ӘЛ-ФАРАБИ атындағы
ҚАЗАҚ ҰЛТТЫҚ МЕМЛЕКЕТТІК УНИВЕРСИТЕТІ

МОЛЕКУЛАЛЫҚ ФИЗИКА
ЖАЛПЫ ФИЗИКАЛЫҚ ПРАКТИКУМ

Жоғарғы оқу орындарының студенттеріне
арналған оқу құралы

Үшінші басылым,
түзетілген және толықтырылған

Алматы 2014

Әл-Фараби атындағы Қазақ ұлттық университетінің физика-техникалық факультетінің Ғылыми Кеңесі баспаға ұсынған

Авторлар:
С.И.Исатаев, Ә.С.Асқарова, С.А.Бөлегенова,
Ғ.Төлеуов, В.В.Кашкаров, О.А.Лаврищев,
И.Н.Корзун, М.С. Исатаев,
Қ.А.Есеналина

П і к і р ж а з ғ а н д а р:
Физика-математика ғылымдарының докторы,
профессор Әбішев М.Е.
Алматы мемлекттік университетінің радиациялық физика
кафедрасының меңгерушісі, физ.-мат. ғылымдарының докторы,
профессор Мұқашев Қ.

Молекулалық физика. Жалпы физикалық практикум. Жоғары оқу орындарының студенттеріне арналған оқу құралы. /С.И.Исатаев, А.С.Асқарова, С.А.Бөлегенова, Ғ.Төлеуов, В.В.Кашкаров, И О.А.Лаврищев, И.Н.Корзун, М.С. Исатаев, Қ.А.Есеналина −Алматы: Қазақ университеті, 2014.-136 б.

ISBN 9965-489-25-4

Оқу құралы университеттердің жалпы физика курсы бойынша бағдарламасына сәйкес жазылған. Жалпы физика курсының молекулалық физика бөліміне арналған он лабораториялық жұмыс қамтылған. Әрбір жұмыста қысқаша теориялық материал, эксперименттік құрылым және жұмыс тапсырмалары мен әдістемесі, алынған эксперименттік деректерді өңдеу жолдары келтірілген.

Оқу құралын физика және физика-техника мамандықтары бар жоғары оқу орындарында пайдалануға болады.

ISBN 9965-489-25-4 © "Қазақ университеті", баспасы 2014ж.

С.И.Исатаев, Ә.С.Асқарова, С.А.Бөлегенова,
Ғ.Төлеуов, В.В.Кашкаров, О.А.Лаврищев,
И.Н.Корзун, М.С. Исатаев,
Қ.А.Есеналина

МОЛЕКУЛАЛЫҚ ФИЗИКА
ЖАЛПЫ ФИЗИКАЛЫҚ ПРАКТИКУМ

Алматы 2014

МАЗМҰНЫ	
АЛҒЫ СӨЗ	3
КІРІСПЕ	
№ 1 Лабораториялық жұмыс. ***ЫҚТИМАЛДЫҚ ҮЛЕСУІНІҢ БИНОМДЫҚ ЗАҢЫ***	
№ 2 Лабораториялық жұмыс. ***ТЕРМОЭЛЕКТРЛІК ТЕРМОМЕТРДІ (ТЕРМОҚОСАҚ) ГРАДУИРЛЕУ***	
№ 3 Лабораториялық жұмыс. ***БОЛЬЦМАН ТҰРАҚТЫСЫН АНЫҚТАУ***	
№ 4 Лабораториялық жұмыс. ***ҚАЛАЙЫНЫҢ МЕНШІКТІ КРИСТАЛДАНУ (БАЛҚУ) ЖЫЛУЫ МЕН ЭНТРОПИЯ ӨЗГЕРІСІН АНЫҚТАУ***	
№ 5 Лабораториялық жұмыс. ***ЖЫЛУСЫЙЫМДЫЛЫҚТАР ҚАТЫНАСЫН ТҰРҒЫН ТОЛҚЫН ӘДІСІМЕН АНЫҚТАУ***	
№ 6 Лабораториялық жұмыс. ***СҰЙЫҚТЫҢ МЕНШІКТІ ЖЫЛУСЫЙЫМДЫЛЫҒЫН КАЛОРИМЕТРЛІК ӘДІСПЕН АНЫҚТАУ***	
№ 7 Лабораториялық жұмыс. ***АУАНЫҢ ТҰТҚЫРЛЫҒЫН АНЫҚТАУ***	
№ 8 Лабораториялық жұмыс. ***СҰЙЫҚТЫҢ ТҰТҚЫРЛЫҒЫ-НЫҢ ТЕМПЕРАТУРАҒА ТӘУЕЛДІЛІГІН ЗЕРТТЕУ***	
№ 9 Лабораториялық жұмыс. ***СҰЙЫҚТЫҢ БЕТТІК КЕРІЛУ КОЭФФИЦИЕНТІН АНЫҚТАУ***	
№ 10 Лабораториялық жұмыс. ***КВАЗИСТАЦИОНАРЛЫҚ РЕЖІМДЕ КАЛОРИМЕТРЛІК ӘДІСПЕН ЗАТТЫҢ ЖЫЛУӨТКІЗГІШТІГІН АНЫҚТАУ***	
ҚОСЫМША	

Исатаев Совет Исатайұлы, Асқарова Әлия Сандыбайқызы, Бөлегенова Салтанат Алиханқызы, Төлеуов Ғазиз, Кашкаров Владимир Васильевич, Лаврищев Олег Александрович, Корзун Ирина Николаевна, Исатаев Мұхтар Советұлы, Есеналина Қантай Акатайқызы

МОЛЕКУЛАЛЫҚ ФИЗИКА
ЖАЛПЫ ФИЗИКАЛЫҚ ПРАКТИКУМ

Жоғары оқу орындарының студенттеріне арналған
оқу құралы

№1 ЛАБОРАТОРИЯЛЫҚ ЖҰМЫС
ӨЛШЕУ НӘТИЖЕСІНДЕ ПАЙДА БОЛАТЫН СТАТИСТИКАЛЫҚ ЗАҢДЫЛЫҚТАР

1.1. Жұмыстың мақсаты: тікелей өлшеу нәтижесін өңдеу әдістерімен танысу.

1.2. Қысқаша теориялық кіріспе

1.2.1. *Өлшеудің қателіктері және оны классификациялау.*

Физикалық бір шаманың шын мәні x_0 болсын. Бұл шаманы өлшесек, әдетте, x_0 - ден басқа нәтиже аламыз. Егер өлшеу саны көп болса, олардың нәтижесі тек қана x_0-ден де емес, өзара да бөлек болады. Өлшеу нәтижелерін $x_1, x_2, x_3, \ldots x_n$ деп белгілейік. Онда

$$\Delta x_i = |x_i - x_0| \quad (i=1, 2, \ldots n) \tag{1.1}$$

айырмасы өлшеудің абсолюттік қателігі деп аталады. Оның өлшем бірлігі өлшеніп отырған шаманың өлшем бірлігімен сәйкес келеді. Қателікті қасиеттеріне байланысты *жүйелік, кездейсоқ* және *ағаттық* деп бөледі.

Бір шаманы қайталап өлшегенде тұрақты болып қалатын, немесе белгілі заңдылықпен өзгеретін қателіктің бөлігін – ***жүйелік*** қателік деп атайды. Мысалы, өлшегіш сызғыштың шкаласы біркелкі емес, термометр капиллярының әр бөлігіндегі диаметрі әртүрлі, таразының екі басы теңгерілмеген, ток жоқ кезде амперметрдің стрелкасы нөлде тұрмауы мүмкін. Кейде бұл қателіктерді ескеріп өлшеу нәтижесіне түзету енгізуге болады (мысалы, ток жоқ кездегі амперметрдің стрелкасының көрсетуінің нөлден айырмашылығын ескеруіміз керек).

Жүйелік қатені эксперимент арқылы анықтауға болады. Ол үшін берілген нәтижені басқа әдіспен алынған өлшеу нәтижесімен, немесе дәлірек өлшеу құралдарымен алынған нәтижемен салыстыру қажет. Әдетте жүйелік қателікті өлшеу құралдарының белгілі қасиеттеріне сүйеніп өлшеу шарттарын талдау арқылы теориялық түрде шамалауға болады.

Ағаттық – тәжірибе (өлшеу) жүргізуші адамның салақтығының салдары. Мысалы, өлшеу нәтижелері қате жазылуы мүмкін, прибордың көрсетуі дұрыс жазылмауы мүмкін т.с.с. Егер ағаттық байқалса, оның өлшеу нәтижесін есептеуге енгізбеу керек.

Кездейсоқ қателіктер – өлшеу шарттарының кездейсоқ өзгеруі нәтижесінде пайда болатын қателіктер. Бұл жағдайда өлшеу нәтижелерінің бір-бірінен алшақтығын алдын-ала анықтауға болмайды, олар белгілі заңдылықпен өлшеу саны көп болғанда анықталады.

1.2.2. *Кездейсоқ қателіктері бар тікелей өлшеу нәтижелерін өңдеу әдістері.*

Бірдей жағдайда N рет өлшеу жүргізілсін және x_i i-ші өлшеудің нәтижесі болсын. Өлшеніп отырған шаманың ең ықтималды мәні оның *орташа арифметикалық* мәніне тең:

$$< x >= \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} x_i \qquad (1.2)$$

N→∞ жағдайда $<x>$ шамасы өлшеніп отырған шаманың шын мәні x_0 -ге ұмтылады.

Әрбір жеке өлшеу нәтижесінің *орта квадраттық қателігі* деп мына өрнекті айтады:

$$S_N = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{N}(< x > - x_i)^2}{N-1}} \ . \qquad (1.3)$$

Егер $N\to\infty$, онда S_N өзінің тұрақты σ шектік мәніне ұмтылады:

$$\sigma = \lim_{N\to\infty} S_N \qquad (1.4)$$

σ^2 шамасы өлшеулер нәтижелерінің *дисперсиясы* деп аталады.

Практикада орта арифметикалық шаманың қателігін табу қажет болады.

Дисперсияның мәні бірдей болып келетін жекеленген өлшеулердің нәтижелері мынадай x_1, x_2, … x_n болсын.

Бұлардың орта арифметикалық мәні мына формуламен анықталады:

$$< x >= \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{n} x_i = \frac{x_1}{N} + \frac{x_2}{N} + ... + \frac{x_n}{N} \ . \qquad \mathbf{(1.5)}$$

Демек шаманың дисперсиясы $\sigma^2_{<x>}$ былай жазылады:

$$\sigma^2_{<x>} = \frac{\sigma^2}{N^2} + \frac{\sigma^2}{N^2} + \ldots + \frac{\sigma^2}{N^2} = \frac{\sigma^2}{N} \qquad (1.6)$$

яғни,

$$\sigma_{<x>} = \frac{\sigma}{\sqrt{N}} . \qquad (1.7)$$

Осыған ұқсас:

$$S_{<x>} = \frac{S_N}{\sqrt{N}} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n}(<x> - x_i)^2}{N(N-1)}} . \qquad (1.8)$$

Сонымен *орта арифметикалық шаманың орта квадраттық қателігі* жеке нәтиженің орта квадраттық қателігін өлшеулер санының квадрат түбіріне бөлгенге тең. Бұл тұжырым өлшеулер санының артуына сәйкес дәлдіктің артуы туралы фундаменталды заңды айқындайды.

Шаманың шын мәнінің $<x>-\Delta x \div <x>+\Delta x$ интервалда жату ықтималдығын *сенімділік ықтималдығы (сенімділік коэффициенті, сенімділік)*, ал интервалдың өзін – *сенімділік интервалы* деп атайды. N -нің мәні жеткілікті үлкен болғанда

$<x>\pm \sigma_{<x}$ интервалы үшін α= 0,68, ал $<x> \pm 2\sigma_{<x>}$ интервалы үшін α =0,95, сонымен қатар $<x> \pm 3\sigma_{<x>}$ интервалы үшін α= 0,997.

x -тің өлшенген мәнінің, оның шын мәні x_0 –ге жуықтау сипаттамасы σ өлшеніп отырған шаманың физикалық табиғатымен және өлшеу тәсілін анықтайтын физикалық және конструктивтік принциптермен анықталады. Сондықтан өлшеу санын шексіз көбейту дәлдікті көп арттырмайды.

Өлшеу санын шексіз арттырудың мағынасы болмағандықтан, эксперимент жүргізгенде тәжірибелер белгілі санмен шектелуі қажет. Алайда, бұл жағдайда берілген сенімділік α-ның мәні үшін σ-ның үлесімен (масштабымен) өлшенген сені-мділік интервалының мәні аз

болады. Демек, өлшеу санына бай-ланысты сенімділік қалай өзгереді деген сұрақ туады? Бұл бай-ланыс күрделі және элементар функциялармен сипатталмайды.

Сенімділік интервалын ($S_{<x>}$ масштабында) α және N - ге байланысты анықтайтын коэффициенттерді *Стьюдент* коэффициенттері деп атайды. Бұл коэффициенттер $t_{\alpha,N}$ деп белгіленеді және арнаулы таблицалардан табылады.

Сенімділік интервалын Δx мына формуламен анықтаймыз:

$$\Delta x = t_{\alpha,N} \cdot S_{<x>} . \qquad \textbf{(1.9)}$$

Бұл жағдайда, соңғы нәтиже мына түрде жазылады: α - нің белгілі мәні үшін

$$x = <x> \pm \Delta x \ . \qquad \textbf{(1.10)}$$

Егер $\alpha = 0,68$ болса $t_{\alpha,N} > 1$, ал $N \to \infty$ болса $t_{\alpha,N} \to 1$.

Эксперименттің нәтижесінің сенімділік интервалы әдетте $\alpha = 0,95$ сенімділік ықтималдықпен көрсетіледі.

Егер $\alpha = 0,95$ болса $t_{\alpha,N} > 2$, ал $N \to \infty$ болса $t_{\alpha,N} \to 2$.

Эксперименттің дәлдігін шамалау үшін оның салыстырмалы қателігін есептеу керек. Өлшенген шаманың шын мәнінің үлесімен өрнектелген шаманы *салыстырмалы қателік* деп атайды:

$$\varepsilon = \Delta x / < x > .$$

Оны процент арқылы жазуға болады:

$$\varepsilon = \frac{\Delta x}{< x >} \cdot 100\% . \qquad \textbf{(1.11)}$$

Өлшем санына және сенімділік ықтималдық мәніне сәйкес Стьюдент коэффициенттері 1.1-кестеде көрсетілген.

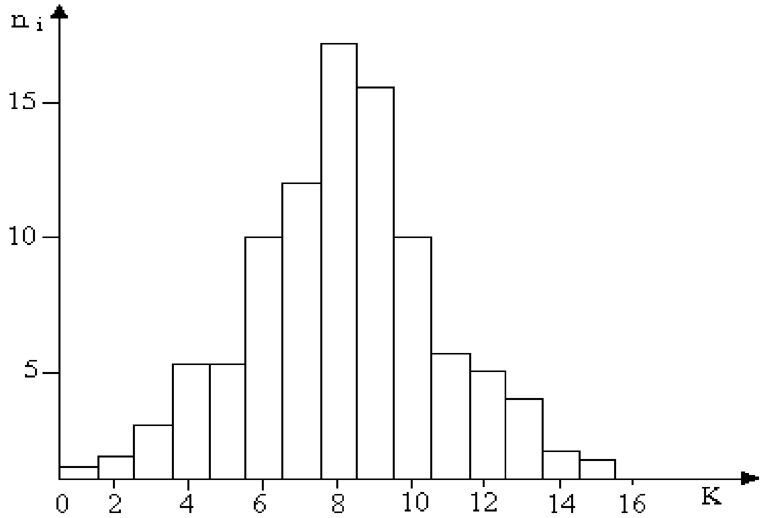
Барлық өлшеулер нәтижелерін интервалдарға бөлейік. N өлшеулер нәтижелерінен x-тің минимум (x_{min}) және максимум (x_{max}) мәндерін бөліп алайық. Интервал саны K мына бөліндіге тең болады:

$$k = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{L} ,$$

мұндағы L - интервал қадамы. Бұл жұмысты орындағанда интервал қадамын бүтін сан етіп және интервал саны 8-ден көп, 20-дан аз болатындай етіп сайлап алу қажет. Интервалды мына тәртіппен нөмірлейік:

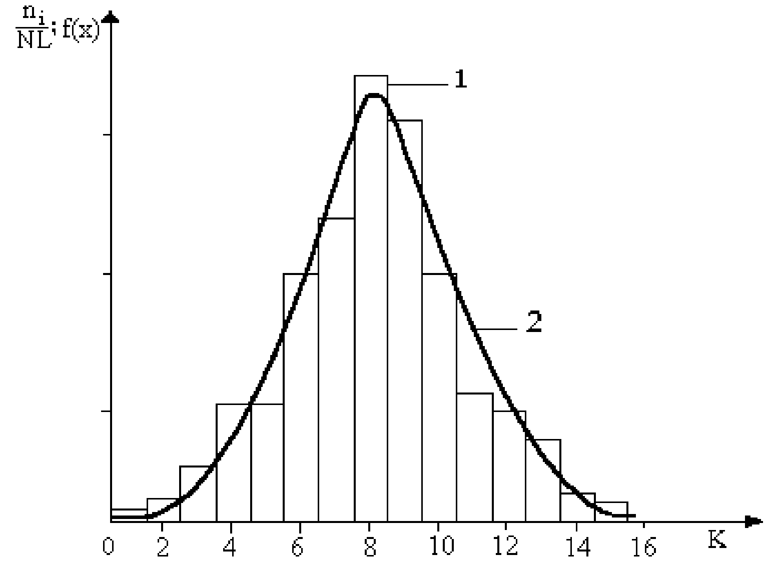
1 – интервал – $\left[x_{\min} \div \left(x_{\min} + L\right)\right[$,
2 – интервал – $\left[\left(x_{\min} + L\right) \div \left(x_{\min} + 2L\right)\right[$,
3 – интервал – $\left[\left(x_{\min} + 2L\right) \div \left(x_{\min} + 3L\right)\right[$,
k – интервал – $\left[\left(x_{\min} + (k-1)L\right) \div \left(x_{\min} + kL\right)\right[$.

Егер абсцисса өсінің бойына интервалдар нөмерін, ал ордината өсінің бойына нәтижелері берілген интервалдарға сәйкес келетін өлшеулер санын n_i -ді салсақ, онда 1.1-суретте көрсетілген *гистограмма* деп аталатын өлшеулер санының интервалдар бойынша таралуының тәжірибелік графигін аламыз. Өлшеулер саны көп болғанда n_i /N қатынасы өлшеніп отырған шама мәнінің қадамы L-ге тең берілген интервалда байқалу ықтималдығын сипаттайды. Егер n_i /N шамасын L-ге бөлсек, онда $y_i = \dfrac{n_i}{NL}$ шамасы бірлік интервалға сәйкес келетін орайлы жағдайлардың салыстырмалы санын сипаттайды. y_i үшін тұрғызылған диаграмма *келтірілген гистограмма* деп аталады. Оның түрі 1.2 - суретте көрсетілген.



1.1-сурет. Өлшеулер санының интервалдар бойынша таралуы (гистограмма)

Енді өлшеулер саны өте көп болсын деп қабылдайық. Интервал қадамы L -ді аз етіп алуға болады (өлшеуіш прибордың сезімталдығы жеткілікті деп қабылдаймыз), бірақ бәрібір әрбір интервалға көп өлшеу саны сәйкес келеді. Бұл жағдайда y_i -ді x-тің үздіксіз функциясы ретінде қарастыруға болады. Егер келтірілген гистограмма орнына $y=f(x)$ тәуелділігі графигін тұрғызсақ, таралу қисығы деп аталатын біркелкі үздіксіз қисық (1.2-сурет) аламыз. Бұл қисық x үздіксіз өзгергенде бірлік интервалға сәйкес келетін n_i өлшеулер санының үлесін анықтайды. $f(x)$ функциясы таралу тығыздығы деп аталады. Оның мағынасы бойынша $f(x)dx$ көбейтіндісі (мұндағы dx - тәуелсіз айнымалының дифференциялы) $x \div x+dx$ интервалына сәйкес келетін n_i /N толық өлшеулер санының үлесін анықтайды. Басқаша айтсақ, $f(x)dx$ дегеніміз өлшеніп отырған шаманың жеке кездейсоқ мәнінің $x \div x+dx$ интервалында байқалу ықтималдығы.



1.2- сурет. Ықтималдық тығыздығының интервалдар бойынша таралуы: 1 – өлшеулер саны шекті (келтірілген гистограмма), 2 – Гаусс қисығы

Өлшеу саны аз болғанда, келтірілген гистограмманың формасын алдын ала анықтауға болмайды. Бірақ, өлшеу саны шексіз көбейген жағдайда ықтималдықтар теориясы бойынша шектік үздіксіз қисықтың формасын анықтауға болады. Бұл шектік қисық *Гаусс қисығы* деп аталады (1.2- сурет). Шектік қисыққа сәйкес келетін таралу қалыпты (Гаустық) таралу деп аталады және мына таралу функциясымен сипатталады:

$$f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x_i - <x>)^2}{2\sigma^2}}, \qquad (1.12)$$

мұндағы σ^2 жоғарыда айтылғандай дисперсия деп аталады, σ - өлшеу нәтижелерінің орта арифметикалық мәннен ауытқуын сипаттайды және стандартты ауытқу немесе орта квадраттық қателік деп аталады.

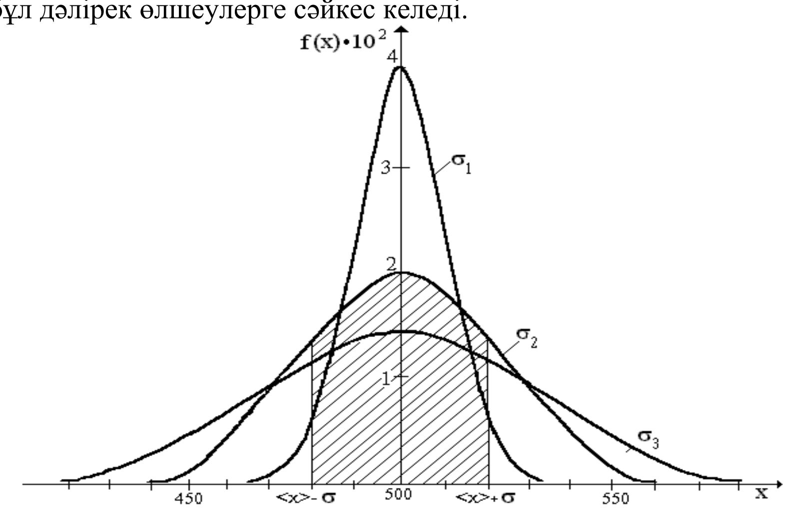
Гаусс функциясы нормаланған, яғни *f(x)* мына теңдікті қанағаттандырады:

$$\int_{-\infty}^{+\infty} f(x)dx = 1 . \qquad (1.13)$$

Интеграл шексіздік бойынша алынады, себебі өлшеніп отырған шаманың мәнінің -∞ ÷ +∞ аралықта жату ықтималдығы 1-ге тең, яғни бұл аралықта өлшенетін шаманың байқалуын міндетті түрде орындалатын оқиға деп алуға болады. Ықтималдықтың тығыздық функциясының мынадай қасиеттері бар (1.2-1.3 - суреттерді қараңыз):

- $\langle x \rangle$ мәні бойынша симметриялы;
- $\langle x \rangle$ нүктесінде максимум мәніне жетеді;
- $|x_i - \langle x \rangle|$ мәні σ-дан көп үлкен болғанда шұғыл нольге ұмтылады.

1.3-суретте σ-ның әр түрлі мәндеріне сәйкес келетін таралу қисықтары келтірілген. Суреттен көргендей σ-ның аз мәндерінде қисықтың формасы енсіз, максимум биік болады, бұл дәлірек өлшеулерге сәйкес келеді.



1.3 - сурет. σ_1=10, σ_2=20 ж¸не σ_3=30 мәндеріне сәйкес Гаусс қисықтары. <x>=500.

1.3. Жұмыстың орындалу әдістемесі

1.3.1. Керекті құралдар: СП-100 санағыш прибор, секундомер.

1.3.2. СП-100 приборы оның "ПРОВЕРКА" деп аталатын түймесін басқан уақыт мезетінен "СТОП" деп аталатын түймесін басқан уақыт мезетіне дейінгі аралықтағы приборға берілген импульс санын есептейді. СП-100 приборына, импульс, жиілігі ν = 50 Гц айнымалы кернеу генераторынан беріледі. Демек, орташа алғанда, 1 секунд ішінде тіркелетін импульс саны 50-дің аймағында болады. Бұл прибордың толық түсініктемесін 1.6.1 әдебиетінің 649 бетінен қараңыз. Бұл жұмысты орындау үшін 5 секунд ішіндегі импульстер саны есептелінеді. Өлшеу саны 100 –ге тең болу керек.

1.4. Жұмысты орындау тәртібі

1.4.1. СП-100 приборын жұмысқа қосыңыз, ол қызғанша 15 минут күтіңіз.

1.4.2. *t* = 5 секунд үшін санағыш прибор тіркейтін импульстер санын өлшеңіз. Өлшеулерді 100 рет қайталаңыз. Өлшеу нәтижелерін кестеге жазыңыз. 1.2-кесте үлгісі:

1.2 кесте

5 секунд ішінде СП-100 приборының тіркейтін импульстерсаны

№	x_i	Δx_i	Δx_i^2	№	x_i	Δx_i	Δx_i^2	№	x_i	Δx_i	Δx_i^2
1 2 . . . 33				**34 . . . 66**				67 . . . 100			

1.4.3. Барлық нәтижеден <*x*> орта арифметикалық мән шамасын есептеңіз.

1.4.4. Жеке өлшеулердің ауытқуын (Δx_i -дің шамасын) және оның квадратын (Δx_i^2) есептеңіз, оларды кестеге енгізіңіз.

1.4.5. (1.3) – формуласы бойынша орта квадраттық қателікті есептеңіз. (1.8)-формуласы бойынша орта арифметикалық шаманың орта квадраттық қателігін есептеңіз.

1.4.6. Оқытушы көрсеткен сенімділік коэффициентінің мәні үшін сенімділік интервалын есептеңіз және соңғы нәтижені (1.10) формулаға сәйкес жазыңыз. (1.11) формуламен салыстырмалы қателікті есептеңіз.

1.4.7. $x_{\min}$ және x_{max} - шамаларын табыңыз, бұлардың аралығын интервалға бөліп, нөмірлеңіз.

1.4.8. Әрбір өлшеудің қай интервалға жататынын анықтаңыз.

1.4.9. Әрбір интервалға енетін өлшеулер санының қосындысын (n_i) табыңыз және бұл нәтижені 1.3 кестеге енгізіңіз. Кесте үлгісі:

1.3 кесте

ГИСТОГРАММА ЖӘНЕ ГАУСС ҚИСЫҒЫН ТҰРҒЫЗУҒА КЕРЕКТІ ШАМАЛАР

Интервал нөмері (j): j=1…k	n_i	$\frac{n_i}{N}$	$\frac{n_i}{NL}$	$x_{\min} + (j - \frac{1}{2})L - < x >= \Delta x$	$\xi = \frac{\Delta x^2}{2\sigma^2}$	$e^{-\xi}$	$f(x)$
1 2 . .							

1.4.10. Гистограмманы тұрғызыңыз.

1.4.11. Келтірілген гистограмма тұрғызыңыз.

1.4.12. Келтірілген гистограмманың әр интервалының ортасы үшін өлшенген шаманың орташа мәнін есептеп $x_{\min}+(j-1/2)L$ белгілі масштабпен абсцисса өсіне қоса жазыңыз, абсцисса өсінде $\langle x\rangle$ мәніне және $\langle x\rangle - 2\sigma_{\langle x\rangle}$, $\langle x\rangle + 2\sigma_{\langle x\rangle}$ мәндеріне сәйкес нүктелерді көрсетіңіз.

1.4.13. Ықтималдық тығыздығы функциясының мәнін әр интервалдың ортасы үшін есептеңіз және оны соңғы кестеге енгізіңіз.

1.4.14. Келтірілген гистограмма салынған графикке Гаусс қисығын қосымша етіп тұрғызыңыз.

1.5. Пысықтауға арналған сұрақтар

1.5.1. Абсолюттік және салыстырмалық қателіктің анықтамасын келтіріңіз.

1.5.2. Қасиеттері бойынша қателіктерді қандай кластарға бөлуге болады?

1.5.3. Кездейсоқ қателіктердің қалыпты таралуының қандай қасиеттері бар?

1.5.4. Стандартты ауытқуға қандай сенімділік сәйкес келеді?

1.5.5. σ-ның екі мәнінің ($\sigma_1 > \sigma_2$) қайсына дәлірек өлшеулер сәйкес келеді?

1.6. Әдебиет

1.6.1. [illegible] [illegible] [illegible] [illegible]*:* [illegible] [illegible] / [illegible] [illegible]., [illegible] [illegible]., [illegible] [illegible]. [illegible] [illegible].; [illegible] [illegible]. [illegible] [illegible].. [illegible] [illegible].*:* [illegible]. [illegible] [illegible] [illegible]-[illegible] [illegible]*, 1983.* [illegible] *704* [illegible].

1.6.2. [illegible] [illegible]. [illegible] [illegible] [illegible] [illegible] / [illegible] [illegible]. – [illegible].*:* [illegible]*, 2005.* − *106* [illegible].

1.6.3. [illegible] [illegible]. [illegible] [illegible] [illegible] [illegible] [illegible] [illegible]/ [illegible] [illegible]. – [illegible]-[illegible]*:* [illegible]*, 1974.*

1.1-кесте

Стьюдент коэффициенттері

Өлшем саны	Сенімділік ықтималдығы	0,1	0,2	0,3	0,4	0,5	0,6	0,7	0,8	0,9	0,95	0,98	0,99
Стьюдент коэффициенттерінің мәндері													

2		0,16	0,33	0,51	0,73	1	1,38	2,0	3,1	6,3	12,7	31,8	63,7	
3		0,14	0,29	0,45	0,62	0,82	1,06	1,3	1,9	2,9	4,3	7	9,9	
4		0,14	0,28	0,42	0,52	0,77	0,98	1,3	1,6	2,4	3,2	4,5	5,8	
5		0,13	0,27	0,41	0,57	0,74	0,94	1,2	1,5	2,1	2,8	3,7	4,6	
6		0,13	0,27	0,41	0,56	0,73	0,92	1,2	1,5	2,0	2,6	3,4	4,0	
7		0,13	0,27	0,4	0,55	0,72	0,9	1,1	1,4	1,9	2,4	3,1	3,7	
8		0,13	0,26	0,4	0,55	0,71	0,9	1,1	1,4	1,9	2,4	3,0	3,5	
9		0,13	0,26	0,4	0,54	0,71	0,9	1,1	1,4	1,8	2,3	2,9	3,4	
10		0,13	0,26	0,4	0,54	0,7	0,88	1,1	1,4	1,8	2,3	2,8	3,3	
11		0,13	0,26	0,4	0,54	0,7	0,88	1,1	1,4	1,8	2,2	2,8	3,2	
12		0,13	0,26	0,4	0,54	0,7	0,87	1,1	1,4	1,8	2,2	2,7	3,1	
13		0,13	0,26	0,4	0,54	0,7	0,87	1,1	1,4	1,8	2,2	2,7	3,1	
14		0,13	0,26	0,39	0,54	0,69	0,87	1,1	1,4	1,8	2,2	2,7	3,0	
15		0,13	0,26	0,39	0,54	0,69	0,87	1,1	1,4	1,8	2,1	2,6	3,0	
100		0,13	0,25	0,39	0,53	0,68	0,85	1,0	1,3	1,7	2,0	2,4	2,6	