Дисциплина	**Метрология**
Форма занятия	**Контрольная работа**
Наименование (номер)	**Проверка согласия опытного распределения с теоретическим**
Вид документа	**Методические указания**
Преподаватель	**Скорнякова Елизавета Алексеевна**

ОСНОВНЫЕ МОМЕНТЫ

1. Номер варианта присвоен каждому студенту согласно актуальному списку группы в личном кабинете, номер своего варианта можно посмотреть в разделе «Материалы» в личном кабинете (файл с названием «Номера вариантов» по дисциплине «Метрология»). **Если номер варианта не будет соответствовать варианту, указанному в файле, то контрольная работа не может быть принята.**
2. Форма титульного листа приведена в приложении В (методических указаний к контрольной работе), а также на сайте ГУАП: https://guap.ru/standart/doc.
3. Оформление текста контрольной работы должно соответствовать требованиям, указанным на сайте ГУАП https://guap.ru/standart/doc, в нижней части страницы - «Правила оформления учебных работ».
4. Контрольные работы с неправильным титульным листом или некорректным оформлением будут отправлены на доработку.
5. Контрольная работа выполняется в соответствии с настоящими методическими указаниями (далее- МУ), отчет в формате Word и вспомогательный файл в формате Excel (с сгенерированными массивами и расчетами).
6. Можно провести дополнительную проверку полученных распределений при помощи программ Statistica, SOFA Statistics и т.п., но только для перепроверки тех расчетов, которые выполнены согласно настоящим МУ.
7. Дополнительные материалы к контрольной работе (Р 50.1.033-2001, Р 50.1.037-2002) выложены в личном кабинете (раздел «Материалы»).

СОДЕРЖАНИЕ

Введение

Проблема установления соответствия эмпирического (опытного) распределения теоретическому актуальна как для прямых, так и для косвенных измерений. Уточнение распределения важно для повышения точности и достоверности результатов измерений при статистической обработке результатов наблюдений, измерений, контроля и испытаний продукции во многих областях деятельности.

В косвенных измерениях закон распределения выходной величины неочевиден, если распределения входных величин различны, что часто имеет место на практике. В концепции неопределенности измерений эта проблема трактуется как трансформирование распределения выходной величины.

Существует множество методов решения этой проблемы, как параметрических, так и непараметрических (Р 50.1.033-2001, Р 50.1.037-2002). В данной работе рассматривается широко распространенный метод по критерию согласия типа χ^2.

1. Теоретическая часть

Число моделей непрерывных законов распределений, используемых в задачах статистического анализа (при контроле качества, исследованиях надежности и т. д.), превышает 100, а для описания наблюдаемых случайных величин в прикладных исследованиях в основном применяют около 30 параметрических законов и семейств распределений. Это не покрывает многообразия случайных величин, встречаемых на практике. Корректное применение критериев согласия часто приводит (и должно приводить) к отклонению гипотез о принадлежности выборки широко распространенному нормальному закону распределения, так как законы реальных случайных величин, являющиеся следствием многочисленных причин, сложнее тех моделей, которые обычно используют для их описания. Следовательно, и модели неизбежно становятся более сложными.

Целью первичной обработки экспериментальных наблюдений обычно является установление закона распределения, наиболее хорошо описывающего случайную величину, выборку которой наблюдают экспериментально. Насколько хорошо наблюдаемая выборка описывается теоретическим законом, проверяют с использованием различных критериев согласия. Целью проверки гипотезы о согласии опытного распределения с теоретическим является стремление удостовериться в том, что данная модель теоретического закона не противоречит наблюдаемым данным и использование ее не приведет к существенным ошибкам при вероятностных расчетах. Некорректное использование критериев согласия может приводить к необоснованному принятию (чаще всего) или необоснованному отклонению проверяемой гипотезы.

Различают простые и сложные гипотезы о согласии. Простая проверяемая гипотеза имеет вид H_0: $f(x, \theta) = f(x, \theta_0)$, где $f(\bullet)$ – функция плотности; θ_0 – известный скалярный или векторный параметр теоретического распределения, с которым проверяют согласие. Сложная гипотеза имеет вид H_0: $f(x)\epsilon\{f(x,\theta),\ \theta\epsilon\Theta\}$, где Θ – пространство параметров и оценку $\hat{\theta}$ скалярного или векторного параметра вычисляют по той же самой выборке, по которой проверяют гипотезу о согласии.

Схема процедуры проверки гипотезы следующая: В соответствии с применяемым критерием согласия вычисляют значение S^* статистики S как некоторой функции от выборки и теоретического закона распределения с плотностью $f(x,\ \theta_0)$, или $f(x,\ \hat{\theta})$ при сложной гипотезе. Для используемых на практике критериев асимптотические (предельные) распределения $g(s|H_0)$ соответствующих статистик при условии истинности гипотезы H_0 обычно известны. В общем случае для простых и сложных гипотез эти распределения различаются. Далее в принятой практике статистического анализа обычно полученное значение статистики S^* сравнивают с критическим значением S_α при заданном уровне значимости α. Нулевую гипотезу отвергают, если $S^* > S_\alpha$ (рис. 1). Критическое значение S_α , определяемое в случае одномерной статистики из уравнения $\alpha = \int_{S_\alpha}^{\infty} g(s \mid H_0)ds$, берут из соответствующей статистической таблицы или вычисляют.

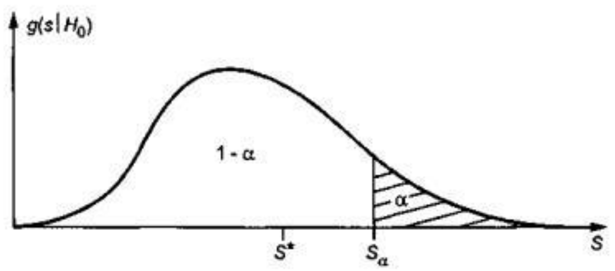

Рис. 1. Соотношение вычисленного S^* и критического S_α значений статистики при истинной гипотезе H_0

Больше информации о степени согласия можно почерпнуть из «достигаемого уровня значимости» – вероятности возможного превышения полученного значения статистики при истинности нулевой гипотезы $P\{S > S^*\} = \int_{S^*}^{\infty} g(s \mid H_0)ds$. Именно эта вероятность позволяет судить о том, насколько хорошо выборка согласуется с теоретическим распределением, так как по существу представляет собой вероятность истинности нулевой гипотезы (рис. 2). Гипотезу о согласии не отвергают, если $P\{S > S^*\} > \alpha$.

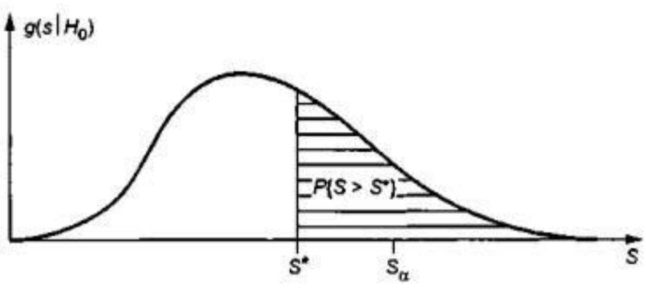

Рис. 2. Плотность распределения статистики при истинной гипотезе H_0

С результатами проверки гипотез связывают ошибки двух видов, ошибка 1-го рода состоит в том, что отклоняют гипотезу H_0, когда она верна; ошибка 2-го рода состоит в том, что принимают гипотезу H_0, в то время как справедлива альтернативная (конкурирующая) гипотеза H_1. Величина α задает вероятность ошибки 1-го рода. Обычно в критериях согласия не рассматривается конкретная альтернатива, и тогда конкурирующая гипотеза имеет вид

$$H_1: f(x, \theta) \neq f(x, \theta_0).$$

Статистику критерия согласия χ^2 Пирсона $S\chi^2$ вычисляют по формуле:

$$S\chi^2 = N\sum_{i=1}^{k}\frac{(\frac{n_i}{N} - P_i(\theta))^2}{P_i(\theta)} \quad (1)$$

В случае проверки простой гипотезы в пределе при N → ∞ эта статистика подчиняется $\boldsymbol{\chi_r^2}$ – распределению с $r = k - 1$ степенями свободы, если верна нулевая гипотеза $\boldsymbol{H_0}$.

При справедливости $\boldsymbol{H_0}$ в случае проверки сложной гипотезы и при условии, что оценки параметров найдены в результате минимизации статистики $S\chi^2$ по этой же самой выборке, статистика $S\chi^2$ асимптотически распределена как $\boldsymbol{\chi_r^2}$ с числом степеней свободы $r = k - m - 1$, где m – число оцениваемых параметров. Статистика $S\chi^2$ имеет это же распределение, если в качестве метода оценивания выбирают метод максимального правдоподобия и оценки вычисляют по сгруппированным данным в результате максимизации по θ функции правдоподобия: $L(\theta) = \gamma\prod_{i=1}^{k}P_i^{n_i}(\theta)$.

Применяя критерии согласия типа $\boldsymbol{\chi^2}$, можно по-разному разбивать область определения случайной величины на интервалы: равной длины, равных вероятностей или асимптотически оптимальные. Использование асимптотически оптимальных интервалов обеспечивает максимальную мощность используемого критерия, снижает риск принятия неверной нулевой гипотезы $\boldsymbol{H_0}$.

Применяя критерии согласия типа $\boldsymbol{\chi^2}$, можно использовать не только асимптотически оптимальное группирование наблюдений, но и равновероятное группирование или разбиение на интервалы равной длины. Но в этих случаях критерии типа $\boldsymbol{\chi^2}$ будут хуже различать близкие гипотезы (близкие альтернативы).

Число интервалов группирования, используемое при вычислении оценок параметров, построении гистограмм, вычислении статистик типа отношения правдоподобия или $\boldsymbol{\chi^2}$ Пирсона, колеблется в очень широких пределах. Большинство рекомендуемых формул для оценки числа интервалов $\boldsymbol{k}$ носит эмпирический характер и обычно дает завышенные значения. В табл. 1 приведена одна из рекомендаций по выбору числа интервалов группирования в зависимости от объема данных N (см. Р 50.1.033-2001).

Таблица 1. Рекомендуемые числа интервалов группирования при объеме анализируемой выборки N.

N	*k*
40 – 100	7 – 9
100 – 500	8 – 12
500 – 1000	10 – 16
1000 – 10000	12 – 22

При проверке простых и сложных гипотез, сопровождаемых оцениванием по данной выборке обоих параметров: сдвига θ_0 (или M(x)) и масштаба θ_1 (или σ) нормального закона, в Р 50.1.033-2001 рекомендуется использовать таблицы А.28 и А.29.

В качестве примера, на рис. 3 приведены результаты проверки сложной гипотезы (с двумя оцениваемыми параметрами сдвига и масштаба θ_0 и θ_1) о принадлежности наблюдаемой выборки нормальному закону распределения. В этом примере при уровне значимости α < 0,5221 гипотеза H_0 принимается.

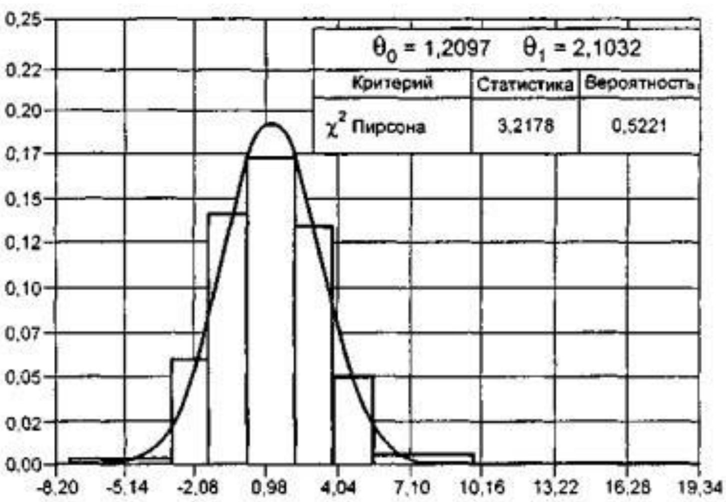

Рис. 3. Пример результата проверки согласия для сложной гипотезы.

2. Цель работы

Цель – ознакомление и приобретение первичных навыков по применению параметрических методов проверки согласия опытного распределения измеренных значений величины с теоретическим.

3. Постановка задачи

Проверить соответствие опытного распределения измеренных значений величины $\boldsymbol{y}$, определяемой по уравнению: $\boldsymbol{y = K \cdot x_1 \cdot x_2^{1/2} \cdot x_3^{-1}}$, теоретическому при заданных значениях входных величин $\boldsymbol{x_1, \cdot x_2, \cdot x_3}$ и известных параметрах и законах их распределений.

В данной контрольной работе рассматривается три вида распределений входных величин (табл. 2). Проверка согласия производится для нормального распределения.

Таблица 2. Параметры распределений входных величин

Распределение	Параметры	Формула	M(x)	D(x)	σ
Равномерное	b, c	$p(x)=1/(b-c)$	$(b+c)/2$	$(b-c)^2/12$	$(b-c)/12^{1/2}$
Пуассона	a	$p(m)=a^m \cdot e^{-a}/m!$ m – натуральное число	a	a	$a^{1/2}$
Нормальное	a, σ	$p(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(x-a)^2}{2\pi^2}}$	a	σ^2	σ

Варианты заданий приведены в табл. 3.

Таблица 3. Варианты заданий к расчетам

№ варианта	Константа, K	x_1			x_2			x_3		
		Параметры распределения			Параметры распределения			Параметры распределения		
		$M(x)=a$	$D(x)$	σ	$M(x)=a$	$D(x)$	σ	$M(x)$	b	σ
		Нормальное			Пуассона			Равномерное		
1	0,0154	2,84	$=\sigma^2$	0,28	8,25	$=a$	$=a^{1/2}$	0,042	0,063	$=(b-c)/12^{1/2}$
2	0,0410	1,85		0,20	7,55			0,054	0,071	
3	0,0972	3,59		0,30	7,64			0,056	0,074	
4	0,0691	4,65		0,40	7,18			0,053	0,069	
5	0,0435	4,60		0,45	8,82			0,042	0,050	
6	0,0918	4,85		0,48	7,01			0,032	0,042	
7	0,0733	1,55		0,15	8,49			0,042	0,052	
		Нормальное			Нормальное			Равномерное		
8	0,0447	2,93	$=\sigma^2$	0,29	18,90	$=\sigma^2$	σ=0,89	0,055	0,072	$=(b-c)/12^{1/2}$
9	0,0829	4,52		0,45	17,35		0,74	0,036	0,039	
10	0,0647	1,99		0,20	14,40		0,44	0,031	0,035	
11	0,0126	2,36		0,23	20,63		1,06	0,029	0,033	
12	0,0776	1,66		0,17	15,66		0,57	0,045	0,050	
13	0,0867	1,61		0,16	11,84		0,18	0,034	0,045	
14	0,0614	2,07		0,20	16,27		0,63	0,031	0,040	
		Нормальное			Равномерное			Равномерное		
15	0,0425	2,27	$=\sigma^2$	0,23	4,87	$b=$ 7,15	$\sigma=(b-c)/12^{1/2}$	0,051	0,068	$=(b-c)/12^{1/2}$
16	0,0639	1,56		0,16	3,87	6,24		0,057	0,074	
17	0,0297	2,50		0,25	5,89	8,17		0,035	0,038	
18	0,0458	2,70		0,27	2,57	3,78		0,055	0,075	
19	0,0215	3,44		0,34	6,20	8,32		0,059	0,079	
20	0,0542	2,75		0,28	7,82	11,37		0,033	0,044	

4. Последовательность выполнения работы:

1) Для своего варианта (табл.2) создать с помощью генератора случайных чисел три массива для x_1, x_2, x_3 из 300 чисел каждый, поместив их в соседние столбцы таблицы Excel.

Примечание: генератор случайных чисел в Excel можно найти в разделе «Данные» → «Анализ данных» → «Генератор случайных числе» (если в разделе «Данные» нет справа в ленте «Анализа данных», то: (1) откройте вкладку «Файл», нажмите кнопку «Параметры» и выберите категорию «Надстройки», (2) в раскрывающемся списке «Управление» выберите пункт «Надстройки Excel» и нажмите кнопку «Перейти», (3) в диалоговом окне «Надстройки» установите флажок «Пакет анализа», а затем нажмите кнопку ОК.

2) В следующем столбце поместить результаты расчетов по формуле для выходной величины y: $y = K \cdot x_1 \cdot x_2^{1/2} \cdot x_3^{-1}$.

3) В следующем столбце расположить числа массива значений ***y*** в порядке возрастания.

4) Вычислить параметры массива значений ***y*** (описательная статистика в Excel) – среднее арифметическое (математическое ожидание M(x) или параметр сдвига θ_0) и СКО распределения (σ или параметр масштаба θ_1).

5) Определить оптимальное число интервалов группирования k. Для массива из 300 значений и при асимптотически оптимальном группировании для сложной гипотезы с двумя ($m = 2$) оцениваемыми параметрами (θ_0 и θ_1) $k \geq 7$.

6) Определить значения граничных точек асимптотически оптимального группирования t_i, инвариантных к параметрам распределения, по таблице А.28 (приложение А).

7) Определить значения границ интервалов x_i по формуле: $t_i=(x_i - \theta_0)/\theta_1$.

8) Определить теоретические вероятности попадания наблюдений в интервалы по табл. А.29 (приложение А).

9) По упорядоченной выборке ***y*** определить число точек $\boldsymbol{n_i}$, попадающих в интервалы группирования.

10) По формуле (1) вычислить статистику критерия согласия χ^2 Пирсона $S\chi^2$.

11) Сравнить вычисленную статистику с критическими значениями теоретического распределения χ_r^2, с числом степеней свободы $r = k–m–1$ (табл. приложения Б 1). В нашем случае: $r = k–3$.

12) Исходя из выполнения неравенства: $P\{S_\chi^2 > S_\alpha\} > \alpha$ определить значение уровня значимости α, при котором гипотеза H_0 о соответствии опытного распределения теоретическому принимается.

13) Построить гистограмму и график теоретического распределения (см. рис. 3).

5. Отчет

Отчет о работе должен содержать:

- титульный лист (приложение В);
- перечень применяемых НД;
- цель работы;
- постановку задачи;
- номер и исходные данные варианта;
- результаты выполнения действий по п.4 методических указаний;
- выводы по работе о фактически достигнутых результатах.

Форма титульного листа приведена в приложении В (методических указаний к контрольной работе), а также на сайте ГУАП: https://guap.ru/standart/doc. Оформление текста контрольной работы должно соответствовать требованиям, указанным на сайте ГУАП https://guap.ru/standart/doc, в нижней части страницы - «Правила оформления учебных работ».

6. Контрольные вопросы

1. Цель работы.
2. Последовательность расчетов.
3. Содержание отчета по работе.
4. Правила принятия решения об истинности основной гипотезы.
5. Правила определения оптимального числа интервалов группирования данных.
6. Простая и сложная гипотезы о соответствии теоретическому распределению.

Рекомендуемые НД:

1. Р 50.1.033-2001. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть I. Критерии типа «хи-квадрат».

2. Р 50.1.037-2002. Прикладная статистика. Правила проверки согласия опытного распределения с теоретическим. Часть II. Непараметрические критерии.

3. Р 50.1.072-2010. Статистические методы. Примеры применения. Часть 1. Группировка данных.

4. Р 50.1.082-2012. Статистические методы. Примеры применения. Часть 4. Простые статистические методы анализа данных.

5. Р 50.1.086-2013. Статистические методы. Примеры применения. Часть 6. Анализ выборочных оценок среднего и СКО.

Таблица А.28 (Р 5.1.033-2001). Оптимальные граничные точки интервалов группирования при проверке простых и сложных гипотез по критериям типа χ^2 (при оценивании двух параметров нормального распределения, двух параметров логарифмически нормальных распределений) и соответствующие значения относительной асимптотической информации А.

k	t_1	t_2	t_3	t_4	t_5	t_6	t_7	t_8	t_9	t_{10}	t_{11}	t_{12}	t_{13}	t_{14}	A
3	-1,1106	1,1106	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4065
4	-1,3834	0,0	1,3834	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,5527
5	-1,6961	-0,6894	0,6894	1,6961	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6826
6	-1,8817	-0,9970	0,0	0,9970	1,8817	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,7557
7	-2,0600	-1,2647	-0,4918	0,4918	1,2647	2,0600	-	-	-	-	-	-	-	-	0,8103
8	-2,1954	-1,4552	-0,7863	0,0	0,7863	1,4552	2,1954	-	-	-	-	-	-	-	0,8474
9	-2,3188	-1,6218	-1,0223	-0,3828	0,3828	1,0223	1,6218	2,3188	-	-	-	-	-	-	0,8753
10	-2,4225	-1,7578	-1,2046	-0,6497	0,0	0,6497	1,2046	1,7578	2,4225	-	-	-	-	-	0,8960
11	-2,5167	-1,8784	-1,3602	-0,8621	-0,3143	0,3143	0,8621	1,3602	1,8784	2,5167	-	-	-	-	0,9121
12	-2,5993	-1,9028	-1,4914	-1,0331	-0,5334	0,0	0,5334	1,0331	1,4914	1,9028	2,5993	-	-	-	0,9247
13	-2,6746	-2,0762	-1,6068	-1,1784	-0,7465	-0,2669	0,2669	0,7465	1,1784	1,6068	2,0762	2,6746	-	-	0,9348
14	-2,7436	-2,1609	-1,7092	-1,3042	-0,9065	-0,4818	0,0	0,4818	0,9065	1,3042	1,7092	2,1609	2,7436	-	0,9430
15	-2,8069	-2,2378	-1,8011	-1,4150	-1,0435	-0,6590	-0,2325	0,2325	0,6590	1,0435	1,4150	1,8011	2,2378	2,8069	0,9498

Таблица А.29 (Р 5.1.033-2001). Оптимальные вероятности (частоты) при проверке простых и сложных гипотез по критериям типа χ^2 (при оценивании двух параметров нормального распределения, двух параметров логарифмически нормальных распределений) и соответствующие значения относительной асимптотической информации А.

k	P_1	P_2	P_3	P_4	P_5	P_6	P_7	P_8	P_9	P_{10}	P_{11}	P_{12}	P_{13}	P_{14}	P_{15}	A
3	0,1334	0,7332	0,1334	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,4065
4	0,0833	0,4167	0,4167	0,0833	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,5527
5	0,0449	0,2004	0,5094	0,2004	0,0449	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,6826
6	0,0299	0,1295	0,3406	0,3406	0,1295	0,0299	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0,7557
7	0,0197	0,0833	0,2084	0,3772	0,2084	0,0833	0,0197	-	-	-	-	-	-	-	-	0,8103
8	0,0141	0,0587	0,1431	0,2841	0,2841	0,1431	0,0587	0,0141	-	-	-	-	-	-	-	0,8474
9	0,0102	0,0422	0,1009	0,1976	0,2982	0,1976	0,1009	0,0422	0,0102	-	-	-	-	-	-	0,8753
10	0,0077	0,0317	0,0748	0,1438	0,2420	0,2420	0,1438	0,0748	0,0317	0,0077	-	-	-	-	-	0,8960
11	0,0059	0,0243	0,0567	0,1074	0,1823	0,2468	0,1823	0,1074	0,0567	0,0243	0,0059	-	-	-	-	0,9121
12	0,0047	0,0190	0,0442	0,0829	0,1392	0,2100	0,2100	0,1392	0,0829	0,0442	0,0190	0,0047	-	-	-	0,9247
13	0,0037	0,0152	0,0352	0,0652	0,1085	0,1670	0,2104	0,1670	0,1085	0,0652	0,0352	0,0152	0,0037	-	-	0,9348
14	0,0030	0,0124	0,0283	0,0524	0,0862	0,1327	0,1850	0,1850	0,1327	0,0862	0,0524	0,0283	0,0124	0,0030	-	0,9430
15	0,0025	0,0101	0,0232	0,0427	0,0698	0,1066	0,1532	0,1838	0,1532	0,1066	0,0698	0,0427	0,0232	0,0101	0,0025	0,9498

Таблица Б 1 (Р 50.1.033-2001). (1 – α) – квантили χ_r^2 – распределения.

r	*α*											
	0,6	0,5	0,4	0,3	0,2	0,1	0,05	0,025	0,01	0,005	0,001	0,0005
1	0,275	0,455	0,708	1,074	1,642	2,706	3,841	5,024	6,635	7,879	10,828	12,116
2	1,022	1,386	1,833	2,408	3,219	4,605	5,991	7,378	9,210	10,597	13,816	15,202
3	1,869	2,366	2,946	3,665	4,642	6,251	7,815	9,248	11,345	12,838	16,266	17,730
4	2,753	3,357	4,045	4,878	5,989	7,779	9,488	11,143	13,277	14,860	18,467	19,997
5	3,656	4,351	5,132	6,064	7,289	9,236	11,070	12,832	15,086	16,750	20,515	22,105
6	4,570	5,348	6,211	7,231	8,558	10,645	12,592	14,449	16,812	18,548	22,458	24,103
7	5,493	6,346	7,283	8,383	9,803	12,017	14,067	16,013	18,475	20,278	24,322	26,018
8	6,423	7,344	8,351	9,524	11,030	13,362	15,507	17,535	20,090	21,955	26,125	27,868
9	7,357	8,343	9,414	10,656	12,242	14,684	16,919	19,023	21,666	23,589	27,877	29,666
10	8,296	9,342	10,473	11,781	13,442	15,987	18,307	20,483	23,209	25,188	29,588	31,420
11	9,237	10,342	11,530	12,899	14,631	17,275	19,675	21,920	24,725	26,757	31,264	33,136
12	10,182	11,340	12,584	14,011	15,812	18,549	21,026	23,336	26,217	28,300	32,909	34,821
13	11,129	12,340	13,636	15,119	16,985	19,812	22,362	24,736	27,688	29,819	34,528	36,478
14	12,079	13,339	14,685	16,222	18,151	21,064	23,685	26,119	29,141	31,319	36,123	38,109
15	13,030	14,339	15,733	17,322	19,311	22,307	24,996	27,488	30,578	32,801	37,697	39,719
16	13,983	15,338	16,780	18,418	20,465	23,542	26,296	28,845	32,000	34,267	39,252	41,308

Приложение В

Форма титульного листа отчета

МИНИСТЕРСТВО НАУКИ И ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

федеральное государственное автономное образовательное учреждение высшего образования

«САНКТ-ПЕТЕРБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
АЭРОКОСМИЧЕСКОГО ПРИБОРОСТРОЕНИЯ»

ИНСТИТУТ НЕПРЕРЫВНОГО И ДИСТАНЦИОННОГО ОБРАЗОВАНИЯ

КАФЕДРА №6

ОЦЕНКА

ПРЕПОДАВАТЕЛЬ

доц., канд. техн. наук		Скорнякова Е.А.
должность, уч. степень, звание	подпись, дата	инициалы, фамилия

КОНТРОЛЬНАЯ РАБОТА

ПРОВЕРКА СОГЛАСИЯ ОПЫТНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ С ТЕОРТИЧЕСКИМ

по дисциплине: «Метрология»

РАБОТУ ВЫПОЛНИЛ

СТУДЕНТ ГР. №	________	________	________
	номер группы	подпись, дата	инициалы, фамилия

Студенческий билет № ____________

Санкт-Петербург 20__