почти идентична методике, использованной в задании А. Однако в данном эксперименте из соображений экономии времени опыта сокращено количество условий фактора «Размер множества»: здесь использованы только три значения — два, четыре и шесть элементов. Кроме того, половина проб данного задания содержит «размытые» цифры в тестовом наборе и в качестве зондового стимула, а другая половина — ясно различимые цифры, использованные в задании А (два условия). Таким образом, задание содержит $3 \times 2 = 6$ независимых комбинаций условий. Поскольку различие положительных и отрицательных множеств в данном задании не принципиально, они не рассматриваются как отдельные условия, а представлены усредненными данными. Тем не менее на каждое условие приходится по 10 положительных и 10 отрицательных проб. Итого на каждую комбинацию условий приходится 20 измерений ВР. Всего же эксперимент состоит из 120 проб, разделенных на две серии по 60 проб, между которыми испытуемый может сделать перерыв. Кроме того, перед началом основного задания испытуемый проходит серию из 10 тренировочных проб.

Обработка результатов. Сразу по окончании каждого из двух опытов программа StimMake откроет окно, содержащее протокол выполнения задания в формате *.txt*. Для дальнейшей работы с протоколом его необходимо сохранить в виде отдельного файла. Для этого нужно нажать на кнопку «Сохранить» на кнопочной панели в правой части окна. При этом откроется окно проводника, предлагающее выбрать путь и имя файла для сохранения. Указав путь и имя файла, нажмите «Сохранить». После этого можно закрыть окно программы StimMake, нажав на кнопку «Выход» в нижнем правом углу окна с протоколом.

Для дальнейшей обработки протокола необходимо открыть файл *sternberg.xls*, который можно скачать с сайта <<http://psychosoft.ru>> вместе с программным обеспечением настоящего практикума. Данный файл представляет собой «заготовку» для автоматической обработки протоколов и подготовки их к статистическому анализу. Кроме того, необходимо произвести открытие ранее сохраненных в формате *<.txt>* протоколов через программу MS Excel (импорт протокола). Для этого следует воспользоваться алгоритмом, приведенным выше в *Методических указаниях к заданию 1*.

Необходимо скопировать содержимое протокола (ячейки *B—L*) в ранее открытый файл *sternberg.xls* (начальное положение массива в файле назначения соответствует ячейке *A1*). При этом протокол первого опыта (задание А) нужно скопировать на Лист 1, а протокол второго опыта (задание В) — на Лист 2 файла *sternberg.xls*.

После этого на Листе 1 перейдите к массиву данных под буквами *N, O, P, Q*. В столбце *N* содержатся номера проб основной серии со сквозной нумерацией.

В столбце O — цифры, кодирующие размер множества для запоминания в данной пробе (от 2 до 6 элементов). В столбце P закодирован тип множества (0 — отрицательное, 1 — положительное). Наконец, столбец Q содержит значение времени реакции (ВР), полученное в соответствующей пробе и выраженное в миллисекундах. Если в каких-либо ячейках вместо числового значения стоит буква m , это значит, что в данной пробе испытуемый не дал ответа.

Аналогичный массив $N-Q$ содержит и Лист 2. Однако размер множества в столбце O включает в себя только числа 2, 4 и 6. В столбце P закодирован не тип множества, а условия предъявления стимулов для запоминания (1 — нормальные, 2 — затрудненные). Остальные столбцы имеют аналогичное содержание.

Массивы $N-Q$ из Листов 1 и 2 необходимо скопировать в два отдельных файла в статистическом пакете (SPSS, Statistica или Stadia).

Для измерения времени поиска элементов в памяти и построения общей закономерности этого процесса (параллельность/последовательность и исчерпывающий/самопрекращающийся поиск) необходимо выполнить процедуру регрессионного анализа в варианте линейной регрессии. Для проверки гипотезы о параллельности/последовательности нужно построить общую модель зависимости ВР от размера множества. Необходимо открыть меню «Анализ», выбрать пункт «Регрессия» и подпункт «Подгонка кривых». В открывшемся окне нужно внести переменную ВР в окно «Зависимые», а переменную, соответствующую размеру множества, — в строку «Независимая». Сохранив умолчания, нажать «ОК». В результате выполнения процедуры будут выведены четыре таблицы, из которых наибольшее значение имеет последняя. В ней указаны значение коэффициента R^2 и уровень его значимости (Знч.), который отражает качество подгонки, т.е. насколько линейная модель соответствует реальным данным. Кроме того, в предпоследней и последней графах указаны значения константы и коэффициента b_1 . Фактически это основные коэффициенты линейного уравнения, которое имеет вид $Y = b_1 \times X + C$. В качестве Y здесь выступает ВР, X — размер множества. Константа C в данном случае свидетельствует о времени выполнения всех операций, кроме поиска элемента. Наконец, значение коэффициента b_1 — это тангенс угла наклона функции ВР, который показывает время, необходимое на считывание одного элемента из кратковременной памяти. По результатам *C. Стернберга* (1969), считывание информации об одном элементе занимает около 35 мс.

Получив уравнение регрессии, можно самостоятельно построить график, связывающий ВР с размером множества. На основании знания коэффициента b_1 можно осуществить и грубую оценку параллельности/последовательности процесса поиска. Поскольку в хронометрической методологии значимым считается прирост ВР не менее 15–20 мс, то превышение этого значения коэффициентом b_1 будет свидетельствовать скорее о последовательном характере поиска, в противном случае следует принять гипотезу параллельности*.

Аналогичная процедура выполняется и для гипотезы о самопрекращающемся/исчерпывающем поиске, однако в этом случае необходимо построить линейные уравнения отдельно для положительных и отрицательных множеств. Для

этого необходимо предварительно осуществить отбор наблюдений, соответствующих каждому из двух типов множеств. В системе SPSS необходимо выбрать меню «Данные», в нем пункт «Отбор наблюдений». В открывшемся окне установить флажок на пункт «Если выполнено условие» и нажать на кнопку «Если». После этого в новом окне нужно перенести переменную, соответствующую типу множества, вправо и приравнять ее к «0» (отрицательные множества). Нажать «Продолжить» и, вернувшись в первое окно, — «ОК». После этого выполняется процедура регрессионного анализа, описанная выше. Далее процедуру отбора наблюдений и последующего регрессионного анализа нужно повторить, приравняв переменную типа множества к «1» (положительные). Таким образом, будут получены два уравнения, которые следует отобразить в виде графиков на одной координатной плоскости. Гипотезу о самопрекращающемся поиске следует принять, если коэффициент b_1 для отрицательного множества превышает таковой для положительного в 1,5–2 раза и более.

Для проверки гипотезы об аддитивных факторах во второй части задания необходимо выполнить процедуру двухфакторного дисперсионного анализа. В меню «Анализ» необходимо выбрать «Общая линейная модель», а затем «ОЛМ-одномерная». В открывшемся окне переменную ВР внести в строку «Зависимая», а переменные, соответствующие размеру множества и условиям предъявления, — в список «Фиксированных факторов». Кроме того, для получения графиков средних значений (аналогичных представленным на рис. 12) следует нажать на кнопку «График», в открывшемся окне внести переменную, соответствующую размеру множества, в строку «Горизонтальная ось», а переменную условий предъявления — в строку «Отдельные линии». Нажать «Продолжить» и «ОК». Результатом процедуры будут две таблицы, из которых первостепенное значение имеет вторая. В ней указаны статистики Фишера для главных эффектов факторов и эффекта межфакторного взаимодействия. Последний позволяет судить об аддитивности исследуемых факторов. Если уровень значимости F -критерия для межфакторного взаимодействия незначим ($p > 0,05$), факторы можно считать аддитивными. В противном случае ($p < 0,05$) принимается гипотеза о неаддитивных факторах.

График, выведенный вместе с таблицами, после соответствующего редактирования (изменения названий осей, значений на шкале абсцисс и легенды, а также приведения к черно-белой цветовой гамме) можно экспортировать в отчет по данному заданию.

Задание 3. ИССЛЕДОВАНИЕ «ПЕРЕМЕЩЕНИЙ» ЗРИТЕЛЬНОГО ВНИМАНИЯ МЕТОДОМ ВЫИГРЫШЕЙ И ПРОИГРЫШЕЙ

Цель задания: Освоить принципы хронометрии в условиях предупреждающего сигнала (подсказки). Освоить применение метода выигрышей и проигрышей для измерения состояний психологической готовности.

Данное задание основано на цикле классических исследований М. Познера и его коллег, а также Дж. Джонайдеса, проведенных ими в конце 70-х годов XX в. Эти исследования посвящены изучению свойств зрительного внимания, тому, как оно ведет себя в пространстве и во времени. Исследования проведены с помощью методики подсказки и проанализированы с помощью метода выиг-

* Более точная процедура проверки требует проведения однофакторного дисперсионного анализа. Если данная процедура не выявит различий в уровне ВР при различных размерах множества, это будет свидетельствовать о параллельном характере поиска.

рыша и проигрыша. С помощью сигналов-подсказок внимание испытуемого привлекается к определенному месту в пространстве. Ожидается, что ВР на целевой стимул, который появляется чуть позже в этом же месте, должно снизиться благодаря тому, что внимание уже направлено туда. И напротив, ВР на целевой стимул должно увеличиться, если он появился не в том месте, где ожидает испытуемый, поскольку необходимо время, чтобы перенаправить внимание на новое место. Следовательно, если ожидания испытуемого соответствуют реальному месту появления цели (т.е. подсказка верна), мы предполагаем выигрыш в ВР, а если не соответствуют (т.е. подсказка неверна), мы предполагаем проигрыш. В данном случае метод выигрышей и проигрышей позволяет судить о некоторых пространственных характеристиках перемещения внимания, по крайней мере о направлении его движения.

Кроме того, варьируя асинхронно предъявления стимулов (АПС) — интервал между моментами начала предъявления подсказки и цели, мы можем проследить, как развиваются выигрыши и проигрыши во времени. Это в свою очередь обеспечивает возможность оценки временной динамики исследуемого процесса. В нашем примере с движением внимания при помощи варьирования АПС мы имеем возможность оценить, когда начинается «движение» внимания (вероятно, после того, как будет «извлечена информация» о значении подсказки), когда оно занимает оптимальное положение для приема целевого стимула, как долго там остается и т.п. Для этого следует сравнить величины выигрышей или проигрышей при разных значениях АПС.

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа StimLite, позволяющая проводить зрительные и слуховые эксперименты с высокоточной регистрацией времени реакции испытуемого и получать готовые протоколы экспериментов [Кремлев, Гусев, 1993—2010]. Для запуска одной из частей задания в меню «Тестирование» программы необходимо выбрать экспериментальный план «Хронометрия — Метод выигрышей и проигрышей» (файл *posner.trw*).

Стимуляция. Стимульное поле включает в себя однородный серый фон, а также белый фиксационный крест в центре экрана и две белые квадратные рамки справа и слева от креста. В качестве пространственных подсказок выступают черные стрелки, направленные вправо или влево, предъявляемые в точке фиксации взора (на месте белого креста). В качестве нейтральной подсказки, которая предупреждает лишь о предъявлении цели, но не указывает места, используется черный квадрат, также расположенный в точке фиксации. В качестве целевого стимула используется белая звездочка «*», расположенная внутри либо правой, либо левой квадратной рамки.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии от 60 до 80 см от экрана монитора.

В каждой пробе данного задания испытуемый видит белый фиксационный крест в центре однородного серого поля и две квадратные рамки по бокам в течение 500—1000 мс. Сразу после этого на месте креста на короткое время (100 мс) появляется сигнал-подсказка — правая или левая стрелка или квадрат. Через короткое время после исчезновения подсказки в одной из боковых рамок появляется целевой стимул — белая звездочка. Как только она появляется, ис-

пытываемый должен *максимально быстро* сигнализировать о ее обнаружении нажатием на нижнюю кнопку управления курсором («↓»). Время предъявления цели — 100 мс. Время ожидания ответа — 1000 мс. Межпробный интервал (МПИ) составляет от 1 до 1,5 с. Во время МПИ испытуемый видит однородный серый фон. Появление на экране фиксационного креста и квадратных рамок после МПИ служит сигналом к началу следующей пробы.

Сигналы-подсказки могут быть верными, неверными и нейтральными. Вероятность верной подсказки — стрелки, достоверно указывающей место появления будущей цели, — составляет 0,7. Вероятность неверной подсказки — стрелки, ложно указывающей место появления будущей цели, — составляет 0,15. Вероятность нейтральной подсказки — квадрата в точке фиксации, не указывающего ни на одну из рамок, — составляет оставшиеся 0,15. Информация о вероятностях сообщается испытуемому в инструкции, чтобы он мог использовать ее осознанно.

Кроме того, длительность интервала АПС также варьируется. Она может составлять 150 и 500 мс.

Основная часть задания состоит из 240 проб, половина которых (120 проб) проходит при коротких АПС, а половина — при длинных. Пробы распределяются между тремя видами подсказок в соответствии с вероятностями. Таким образом, при одном значении АПС 84 пробы приходятся на верную подсказку, 18 — на неверную и 18 — на нейтральную. Все пробы перемешаны между собой и поделены на три серии по 80 проб в каждой. В перерывах между сериями испытуемый может немного отдохнуть. Кроме того, перед началом основной части опыта испытуемый выполняет 10 тренировочных проб, результаты которых в дальнейший анализ не включаются.

Обработка результатов. Сразу по окончании опыта программа StimMake откроет окно, содержащее протокол выполнения задания в формате *.txt*. Для дальнейшей работы с протоколом его необходимо сохранить в виде отдельного файла. Для этого нужно нажать на кнопку «Сохранить» на кнопочной панели в правой части окна. При этом откроется окно проводника, предлагающее выбрать путь и имя файла для сохранения. Указав путь и имя файла, нажмите «Сохранить». После этого можно закрыть окно программы StimMake, нажав на кнопку «Выход» в нижнем правом углу окна с протоколом.

Для дальнейшей обработки протокола необходимо открыть файл *cue.xls*, который можно скачать с сайта <<http://psychosoft.ru>> вместе с программным обеспечением настоящего практикума. Данный файл представляет собой «заготовку» для автоматической обработки протокола и подготовки его к статистическому анализу. Кроме того, необходимо произвести открытие ранее сохраненного в формате *.txt* протокола через программу MS Excel (импорт протокола). Для этого следует воспользоваться алгоритмом, приведенным в *Методических указаниях к заданию. 1.*

Необходимо скопировать содержимое протокола (ячейки $B-L$) в ранее открытый файл *cue.xls* (начальное положение массива в файле назначения соответствует ячейке A_1). После этого перейдите к массиву данных под буквами N, O, P, Q . В столбце N содержатся номера проб основной серии со сквозной нумерацией. В столбце O — цифры, кодирующие вид подсказки в данной пробе (1 — верная, 2 — нейтральная, 3 — неверная). В столбце P закодировано значение интервала АПС в данной пробе (1 — 150 мс, 2 — 500 мс). Наконец, столбец Q

содержит значение времени реакции (ВР), полученное в соответствующей пробе и выраженное в миллисекундах. Если в каких-либо ячейках вместо числового значения стоит буква *m*, это значит, что в данной пробе испытуемый не дал ответа. Данный массив необходимо скопировать в статистический пакет (SPSS, Statistica или Stadia).

Следующим шагом обработки результатов выполнения задания является описание основных параметров распределений значений ВР при разных видах реакции. Иными словами, необходимо рассчитать и отразить в отчете в табличной и/или графической форме средние и стандартные отклонения ВР для трех типов проб (в зависимости от вида подсказки). Процедура исследования в целом похожа на процедуру, описанную в *Методических указаниях к заданию 1*. Однако в данном случае нужно найти эти параметры дифференцированно для двух значений АПС. Для этого в системе SPSS необходимо выбрать меню «**Данные**», в нем пункт «**Отбор наблюдений**». В открывшемся окне установить флажок на пункт «**Если выполнено условие**» и нажать на кнопку «**Если**». После этого в новом окне нужно перенести переменную АПС вправо и приравнять ее к «1». Нажать «**Продолжить**» и, вернувшись в первое окно, — «**ОК**». После этого выполнить процедуру исследования ВР по переменной типа подсказки (см. алгоритм в *Методических указаниях к заданию 1*). Далее процедуру отбора наблюдений и последующего исследования ВР нужно повторить, приравняв переменную АПС к «2». Таким образом, будут получены необходимые средние и стандартные отклонения. Для оценки выигрышей и проигрышей при каждом из двух интервалов АПС необходимо произвести вычитание среднего ВР при двух условиях с подсказкой из среднего ВР при нейтральном условии. Положительный результат вычитания свидетельствует о *выигрыше*, отрицательный — о *проигрыше*.

Для построения графика средних значений в системе SPSS необходимо выбрать меню «**Графика**», пункт «**Столбики**». Далее необходимо установить флажок на опцию «**Кластеризованные**» и нажать «**ОК**». Необходимо установить флажок на опцию «**Другая статистика**» и в ставшую активной строку внести переменную ВР. Переменную, соответствующую значению интервала АПС, — в строку «**Категориальная ось**», а переменную, соответствующую виду подсказки, — в строку «**Задать кластеры значениями**». Нажав на кнопку «**Параметры**» внизу, установить флажок на пункт «**Вывести столбики ошибок**». После этого нужно выбрать вид отображаемой ошибки. Рекомендуется использовать *стандартную ошибку* или *стандартное отклонение*, при этом использовать множитель «1». После этого нажать «**Продолжить**» и «**ОК**».

Для оценки значимости различий между условиями верной, неверной и нейтральной подсказок при двух значениях АПС необходимо выполнить статистический тест с помощью двухфакторного дисперсионного анализа (ANOVA). Более тонкая оценка различий осуществляется с помощью апостериорных тестов (например, теста Шеффе).

Как и в двух предыдущих заданиях, в качестве отдельного наблюдения рассматривается результат выполнения отдельной пробы, каждая из которых предъявляется только с одним набором условий. Следовательно, экспериментальные данные представляют собой независимые выборки.

Для проведения процедуры двухфакторного дисперсионного анализа в SPSS необходимо открыть меню «**Анализ**», выбрать пункт «**Общая линейная модель**»,

а в нем — пункт «**ОЛМ-одномерная**». В появившемся окне следует внести ВР в строку «**Зависимая**», а переменные, соответствующие виду подсказки и значению АПС, — в список «**Фиксированные факторы**». Кроме того, следует запросить выполнение парных сравнений, нажав «**Апостериорные**» и установив флажки на необходимые тесты (например, тест Шеффе). После этого необходимо нажать на кнопку «**ОК**».

В результате этой процедуры будут получены таблицы, из которых наибольшее значение имеет вторая. В ней указаны статистики и уровни значимости *F*-критерия Фишера для главных факторных эффектов (т.е. общего эффекта каждого фактора без учета условий другого фактора) и эффекта межфакторного взаимодействия. Решение о существовании различий между условиями принимается на основании общего статистического правила, описанного в задании по методу вычитания. При этом наличие значимого главного эффекта по фактору «**Тип подсказки**» будет свидетельством того, что по крайней мере один из видов подсказки (верная или неверная) действительно влияет на скорость обнаружения целевого стимула, т.е. гипотетический процесс перемещения зрительного внимания. Значимый главный эффект фактора АПС будет свидетельствовать о том, что ВР на целевой стимул изменяется в зависимости от времени, прошедшего с момента предупреждающего сигнала (в литературе существуют данные о том, что такая динамика действительно существует, — этот феномен получил название *эффекта общего настроения*). Наконец, значимый эффект межфакторного взаимодействия указывает на то, что пространственные эффекты от подсказки также изменчивы во времени.

Апостериорные критерии позволяют выявить, какие из условий подсказки значимо различаются между собой. Для фактора АПС апостериорные тесты не выполняются, поскольку он содержит всего два условия.

О результатах проведенной статистической обработки данных по методам дисперсионного анализа и апостериорным статистическим тестам следует сообщить в отчете по заданию. Образцы стандартного описания этих результатов можно найти в Методических рекомендациях к заданию по методу вычитания.

Литература

- Величковский Б. М. Когнитивная наука: Основы психологии познания: В 2 т. М.: Смысл: Издательский центр «Академия», 2006.
- Вудвортс Р. Внимание // Психология внимания / Под ред. Ю. Б. Гиппенрейтер, В.Я. Романова. 2-е изд., перераб. и доп. М.: АСТ: Астрель, 2008. С. 79–105.
- Вундт В. Сознание и внимание // Психология внимания / Под ред. Ю. Б. Гиппенрейтер, В. Я. Романова. 2-е изд., перераб. и доп. М.: АСТ: Астрель, 2008. С. 106–119.
- Гусев А. Н. Общая психология. В 7 т.: учебник для студ. высш. учеб. заведений / Под ред. Б. С. Братуся. Т. 2. Ощущение и восприятие. М.: Издательский центр «Академия», 2006.
- Канеман Д. Внимание и усилие. М.: Смысл, 2006.
- Линдсей П., Норман Д. Системы памяти // Психология памяти. Под ред. Ю. Б. Гиппенрейтер, В.Я. Романова. М.: ЧеРо, 2002. С. 487–507.

- Трейсман Э.* Объекты и их свойства в зрительном восприятии человека. // В мире науки. 1987. № 1. С. 68–78.
- Уточкин И. С., Фаликман М. В.* Торможение возврата внимания. Ч. 1. Виды и свойства // Психологический журнал. 2006. Т. 27. № 3. С. 42–48.
- Jensen A.R.* Clocking the mind: Mental chronometry and individual differences. Amsterdam: Elsevier, 2006.
- Pashler H.* Psychology of attention. MIT Press, 1999.
- Pomerantz J. R.* Configural superiority effects and the identification of basic features in visual processing. // Paper presented at the International Symposium on Visual Search, Munich, Germany. 2003.
- Posner M.I.* Chronometric Explorations of Mind. N.Y., Oxford: Oxford University Press, 1986.
- Posner M.I., Snyder C.R.R.* Attention and cognitive control // Solso R. (Ed.) Information processing and cognition: The Loyola Symposium. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1975. P. 55–86.
- Sternberg S.* Memory-scanning: Mental processes revealed by reaction-time experiments. // American Scientist. 1969. V. 57. P. 421–457.
- Sternberg S.* Separate modifiability, mental modules and the use of pure and composite measures to reveal them. // Acta Psychologica. 2001. V. 106. P. 147–246.

Часть V
**ИЗМЕРЕНИЕ
НЕОСОЗНАВАЕМЫХ
ПРОЦЕССОВ**

До сих пор мы касались психологических измерений, основанных на осознанных реакциях испытуемых. В методах, описанных в предыдущих главах, испытуемым всегда предъявляются простые или сложные стимулы, а в отношении этих стимулов дается инструкция. Ответ испытуемого, который служит основой любой измерительной процедуры, получается в результате того, что и стимулы, и инструкции проходят через сознание испытуемого. Даже если мы измеряем абсолютный порог чувствительности и предъявляем испытуемому очень слабые стимулы, то рассчитываем, что испытуемый сможет *осознанно* дифференцировать ощущаемые и неощущаемые (и в этом смысле уже неосознаваемые) стимулы. Иными словами, все вышеописанные измерительные процедуры базируются на том, что испытуемый знает о своих психических процессах и состояниях, может оценить их по какой-либо субъективной шкале и выдать оценку в ходе внешнего отчета.

Тем не менее, как мы знаем из ранее изученных курсов, круг психических явлений не ограничивается сознательным опытом. Представления о бессознательной части души можно встретить уже в учениях античных философов. На рубеже XVII—XVIII веков немецкий философ *Готфрид-Вильгельм Лейбниц* (1646—1716) высказал важную идею о том, что бессознательное повсеместно влияет на наше поведение. Наконец, во второй половине XIX и начале XX века представления о неосознаваемых процессах психики стали получать научную разработку. Хотя основатель научной психологии В. Вундт не включал процессы за пределами сознания в предмет психологии, оставляя их физиологии, ряд крупных ученых этого времени, среди которых можно назвать *Пьера Жана*, *Зигмунда Фрейда* и его учеников, всерьез разрабатывали представления о бессознательном. Наряду с попытками научно доказать существование неосознаваемой части психики появились и первые методики, позволяющие подойти к проблеме измерения неосознаваемых процессов (чуть ниже мы обсудим эти и современные методы более подробно).

В чем же заключается особый статус проблемы измерения неосознаваемых явлений? Ответ на этот вопрос довольно прост: в самом факте того, что они не осознаются. Иными словами, если неосознаваемые процессы и существуют, то наблюдатель о них не знает и, следовательно, не может сообщить исследователю. Могут ли, таким образом, психологические методы, рассчитанные на работу с сознанием испытуемого, измерить процессы, происходящие за пределами сознания?

Прежде чем ответить на этот вопрос, попытаемся определить, что же мы будем понимать под *неосознаваемыми процессами*. Это те психические процессы (ощущения, восприятие, запоминание, возможно, даже мышление и воображение), которые протекают таким образом, что их носитель о них не осведомлен и не может дать о них отчета. Отсутствие отчета очень важно с методической точки зрения, хотя само по себе, как мы убедимся чуть ниже, не является критерием неосознанности, если не доказана неосведомленность субъекта о содержании процесса.

Кроме того, следует разделять две формы существования неосознаваемых процессов. В первом случае речь идет о собственно неосознаваемых содержаниях психики и операциях, которые над ними осуществляются. К таким явлениям, например, относится запоминание очень слабых или коротких раздражителей, которые затем начинают влиять, например, на категоризацию уже вполне осознанных впечатлений. Другая форма существования неосознаваемых процессов заключается в том, что одни элементы осознанного опыта влияют на другие, но сам факт влияния не осознается субъектом. Ярким примером такой формы проявления неосознаваемых процессов является феномен *переноса*, хорошо известный в психологии научения. Феномен заключается в том, что опыт освоения некоторого навыка в прошлом (например, катания на велосипеде) в будущем может существенно облегчить освоение другого навыка (например, катания на коньках). В данной главе мы сосредоточимся в основном на первой форме неосознаваемых процессов.

Мы рассмотрим классические и современные методы измерения неосознаваемых процессов, их возможности, особенности и недостатки. Поскольку данное пособие посвящено психологическим измерениям, то мы сосредоточимся на собственно психологических методах, не касаясь при этом методов психофизиологических, которые также давно и широко используются в практике исследования неосознаваемых процессов. Что касается психологических методов, здесь мы будем отчасти опираться на классификацию, предложенную известным современным исследователем неосознаваемого восприятия Филипом Мериклом и его коллегами [*Merikle, Daneman, 1998, 2000; Merikle, Joordens, 1997*].

11.1. Прямые (интроспективные, эксплицитные) методы измерения неосознаваемых процессов

Данный класс методов является исторически самым ранним в исследованиях как сознания, так и неосознаваемых процессов. Основу прямых методов составляют непосредственные суждения испытуемых об осознании или неосознании тех или иных предъявленных стимулов. Отсюда — различные названия этого класса методов. *Прямыми*, или *эксплицитными*, т.е. явными, они называются потому, что оценку осознания дает сам испытуемый в своем отчете. Название *«интроспективные»*

вытекает из того факта, что испытуемый при вынесении суждения об осознании опирается только на собственный внутренний опыт. Существует несколько парадигм прямого измерения осознания.

11.1.1. Непосредственный отчет об осознании

Самый простой метод фиксации осознанности/неосознанности каких-либо психических содержаний — это ответ испытуемого на прямой вопрос: «Заметили ли вы что-нибудь?», «Увидели ли что-нибудь?», «Почувствовали ли, что что-нибудь изменилось?» и т.п. Отметим, что практически такие же вопросы получает испытуемый, когда производятся измерения порогов. Отсюда возникает вопрос: имеет ли этот метод какие-то особенности применительно к собственно неосознаваемым процессам? Годится ли он для иных целей, чем простое измерение порогов осознания?

Действительно, данный метод в своей традиционной форме редко используется как самостоятельный измерительный инструмент применительно к неосознаваемым процессам: ведь фиксация порога осознания ничего не говорит о том, что происходит ниже этого порога. Кроме того, в результате получается малоинформативная шкала наименований. Поэтому чаще всего непосредственный отчет об осознании используется в качестве вспомогательного теста наряду с другими методами измерения неосознаваемых процессов или для постэкспериментального контроля.

Существует, однако, ряд расширений метода непосредственного отчета об осознании, который позволяет получить более сильные шкалы и использовать метод как самостоятельный измерительный инструмент. Для этого необходимо фиксировать не только факт осознания, но также учитывать *частоту* и *время* осознания данного события.

11.1.2. Мнемические тесты

Другой способ прямого тестирования осознания — использование мнемических тестов, т.е. тестов на запоминание предъявленной информации. Использование мнемических тестов основано на простой логике. Так, если испытуемый запомнил что-то осознанно, то так же осознанно сможет восстановить в памяти это содержание и дать о нем отчет экспериментатору*. Напротив, если какие-либо воздействия миновали сознание, то никакие сознательные усилия не позволят испытуемому вспомнить об этих воздействиях. К сожалению, серьезное уязвимое место этой логики заключается в том, что наша память в значительной мере

* Авторы предупреждают от смешения понятий «осознанное/неосознанное запоминание» и «произвольное/непроизвольное запоминание». В первом случае речь идет о присутствии или отсутствии материала в сознании в момент предъявления, в последнем — о наличии или отсутствии цели запомнить.

подвержена процессам реконструкции и забывания. Иными словами, пропуск некоторых элементов в отчете может означать, с одной стороны, отсутствие осознания, а с другой — наличие осознания с последующим забыванием. По этой причине результат мнемического теста будет серьезно зависеть от *способа извлечения информации* и *времени тестирования*.

Чаще всего используются мнемические тесты, опирающиеся на один из двух способов извлечения информации из памяти. Тест *воспроизведения* предполагает, что испытуемый сам вспомнит и назовет элементы предъявленного ему материала. Разумеется, при воспроизведении вероятность пропустить или неправильно назвать в своем отчете какие-либо элементы довольно высока, поэтому данный тест не очень надежен для оценки осознанного/неосознанного запоминания, особенно если испытуемый должен запомнить много материала с одного предъявления. Более эффективным и потому часто используемым является тестирование *узнавания*. Сначала испытуемому предъявляется список для запоминания — слова, последовательности цифр, фотографии и т.п. При этом цель запомнить может ставиться, а может и не ставиться — в этом случае испытуемый выполняет совершенно другое задание, называемое обычно ориентировочным. Вслед за этапом запоминания испытуемому предъявляется список для узнавания. Традиционно этот список содержит перемешанные в случайном порядке «старые» и «новые» элементы. «Старые» элементы — это те, которые действительно встречались в списке для запоминания, «новые» — те, которые в этом списке не встречались. Испытуемый должен опознать в этом списке те элементы, которые кажутся ему знакомыми по списку для запоминания. Как правило, точность узнавания выше точности воспроизведения, и это служит одной из причин более частого использования процедуры узнавания для тестирования осознания. Второй причиной является наличие стандартной меры, которая позволяет формально ответить на вопрос: был ли материал действительно запомнен (осознан)? Для этого можно использовать формальный аппарат теории обнаружения сигнала и вычислить индекс сенсорной чувствительности d' или его непараметрический аналог. Для этого достаточно принять верные узнавания «старых» элементов за попадания (H), а ошибочные узнавания «новых» элементов как «старых» — за ложные тревоги (FA). Зная абсолютное количество попаданий и ложных тревог и количество «старых» и «новых» элементов в списке для узнавания, можно вычислить соответствующие вероятности:

$$P(H) = n(H) / N_{\text{стар}}; \quad (1)$$

$$P(FA) = n(FA) / N_{\text{нов}}; \quad (2)$$

где $n(H)$, $n(FA)$ — количество попаданий и ложных тревог (верных и ошибочных узнаваний); $N_{\text{стар}}$, $N_{\text{нов}}$ — реальное количество «старых» и «новых» элементов в списке для узнавания.

Далее, выполнив z -преобразование и применив соответствующую формулу (см. главу 2), находим значение d' . Формальным критерием осознания будет считаться $d' > 0$. Нулевое значение индекса чувствительности ($d' = 0$) свидетельствует об отсутствии осознанного запоминания «старых» элементов и о стратегии случайного угадывания.

Вторым существенным фактором, который будет влиять на надежность тестирования осознания через запоминание, является время тестирования. Так, тестирование может быть *немедленным* и *отсроченным*. Немедленное тестирование предполагает, что испытуемый дает отчет о запомненном материале сразу после его предъявления (например, в конце каждой экспериментальной пробы). Отсроченное тестирование означает, что отчет обо всем запомненном материале дается спустя некоторое время после его предъявления (например, по окончании целого эксперимента, включавшего в себя несколько проб). В большинстве случаев немедленное тестирование дает более надежные результаты, поскольку высока вероятность того, что предъявленный (и осознанный) материал еще находится в кратковременной (первичной, непосредственной) памяти и может быть легко припомнен. Это особенно важно при использовании такого чувствительного к забыванию теста, как тест воспроизведения. Однако при наличии такого явного достоинства процедуры немедленного тестирования у него есть и серьезный недостаток. Если экспериментатор пытается изучать произвольное или непреднамеренное запоминание, а эксперимент включает в себя несколько проб, то немедленный отчет после первой же пробы сделает дальнейший эксперимент бессмысленным, поскольку установка на произвольное запоминание так или иначе будет иметь место.

11.1.3. Установление различий между порогом осознания и порогом различения

Согласно определению из классической психофизики, берущей свое начало от Г. Фехнера, порог ощущения — абсолютный или дифференциальный — это точка, преодолевая которую испытуемый впервые *осознает* наличие воздействия или разницу между воздействиями. Иными словами, порог *ощущения* эквивалентен порогу *осознания*.

На первый взгляд, логика классической пороговой психофизики является нерушимой, поскольку эквивалентность порогов ощущения и осознания заложена в самой процедуре измерения порога. Однако уже в 1884 г., т.е. спустя 24 года после выхода в свет монографии Г. Фехнера «Элементы психофизики», Ч. Пирс и Дж. Ястров в экспериментах по измерению дифференциальных порогов для ощущений тяжести описали любопытный феномен: испытуемые хотя и сообщали, что не ощущают различий между двумя стимулами, тем не менее довольно успешно их различали, отвечая наугад.

Наиболее показателен, по мнению Ф. Мерикла и М. Дейнман (1998), эксперимент, описанный гарвардским психологом, учеником У. Джеймса Б. Сидисом в 1898 г. в монографии «Психология внушения: исследование подсознательной природы человека и общества». Б. Сидис предъявлял испытуемым карточки, на которых были изображены буквы или цифры, и просил их определять, какого рода символ им предъявлен. Карточки располагались на таком расстоянии, что испытуемый переставал различать символы и сообщал, что видит расплывчатое пятно или точку. Тем не менее, несмотря на то что осознанного восприятия символов не было, точность различения превосходила уровень случайных угадываний. Этот результат позволил Б. Сидису сделать вывод о существовании второго дремлющего Я (неосознаваемой части личности), которое позволяет воспринимать вещи, недоступные бодрствующему Я.

Еще более интересный результат получил в одном из своих классических экспериментов английский когнитивный психолог Э. Марсел (1983). Он предъявлял испытуемым на короткое время слова и затем маскировал их, чтобы предотвратить доступ к ним из иконической памяти. От испытуемого требовалось ответить, было ли предъявлено слово или просто пустое поле (задача обнаружения). Кроме того, после предъявления маски испытуемому предъявлялись два слова, и он должен был ответить, на какое из них замаскированный стимул был похож графически (по написанию) и семантически (по смыслу). При этом измерялся временной порог длительности замаскированного стимула, при котором испытуемый был способен давать правильные ответы с вероятностью выше уровня случайных угадываний. Поразительный результат заключался в том, что испытуемые успешно справлялись с определением графического и семантического сходства при достижении порога обнаружения, а достигнув порога различения по графическому признаку, все еще неплохо угадывали семантическое сходство. Таким образом, Э. Марселу удалось показать, что даже при отсутствии сознательного опыта (обнаружения) вербальные стимулы могут обрабатываться не только на уровне установления физических характеристик (графическое условие), но также и на уровне значений (семантическое условие).

Рассмотрим теперь данную парадигму с формальной точки зрения. Ее логика хотя и не вписывается в традиционные психофизические термины, тем не менее полностью вытекает из психофизической методологии. Так, если испытуемый демонстрирует точность ответов выше уровня случайных угадываний и результат измерений статистически достоверен, то мы должны с необходимостью сделать вывод о том, что сенсорная система на самом деле способна к обнаружению, различению или опознанию предъявленных стимулов. Если при этом испытуемый сообщает, что не осознает присутствия стимула или различий между двумя похожими стимулами, то результат обработки соответствующей информации мы должны приписать неосознаваемым процессам.

Нетрудно видеть, что для определения стимульного диапазона, в котором осуществляется неосознаваемое восприятие, нужно вычислить разность между порогом осознания и фактическим порогом обнаружения/различения/опознания стимулов. При этом под порогом осознания в данном случае понимается обычный абсолютный или разностный порог, измеренный любым методом, описанным в главе 1. Под фактическим порогом будет пониматься такое значение стимула, выше которого процент правильных ответов будет впервые достоверно превышать уровень случайных угадываний (достоверность различий может быть проверена с помощью одновыборочного t -критерия Стьюдента). В этом случае диапазон неосознаваемого различения:

$$D_u = DL - L_{CL},$$

где DL — величина осознаваемого порога различения, а L_{CL} — величина фактического порога, т.е. порога случайных угадываний.

Главным недостатком данного метода при измерении осознания, по мнению Ф. Мерикла, является нечеткость критериев осознания, которыми пользуются испытуемые. Например, в пороговом эксперименте испытуемый, который сообщает, что не ощущает стимула или не улавливает различия между ними, может на самом деле осознавать свои ощущения и правильно принимать решения на их основе. Однако смутность сенсорных образов, а также сама ситуация порогового эксперимента, когда испытуемого убеждают в том, что он, как правило, будет сомневаться в своих впечатлениях*, может приводить к тому, что испытуемый просто не доверяет своему сознательному опыту и на вопрос об осознании дает отрицательный ответ. Таким образом, общий вывод обо всех прямых методах измерения неосознаваемых процессов, к которому приходит Ф. Мерикл, заключается в том, что необходима известная осторожность в использовании этих методов, по крайней мере если используются только они.

11.2. Косвенные (поведенческие, имплицитные) методы

Несмотря на то что идея влияния неосознаваемых процессов на нашу повседневную жизнь давно существовала в философии и психологии, ее строгое экспериментальное доказательство в полном масштабе началось только в 40–50-е годы XX века. С развитием этой области исследований связано и появление первых косвенных методов измерения неосознаваемых процессов.

* Как продемонстрировал в своих экспериментах социальный психолог С. Аш, факторы внушения и группового мнения влияют на ответы испытуемого в *надпороговых* задачах различения длин отрезков, т.е. там, где сомнений в сенсорном опыте быть не должно.

Логика косвенных методов заключается в следующем. Если какое-то событие в прошлом воздействовало на человека, но он не осознал этого воздействия, то нет смысла спрашивать его об этом воздействии. Тем не менее это прошлое воздействие может впоследствии повлиять на то, как человек будет решать будущие задачи, в которых столкнется с подобным воздействием уже на сознательном уровне. Наличие такого влияния будет являться косвенным или скрытым (имплицитным) свидетельством того, что первоначальное воздействие оставило свой след на неосознаваемом уровне. Отсюда происходят и названия данного класса методов — *косвенные*, или *имплицитные*. Еще одно название — *поведенческие* — означает, что эти методы основаны скорее на измерении объективной эффективности выполнения когнитивных задач, чем на субъективных отчетах испытуемых.

11.2.1. Процедура неосознаваемого воздействия на поведение: прайминг

Из логики косвенных методов вытекает и традиционный способ построения измерительной процедуры. Обычно она состоит из двух этапов:

- 1) предъявления праймов;
- 2) тестирования прайминг-эффекта.

Первый этап — *предъявление прайма* (от англ. *prime* — предшествовать) — предполагает сенсорное воздействие, физические параметры которого заведомо находятся в подпороговом диапазоне. Это могут быть стимулы низкой интенсивности, очень краткие по длительности или сильно зашумленные посторонними стимулами (например, звуковые тоны с наложенным на них интенсивным шумом или замаскированные изображения). Праймы бывают и надпороговыми (т.е. потенциально могут быть восприняты осознанно), однако их осознанию препятствует тот факт, что внимание испытуемого отвлечено от предъявления прайма. Отвлечение внимания, как правило, достигается тем, что испытуемому ставится задача в отношении других стимулов, и именно в ходе решения этой задачи предъявляются праймы. Наконец, предъявление праймов может осуществляться вообще при отсутствии нормального сознания. Это может происходить, например, во время хирургических операций под общим наркозом [см. Merikle, Daneman, 1996]*.

Второй этап — *тестирование прайминг-эффекта* (для краткости часто используют просто понятие «прайминг») — заключается в том, что испытуемому дается задача, как правило, не связанная с предыдущей.

* Важно отметить, что в широком смысле под праймами понимают любое воздействие, предшествующее выполнению задачи и потенциально влияющее на него. Следовательно, праймы могут быть как неосознаваемыми, так и осознаваемыми. В данной главе мы ограничиваемся рассмотрением неосознаваемых праймов.

В стимульный материал обязательно входят как стимулы, прежде выступавшие в качестве праймов (или как-то связанные с ними), так и нейтральные стимулы, к числу праймов не относящиеся. И те и другие обычно называются *тестовыми стимулами*. «Старые» и «новые» тестовые стимулы обычно перемешаны в случайном порядке. Для оценки прайминг-эффекта нужно сравнить между собой среднюю эффективность решения задачи в пробах со «старыми» и «новыми» стимулами. Если различия окажутся статистически значимыми, то можно сделать вывод о том, что имел место неосознаваемый прайминг. Иными словами, информация, заложенная в прайме, была подвергнута обработке на неосознаваемом уровне. Исследования показывают, что прайминг может быть как положительным, так и отрицательным. О положительном прайминге говорят в том случае, если эффективность решения задачи в отношении «старых» стимулов выше, чем в отношении «новых». Если эффективность решения задачи в отношении «старых» стимулов ниже, то такой вид прайминга называется отрицательным (об исследованиях прайминга см. подробнее *Фаликман, Койфман, 2005*).

Как и в случае мнемических тестов, служащих для прямой оценки осознания (см. параграф 1.2), тестирование прайминг-эффекта может производиться либо *немедленно*, либо *отсроченно*. При *немедленной* процедуре, как правило, и предъявление прайма, и тестирование прайминг-эффекта включены в одну пробу, в ходе которой стимул-прайм сначала предъявляется на неосознаваемом уровне, а затем предъявляется тестовый стимул (на этот раз обязательно осознаваемый), на который испытуемый должен дать ответ. В силу недолговечности большинства прайминг-эффектов (о чем будет сказано отдельно) именно процедура немедленного тестирования используется чаще всего. При *отсроченном* тестировании испытуемому обычно сначала предъявляются все стимулы-праймы, а затем — задача, тестирующая прайминг-эффект, т.е. два этапа разделены на отдельные экспериментальные серии. Этот способ тестирования, в частности, характерен для исследований с общим наркозом: праймы предъявляются во время наркоза, когда нормальное сознание отсутствует, а тестирование происходит уже после операции, когда будет констатировано полное возвращение сознания к пациенту.

Стоит специально остановиться на ряде факторов, которые существенно влияют на чувствительность, валидность и надежность всех косвенных тестов неосознаваемых процессов.

1. *Адекватность косвенного теста*. Выбор задачи, с помощью которой будет тестироваться прайминг-эффект, часто осуществляется произвольным образом. При этом один тест может показывать значимый прайминг-эффект, а другой — нет, хотя условия предъявления прайма были одинаковы. Вероятно, единственный способ снизить элемент

произвольности — знать, где искать. Иными словами, исследователь должен быть вооружен теоретическими знаниями и представлять себе, какими общими и различными процессуальными компонентами могут обладать задачи, используемые для предъявления прайма и тестирования прайминг-эффекта.

2. *Мера близости прайма и тестового стимула*. Эта проблема может возникнуть в экспериментах, где изучаются сложные виды перцептивной или семантической обработки. Очевидно, что если тестовый стимул полностью идентичен прайму, то отделить эффекты «старых» и «новых» стимулов друг от друга не представляет сложности, поскольку критерий для разделения «старых» и «новых» стимулов прозрачен. Однако если тестовый стимул воспроизводит прайм не полностью, а лишь имеет с ним общие свойства (которые, по замыслу исследователя, и должны оказывать влияние на поведение), то могут возникнуть проблемы с интерпретацией. Приведем пример. Допустим, не очень опытный исследователь проводит психолингвистический эксперимент. Он предполагает, что значение слова может обрабатываться на неосознаваемом уровне. Если так, то тестовые слова, которые являются синонимами слов-праймов, должны опознаваться лучше, чем слова, не связанные с праймом по смыслу. В качестве неосознаваемого прайма он предъявляет слово «КОЧЕРЫЖКА». При этом среди тестовых слов встречается синоним прайма — слово «ОГРЫЗОК» и не связанное с ним по смыслу слово «КОЧЕРГА», которое тем не менее гораздо ближе к прайму по написанию. При этом эффективность опознания слова «ОГРЫЗОК» следует отнести на счет действия прайма, а эффективность опознания слова «КОЧЕРГА» — нет, поскольку отсутствует семантическая связь, а структурное сходство не было учтено. Следовательно, отсутствие различий в эффективности опознания двух слов может свидетельствовать как об отсутствии неосознанной обработки слов по смыслу, так и о простом смешении экспериментального и контрольного условий*. Таким образом, рассматривая в эксперименте сложные связи между праймами и тестовыми стимулами, экспериментатор должен быть очень внимателен к критериям, задающим сходства и различия между праймом и тестовыми стимулами. К сожалению, эти критерии не всегда очевидны.

3. *Время сохранения следа от прайма*. Чувствительность теста к праймингу в значительной мере зависит от того, сколько времени прошло с момента предъявления прайма. Большинство исследователей сходятся во мнении, что неосознаваемый прайминг-эффект является весьма

* Реальные исследования показывают, что в действительности значение неосознаваемого слова-прайма значительно сильнее влияет на опознание тестовых слов, чем его буквенный состав. Обратная картина наблюдается при осознанном восприятии слов-праймов! (Merikle, Daneman, 1998).

недолговечным и длится от нескольких секунд до нескольких минут* [Merikle, Daneman, 1998]. По этой причине косвенное тестирование, проведенное слишком поздно, может не показать прайминг-эффекта там, где он на самом деле имеет место. Отсюда — явное предпочтение, которое исследователи отдают процедурам немедленного тестирования по сравнению с тестированием отсроченным. Впрочем, отдельные воздействия способны сохранять свое влияние в течение часов, о чем свидетельствуют результаты исследований с пациентами в состоянии общего наркоза, а также отчеты сновидцев об образах стимулов-праймов, которые они видели во сне спустя некоторое время после предъявления им неосознаваемых стимулов [Merikle, Daneman, 1998].

11.2.2. Поведенческие индикаторы неосознаваемых процессов

При всем многообразии косвенных тестов существует три основных поведенческих показателя, которые и свидетельствуют о наличии или отсутствии неосознаваемого процесса. Любая стандартная процедура тестирования прайминг-эффекта предполагает измерение одного или даже нескольких из этих индикаторов.

1. *Порог обнаружения/различения/опознания тестового стимула.* Прайминг-эффект заключается в снижении (реже — в повышении) порогов восприятия тестовых стимулов. При этом речь может идти о пороге любой модальности: громкости, яркости, критическом времени опознания и т.п. Вместо порога может быть использован и индекс сенсорной чувствительности, вычисляемый в парадигме теории обнаружения сигнала. (Подробнее о методах нахождения порогов и индексов сенсорной чувствительности см. главы 1, 2).

2. *Время реакции (ВР).* Большинство современных исследователей прайминга гораздо чаще предпочитают оценивать эффект прайма с помощью ВР, чем с помощью пороговых мер. Типичный прайминг-эффект заключается в ускорении (реже — в замедлении) ответа на «старые» тестовые стимулы, «подсказанные» праймом, по сравнению с «новыми» стимулами. Оценка прайминг-эффекта может осуществляться по стандартной методике выигрышей и проигрышей (см. главу 9). Значимым обычно считается прайминг-эффект, равный 20–30 мс и более.

* Столь короткое время существования эффектов неосознаваемой обработки служит одним из серьезных аргументов против существования т.н. «эффекта двадцать пятого кадра», о котором можно услышать в СМИ. Эффект заключается в том, что краткое и потому неосознаваемое предъявление рекламного сообщения во время просмотра телепередачи якобы эффективно мотивирует зрителя на покупку рекламируемого товара. Данные о времени существования неосознаваемого прайминга указывают на то, что эффект такого рекламного сообщения скорее всего угаснет прежде, чем зритель успеет собраться в магазин.

3. *Байесы в ответах.* Мы уже встречались с понятием «байес», когда разбирали возможные источники ошибок при использовании метода балльных оценок (см. главу 3). Байес (от англ. *bias* — сдвиг, смещение) традиционно понимается как предвзятость суждений, влияние ситуативных или диспозиционных установок на оценивание предметов, людей и событий. В исследованиях неосознаваемых процессов байес — это влияние прайма на последующее восприятие испытуемым *неоднозначного* тестового стимула. Иными словами, если испытуемому на этапе тестирования прайминг-эффекта предъявить стимул, который можно опознать по-разному, то вероятность опознать его как нечто связанное с праймом будет выше, чем вероятность такого же опознания, но в отсутствие прайма. Таким образом, числовым показателем байеса будет *разность между вероятностями* приписывания одной и той же категории (перцептивной или семантической) тестовому стимулу в условиях наличия и отсутствия прайма этой же категории. Например, в качестве неосознаваемого прайма экспериментатор предъявляет редко встречающееся слово «ТРЕМОР». Далее в качестве тестового стимула предъявляется последовательность «ТРЕ_____», в которой испытуемый должен заполнить пустое место так, чтобы получилось существительное на русском языке. Очевидно, что в обычных условиях испытуемому скорее придет в голову какое-нибудь относительно часто употребляемое слово, например, «ТРЕВОГА», «ТРЕСК», «ТРЕНЕР» и т.п., чем слово «ТРЕМОР». Таким образом, вероятность выбора слова «ТРЕМОР» в условии отсутствия прайма будет достаточно низкой, и ее можно найти эмпирически, дав тест группе испытуемых и посчитав количество человек, которые выбрали именно ответ «ТРЕМОР». Такая же процедура подсчета вероятности осуществляется для группы испытуемых, получивших прайм «ТРЕМОР». Если во второй группе вероятность появления в ответах слова «ТРЕМОР» значимо больше, чем в первой, то наличие байес, свидетельствующий о неосознаваемой обработке прайма.

11.2.3. Основные парадигмы косвенного измерения неосознаваемых процессов

В заключение раздела, посвященного косвенным методам, кратко остановимся на основных методиках (парадигмах) тестирования прайминг-эффектов, которые используются в подавляющем большинстве исследований.

1. *Категоризация объектов, символов и слов.* В этой парадигме испытуемому, как правило, дается задача скоростного опознания тестовых стимулов, которые могут представлять собой предметные образы реально существующих и абстрактных (например, чернильные пятна Роршаха) объектов, символы (например, буквы и цифры) и целые слова (реже словосочетания и фразы). Опознав объект, испытуемый должен

отнести его к одной из категорий ответа, осуществив таким образом *реакцию выбора* или *реакцию безразличия* (см. раздел 8.1). Уровень категории может быть любым — от сенсорного (по цвету, размеру, пространственной ориентации и т.п.) до семантического (буква—цифра, одушевленный предмет — неодушевленный предмет и т.п.). Особое место в исследовательской практике занимает задача *лексического решения*, часто используемая в *психолингвистических исследованиях*. В задаче лексического решения испытуемому в качестве тестовых стимулов (а также и в качестве праймов) предъявляются наборы букв, которые могут представлять собой: 1) реально существующие слова знакомого языка; 2) последовательности, напоминающие слова, но таковыми не являющиеся (например, «КУЗДРА», «ПЕРПЕЛЬКА» и т.п.); 3) наборы, которые ни при каких обстоятельствах не могут быть прочитаны как слово (например, «СКПЛРЫМВК»). Испытуемый должен максимально быстро категоризовать предъявленный ему тестовый буквенный набор как слово или не слово.

Поскольку помимо разных категорий ответа в задачах категоризации еще участвуют разные условия предъявления прайма, то для простоты анализа и интерпретации результатов не рекомендуется перегружать тестовое задание большим многообразием возможных категорий. Две категории — самый простой вариант как для усвоения испытуемым, так и для интерпретации результатов экспериментатором.

2. *Эстетические суждения и эмоциональный прайминг*. До сих пор все примеры влияния неосознаваемой информации на поведение, которые мы разбирали, касались когнитивной сферы психики. Однако неосознаваемая информация также способна до некоторой степени влиять и на наши эмоциональные реакции. В этом случае в качестве праймов выступают эмоционально положительные, отрицательные или нейтральные стимулы. Например, это могут быть предъявляемые на короткое время изображения лиц, выражающих какие-либо эмоции, или просто слова, обозначающие названия эмоций. Затем испытуемому предъявляются тестовые стимулы, в отношении которых он должен высказать эстетические суждения, то есть определить, нравятся ли ему эти стимулы или нет (допускается использование процедуры *балльных оценок* для получения более сильной шкалы порядка). Эффект эмоционального прайминга обычно заключается в сдвиге эстетических оценок в сторону того эмоционального полюса, который соответствует прайму.

3. *Дополнение до целого*. Процедура дополнения до целого в общих чертах уже была описана нами выше, когда разбирался пример байесов в ответах. Данный тест традиционно используется в исследованиях т.н. *имплицитной памяти*. Он основан на предъявлении тестовых стимулов с пропущенными элементами, которые по своему усмотрению должен восстановить испытуемый (чаще всего это слова с пропусками отдель-

ных букв). При этом тестовые стимулы подбираются так, чтобы существовало несколько вариантов заполнения. Например, стимул «Б_К» можно дополнить до слов «БАК», «БОК», «БУК» и «БЫК». Прайминг-эффект будет состоять в наличии систематического байеса в сторону такого целого, которое связано с праймом. Известный канадский исследователь имплицитной памяти *Ларри Джакоби* предложил разделять две разновидности парадигмы дополнения до целого: *тест включения* и *тест исключения* [Jacoby, 1991]. Эти тесты идентичны по используемой в них стимуляции, однако различны по инструкциям, т.е. по содержанию задач. Так, в инструкции к *тесту включения* от испытуемого требуется дополнить тестовый стимул до целого так, чтобы получилось слово-прайм (вне зависимости от того, был прайм осознан или нет). В инструкции к *тесту исключения* испытуемому говорится, что он должен дополнить тестовый стимул до любого целого слова, но только чтобы не получилось слово-прайм. Экспериментальные исследования с помощью этих методов показали, что различие операций включения и исключения является принципиальным. Так, было показано, что испытуемый не может избежать навязчивого действия неосознаваемого прайма и в тесте исключения с высокой вероятностью дополняет тестовый стимул именно до слова-прайма, т.е. действует вопреки инструкции. Однако испытуемому гораздо легче выполнить аналогичную инструкцию, когда он имеет дело с осознаваемыми праймами [Debner, Jacoby, 1994; Merikle, Joordens, 1997]. Этот факт приобретает критическое значение в обосновании одного из вариантов парадигмы диссоциации, к рассмотрению которой мы приступаем.

11.3. Парадигма диссоциации

Данный класс методов появился в психологии сравнительно недавно — во второй половине 80-х годов XX века. Эмпирическое и теоретическое обоснование парадигмы диссоциации принадлежит когнитивным психологам *М. Эрдели* (1985), *Л. Джакоби* (1991), *Э. Рейнгольду* и *Ф. Мериклу* (1988, 1990).

В чисто техническом плане парадигма диссоциации не привносит ничего нового в методику измерения осознаваемых и неосознаваемых процессов. Она целиком и полностью основывается на уже известных прямых и косвенных методах. Основная ценность парадигмы диссоциации заключается скорее в том, что она повышает точность и валидность существующих процедур измерения осознания и неосознаваемых процессов.

Серьезная проблема использования прямых и косвенных методов заключается в том, что ни те ни другие сами по себе не дают чистой меры вклада осознаваемых и неосознаваемых процессов в конечный продукт — образ, представление, действие. Дело в том, что когда мы

тестируем неосознаваемые процессы, особенно косвенными тестами, то часто существует вероятность того, что наши «неосознаваемые» стимулы на самом деле были смутно осознаны. Если же, наоборот, мы тестируем осознаваемые процессы прямыми методами (например, мнемическими тестами), то по отчету испытуемого мы, к сожалению, не в состоянии отделить вклады сознания и неосознаваемых процессов. Например, в тесте узнавания испытуемый может опознать некоторое слово как уже встречавшееся потому, что действительно видел и точно запомнил его. Однако существует вероятность того, что он вовсе не помнит этого слова и выбирает ответ «интуитивно», что свидетельствует о неосознанном запоминании данного слова. Таким образом, вклады неосознаваемых и осознаваемых процессов в итоговый показатель эффективности, который измеряется тестом, оказываются смешаны.

Для того чтобы можно было отделить вклады осознаваемых и неосознаваемых процессов друг от друга, и была предложена *парадигма диссоциации* (от лат. *dissociatio* — разъединение, разобщение), основанная на сравнении результатов измерений, полученных прямыми и косвенными методами. Существуют два основных варианта парадигмы диссоциации. Рассмотрим их по отдельности.

11.3.1. Диссоциация задач

Строго говоря, парадигма диссоциации задач предназначена только для доказательства «чистоты» неосознаваемой обработки. К сожалению, она «не работает» в области осознаваемого решения задач.

Согласно логике классической парадигмы, предложенной психоаналитиком и когнитивным психологом *М. Эрдели*, диссоциация, обеспечивающая чистую меру неосознаваемой обработки, возможна в том случае, если выполнены три условия [по: *Reingold, 2004*]:

1) Существует тест *C*, обеспечивающий надежную меру осознанной обработки информации. Кроме того, существует тест *X*, обеспечивающий надежную меру какой бы то ни было обработки информации, как неосознанной, так и осознанной. Из этих требований нетрудно понять, что один тест (*C*) должен быть прямым, а второй (*X*) — косвенным. При этом оба теста должны быть подкреплены формальной процедурой оценки индекса *чувствительности*, наподобие той, которая предлагается теорией обнаружения сигнала (ТОС) по отношению к методу «да—нет». Поскольку расчет индекса чувствительности опирается на объективную эффективность (количество правильных ответов), то для процедуры диссоциации подходят только такие тесты, где эта объективная эффективность может быть определена. Это замечание в особенности касается использования прямых тестов.

2) $C = 0$ — требование нулевой чувствительности прямого теста. Иными словами, эффективность выполнения теста на осознание не превышает уровня случайных угадываний.

3) $X > 0$. Индекс чувствительности, демонстрируемый при использовании косвенного теста, должен быть больше нуля, т.е. точность ответов должна превышать уровень случайного угадывания.

Выполнение этих трех условий призвано обеспечить доказательство того, что процесс, изучаемый с помощью косвенного теста и влияющий на поведение, действительно происходит на неосознаваемом уровне. Тем не менее, по мнению Э. Рейнгольда и Ф. Мерикла, эта логика все-таки уязвима для критики как с психофизической точки зрения (в связи с проблемой доказательства нулевой чувствительности), так и с точки зрения собственно психологии сознания и неосознаваемых процессов [см. подробнее *Reingold, Merikle, 1988, 1990*]. В связи с этим Э. Рейнгольд и Ф. Мерикл предлагают альтернативный критерий для диссоциации, названный ими *парадигмой относительной чувствительности*. Суть критерия можно выразить с помощью неравенства $X > C \geq 0$.

Как видно из неравенства, парадигма относительной чувствительности не требует обязательной демонстрации нулевой чувствительности прямого теста, но требует, чтобы чувствительность косвенного теста была выше чувствительности прямого. Обоснование этого критерия строится на нетривиальном допущении о том, как влияет осознание на результаты прямых и косвенных тестов. Если стимулы или различия между ними осознаются, то инструкция к прямому тесту заставит испытуемого обратить внимание на критическое свойство стимуляции, что должно привести к оптимизации решения задачи. Инструкция к косвенному тесту, напротив, «уводит» внимание испытуемого от целевого свойства, что не способствует эффективности решения задачи. Таким образом, индекс чувствительности для прямого теста на *осознаваемом* уровне должен быть по крайней мере *не ниже*, чем для косвенного теста. Следовательно, если чувствительность косвенного теста *выше* чувствительности прямого теста, то это свидетельствует о том, что информация о критическом свойстве стимулов была использована *неосознанно*.

Требования к прямым и косвенным тестам, используемым для диссоциации. Для обеспечения достоверного вывода о неосознаваемом характере обработки информации, по мнению Р. Рейнгольда и Ф. Мерикла (1988), простого выполнения формальных критериев парадигмы диссоциации недостаточно. Кроме них следует соблюсти ряд методических критериев, имеющих психофизическую и психометрическую природу. Авторы выделяют четыре таких критерия:

1. *Обеспечение чистой меры чувствительности.* Оба теста, *C* и *X*, должны по возможности обеспечивать измерение чувствительности независимо от сдвигов критерия принятия решения. Формально эта проблема решается с помощью математического аппарата теории обнаружения сигнала. Однако следует помнить, что ТОС базируется на положении о строгой независимости мер чувствительности и критерия принятия решения, что,

к сожалению, не всегда справедливо по отношению к конкретным задачам. Именно по этой причине доказательство «чистоты» меры чувствительности представляет особую задачу при использовании парадигмы диссоциации. Если доказательство «чистоты» проблематично, то следует стремиться к таким условиям, когда испытуемый использовал бы равные критерии принятия решения как в прямом, так и в косвенном тесте.

2. *Одинаковые стимульные множества.* В обоих тестах должны использоваться идентичные наборы стимулов — как по количеству, так и по качественному составу.

3. *Одинаковые условия предъявления стимулов.* Стимулы в прямом и косвенном тестах должны предъявляться в одинаковых условиях (одинаковые длительности экспозиции, уровни яркости, условия освещенности и т.п.). Хотя проблема идентичности побочных воздействий является стандартной для всей области экспериментальной психологии, она особенно остро встает при изучении неосознаваемых процессов.

4. *Одинаковые метрики ответов.* Оба сравниваемых теста должны обеспечивать измерение эффективности либо в неметрических (дискретных), либо в метрических (непрерывных) шкалах. Например, нельзя осуществить диссоциацию, если эффективность выполнения прямого теста оценивается по дискретным ответам (например, «да—нет», «больше—меньше—равно»), а эффективность выполнения косвенного теста — в непрерывной шкале времени реакции. К счастью, большинство психофизических алгоритмов позволяет преобразовывать дискретные шкалы в непрерывные, например, пороговые меры или индексы сенсорной чувствительности (см. главу 2).

11.3.2. Диссоциация процессов

Канадский психолог Л. Джакоби разработал свой вариант парадигмы диссоциации, в первую очередь для анализа результатов исследования памяти. Его метод позволяет оценивать, в какой мере наше поведение зависит от сознательного использования прошлого опыта, а в какой мере — от неосознанного. По терминологии Л. Джакоби, осознанное и неосознанное использование содержания памяти обозначается соответственно как интенциональное и автоматическое [Jacoby, 1991]. Если описывать назначение парадигмы диссоциации процессов более широко, то можно сказать, что этот метод позволяет количественно оценить, в какой мере текущий опыт или текущие действия определяются осознанным прошлым, а в какой мере — неосознанным*.

* При такой постановке задачи метод диссоциации процессов мог бы стать весьма привлекательным инструментом для психоаналитиков, который позволил бы им «с цифрами и графиками в руках» показывать клиентам, коллегам и скептикам динамику психотерапевтического процесса. Однако в своей исходной форме данный метод предназначен скорее для строго контролируемых экспериментальных ситуаций, чем для анализа «психопатологии обыденной жизни» или сновидений.

Как мы помним, парадигма диссоциации задач основывается на сравнении результатов прямого и косвенного тестов. Для парадигмы Л. Джакоби такого обязательного сравнения не требуется. Диссоциацию процессов можно проводить с помощью любого теста. Гораздо более важной является возможность сформулировать тестовое задание как в форме теста включения, так и в форме теста исключения. Напомним, что *тест включения* в инструкции испытуемому содержит требование использовать в ответах стимулы-праймы; *тест исключения*, наоборот, содержит требование *не* использовать стимулов-праймов в ответах. Так, в одном из исследований Л. Джакоби (1991) тест включения представлял собой задачу на узнавание слов-праймов, прежде прочитанных или восстановленных из анаграмм испытуемым (праймы и тестовые стимулы предъявлялись зрительно). В тесте исключения вслед за серией зрительных праймов (слов и анаграмм) следовала серия слуховых праймов (слов, прочитанных вслух), после чего испытуемый должен был среди тестовых стимулов опознать слова из «зрительной» серии и одновременно игнорировать слова из «слуховой» серии.

Попытаемся разъяснить смысл этой экспериментальной манипуляции. Дело в том, что одним из важнейших качественных различий между интенциональными и автоматическими процессами является разная степень их подверженности сознательной модификации [Posner, Snyder, 1975]: течение интенциональных процессов относительно легко изменится по желанию субъекта, в то время как процессы автоматические модифицируются с трудом (это одна из причин, по которой изменение неправильно заученного навыка является более трудной задачей, чем освоение навыка «с нуля»). Иными словами, если субъект осознанно помнит о некотором предшествующем воздействии, то для него не составит труда выполнить как инструкцию теста включения (выбрать знакомые слова), так и противоположную ей инструкцию теста исключения (выбрать одни и проигнорировать другие знакомые слова). Влияние автоматических процессов будет иным: они будут «навязывать» субъекту выбор любых знакомых слов вне зависимости от инструкции, в результате чего в тесте исключения по ошибке могут быть выбраны слова, которые было «запрещено» выбирать.

Следовательно, если в тесте включения испытуемый делает выбор в пользу стимула-прайма, то это результат сложения осознанных и неосознанных операций извлечения информации:

$$I = C + U - CU, \quad (3)$$

где I — результат выполнения теста включения (например, вероятность правильных узнаваний стимула-прайма), C — вклад осознаваемых процессов в выполнение теста, U — вклад неосознаваемых процессов в выполнение теста, CU — совместное влияние осознаваемых и неосознаваемых процессов (пересечение множеств). Поскольку CU входит и в слагаемое C , и в слагаемое U , то вычитание CU из суммы C и U позволяет избавиться от дублирования пересечения множеств.

Если в тесте исключения испытуемый выбирает стимул-прайм вопреки инструкции игнорировать его, то это приписывается действию только неосознаваемых процессов. Следовательно,

$$E = U - CU, \quad (4)$$

где E — результат выполнения теста исключения (например, вероятность выборов стимулов-праймов, которые не должны быть выбраны); U — вклад неосознаваемых процессов в выполнение теста; CU — совместное влияние осознаваемых и неосознаваемых процессов (пересечение множеств).

В данном случае вычитание CU показывает, что на тест исключения влияют только неосознаваемые процессы.

Поскольку I и E — это эмпирически определяемые показатели, то неизвестными остаются два показателя — U и C . Решив уравнения (3) и (4) в системе относительно C , получаем:

$$C = I - E. \quad (5)$$

Таким образом, разность между результатами тестов включения и исключения и есть оценка вклада сознательных процессов в выполнение исследуемой задачи. Далее, решив систему из уравнений (3) и (4) относительно U , получаем:

$$U = E/(1 - C). \quad (6)$$

Поскольку, как мы помним, одно из принципиальных требований парадигмы диссоциации к любым используемым тестам заключается в обеспечении чистой меры чувствительности, не зависящей от критерия принятия решения, то этому требованию должны удовлетворять и показатели I и E . Это означает, что испытуемый должен принимать одинаковые критерии при решении тестов включения и исключения. Экспериментальными манипуляциями этого достичь непросто: инструкция к тесту исключения способна спровоцировать испытуемого на принятие как более жесткого, так и более либерального критерия, чем в тесте включения. В связи с этой проблемой Л. Джакоби рекомендует делать поправку на критерий. Теоретически эта поправка основана на логике ТОС, а математически — на логике метода вычитания (см. главу 9). Согласно логике ТОС, изменение критерия сопровождается однонаправленным изменением количества правильных и неправильных ответов. Например, в одних условиях теста узнавания испытуемый правильно опознал 25% слов-праймов и не сделал ни одной ошибки (0%) ложного опознания нового слова как слова-прайма. В других условиях он узнал уже 50% праймов, но также ошибочно опознал 25% новых слов. Означает ли это, что во втором тесте испытуемый помнит больше слов, чем в первом? Скорее всего нет, поскольку увеличение количества правильных ответов сопровождается увеличением количества ложных опознаний, т.е. налицо либерализация критерия принятия решения. По мнению Л. Джакоби (1991), если вычесть количество неправильных ответов

на тест из количества правильных ответов (это и будет поправка на критерий), то в результате получится «чистая» мера продуктивности выполнения теста. Если же количество ложных опознаний в тесте исключения не отличается от теста включения, то делать поправку на критерий и вовсе не нужно. Стоит, однако, отметить, что не все исследователи придерживаются взглядов Л. Джакоби на вопрос о поправке. Проблема учета предвзятости ответа остается одной из самых острых психометрических проблем парадигмы диссоциации процессов и предметом для построения множества альтернативных измерительных моделей [см. обзор и обсуждение: *Wainwright, Reingold, 1996*].

Проиллюстрируем метод диссоциации процессов на конкретном примере*. Допустим, в итоговом тесте узнавания содержится половина знакомых слов (праймов) и половина новых слов. При выполнении теста включения (узнать все праимы) испытуемым вероятность верного опознания старых слов составила 0,8, а вероятность ошибочного опознания новых слов в качестве старых — 0,07. При выполнении теста исключения (узнать все праимы из «слуховой» серии и пропустить праимы из «зрительной» серии) вероятность выбора «запрещенных» слов из слуховой серии составила 0,36, вероятность ложного опознания новых слов — 0,15 (вероятность узнавания слов из «зрительной» серии в данном случае не имеет значения, поскольку измеряется показатель исключения). Чистые меры I и E получаются благодаря поправке на критерий принятия решения, путем вычитания вероятности неправильных ответов (ложных узнаваний) из вероятности правильных ответов. Таким образом, $I = 0,8 - 0,07 = 0,73$; $E = 0,36 - 0,15 = 0,21$. Подставив эти числа в уравнение (5), получаем

$$C = 0,73 - 0,21 = 0,52. \quad (7)$$

Далее, подставив значения E и C в уравнение (6), получаем

$$U = 0,21/(1 - 0,52) = 0,44. \quad (8)$$

Таким образом, $C = 0,52$, $U = 0,44$. Эти значения и есть результат диссоциации процессов. Результаты, описываемые в данном примере, могут интерпретироваться следующим образом: в данных стимульных условиях субъект способен удержать и в дальнейшем извлечь из памяти около 73% предъявленных слов («чистый» результат теста включения). При этом вероятность осознанного извлечения слов из памяти составляет 0,52, а вероятность автоматического (неосознанного) извлечения — 0,44.

Метод диссоциации процессов считается одним из самых эффективных и точных и широко используется в современных исследованиях неосознаваемых процессов. Однако при его использовании стоит по-

* Хотя данный пример опирается на реальную методику исследований Л. Джакоби, в дидактических целях реальные результаты были изменены на вымышленные.

мнить, что он основан на целом ряде априорных допущений, эмпирическое нарушение которых в каждом конкретном случае может поставить под сомнение саму возможность корректной диссоциации.

Наиболее серьезным таким допущением является *постоянство величин C и U* при выполнении тестов включения и исключения. Иными словами, предполагается, что в обоих тестах субъект прodelывает одинаковое количество осознанной и неосознанной «работы», но в тесте включения эффекты складываются, а в тесте исключения вычитаются. Однако это постоянство может быть под вопросом. Как считает сам Л. Джакоби, испытуемый может совершать гораздо больше сознательных усилий по припоминанию в тесте исключения, чем в тесте включения [Jacoby, 1991]. Кроме того, данные об исследованиях *отрицательного прайминга* дают основания думать, что и неосознаваемые процессы могут вносить разный вклад в выполнение тестов включения и исключения. В этих исследованиях было показано, что реакции на стимулы, которые прежде сознательно игнорировались, в дальнейшем подвергаются торможению [Tipper, Driver, 1988]. Не исключено, что подобному неосознаемому торможению могут подвергаться и стимулы-праймы в период после получения инструкции к тесту исключения, в то время как при инструкции к тесту включения они тормозиться не будут.

Еще одно априорное допущение касается независимости вкладов осознаваемых и неосознаваемых процессов в решение задачи. Иными словами, согласно этому допущению ковариация между C и U равна 0, т.е. не существует ни влияния C на U , ни влияния U на C , ни третьих сил, влияющих одновременно на C и U . Невыполнение этого допущения ведет к серьезным проблемам в использовании метода диссоциации процессов и попыткам построения более сложных моделей диссоциации.

Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы измерения неосознаваемых процессов»

Задание 1. ИЗМЕРЕНИЕ «ПОДПОРОГОВОГО ВОСПРИЯТИЯ» ПРЯМЫМИ И КОСВЕННЫМИ МЕТОДАМИ

Цель задания: Освоить прямые методы тестирования осознания. Освоить косвенные методы измерения неосознаваемых влияний, основанные на парадигме прайминга.

Данное задание представляет собой учебную модификацию классических экспериментов Э. Марсела (1983), в котором для доказательства существования автоматической и неосознаваемой обработки слов по значению использовалось краткое предъявление замаскированных слов. Э. Марсел был одним из первых исследователей, применивших в своей работе сочетание прямых и косвенных методов тестирования осознаваемой и неосознаваемой обработки.

Благодаря использованию прямых тестов Э. Марселу удалось определить временные длительности предъявления стимулов-слов, при которых происходит переход от неосознаваемой обработки (по значению и графическому начертанию) к осознанному обнаружению. Как уже было сказано выше, уже на уровне использования прямых методов он выявил замечательную способность испытуемых угадывать некоторые физические и семантические признаки предъявляемых слов даже в отсутствие осознанного обнаружения. В данном учебном задании прямая процедура тестирования будет использоваться прежде всего для установления индивидуального порога осознания, знание которого необходимо для последующего выбора параметров процедуры косвенного тестирования.

В другом эксперименте Э. Марсел использовал косвенную процедуру измерения неосознаваемой обработки информации, известную нам как семантический прайминг. Испытуемым предъявлялись замаскированные слова-праймы, после которых показывались надпороговые буквенные последовательности, которые могли быть словами или не словами. Испытуемые должны были принять лексическое решение, т.е. определить, являются буквенные последовательности словом или не-словом. В случае, если буквенная последовательность является словом, оно также может быть связано или не связано по смыслу с праймом. Основной переменной, которая измерялась в данном эксперименте, было время реакции (ВР) лексического решения. Было обнаружено, что ВР на слова в среднем меньше, чем на не слова. Однако наиболее важный результат заключался в том, что ВР на слова, связанные по смыслу с праймом, меньше, чем на слова, с праймом не связанные. Наличие такой разницы *косвенно* свидетельствует о семантической обработке надпорогового стимула-прайма.

Методика

Аппаратура. Задание выполняется на IBM-совместимом персональном компьютере. Для выполнения учебного задания используется компьютерная программа StimLite, позволяющая проводить зрительные и слуховые эксперименты с высокоточной регистрацией времени реакции испытуемого и получать готовые протоколы экспериментов [Кремлев, Гусев, 1993–2010]. Для запуска первой части задания в меню «Тестирование» программы необходимо выбрать экспериментальный план «Неосознаваемые процессы — Прямые методы» (файл *direct.sms*). Для запуска второй части задания необходимо выбрать экспериментальный план «Неосознаваемые процессы — Косвенные методы (прайминг) — “*”» (файл *priming*.sms*), где индекс «*» зависит от значения порога осознания, вычисленного по результатам первой части задания.

Стимуляция. Стимульный материал к заданию представляет собой слайды со словами на русском языке и буквенными наборами (не словами) в центре однородного серого поля. В качестве маскирующего стимула используется изображение «шахматной доски» в центре экрана. В качестве сигнала к началу пробы и для задания точки фиксации используется белый крест в центре экрана.

Процедура опыта. При отработке задания каждый студент выступает сначала в роли испытуемого, а затем обрабатывает собственные данные. Испытуемый сидит на расстоянии от 60 до 80 см от экрана монитора.

В первой части задания производится прямое тестирование временного порога осознания лексической принадлежности буквенных наборов как слов

или не слов, т.е. лексического решения*. Типичная проба такого опыта начинается с предъявления в течение 500 мс фиксационного креста. Затем на экране на 300 мс предъявляется прямоугольный паттерн (маска), изображающий шахматную доску, после которого предъявляется пятибуквенный набор (слово или не слово), а затем — снова маска на 300 мс. Длительность буквенного набора составляет 15, 30, 45, 60 или 75 мс. Предъявление осуществляется *методом констант*, описанным в главе 1, т.е. разные длительности чередуются случайным образом. На каждую длительность осуществляется 20 предъявлений. Таким образом, всего испытуемый выполняет 100 тестовых проб.

Сразу после предъявления замаскированного буквенного набора испытуемый должен дать ответ, был ли предъявленный набор словом или не словом. Если предъявленный набор — слово, испытуемый должен нажать на левую кнопку управления курсором «←», если не слово — на правую «→».

На основе полученных результатов прямого тестирования осознания строится *психометрическая кривая критического времени просмотра* (см. «Обработка результатов», а также разделы 1.2 главы 1 и 8.3), с помощью которой вычисляется порог осознания лексической принадлежности буквенного набора. На основе полученного значения порога выбирается наиболее близкое к нему значение длительности замаскированного стимула (15, 30, 45, 60, 75 мс), которое затем будет использоваться при тестировании прайминга.

После этого необходимо перейти ко второму заданию, выбрав тот его вариант, который наиболее соответствует пороговой длительности. Очень важно выполнять вторую часть задания на том же персональном компьютере, что и первую, с сохранением всех настроек монитора (яркость, цвет, контраст).

В ходе основного задания на экране будут предъявляться замаскированные слова-праймы. (длительности масок, как и раньше, составляют 300 мс). Сразу после предъявления прайма на экране будет появляться незамаскированный буквенный набор, в отношении которого нужно принять лексическое решение — был ли этот набор словом или нет. Слов и не слов, которые предъявлялись в первой части задания, среди стимулов второй части не будет. Если предъявленный набор — слово, испытуемый должен немедленно нажать на левую кнопку управления курсором «←», если не слово — на правую «→». Важно давать ответы как можно быстрее! Пробы, в которых ответ не был дан вовремя, будут повторяться.

Половина предъявленных тестовых слов будет семантически связана с праймом (либо как синонимы, либо как близкородственные представители одной категории). Другая половина слов не связана с праймом. Наконец, не слова также не связаны с праймом, поскольку не имеют выраженной семантики. Всего в эксперименте используется 25 слов, связанных с праймом, 25 слов, не связан-

* Напомним, что в оригинальной работе Э. Марсела использовались более жесткие условия, при которых испытуемый должен был дать ответ об обнаружении, а не о лексическом решении. Кроме того, в строгих экспериментальных процедурах прямой тест осознания предъявляется обычно *после* косвенного, поскольку испытуемый не должен знать о присутствии прайма. Однако в связи с учебным характером задания, а также с возможным разбросом технических характеристик персональных компьютеров, на которых будет выполняться задание, мы сочли целесообразным провести прямое измерение порога осознания *перед* косвенным тестированием прайминга.

ных с праймом (итого 50 слов), и 50 не слов для предотвращения эффектов, связанных с предпочтением одного из ответов. Таким образом, в ходе данного опыта испытуемому предъявляется 100 проб.

Межпробный интервал в обеих частях задания составляет 1–1,5 с.

Обработка результатов. Сразу по окончании каждого из двух опытов программа StimMake откроет окно, содержащее протокол выполнения задания в формате *.txt*. Для дальнейшей работы с протоколом его необходимо сохранить в виде отдельного файла. Для этого нужно нажать на кнопку «Сохранить» на кнопочной панели в правой части окна. При этом откроется окно проводника, предлагающее выбрать путь и имя файла для сохранения. Указав путь и имя файла, нажмите «Сохранить». После этого можно закрыть окно программы StimMake, нажав на кнопку «Выход» в нижнем правом углу окна с протоколом.

Для дальнейшей обработки протокола необходимо открыть файл *unconscious.xls*, который можно скачать с сайта <http://psychosoft.ru> вместе с программным обеспечением настоящего практикума. Данный файл представляет собой «заготовку» для автоматической обработки протокола и подготовки его к статистическому анализу. Кроме того, необходимо произвести открытие ранее сохраненного в формате *.txt* протокола через программу MS Excel (импорт протокола). Для этого следует воспользоваться алгоритмом, приведенным в *Методических указаниях по методу вычитания*.

Необходимо скопировать содержимое протокола (ячейки *B–L*) в ранее открытый файл *unconscious.xls* (начальное положение массива в файле назначения соответствует ячейке *A1*). При этом протокол первого опыта (прямой тест) нужно скопировать на Лист 1, а протокол второго опыта (косвенный тест) — на Лист 2 файла *unconscious.xls*.

После этого на Листе 1 перейдите к массиву данных под буквами *N, O, P, Q, R*. В столбце *N* содержатся номера проб основной серии со сквозной нумерацией. В столбце *O* — цифры, кодирующие длительность предъявления замаскированного буквенного набора в данной пробе (1 — 15 мс, 2 — 30 мс, 3 — 45 мс, 4 — 60 мс, 5 — 75 мс). В столбце *P* закодирован тип набора (1 — слово, 0 — не слово). В столбце *Q* закодирован ответ испытуемого (1 — слово, 0 — не слово). Наконец, в столбце *R* отражена правильность ответов в каждой пробе (1 — правильный ответ, 0 — неправильный ответ). В таблице, начинающейся с ячейки *U1*, рассчитаны вероятности правильных ответов при разных длительностях, которые используются для построения психометрической функции критического времени просмотра (см. раздел 8.3), т.е. порога осознания. Полученную психометрическую функцию необходимо привести в отчете и с ее помощью обосновать выбор порогового значения для второй части задания.

На Листе 2 перейдите к массиву данных под буквами *N, O, P, Q*. В столбце *N* содержатся номера проб основной серии со сквозной нумерацией. В столбце *O* — цифры, кодирующие тип тестового стимула и его связь с праймом (1 — не слово, 2 — слово, не связанное с праймом, 3 — слово, связанное с праймом). Наконец, в столбце *Q* содержится значение *BP* лексического решения в каждой пробе, измеренное в миллисекундах. Данный массив *N–Q* необходимо скопировать в статистический пакет (SPSS, Statistica или Stadia).

Следующим шагом обработки результатов выполнения задания является описание основных параметров распределений значений *BP* при разных стимульных условиях. Иными словами, необходимо рассчитать и отразить в отчете

в табличной и/или графической форме средние и стандартные отклонения *BP* для не слов и слов, связанных и не связанных с праймом. Процедура вычисления среднего, стандартного отклонения аналогична описанной в Методических указаниях. Для того чтобы получить эти параметры в системах SPSS или SPSS Statistics, следует выбрать меню «Анализ», затем опцию «Описательные статистики» и «Исследовать». В появившемся окне следует внести переменную, соответствующую *BP*, в список зависимых, а переменную, соответствующую экспериментальному условию, — в список независимых. Не меняя умолчаний, нажать на кнопку «ОК». Результатом процедуры будет таблица, содержащая значения среднего, стандартного отклонения, а также ряда других описательных статистик исследуемой зависимой переменной — *BP* — при каждом из трех условий независимой переменной.

Для построения графика средних значений в системе SPSS нужно выбрать меню «Графика», пункт «Столбики». Далее следует установить флажок на опцию «Простые» и нажать «ОК». Необходимо установить флажок на опцию «Другую статистику» и в ставшее активным окно внести переменную *BP*. Переменную, соответствующую виду задания, — в строку «Категориальная ось». Нажав на кнопку «Параметры» внизу, установить флажок на пункт «Вывести столбики ошибок». После этого нужно выбрать вид отображаемой ошибки. Рекомендуется использовать *стандартную ошибку* или *стандартное отклонение*, при этом использовать множитель «1». После этого нажать «Продолжить» и «ОК».

Заключительным этапом обработки результатов является проверка статистической значимости различий *BP* между тремя экспериментальными условиями. Грубая оценка достоверности различий может быть произведена с помощью однофакторного дисперсионного анализа (ANOVA). Однако эта процедура показывает наличие значимого различия, даже если только одно среднее отличается от остальных. Более тонкую оценку различий позволяют осуществить последовательные процедуры парных сравнений средних, например, с помощью *t*-критерия Стьюдента или апостериорных критериев (например, критерия Шеффе).

Для проведения процедуры однофакторного дисперсионного анализа в SPSS необходимо открыть меню «Анализ», выбрать пункт «Сравнение средних», а в нем — пункт «Однофакторный дисперсионный анализ». В появившемся окне следует внести *BP* в «Список зависимых», а переменную, соответствующую экспериментальному условию, — в строку «Фактор», после чего нажать на кнопку «ОК». В результате этой процедуры будет получена статистическая таблица дисперсионного анализа. Содержимое ячеек и правила интерпретации таблицы описаны в Методических указаниях к заданию по методу вычитания (см. предыдущую главу).

Для выполнения парных сравнений средних значений *BP* в SPSS необходимо открыть меню «Анализ», выбрать пункт «Сравнение средних», а в нем — пункт «*T*-критерий для независимых выборок». В появившемся окне следует внести *BP* в список «Проверять», а переменную, соответствующую экспериментальному условию, — в строку «Группировать по». После определения независимой переменной необходимо нажать на кнопку «Задать группы» и в открывшемся окне ввести числовые значения для сравниваемых групп из области значений соответствующей переменной (например, 1 и 2). После этого необходимо вернуться к предыдущему окну, нажав «ОК», и запустить процедуру анализа, нажав «ОК». В результате данной процедуры будет получен ряд таблиц, из которых основное

значение имеет последняя. Правила ее интерпретации также описаны в Методических рекомендациях к заданию по методу вычитания.

Процедуру парных сравнений нужно повторить для других пар условий. Таким образом, необходимо провести 3 последовательных сравнения по *t*-критерию. Аналогичную процедуру можно осуществить и в рамках дисперсионного анализа (например, с помощью теста Шеффе). Для этого в окне дисперсионного анализа в SPSS необходимо нажать на кнопку «Апостериорные» и установить флажки на нужные критерии парных сравнений.

Наиболее важным с точки зрения цели данного задания является различие между вторым и третьим условиями — словами, семантически не связанными и связанными с праймом. Если данное различие значимо, это признак прайминг-эффекта, который свидетельствует о наличии неосознаваемой обработки стимула-прайма по значению. Исходя из теоретических посылок, этот эффект должен быть положительным: *BP* на слова, связанные с праймом, должно быть меньше *BP* на слова, с праймом не связанные.

О результатах проведенной статистической обработки данных по методам дисперсионного анализа и *t*-критерию Стьюдента следует сообщить в отчете по заданию. Образцы стандартного описания этих результатов можно найти в Методических рекомендациях к заданию по методу вычитания.

Задание 2. ОЦЕНКА ОСОЗНАВАЕМОГО И НЕОСОЗНАВАЕМОГО КОМПОНЕНТОВ ПАМЯТИ МЕТОДОМ ДИССОЦИАЦИИ ПРОЦЕССОВ

Цель задания. Освоить метод диссоциации процессов.

Данное задание основано на классических экспериментах Л. Джакоби (1991), ставших основой для построения парадигмы диссоциации процессов, и представляет собой «облегченную» версию этих экспериментов. В ходе опыта испытуемые последовательно выполняют два теста узнавания слов, один из которых построен в виде теста включения, другой — в виде теста исключения. Результаты этих двух тестов становятся основой для дальнейшей диссоциации осознаваемого (интенционального) и неосознаваемого (автоматического) компонентов процесса припоминания.

Методика

Аппаратура и материалы. Данное задание может быть выполнено при помощи минимальных технических средств. Скорее всего, для его выполнения студенту понадобится персональный компьютер (для зрительной демонстрации стимульного материала). Возможно, студенту также понадобится диктофон для записи и предъявления слухового стимульного материала, однако он может быть прочитан и «вживую». Кроме того, для тестирования узнавания студент должен приготовить два бланка, содержащих тестовые слова. Один бланк предназначен для теста включения, другой — для теста исключения. Рекомендации по оформлению бланков см. в разделе «Стимуляция».

Стимуляция. В качестве стандартного стимульного материала выступают существительные на русском языке. В идеале это должны быть существительные из одного частотного диапазона, т.е. примерно с одинаковой частотой употребляемые в речи. Для подбора таких слов обычно используют частотные сло-

вари. Выбрать слова можно самостоятельно. Однако можно воспользоваться готовым списком, приведенным в Приложении 4. В нем содержатся слова из одного частотного диапазона и равномерно распределенные по количеству букв от 4 до 6. Всего в таблице приведено 120 слов. Для проведения опыта 120 слов необходимо разделить на шесть отдельных списков, по 20 слов в каждом. Деление на списки желательно осуществлять, избегая группировки слов по алфавиту или по категориальной отнесенности. Кроме того, желательно достичь равномерного распределения 3-, 4-, 5- и 6-буквенных слов в каждый список (т.е. по пять слов каждого вида в списке).

Два списка из шести должны быть предъявлены испытуемому зрительно: один — в тесте включения, другой — в тесте исключения. Назовем их списками 3-1 и 3-2. Для зрительного предъявления слов необходимо изготовить слайды, содержащие слова. Для этого можно использовать, например, презентационную программу MS PowerPoint. Каждый слайд должен содержать по одному слову из списка. Таким образом, должно получиться две презентации, по 20 слайдов в каждой. В меню «Показ слайдов» нужно выбрать пункт «Смена слайдов». В открывшемся окне нужно установить флажок на пункт «Автоматически после» и установить значение 2 с, после чего нажать на кнопку «Применить ко всем слайдам».

Другие два списка должны быть предъявлены испытуемому на слух (соответственно назовем их С-1 и С-2). Экспериментатор может сам зачитывать списки со скоростью одно слово каждые 2 с или заранее подготовить аудиозапись с точным соблюдением этого интервала.

Еще два списка являются нейтральными (Н-1 и Н-2). Они используются только для тестирования узнавания.

Для тестирования узнавания следует изготовить два бланка: один — для теста включения, другой — для теста исключения. В первом списке содержатся слова из списков 3-1, С-1 и Н-1, во втором — из списков 3-2, С-2 и Н-2. Таким образом, в каждом списке содержится по 60 слов. Слова из списков должны быть перемешаны между собой случайным образом.

Процедура опыта. В данном задании в отличие от большинства предыдущих студент не может участвовать в качестве испытуемого, поскольку хорошо знаком со стимульным материалом и заранее знает, какого рода тест он должен выполнить в конце. Поэтому для сбора данных в этом задании предлагается задействовать «наивных» испытуемых, незнакомых ни со стимульным материалом, ни с тестами узнавания. Желательно, чтобы испытуемых было не менее двух, так как им можно предъявить тесты включения и исключения в разном порядке, контролируя при этом действие таких факторов, как утомление и тренировка*.

Перед началом опыта испытуемому сообщают, что ему будут предъявлены ряды слов, которые ему нужно постараться запомнить для последующего тестирования памяти. Сначала испытуемому на экране монитора предъявляется список 3-1 со скоростью одно слово каждые две секунды. Затем — список С-1 с

той же скоростью. По окончании предъявления списков испытуемому выдается первый бланк теста узнавания. Если испытуемый проходит тест включения, то перед началом выполнения теста он получает инструкцию: «Отметьте, пожалуйста, все слова, которые вы видели на экране и которые были прочитаны вслух». Если испытуемый проходит тест исключения, то инструкция будет следующей: «Отметьте, пожалуйста, только те слова, которые вам были прочитаны вслух. Слова, которые вы видели на экране монитора, отмечать не нужно».

По окончании выполнения первого теста испытуемому последовательно предъявляются списки 3-2 и С-2, после чего дается второй бланк. Если первым выполнялся тест включения, то на втором бланке испытуемый выполняет тест исключения, и наоборот.

Обработка результатов. Обработка результатов осуществляется по простому алгоритму и может проводиться вручную.

В каждом из двух бланков, заполненных испытуемым, необходимо подсчитать количество отмеченных им слов отдельно по каждому списку: 3-1, 3-2, С-1, С-2, Н-1 и Н-2. Полученные значения необходимо разделить на длину списка (20 элементов) — тем самым будут получены шесть стандартных значений вероятностей узнавания слов. Полученные вероятности рекомендуется внести в таблицу, строки которой будут представлять собой тест включения и тест исключения, а столбцы — зрительный, слуховой и нейтральный списки. Если в опыте участвовали несколько испытуемых, то в таблице могут быть представлены усредненные данные.

Идеальным результатом можно считать такой, когда вероятность узнавания слов из списка С-1 примерно равна вероятности С-2, вероятность Н-1 примерно равна вероятности Н-2, и только вероятности 3-1 и 3-2 (т.е. собственно показатели включения и исключения) значительно отличаются друг от друга. Равенство С-1 и С-2 указывает на равную эффективность процессов запоминания на этапе предъявления списков. Равенство Н-1 и Н-2 указывает на то, что испытуемый использовал одинаковые уровни строгости критерия принятия решения на этапе узнавания. Если в реальных результатах будут обнаружены значительные различия между вероятностями С-1 и С-2, а также между Н-1 и Н-2 (обычно более 5–10%), то эти расхождения имеет смысл обсудить в отчете по данному практическому заданию.

В любом случае для осуществления диссоциации необходимо получить «чистые» меры включения и исключения, свободные от влияния критерия принятия решения. Для этого необходимо осуществить простую коррекцию, предложенную Л. Джакоби. Коррекция представляет собой вычитание вероятности ложных узнаваний слов из нейтрального списка из вероятности узнаваний слов из тестового списка на включение/исключение (в данном случае из «зрительного списка»). Результаты вычитания представляют собой «чистые» меры включения (I) и исключения (E):

$$I = P(3-1) - P(N-1),$$
$$E = P(3-2) - P(N-2),$$

где $P(3-1)$ — вероятность узнавания слов из списка 3-1, если он используется в тесте включения; $P(N-1)$ — вероятность узнавания слов из списка Н-1, если он используется в тесте включения; $P(3-2)$ — вероятность узнавания слов из списка 3-2, если он используется в тесте исключения; $P(N-2)$ — вероятность узнавания слов из списка Н-2, если он используется в тесте исключения.

* В экспериментальной психологии подобная схема контроля эффектов последовательности (к которым относят в том числе утомление и тренировку) получила название *реверсивного уравновешивания*.

Подставив значения *I* и *E* в уравнение (5), приведенное в разделе 11.3.2, получаем значение *C* — меры осознанного использования памяти при узнавании слов. Далее, подставив значение *E* и только что вычисленный показатель *C* в уравнение (6), приведенное там же, получаем значение *U* — неосознаваемого компонента процессов, связанных с извлечением словесного материала из памяти.

Обсуждая результаты данного опыта, можно сравнить между собой значения *C* и *U*. Преобладает ли у испытуемого осознанное извлечение информации над автоматическим, и наоборот? Сильно ли выражено преобладание одного компонента над другим? Какие выводы из этого сравнения можно сделать для повседневных ситуаций использования памяти данным индивидом? Если в эксперименте участвовали несколько человек, то, выполнив диссоциацию для каждого испытуемого в отдельности, можно попытаться построить сравнительную характеристику для этих людей. Исследование приобретет еще большую психологическую осмысленность, если наряду с тестами узнавания использовать нестандартизованный опрос испытуемых, где задать вопросы о повседневном использовании памяти. Например, можно спросить о том, испытывает ли участник в жизни ощущения типа «верчения на кончике языка», «видел, но не помню, когда и где», «дежа-вю», реминисценций и прочие феномены, связанные с автоматической работой памяти. Можно также спросить об особенностях работы осознанной произвольной памяти: насколько легко человеку удастся запоминать материал, насколько легко, точно и своевременно его удастся припомнить и т.п. Эти данные, представленные в качественном виде, имеет смысл сопоставить с количественными результатами диссоциации разных испытуемых.

Литература

- Фаликман М. В., Койфман А. Я. Виды прайминга в исследованиях восприятия и перцептивного внимания // Вестн. Моск. ун-та. Серия 14. Психология. 2005. № 3. С. 86–97; 2005. № 4. С. 81–90.
- Erdelyi M. H. *Psychoanalysis: Freud's Cognitive Psychology*. N.Y.: Freeman. 1985.
- Jacoby L. L. A process dissociation framework: Separating automatic from intentional uses of memory // *Journal of Memory and Language*. 1991. V. 30. P. 513–541.
- Marcel A.J. Conscious and unconscious perception: Experiments on visual masking and word recognition // *Cognitive Psychology*. 1983. V. 15. P. 197–237.
- Merikle P. M., Daneman M. Conscious vs. unconscious perception // Gazzaniga M.S. (Ed.) *The New Cognitive Neurosciences*. 2nd Edition. Cambridge, MA: MIT Press, 2000. P. 1295–1303.
- Merikle P. M., Daneman M. Memory for unconsciously perceived events: Evidence from anesthetized patients // *Consciousness and Cognition*. 1998. V. 5. P. 525–541.
- Merikle P. M., Daneman M. Psychological investigations of unconscious perception // *Journal of Consciousness Studies*. 1998. V. 5. No 1. P. 5–18.
- Merikle P.M., Joordens S. Measuring unconscious influences // J. D. Cohen, J. W. Schooler (Eds.). *Scientific Approaches to Consciousness*. Mahwah, NJ: Erlbaum, 1998. P. 109–123.
- Posner M. I., Snyder C. R. R. Attention and cognitive control // R. Solso. (Ed.) *Information processing and cognition: The Loyola Symposium*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum, 1975. P. 55–86.

Reingold E. M. Unconscious perception and the classic dissociation paradigm: A new angle? // *Perception and Psychophysics*. 2004. V. 66. No 5. P. 882–887.

Reingold E. M., Merikle P. M. On the inter-relatedness of theory and measurement in the study of unconscious processes // *Mind and Language*. 1991. V. 5. No1. P. 9–28.

Reingold E. M., Merikle P. M. Using direct and indirect measures to study perception without awareness // *Perception and Psychophysics*. 1998. V. 44. No 6. P. 563–575.

Tipper S. P., Driver J. Negative priming between pictures and words in a selective attention task: Evidence for semantic processing of ignored stimuli // *Memory and Cognition*. 1988. Vol. 16. No 1.

Требования к оформлению отчета по учебному заданию

1. Общие положения. Отчет пишется на стандартных листах писчей бумаги формата А4. Все листы заполняются только с одной стороны. Номера страниц проставляются сверху листа. Текст на листе ограничивается рамкой: сверху и снизу — 2–2,5 см, слева и справа — 2–2,5 см. При рукописном варианте отчета необходимо обратить особое внимание на разборчивость почерка: как правило, работа, написанная неразборчиво или небрежно, не может быть оценена по достоинству. Если текст отчета набирается на компьютере, то следует использовать один из привычных шрифтов (например, *Times* или *Arial*) с размером 12, 13 или 14. Не стоит использовать слишком мелкие или слишком большие размеры шрифта.

Каждый отчет начинается с титульного листа, который служит обложкой работы. Сверху на нем указывается принадлежность студента к учебному заведению, факультету, специализации или кафедре. В середине листа указывается название изучаемой темы или раздела и название учебного задания (например: «Общий практикум: психологические измерения. Метод минимальных изменений»). Ниже и справа указываются фамилия и инициалы студента, номер академической группы, фамилия и инициалы преподавателя. Внизу титульного листа отмечают год выполнения работы.

Эта страница служит также для отметок преподавателя о выполнении учебного задания и замечаний по поводу подготовленного студентом отчета.

2. Структура отчета о выполнении учебного задания в практикуме. Письменный отчет должен включать следующие рубрики:

2.1. Введение (не более 1,5–2 страниц). Поскольку введение всегда является самым первым пунктом отчета, его необязательно выделять отдельным заголовком. В данном пункте работы дается общая характеристика изучаемого метода (назначение, круг решаемых задач, специфические особенности, преимущества и ограничения по сравнению с аналогичными методами), описывается специфика его процедуры, даются определения необходимых терминов.

2.2. Цель и задачи работы (не более 0,5 страницы). В данном пункте формулируются цель и конкретные задачи работы в соответствии с общей проблемой, рассмотренной в теоретическом введении. В силу специфики выполняемого задания это могут быть как учебные, так и исследовательские задачи.

2.3. Методика (1–2 страницы). Данный пункт включает конкретное методическое описание выполненной работы. В этот раздел входят следующие пункты: 1) сведения об испытуемом, дата и время проведения опыта; 2) описание использованной аппаратуры, материалов и программного обеспечения; 3) описание параметров стимуляции; 4) подробное описание процедуры опыта: какие стимулы предъявлялись, в каком порядке, какие ответы, в какой форме давал испытуемый, как они регистрировались; приводится инструкция испытуемому; если опыт состоял из нескольких серий, указывается их порядок; также указывается порядок предъявления отдельных стимулов в серии: заданный опре-

деленным образом, случайный, квазислучайный. В том случае, если процедура опыта была нарушена, указывается причина. Целесообразно сразу же после окончания опыта, а может быть даже до его начала, записать важные методические подробности, чтобы не вспоминать их дома во время написания отчета, полагаясь на память. Как правило, мелкие, но важные методические нюансы достаточно быстро забываются.

Критерием того, что методика описана достаточно полно, является возможность ее адекватного воспроизведения другим исследователем.

Поэтому при оценке полноты описания методики следует постараться посмотреть на текст глазами стороннего читателя.

Если опыт проводился на компьютере, следует указать название компьютерной программы и имя файла результатов.

При использовании различных технических средств необходимо указать марку и/или фирму-изготовитель конкретного устройства. Например: «Для предъявления звуковых стимулов в опыте использовались головные телефоны ТДС-7». В том случае, если использовались нестандартное или самодельное оборудование, нужно подробно описать его размеры, устройство и принцип работы. Например: «Тестовый материал закреплялся на картонном планшете размером 30 на 40 см, установленном на стандартном фотоштативе на высоте 120 см от пола».

2.4. Результаты. В этой части необходимо описать данные, методы их обработки и привести все полученные результаты. Если использовались нестандартные способы обработки результатов, то их описанию стоит уделить особое внимание. Если использовались методы статистического анализа, то необходимо привести соответствующие формулы или сослаться на использованную статистическую компьютерную систему. В последнем случае, как правило, следует привести стандартную распечатку полученных результатов обработки. Если она достаточно объемна, то целесообразнее поместить ее в приложение к отчету.

Как правило, «сырые» данные не приводятся в результатах, за исключением тех случаев, когда получено небольшое количество наблюдений ($N = 10 - 12$) или исходные данные очень наглядно иллюстрируют какую-то важную тенденцию.

Распечатки с полученными данными, промежуточные расчеты и другие дополнительные материалы могут быть также размещены в приложении к работе.

Итоговые результаты проведенных измерений сводятся в таблицы. Каждая таблица должна быть пронумерована и иметь соответствующую подпись, где нужно четко выразить основное содержание данной таблицы. Подпись к таблице помещается над таблицей. Если приводятся 2–3 числовых значения (ВР в 1-й серии равно 236 мс, а ВР во второй серии равно 378 мс), то они просто включаются в текст. В том случае, если указываются 5, 6 и более числовых значений, то их, несомненно, следует включить в отдельную таблицу.

Рисунки, иллюстрирующие основное содержание работы, должны быть также пронумерованы и нарисованы на координатной бумаге. В том случае, если по рисунку производится вычисление каких-либо результатов (как, например, в случае с психометрической функцией), то следует обратить внимание на выбор подходящего масштаба. Если рисунок делается с помощью компьютерной программы, то стоит позаботиться о введении координатной сетки. На графиках должны быть указаны все параметры, необходимые для однозначного понимания графика. Подрисуночные подписи и обозначения на графиках долж-

ны давать полную информацию, чтобы не возникала необходимость обращаться для понимания графика к тексту отчета.

При подготовке рисунков необходимо следовать ряду обязательных правил:

1. Обозначать оси координат и подписывать единицы измерения. Например: ось абсцисс — номер пробы, ось ординат — величины верхнего дифференциального порога в сантиметрах.

2. Делать рисунок пропорциональным. Длина оси ординат должна составлять 67–75% от длины оси абсцисс. По возможности использовать метки на координатных осях.

3. Выбирать подходящий масштаб для графиков, так, чтобы рисунок получался оптимального размера и равномерно заполнял свободное пространство бумаги.

4. При начертании линий не использовать цвета, а обходиться черно-белыми линиями различных стилей (например: сплошная, точечная, пунктир, штрих-пунктир). Не загружать один рисунок излишним числом полученных кривых: их должно быть не более 3–4.

Рисунки и таблицы рекомендуется выполнять на отдельных листах. Это требование не является обязательным для отчетов о выполнении учебных заданий студентами, но при представлении рукописи научной статьи в редакцию журнала оно жестко контролируется.

2.5. *Обсуждение результатов и выводы* должны соответствовать целям и задачам работы. В этом разделе необходимо объяснить, почему автор полагает, что получены именно эти результаты, и дать им соответствующую интерпретацию. В том случае если получен нестандартный и неожиданный результат, то, безусловно, следует уделить особое внимание его интерпретации и попытаться объяснить причины его появления. Если работа выполнялась в рамках какой-либо модели, то следует сделать четкое заключение о соответствии полученных результатов предположениям модели. Если поставленные в работе задачи не были достигнуты или достигнуты не полностью, то следует очень подробно аргументировать причину полученных результатов и дать соответствующую интерпретацию. В противном случае работа должна быть переделана.

В том случае, когда цель работы состоит в освоении метода и получении конкретного эмпирического результата, для компактности отчета можно объединить разделы «Результаты» и «Обсуждение» в единую рубрику — «Результаты и обсуждение».

Выводы должны быть короткими и конкретными. Они соответствуют цели и задачам работы.

2.6. *Литературные ссылки* оформляются в соответствии с требованиями, предъявляемыми ГОСТ к научным отчетам. Например, можно воспользоваться оформлением библиографии к настоящей главе.

Таким образом, научное представление результатов выполненной практической работы, оформленной в виде письменного отчета, должно быть строго упорядоченным с помощью выделенных выше рубрик. Более того, если необходимо акцентировать особое внимание читателя на каком-либо аспекте излагаемого материала, то имеет смысл вводить также и дополнительные заголовки, например: «Особенности принятия испытуемым инструкции» или «Данные самоотчета испытуемого после опыта».

Стандартизированная форма отчета, принятая в академической психологии, не только повышает эффективность написания самого отчета, но и в силу

своей структурированности позволяет читателю быстро отыскать именно тот раздел, который его больше интересует.

3. Несколько советов о стиле и форме написания отчета. Поскольку подготовленный отчет должен содержать информацию об уже выполненном учебном задании, то, естественно, описывать методику нужно в прошедшем времени. Например, «опыт состоял из трех серий», «межстимульный интервал варьировался в интервале от 3 до 5 секунд» и т.д. Что же касается результатов и их обсуждения, то использование глаголов прошедшего или настоящего времени следует прежде всего согласовывать с контекстом самого содержания.

При изложении данных и анализе результатов следует использовать страдательный в третьем лице, а не действительный залог в первом лице, поэтому традиционно в научных публикациях пишут о том, что «данные результаты были получены», а не «я получил эти результаты». Кроме того, следует избегать излишней описательности при изложении процедуры исследования, поскольку это, как правило, приводит к смещению внимания от сути предмета исследования к второстепенным процессуальным подробностям. В этом контексте будет более правильным написать, что «эксперимент состоял из трех последовательных серий, в промежутках между которыми делались 2-минутные перерывы», а не приводить последовательное описание всех частей опыта таким образом: «сначала я предъявил испытуемому первую инструкцию, затем запустил тренировочную серию, после которой дал ему возможность немного отдохнуть и только затем...».

Стоит по возможности избегать необычной, нестройной или подчеркнута творческой манеры написания отчета, поскольку это также не способствует критерию строгости научного изложения материала и может затруднить однозначное понимание полученных результатов. Например, вариант «мне кажется, что приведенные в таблице результаты не очень-то прямо и наглядно отражают влияние вероятности предъявления сигнала на количество правильных ответов, поскольку в них, на мой взгляд, нет сколько-нибудь больших различий...» лучше заменить на такой: «полученные данные не могут рассматриваться как достаточное доказательство влияния вероятности предъявления сигнала на количество правильных ответов...». Придание в тексте отчета меньшего значения личностному аспекту только поможет сосредоточить внимание на полученных фактах, их обсуждении и выводах. В известной степени можно сказать, что в научных отчетах о проделанном эмпирическом исследовании не нужно бояться известных штампов типа *служит подтверждением, может рассматриваться в качестве доказательства* или *соответствует литературным данным*. Эти стандартные фразы увеличивают точность и быстроту понимания полученных фактов и не смещают внимание на интересные для самого автора, но неважные для читателя подробности.

При написании теоретического введения не следует просто переписывать имеющиеся учебники, включая данное учебное пособие. Одной из дидактических задач курса Общего психологического практикума является приобретение навыка краткого и самостоятельного *изложения* сути изучаемого метода. Поэтому при проверке письменного отчета преподаватель оценивает способность студента кратко и содержательно изложить его основы.

Другая не менее важная дидактическая задача — научиться правильному *оформлению* выполненной научной работы. Эти умения также оцениваются преподавателем.

Таблица для перевода значений p в значения z

p	z	p	z	p	z	p	z	p	z
0,01	-2,33	0,21	-0,81	0,41	-0,23	0,61	+0,28	0,81	+0,88
0,02	-2,05	0,22	-0,77	0,42	-0,20	0,62	+0,31	0,82	+0,92
0,03	-1,88	0,23	-0,74	0,43	-0,18	0,63	+0,33	0,83	+0,95
0,04	-1,75	0,24	-0,71	0,44	-0,15	0,64	+0,36	0,84	+0,99
0,05	-1,64	0,25	-0,67	0,45	-0,13	0,65	+0,39	0,85	+1,04
0,06	-1,55	0,26	-0,64	0,46	-0,10	0,66	+0,41	0,86	+1,08
0,07	-1,48	0,27	-0,61	0,47	-0,08	0,67	+0,44	0,87	+1,13
0,08	-1,41	0,28	-0,58	0,48	-0,05	0,68	+0,47	0,88	+1,18
0,09	-1,34	0,29	-0,55	0,49	-0,03	0,69	+0,50	0,89	+1,23
0,10	-1,28	0,30	-0,52	0,50	0,00	0,70	+0,52	0,90	+1,28
0,11	-1,23	0,31	-0,50	0,51	+0,03	0,71	+0,55	0,91	+1,34
0,12	-1,18	0,32	-0,47	0,52	+0,05	0,72	+0,58	0,92	+1,41
0,13	-1,13	0,33	-0,44	0,53	+0,08	0,73	+0,61	0,93	+1,48
0,14	-1,08	0,34	-0,41	0,54	+0,10	0,74	+0,64	0,94	+1,55
0,15	-1,04	0,35	-0,39	0,55	+0,13	0,75	+0,67	0,95	+1,64
0,16	-0,99	0,36	-0,36	0,56	+0,15	0,76	+0,71	0,96	+1,75
0,17	-0,95	0,37	-0,33	0,57	+0,18	0,77	+0,74	0,97	+1,88
0,18	-0,92	0,38	-0,31	0,58	+0,20	0,78	+0,77	0,98	+2,05
0,19	-0,88	0,39	-0,28	0,59	+0,23	0,79	+0,81	0,99	+2,33
0,20	-0,84	0,40	-0,25	0,60	+0,25	0,80	+0,84	0,995	+2,58

Рекомендации по оценке необходимого числа проб в опыте

Для оценки оптимального числа стимулов в опыте (т.е. фактически его длительности и точности результатов) в опытах, где эмпирически оцениваются частоты ответов испытуемого целесообразно обратиться к процедуре планирования необходимого объема выборки. Очевидно, что достоверность оценки вероятностей ответов «больше» (метод констант) или попаданий и ложных тревог (метод «да—нет») зависит от количества стимулов, предъявленных испытуемому в опыте: чем больше стимулов, тем меньше статистическая ошибка. Однако наша уверенность должна быть подкреплена количественными расчетами. Приводим их ниже.

Для решения этой задачи воспользуемся известной формулой расчета необходимого объема выборки, основанной на свойствах нормального распределения [например, Г. Ф. Лакин, 1980]:

$$n = t^2 \times p \times (1 - p) / \Delta^2,$$

где n — необходимый объем выборки; t — нормированное отклонение, с которым связана определенная доверительная вероятность; p — вероятность оцениваемого параметра (например, попадания или ложной тревоги); Δ — величина ошибки при оценке параметра.

Приведем расчеты, как изменяется величина максимальной ошибки при оценке двух вероятностей (например, две точки на психометрической кривой или вероятности попаданий и ложных тревог) при изменении числа проб в опыте. Зададим 5% уровень значимости или 95% доверительную вероятность ($t = 2$) как весьма распространенные в психологических исследованиях. Далее, положим в качестве характерных для обнаружения порогового сигнала следующие значения двух полученных в опыте вероятностей: $p(1) = 0,75$ и $p(2) = 0,2$. Результаты проделанных расчетов приведены в таблице на с. 312.

Проделав эту работу, мы получаем возможность для строгого и обоснованного планирования и оценки достоверности результатов подобного рода экспериментов. Например (см. табл.), при 100 пробах вероятности $p(1)$ и $p(2)$ оцениваются с более чем 8% ошибкой ($0,67 > p(1) < 0,83$), при 200 пробах — с 6% максимальной ошибкой ($0,69 > p(1) < 0,81$), при 400 пробах ошибка будет в пределах 4% ($0,71 > p(1) < 0,79$).

Основываясь на этих данных, легко рассчитать, с какой точностью мы определяем по результатам опыта основные пороговые показатели (метод констант) или используемые индексы сенсорной чувствительности и строгости критерия в методе «да—нет».

Зависимость максимальной ошибки в оценке двух эмпирических вероятностей — $p(0,75)$ и $p(0,2)$ (в %) от количества предъявленных стимулов

Количество стимулов (пар стимулов)	Максимальна ошибка в оценке $p(1)$, %	Максимальна ошибка в оценке $p(2)$, %
20	19,36	17,89
30	15,81	14,61
40	13,69	12,65
50	12,25	11,31
60	11,18	10,33
70	10,35	9,56
80	9,68	8,94
100	8,66	8,00
120	7,91	7,30
140	7,32	6,76
160	6,85	6,32
180	6,45	5,96
200	6,12	5,66
220	5,84	5,39
240	5,59	5,16
260	5,37	4,96
280	5,18	4,78
300	5,00	4,62
400	4,33	4,00
500	3,87	3,58
600	3,54	3,27
700	3,27	3,02
800	3,06	2,83
900	2,89	2,67
1000	2,74	2,53

Перечень 3-, 4-, 5- и 6-буквенных слов, рекомендуемых для использования в задании по методу диссоциации процессов*

(отобраны по Частотному словарю русского языка под ред. С.А. Шарова)

3-1	3-2	С-1	С-2	Н-1	Н-2
ДОМ	ХОД	ДУХ	ЛОБ	ЗУБ	ГОД
ПОЛ	БОГ	ЗАЛ	ДЕД	БОЙ	ПОЛ
НОС	СЫН	РЯД	СУД	НОЖ	КОТ
УХО	МУЖ	ШАГ	РОД	МЕЧ	МИР
СОН	ВЕК	ШЕЯ	ДЫМ	БОК	ТИП
ЛИЦО	МОРЕ	БРАТ	ХЛЕБ	УГОЛ	ЗВУК
ОКНО	ГОРА	ТРУД	УДАР	ЦЕЛЬ	РЕЧЬ
УТРО	ГЛАЗ	СНЕГ	ДРУГ	ОПЫТ	НЕБО
ТЕЛО	ДЕНЬ	КРАЙ	ЦВЕТ	ФАКТ	ВРАЧ
ДВОР	ПУТЬ	ВЕЩЬ	КОФЕ	ЯЩИК	ОЧКИ
ГОЛОС	ГЕРОЙ	ПАЛЕЦ	ШКОЛА	СЕМЬЯ	ЦЕНТР
ОГОНЬ	ШКОЛА	МЫСЛЬ	ТОЧКА	СТРАХ	КУХНЯ
ГОСТЬ	ГОРОД	МЕСЯЦ	ФОРМА	МЕСТО	ТЕПЛО
ЗАКОН	ЖИЗНЬ	СПИНА	СМЫСЛ	КУСОК	ПЕСНЯ
НОМЕР	ДВЕРЬ	КНИГА	ВЕЧЕР	ДОЖДЬ	ВРЕМЯ
СОЛНЦЕ	ГОЛОВА	ТЫСЯЧА	ГАЗЕТА	ПЛАТЬЕ	СЕСТРА
ВОЗДУХ	ПИСЬМО	КАРМАН	СЕРДЦЕ	ЛАДОНЬ	ЛЮБОВЬ
МОМЕНТ	ХОЗЯИН	СУДЬБА	КАМЕНЬ	СОЛДАТ	ГРУППА
СОБАКА	МИНУТА	ПАМЯТЬ	ПРАВДА	СТРАНА	ПИСЬМО
ВОПРОС	СТАРИК	МАШИНА	ПРИКАЗ	ВОЗДУХ	БУМАГА

* Для предъявления испытуемому слова рекомендуется перемешать в случайном порядке.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Предисловие	3
Введение в психологическое шкалирование	7
1. Специфика психологических измерений. Типы шкал	7
1.1. Понятие измерения	8
1.2. Типы шкал	10
1.3. Классификация методов психологического шкалирования	18
2. Метрологические основы измерений	20
Литература	22

Часть I ПСИХОФИЗИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ ИЗМЕРЕНИЯ СЕНСОРНОЙ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ

Введение	24
Глава 1. Пороговые психофизические методы	25
1.1. Метод минимальных изменений	25
1.1.1. Измерение абсолютного порога методом минимальных изменений (ММИ)	26
1.1.2. Измерение дифференциального порога методом минимальных изменений	28
1.1.3. Адаптивные методы оценки сенсорной чувствительности: варианты метода минимальных изменений	31
1.2. Метод постоянных раздражителей (констант)	33
1.2.1. Определение разностного порога методом постоянных раздражителей	34
1.2.2. Определение абсолютного порога методом постоянных раздражителей	40
1.2.3. Варианты метода постоянных раздражителей	48
Методические рекомендации по выполнению учебных практических заданий по теме «Психофизические методы измерения сенсорной чувствительности»	49
Литература	52
Глава 2. Методы обнаружения сигнала и анализ рабочих характеристик	53
2.1. Общие понятия	53
2.2. Метод «да—нет»	54
2.3. Метод двухальтернативного вынужденного выбора	74
2.4. Метод оценки уверенности (confidence rating)	81
2.5. Современные варианты методов измерения сенсорной чувствительности, основанных на ТОС	85
2.5.1. Метод нахождения различий	85
2.5.2. Метод отличающегося стимула	88
2.6. Анализ рабочих характеристик: новые подходы	89
2.6.1. Виды рабочих характеристик	89
2.6.2. Рабочая характеристика исполнения (РХИ)	90

2.6.3. Рабочая характеристика внимания (РХВ)	97
2.6.4. Рабочая характеристика приемника (РХП)	100
2.6.5. Рабочая характеристика «скорость—точность» (РХСТ)	101
Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы обнаружения сигнала»	102
Литература	114

Часть II МЕТОДЫ ОДНОМЕРНОГО ШКАЛИРОВАНИЯ

Глава 3. Метод балльных оценок	116
3.1. Графические шкалы	117
3.1.1. Параллельные графические шкалы	118
3.1.2. Общие рекомендации к построению графических шкал	119
3.1.3. Оценка графических шкал	121
3.2. Числовое шкалирование	121
3.2.1. Некоторые проблемы числовых шкал	122
3.2.2. Оценка числовых шкал	123
3.3. Шкалирование по стандартной шкале	123
3.3.1. Метод подбора пары к образцу	124
3.3.2. Оценка процедур с использованием шкалы стандартов	124
3.4. Проблемы, связанные с построением шкал балльных оценок	125
3.4.1. Постоянные ошибки и их контроль	125
3.4.2. Ошибки «смягчения» суждений	125
3.4.3. Ошибка центрации	126
3.4.4. Влияние контекста	126
3.4.5. Гало-эффект	128
3.4.6. Логическая ошибка в балльной оценке	129
3.4.7. Ошибки контраста	129
3.5. Проблемы, связанные с обработкой полученных данных	130
Методические указания по выполнению учебных заданий по теме «Метод балльных оценок»	131
Литература	134
Глава 4. Методы деления на равные субъективные расстояния	134
4.1. Метод деления на равные интервалы	135
4.2. Метод категориального шкалирования	139
4.3. Использование шкал с вербальными категориями	141
Методические указания по выполнению учебных заданий по теме «Методы деления на равные субъективные расстояния»	143
Литература	145
Глава 5. Метод парных сравнений. Модель Л. Терстоуна	146
5.1. Закон сравнительных суждений	146
5.2. Процедура измерения	150
5.3. Упрощенные варианты закона	151
5.4. Процедура решения V варианта закона сравнительных оценок для полной матрицы	153
5.5. Процедура решения V варианта закона сравнительных суждений для неполной матрицы исходных данных	156

Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Метод парных сравнений»	160	8.2. Задачи с предупреждающим сигналом (подсказкой)	234
Литература	162	8.3. Измерение времени просмотра методом краткого предъявления стимулов	237
Часть III			
МЕТОДЫ МНОГОМЕРНЫХ ИЗМЕРЕНИЙ			
Глава 6. Факторный анализ	164	Глава 9. Методы анализа хронометрических данных	241
Введение	164	9.1. Метод вычитания	241
6.1. Область применения факторного анализа	165	9.2. Метод аддитивных факторов	248
6.2. Исходные принципы и предположения	168	9.3. Метод выигрышей и проигрышей	250
6.3. Основные этапы факторного анализа	170	Глава 10. Специальные приложения хронометрического метода	255
6.3.1. Сбор эмпирических данных	170	10.1. Измерение времени моторной реакции	255
6.3.2. Факторизация матрицы корреляций (ковариаций) или выделение первоначальных (ортогональных) факторов	173	10.2. Хронометрирование последовательных ответов	256
6.3.3. Вращение факторной структуры и содержательная интерпретация результатов ФА	182	10.2.1. Методики двойного ответа	256
6.3.4. Дополнительные статистические показатели для оценки результатов факторного анализа	187	10.2.2. Метод теппинга	258
6.4. О подтверждающем факторном анализе	189	Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы умственной хронометрии»	259
Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Факторный анализ»	191	Литература	273
Литература	194	Часть V	
Глава 7. Многомерное шкалирование	195	ИЗМЕРЕНИЕ НЕОСОЗНАВАЕМЫХ ПРОЦЕССОВ	
7.1. Основные положения	195	Глава 11. Методы измерения неосознаваемых процессов	276
7.1.1. Пространственная модель МШ	196	11.1. Прямые (интроспективные, эксплицитные) методы измерения неосознаваемых процессов	277
7.1.2. Получение данных о различиях между объектами	197	11.1.1. Непосредственный отчет об осознании	278
7.1.3. Формальная модель МШ	198	11.1.2. Мнемические тесты	278
7.1.4. Метрическое и неметрическое МШ	199	11.1.3. Установление различий между порогом осознания и порогом различия	280
7.1.5. Идеи вычислительных алгоритмов МШ	200	11.2. Косвенные (поведенческие, имплицитные) методы	282
7.1.6. Достижение монотонности	201	11.2.1. Процедура неосознаваемого воздействия на поведение: прайминг	283
7.1.7. Многомерное шкалирование и факторный анализ	202	11.2.2. Поведенческие индикаторы неосознаваемых процессов	286
7.2. Исходные данные: матрица субъективных различий	203	11.2.3. Основные парадигмы косвенного измерения неосознаваемых процессов	287
7.2.1. Метрические аксиомы	203	11.3. Парадигма диссоциации	289
7.2.2. Методы получения матрицы субъективных различий	204	11.3.1. Диссоциация задач	290
7.3. Построение пространственной модели шкалируемых объектов	207	11.3.2. Диссоциация процессов	292
7.3.1. Определение размерности психологического пространства	207	Методические рекомендации по выполнению учебных заданий по теме «Методы измерения неосознаваемых процессов»	296
7.3.2. Вычисление координат	208	Литература	304
7.4. Построение метрической модели	210	Приложения	306
7.5. Развитие моделей многомерного шкалирования	212		
Методические рекомендации по выполнению учебного задания по теме «Многомерное шкалирование»	215		
Литература	224		
Часть IV			
МЕТОДЫ УМСТВЕННОЙ ХРОНОМЕТРИИ			
Введение	226		
Глава 8. Виды умственной хронометрии	227		
8.1. Измерение времени реакции (ВР)	227		

Учебное издание
Гусев Алексей Николаевич
Уточкин Игорь Сергеевич

ПСИХОЛОГИЧЕСКИЕ ИЗМЕРЕНИЯ
Теория. Методы

Редактор *Е. Н. Ковалева*
Корректор *Ф. Ф. Аймалетдинова*
Художник *Д. А. Сенчагов*
Компьютерная верстка *С. А. Артемьевой*

Подписано к печати 24.01.2011. Формат 60×90^{1/6}.
Гарнитура «NewtonС». Печать офсетная. Усл. печ. л. 20.

Тираж 2000 экз. Заказ №

ЗАО Издательство «Аспект Пресс»
111141, Москва, Зеленый проспект, д. 8.

E-mail: info@aspectpress.ru; www.aspectpress.ru.

Тел.: (495)306-78-01, 306-83-71

Отпечатано в ОАО «Можайский полиграфический комбинат»
143200, Можайск, ул. Мира, 93.