

Получена: 8 июля 2016 / Принята: 17 августа 2016 / Опубликовано online: 31 августа 2016

УДК 614.2 + 303.4

## **СРАВНЕНИЕ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ДАННЫХ ТРЕХ И БОЛЕЕ НЕЗАВИСИМЫХ ВЫБОРОК С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПРОГРАММНОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ STATISTICA И SPSS: ПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ И НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ КРИТЕРИИ**

**Андрей М. Гржибовский**<sup>1-4</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-5464-0498>,

**Сергей В. Иванов**<sup>5</sup>, <http://orcid.org/0000-0003-0254-3941>

**Мария А. Горбатова**<sup>2</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-6363-9595>

<sup>1</sup> Национальный Институт Общественного Здравоохранения, г. Осло, Норвегия;

<sup>2</sup> Северный Государственный Медицинский Университет, г. Архангельск, Россия;

<sup>3</sup> Международный Казахско-Турецкий Университет им. Х.А. Ясави, г. Туркестан, Казахстан;

<sup>4</sup> Северо-Восточный Федеральный Университет, г. Якутск, Россия;

<sup>5</sup> Северо-Западный Государственный Медицинский Университет им. И.И. Мечникова, г. Санкт-Петербург, Россия.

### **Резюме**

В настоящей работе представлены общие сведения об использовании однофакторного дисперсионного анализа и непараметрического критерия Краскела-Уоллиса для сравнения количественных признаков трех и более независимых выборок. Описан алгоритм анализа данных с использованием программного обеспечения Statistica 10 и SPSS 20 и представлена интерпретация результатов расчетов. Настоящая статья призвана дать общие сведения об использовании однофакторного дисперсионного анализа, критерия Краскела-Уоллиса и проведении апостериорных сравнений групп, и не заменяет прочтения специализированной литературы по статистике и клинической эпидемиологии.

**Ключевые слова:** *Statistica, SPSS, однофакторный дисперсионный анализ, критерий Краскела-Уоллиса, апостериорные сравнения, независимые группы.*

### **Abstract**

## **ANALYSIS OF QUANTITATIVE DATA IN THREE OR MORE INDEPENDENT GROUPS USING STATISTICA AND SPSS SOFTWARE: PARAMETRIC AND NON-PARAMETRIC TESTS**

**Andrej M. Grjibovski**<sup>1-4</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-5464-0498>,

**Sergej V. Ivanov**<sup>5</sup>, <http://orcid.org/0000-0003-0254-3941>

**Maria A. Gorbatova**<sup>2</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-6363-9595>

<sup>1</sup> Norwegian Institute of Public Health, Oslo, Norway;

<sup>2</sup> Northern State Medical University, Arkhangelsk, Russia;

<sup>3</sup> North-Eastern Federal University, Yakutsk, Russia;

<sup>4</sup> International Kazakh-Turkish University, Turkestan, Kazakhstan;

<sup>5</sup> North-Western State Medical University n.a. I.I. Mechnikov, St. Petersburg, Russia.

In this paper we summarise basic information on comparisons of three and more independent samples using one-way analysis of variance (one-way ANOVA) and non-parametric Kruskal-Wallis test. Detailed algorithms on how the abovementioned tests can be performed using Statistica 10 and SPSS 20 software are presented. Moreover, we describe peculiarities of interpretation of the results of one-way ANOVA and Kruskal-Wallis test. The aim of this article is to provide general information on the abovementioned statistical tests including post-hoc comparisons, but it does not substitute specialised literature on clinical epidemiology and biostatistics.

**Keywords:** Statistica, SPSS, One-Way ANOVA, Kruskal-Wallis test, post-hoc tests, independent samples.

Түйіндеме

## **STATISTICA ЖӘНЕ SPSS БАҒДАРЛАМАЛЫҚ ҚАМТАМАСЫЗ ЕТУДІ ҚОЛДАНУМЕН ҮШ ЖӘНЕ ОДАН ДА КӨП ТӘУЕЛСІЗ ІРІКТЕМЕЛЕРДІҢ САНДЫҚ МӘЛІМЕТТЕРІН САЛЫСТЫРУ: ПАРАМЕТРЛІК ЖӘНЕ ПАРАМЕТРЛІК ЕМЕС КРИТЕРИЛЕР**

**Андрей М. Гржибовский**<sup>1-4</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-5464-0498>,

**Сергей В. Иванов**<sup>5</sup>, <http://orcid.org/0000-0003-0254-3941>

**Мария А. Горбатова**<sup>2</sup>, <http://orcid.org/0000-0002-6363-9595>

<sup>1</sup> Қоғамдық Денсаулық сақтау Ұлттық Институты, Осло қ., Норвегия;

<sup>2</sup> Солтүстік Мемлекеттік Медициналық Университеті, Архангельск қ., Ресей;

<sup>3</sup> Х.А. Ясави ат. Халықаралық Қазақ – Түрік Университеті, Туркестан, Қазақстан;

<sup>4</sup> Солтүстік - Шығыс Федералдық Университеті, Якутск қ., Ресей;

<sup>5</sup> И. И. Мечников атынд. Солтүстік – Батыс мемлекеттік медициналық университеті, Санкт-Петербург қ., Ресей.

Осы жұмыста үш және одан да көп іріктемелердің сандық белгілерін салыстыру үшін Краскела - Уоллистің бірфакторлы дисперсионды талдау параметрлік емес критерилерін қолдану туралы жалпы мәліметтер берілген. Statistica 10 және SPSS 20 бағдарламалық қамтамасыз етуді пайдаланумен критерилер мәліметтері есебінің алгоритмі суреттелген және есептер нәтижелерінің интерпретациясы берілген. Осы мақала Краскела - Уоллистің дисперсионды талдау параметрлік емес критерилерін қолдану және топтардың апостериорлық салыстырмалары өткізу туралы жалпы мәліметтер беруге талап етілген және статистика және клиникалық эпидемиология бойынша мамандандырылған әдебиетті оқудың орнын толтырмайды.

**Негізгі сөздер:** *Statistica*, *SPSS*, бірфакторлы дисперсионды талдау, Краскела - Уоллистің критерилері, апостериорлық салыстырмалар, *тәуелсіз топтар*.

### **Библиографическая ссылка:**

Гржибовский А. М., Иванов С. В., Горбатова М. А. Сравнение количественных данных трех и более независимых выборок с использованием программного обеспечения Statistica и SPSS: параметрические и непараметрические критерии // Наука и Здравоохранение. 2016. №4. С. 5-37.

Grijbovski A. M., Ivanov S. V., Gorbatova M. A. Analysis of quantitative data in three or more independent groups using Statistica and SPSS software: parametric and non-parametric tests. *Nauka i Zdravookhranenie* [Science & Healthcare]. 2016, 4, pp. 5-37.

Гржибовский А. М., Иванов С. В., Горбатова М. А. Statistica және SPSS бағдарламалық қамтамасыз етуді қолданумен үш және одан да көп тәуелсіз іріктемелердің сандық мәліметтерін салыстыру: параметрлік және параметрлік емес критерилер // Ғылым және Денсаулық сақтау. 2016. №4. Б. 5-37.

Настоящая статья продолжает серию публикаций, посвященных статистическому анализу данных биомедицинских исследований.

Статистическая обработка данных является завершающим этапом исследования, так как именно после статистического анализа принимается или отвергается исследовательская гипотеза. Примерами исследовательских гипотез являются утверждения «лечение А сокращает сроки госпитализации по сравнению с лечением В», «частота рецидивов заболевания зависит от возраста пациента», «в городе С содержание солей в водопроводной воде не превышает среднюю цифру по региону» и т.п. Вместе с тем, следует учесть, что никакой статистический анализ не может «исправить» некорректно организованное исследование и неправильно собранные данные. Именно поэтому авторы настоящей статьи настоятельно рекомендуют читателю ознакомиться с литературой по эпидемиологии [29, 18, 33], а также с практическими аспектами организации и анализа результатов различных типов научных исследований в здравоохранении (одномоментных, когортных, экологических, экспериментальных исследований и «случай-контроль»), которые представлены в статьях, опубликованных в 2015 году в журнале «Наука и Здоровье» [8, 9, 10, 14, 15].

Обязательным условием востребованности результатов исследований международным научным сообществом является высокое качество статистического анализа [22, 1], и задачами настоящей серии является формирование у начинающего исследователя базисных представлений о статистической обработке данных, приобретение практического опыта работы с современными статистическими пакетами программ и предупреждение типичных ошибок, возникающих в процессе анализа результатов исследования.

Данная статья посвящена вопросу сравнения количественных данных трех и более независимых групп с использованием программного обеспечения Statistica 10 и SPSS 20.

Существуют два основных типа статистических методов [4, 19, 32, 34]:

1. Параметрические методы, оперирующие параметрами нормального (гауссовского) распределения – средним арифметическим значением и стандартным отклонением. Нормальное распределение имеет симметричную колоколообразную форму и может быть описано с помощью среднего арифметического значения, стандартного отклонения, либо доверительных интервалов [7, 26]. Прежде чем использовать параметрические методы статистики, исследователь должен убедиться в том, что распределение имеющихся в его распоряжении данных не отличается от нормального (способы проверки распределения включают в себя построение гистограммы распределения, квантильной диаграммы, расчет критериев Шапиро-Уилка и Колмогорова-Смирнова подробно описаны в предыдущих выпусках журнала «Наука и Здоровье» [11, 12, 13], поэтому в данной статье не приводятся).

2. Непараметрические методы, которые не требуют нормального распределения имеющихся данных. Непараметрические критерии осуществляют ранжирование абсолютных значений признака, что позволяет нивелировать эффект выскакивающих величин («выбросов») и скошенности распределения. Следует отметить, что методы непараметрической статистики могут быть использованы и при наличии нормального распределения количественного признака, но в таком случае они будут иметь меньшую мощность по сравнению с параметрическими методами, то есть могут не уловить имеющиеся различия между группами там, где различия фактически существуют.

Параметрическим способом сравнения трех и более независимых групп является однофакторный дисперсионный анализ (англ. «One-way analysis of variances» – «One-way ANOVA»). Сущность дисперсионного анализа состоит в сравнении разброса средних значений сравниваемых выборок с разбросом значений внутри самих выборок. Соответственно, чем больше отличаются средние арифметические значения

сравниваемых выборок, и чем меньше разброс значений внутри выборок, тем выше вероятность различий между ними.

Применение дисперсионного анализа требует соблюдения следующих условий:

1. Количественный тип данных.
2. Независимость выборок друг от друга.
3. Независимость наблюдений в каждой из выборок.

4. Нормальное распределение признака в популяции, из которой отобрана выборка (как правило, сведения о распределении признака в популяции отсутствуют и поэтому распределение оценивают в каждой из сравниваемых выборок по-отдельности).

5. Равенство дисперсий изучаемого признака в популяциях, из которых взяты выборки (дисперсии также оцениваются в каждой из сравниваемых групп по-отдельности). Если дисперсии различаются, для однофакторного дисперсионного анализа используются критерии Welch или Brown-Forsythe.

Статистика критерия для однофакторного дисперсионного анализа вычисляется по формуле:

$$F = \frac{S^2_{\text{межгрупповая}}}{S^2_{\text{внутригрупповая}}}$$

где

$S^2_{\text{межгрупповая}}$  – дисперсия совокупности, оцененная по выборочным средним (межгрупповая дисперсия),

$S^2_{\text{внутригрупповая}}$  – дисперсия совокупности, оцененная по выборочным дисперсиям (внутригрупповая дисперсия).

Межгрупповая дисперсия рассчитывается следующим образом:

1. Рассчитывается разность между средним арифметическим каждой группы и общим средним по всем группам вместе.

2. Полученные разности возводятся в квадрат.

3. Полученные значения для каждой группы умножаются на количество наблюдений в данной группе.

4. Полученные для каждой группы величины суммируются.

5. Полученная сумма делится на число степеней свободы, которое рассчитывается по формуле  $m = (\text{количество групп}) - 1$ .

Внутригрупповая дисперсия рассчитывается так:

1. Рассчитывается разность между каждым отдельным значением в группе и средним значением по группе (расчет производится для каждой из групп по отдельности).

2. Полученные разности возводятся в квадрат.

3. Полученные числа складываются.

4. Полученная сумма делится на число степеней свободы, которое рассчитывается по формуле  $n = (\text{общее количество наблюдений по всем группам вместе}) - (\text{количество групп})$ .

После вычисления F-критерия его значение сравнивается с критическим значением, указанным в статистических таблицах [25, 4, 19]. Если рассчитанное значение F равно или превышает критическое значение F для определенного уровня статистической значимости (как правило, равного 0,05), нулевая статистическая гипотеза отвергается, и делается вывод о том, что группы различаются между собой по средним значениям количественного признака. Следует заметить, результаты однофакторного дисперсионного анализа не показывают, между какими именно группами найдены различия.

Чтобы ответить на данный вопрос, следует провести попарные апостериорные («post-hoc») сравнения групп между собой, для чего могут быть использованы специальные статистические критерии, с которыми можно ознакомиться в [6, 35]. Если по результатам дисперсионного анализа статистически значимых различий между группами не получено, апостериорные сравнения не имеют смысла.

Перечень используемых критериев для апостериорных сравнений представлен в таблице 1.

Таблица 1.

**Статистические критерии для проведения апостериорных попарных сравнений групп.**

Название критерия	Особенности применения
Критерий Бонферрони (Bonferroni)	Дает хорошие результаты при небольшом (до 5-ти) количестве сравнений
Критерий Тьюки (Tukey)	Пригоден для проведения большого количества сравнений
Критерий Данна (Dunn)	Обладает несколько меньшей статистической мощностью по сравнению с критерием Тьюки
Критерий Шеффе (Scheffe)	
Q-критерий Ryan, Einot, Gabriel, Welch (REGWQ)	Имеет наилучшее сочетание мощности и контроля ошибки I типа (выявление различий там, где их на самом деле нет), но требует равенства размеров групп и дисперсии изучаемого признака в группах
Критерий Габриэля (Gabriel)	Рекомендован, если количество наблюдений в сравниваемых группах отличается незначительно (на несколько единиц наблюдения)
Критерий Хохберга (Hochberg's GT-2)	Рекомендован, если количество наблюдений в сравниваемых группах существенно отличается
Критерий Games-Howell	Рекомендован, в случае обнаружения неравенства дисперсий в сравниваемых группах (проверяется с помощью критерия Levene), после использования для дисперсионного анализа критериев Welch или Brown-Forsythe. Следует учесть, что критерий Games-Howell может оказаться слишком либеральным (выявить различия там, где они фактически отсутствуют) в случае сравнения малых по объему групп или в случае, если количество наблюдений в группах сильно отличается
Критерий Даннета (Dunnett)	Рекомендован, в случае необходимости сравнения нескольких групп с контрольной группой
Критерий LSD (Least Significant Difference)	Не рекомендован для использования, так как не контролирует ошибку I типа
Критерий S-N-K (Studentized-Neuman-Keuls)	Не рекомендован для использования, так как слишком либерален

Апостериорные попарные сравнения можно проводить и с помощью критерия Стьюдента [31, 5]. При этом обязательно следует учесть, что в случае множественных сравнений значительно увеличивается вероятность увидеть различия там, где их на самом деле нет (увеличивается вероятность ошибки I типа). Чтобы компенсировать «проблему множественных сравнений», необходимо использовать скорректированный уровень статистической значимости, который рассчитывается по формуле  $p' = 1 - 0,95^{1/n}$ , где  $n$  – количество производимых сравнений (поправка Бонферрони). Например, при наличии 3-х сравниваемых групп проводятся 3 сравнения (1-я группа сравнивается со 2-й, 2-я – с 3-й, и 1-я с 3-й), и  $p' = 1 - 0,95^{1/3} = 0,017$ . В случае 4-х групп проводятся уже 6 сравнений (1-2, 1-3, 1-4, 2-3, 2-4, 3-4), и, соответственно,

$p' = 0,0085$  [6, 4, 27]. Именно по этой причине неприемлемым следует считать указание в результатах исследования с участием нескольких сравниваемых групп выражений наподобие « $p_{1-2} < 0,05$ ;  $p_{1-3} < 0,05$ ;  $p_{2-3} > 0,05$ », так как они не позволяют судить о фактической статистической значимости различий.

Тем не менее, использование критерия Стьюдента для проведения post hoc анализа нецелесообразно, так как существующие методы апостериорных сравнений, превышают его по точности и не требуют коррекции критического уровня статистической значимости [6, 35].

Рассмотрим практический пример проведения однофакторного дисперсионного анализа. Представим гипотетическое исследование, в котором сравниваются сроки госпитализации при различных стадиях како-

либо заболевания. В исследование включены по 11 пациентов с 1-й и 3-й стадиями заболевания и 10 пациентов со 2-й стадией заболевания (исследование было одномоментным, пациенты находились на лечении в разных стационарах).

Результаты наблюдений представлены в таблице 2. Имеющиеся данные полностью соответствуют условиям применения

дисперсионного анализа: количественный тип данных, выборки независимы друг от друга, наблюдения независимы друг от друга, распределение длительности госпитализации соответствует нормальному распределению (читатель может проверить данное утверждение самостоятельно, используя навыки, полученные в результате прочтения предыдущих выпусков [11, 12]).

Таблица 2.

### Сроки госпитализации на разных стадиях заболевания.

Группа 1 (стадия 1)		Группа 2 (стадия 2)		Группа 3 (стадия 3)	
№ пациента	Длительность госпитализации	№ пациента	Длительность госпитализации	№ пациента	Длительность госпитализации
1	5	1	10	1	9
2	6	2	7	2	8
3	6	3	9	3	9
4	8	4	11	4	8
5	7	5	9	5	8
6	8	6	10	6	9
7	7	7	10	7	7
8	7	8	9	8	9
9	9	9	11	9	10
10	9	10	12	10	7
11	10	-	-	11	10

Результаты расчета:

1. Расчет межгрупповой дисперсии.

По результатам расчетов общее среднее по всем наблюдениям вместе составило 8,56. Среднее по группе 1 равно 7,45, по группе 2 – 9,80, по группе 3 – 8,55. Разность между средним каждой группы и общим средним: по группе 1 составило - 1,11, по группе 2 – 1,24, по группе 3 – -0,02. Квадраты разности равны 1,23, 1,53 и 0,00 соответственно. Величины после умножения полученных значений на количество наблюдений в каждой группе равны 13,50, 15,31 и 0,00. После суммирования полученных величин общая сумма составила 28,82. Число степеней свободы для 3-х групп равно 2, поэтому значение межгрупповой дисперсии равно  $28,82 / 2 = 14,41$ .

2. Расчет внутригрупповой дисперсии.

Значения разности каждого отдельного значения в группе от среднего значения по группе представлены в таблице 3.

Сумма квадратов отличия от среднего составила 51,06. Число степеней свободы для 32-х наблюдений и 3-х групп равно 29. Таким

образом, значение внутригрупповой дисперсии составляет  $51,06/29 = 1,76$ .

1. Расчет значения:  $F = 14,41/1,76 = 8,19$

2. Сравнение полученного значения F с табличным [25, 4, 19]. Для числа степеней свободы числителя равно 2, и ближайшего к 29-ти представленного в таблице числа степеней свободы знаменателя, равно 30-ти, критическое значение для  $p = 0,05$  составило 3,32.

Рассчитанное значение F (8,19) превышает критическое значение не только для уровня статистической значимости 0,05 (3,32), но и для уровня статистической значимости 0,01 (5,39). Таким образом, нулевая статистическая гипотеза отвергается и делается вывод о том, что группы различаются между собой по средним значениям количественного признака (при этом неизвестно, между какими именно группами найдены различия). По результатам исследования можно сделать вывод о том, что сроки госпитализации при трех стадиях заболевания различаются ( $F_{2,29} = 3,51; p < 0,01$ ).

Таблица 3.

**Сроки госпитализации на разных стадиях заболевания**

Группа 1 (стадия 1)		Группа 2 (стадия 2)		Группа 3 (стадия 3)	
Отличие от среднего	Квадрат отклонения от среднего	Отличие от среднего	Квадрат отклонения от среднего	Отличие от среднего	Квадрат отклонения от среднего
-2,45	6,00	0,2	0,04	0,45	0,20
-1,45	2,10	-2,8	7,84	-0,55	0,30
-1,45	2,10	-0,8	0,64	0,45	0,20
0,55	0,30	1,2	1,44	-0,55	0,30
-0,45	0,20	-0,8	0,64	-0,55	0,30
0,55	0,30	0,2	0,04	0,45	0,20
-0,45	0,20	0,2	0,04	-1,55	2,40
-0,45	0,20	-0,8	0,64	0,45	0,20
1,55	2,40	1,2	1,44	1,45	2,10
1,55	2,40	2,2	4,84	-1,55	2,40
2,55	6,50	-	-	1,45	2,10

Чтобы узнать, какие именно стадии заболевания различаются между собой по срокам госпитализации, можно провести апостериорные сравнения с использованием критерия Стьюдента [12] со скорректированным критерием значимости, или, что предпочтительнее, использовать специализированные критерии для апостериорных сравнений (рассчитываются с помощью статистических программ).

Если имеющиеся данные не удовлетворяют необходимым условиям применения однофакторного дисперсионного анализа, используют его непараметрический аналог – критерий Краскела-Уоллиса (так называемый «непараметрический дисперсионный анализ») [6, 28].

Данный критерий используется в том случае, если распределение в группах отличается от нормального, что часто встречается в биомедицинских исследованиях, особенно в случае сравнения небольших по объему групп. Но, в ряде случаев, если фактическое распределение

скошено влево или вправо, возможно проведение «нормализующей» фактическое распределение математической трансформации данных, различные варианты которой представлены в предыдущих статьях серии [11, 12].

Критерий Краскела-Уоллиса рассчитывается с использованием не фактических значений переменных сравниваемых групп, а рангов данных переменных, поэтому он не чувствителен к виду распределения.

Расчет критерия Краскела-Уоллиса выполняется следующим образом:

1. Все переменные сравниваемых групп объединяются и после этого ранжируются от наименьшего к наибольшему значению (совпадающим значениям присваивается средний ранг тех мест, которые занимают одинаковые значения).

2. Вычисляются суммы рангов по каждой из сравниваемых групп по-отдельности ( $R_1, R_2, R_3 \dots R_i$ ).

3. Рассчитывается статистика критерия Краскела-Уоллиса по формуле:

$$H = \frac{12}{N \times (N + 1)} \times (R_1^2 / n_1 + R_2^2 / n_2 + R_3^2 / n_3 + \dots + R_i^2 / n_i) - 3 \times (N + 1)$$

где

R – сумма рангов каждой из сравниваемых групп,

n – количество наблюдений в каждой группе,

N – общее количество наблюдений в объединенной выборке.

4. Полученное значение критерия Краскела-Уоллиса сравнивается с табличным [25, 4, 19], с учетом следующих условий:

– Если количество сравниваемых групп равно 3, а количество наблюдений в каждой группе не менее 5 (для четырех групп общее число наблюдений должно составлять не менее 10), то расчетное значение  $H$  сравнивают с критическим значением  $\chi^2$  Пирсона (хи-квадрат) с числом степеней свободы  $df = k - 1$ , где  $k$  – количество групп. Если рассчитанное значение  $H$  равно или превышает критическое значение  $\chi^2$ , различия между группами считаются статистически значимыми ( $p < 0,05$ , нулевая статистическая гипотеза отвергается).

– Если количество наблюдений в группах менее 5, то в качестве критического значения используются табличные значения распределения Краскела-Уоллиса. Если расчетное значение  $H$  равно или превышает критическое табличное значение, значит,

различия между группами считаются статистически значимыми ( $p < 0,05$ , нулевая статистическая гипотеза отвергается). Следует также учесть, что критерий Краскела-Уоллиса может быть использован, если минимальное число наблюдений в одной группе составляет 3, а в двух других группах – по 2 наблюдения. При сравнении четырех или пяти групп минимальное количество наблюдений в каждой группе должно быть не менее 2.

Рассмотрим практический пример использования критерия Краскела-Уоллиса. Представим гипотетическое исследование, в котором сравниваются уровни загрязнения атмосферного воздуха диоксидом азота в 3-х городах (в городах 1 и 3 уровень диоксида азота регистрировали по 5 экологическим станциям, в городе 2 – 6 станций). Результаты измерения уровня диоксида азота представлены в таблице 4.

Таблица 4.

**Концентрация диоксида азота в атмосферном воздухе.**

Исходные данные																
	Город 1					Город 2						Город 3				
№ экол. станции	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5	6	1	2	3	4	5
Уровень диоксида азота, мкг/м <sup>3</sup>	46	67	59	52	69	51	57	63	54	61	49	51	63	66	52	68
Ранжированные данные																
Уровень диоксида азота, мкг/м <sup>3</sup>	46	49	51	51	52	52	54	57	59	61	63	63	66	67	68	69
Ранг	1	2	3,5	3,5	5,5	5,5	7	8	9	10	11,5	11,5	13	14	15	16
Город	1	2	2	3	1	3	2	2	1	2	2	3	3	1	3	1

Результаты расчета суммы рангов по группам:  $R_{\text{Город1}} = 45,5$ ,  $R_{\text{Город2}} = 42,0$ ,  $R_{\text{Город3}} = 48,5$ .  
Согласно полученным суммам рангов:

$$H = \frac{12}{16 \times (16 + 1)} \times (45,5^2 / 5 + 42,0^2 / 6 + 48,5^2 / 5) - 3 \times (16 + 1) = 0,99$$

Согласно таблице распределения  $\chi^2$ , критическое значение  $H$  для  $df = 2$  и критического уровня значимости 0,05

составляет 5,99. Расчетное значение  $H$  (0,85) меньше критического значения для уровня статистической значимости 0,05 (5,99). Таким

образом, принимается нулевая статистическая гипотеза и делается вывод о том, что группы между собой не различаются. По результатам исследования можно сделать вывод о том, что загрязненность атмосферного воздуха диоксидом азота в трех городах не различается ( $H = 0,99$ ,  $df = 2$ ,  $p > 0,05$ ).

Если в результате расчетов нулевая гипотеза отвергается (то есть принимается альтернативная гипотеза о существовании различий между группами), следующим этапом требуется провести апостериорные попарные сравнения с помощью критерия Манна-Уитни [12, 30, 5], и при этом необходимо использовать скорректированный уровень статистической значимости – учесть поправку Бонферрони. Какие-либо специализированные непараметрические критерии для апостериорных сравнений не используются.

Для того, чтобы читатель приобрел практические навыки проведения статистического сравнения трех независимых выборок количественных переменных, будет рассмотрен фрагмент данных, которые были собраны в ходе исследования, направленного на изучение метаболического синдрома и его детерминант в условиях неблагоприятной социально-экологической ситуации в Южном Казахстане [16, 17, 20, 24].

В ходе данного исследования получены значения индекса массы тела (ИМТ), скорости клубочковой фильтрации (СКФ) по MDRD и постпрандиального уровня глюкозы у 39 мужчин и 108 женщин (всего обследованы 147 пациентов). Все три анализируемых признака являются непрерывными количественными переменными.

На предварительном этапе обработки данных количественная шкала значений ИМТ была переведена в номинальную: были выделены 3 «рамки» значений ИМТ: нормальная масса тела, избыточная масса тела и ожирение. Подобная группировка значений позволяет проводить сравнения между различными категориями пациентов и часто используется при анализе данных. Отметим, что получившаяся номинальная переменная, имеющая значения «нормальная масса тела», «избыточная масса тела» и «ожирение», является как номинальной, так и

ординальной, поскольку все три значения могут быть ранжированы по возрастанию или убыванию.

Статистическое сравнение трех групп будет проведено с использованием программного обеспечения Statistica 10 [23, 2] и SPSS 20 [3], которые являются удобными инструментами анализа данных, часто используемыми при обработке данных биомедицинских исследований. Демо-версии программ Statistica и SPSS можно загрузить с официальных сайтов разработчиков ([www.statsoft.com](http://www.statsoft.com) и [www.ibm.com](http://www.ibm.com) соответственно).

В настоящей статье также представлены наиболее часто используемые приемы разбиения массива исследовательских данных с помощью программы SPSS 20.

Представленные ниже алгоритмы действий являются не более чем инструментом анализа данных, в то время как корректная интерпретация полученных результатов требует наличия базисных знаний в области биомедицинской статистики, которые могут быть получены только путем изучения специализированной литературы [4, 21, 19, 32, 34].

### **Сравнение 3-х независимых групп с использованием программы Statistica 10.**

Для начала работы необходимо открыть файл 4\_Filtr\_glu\_STAT.sta, который потребуется загрузить с сайта журнала «Наука и Здоровье». В данном файле представлены следующие вариационные ряды:

1. Категория ИМТ (переменная «Category\_BMI»): номинальная группирующая переменная.

2. СКФ по MDRD (переменная «Filtration\_MDRD»): непрерывная количественная переменная.

3. Постпрандиальный уровень глюкозы крови (переменная «Postprand\_Glu»): непрерывная количественная переменная.

Задача статистического анализа данных – выяснить, различаются ли СКФ по MDRD и постпрандиальный уровень глюкозы крови у пациентов с различными категориями значения ИМТ.

На начальном этапе обработки данных требуется определить тип распределения,

чтобы понять, можно ли использовать параметрический метод (однофакторный дисперсионный анализ), или потребуется сравнивать группы с помощью непараметрического критерия Краскела-Уоллиса. Пошаговый алгоритм проверки распределения на «нормальность» нескольких групп подробно описан в [11, 12].

Проверка на «нормальность» распределения изучаемых количественных переменных показала, что переменная «Filtration\_MDRD» имеет близкое к нормальному распределению для всех трех категорий ИМТ, в то время как распределение переменной «Postprand\_Glu» сильно отличается от нормального (читатель может самостоятельно убедиться в этом, выполнив проверку с использованием разделов меню «Statistics» – «Basic Statistics/Tables» – «Descriptive statistics» – «Normality» – кнопка

«Histograms» программы Statistica 10, предварительно задав вывод результатов по группам с помощью кнопки «By Group...»).

Таким образом, для анализа переменной «Filtration\_MDRD» целесообразно использовать однофакторный дисперсионный анализ, а для переменной «Postprand\_Glu» использование однофакторного дисперсионного анализа неприемлемо, поэтому необходимо будет воспользоваться критерием Краскела-Уоллиса.

Проведем однофакторный дисперсионный анализ переменной «Filtration\_MDRD».

Для этого выберем меню «Statistics» (в верхней части рабочего пространства программы), раздел «ANOVA» и в появившемся окне отметим в левом поле позицию «On-way ANOVA», а в правом – «Quick specs dialog», подтвердив выбор нажатием кнопки «OK» (рисунок 1).

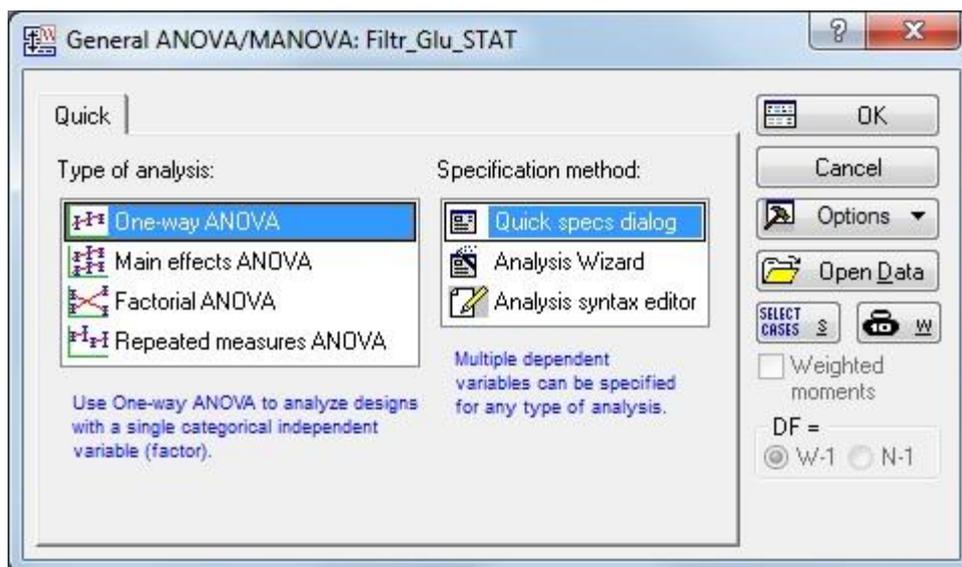


Рис. 1. Окно «General ANOVA/MANOVA» программы Statistica 10.

Далее в появившемся окне необходимо нажать на кнопку «Variables» (рисунок 2) и, как показано на рисунке 3, выбрать в качестве анализируемой переменной «Filtration\_MDRD», а в качестве группирующей переменной – «Category\_BMI». В обоих окнах выбор подтверждаем нажатием на кнопку «OK».

Программа снова вернется к окну «ANOVA/MANOVA Factorial ANOVA» (рисунок

2), в котором выберем значения группирующей переменной «Category\_BMI», которые будут включены в анализ. Для этого нажмем на кнопку «Factor codes», после чего откроется окно, представленное на рисунке 4, в котором нажатию на кнопку «All» выберем все три варианта группирующей переменной и подтвердим выбор кнопкой «OK».

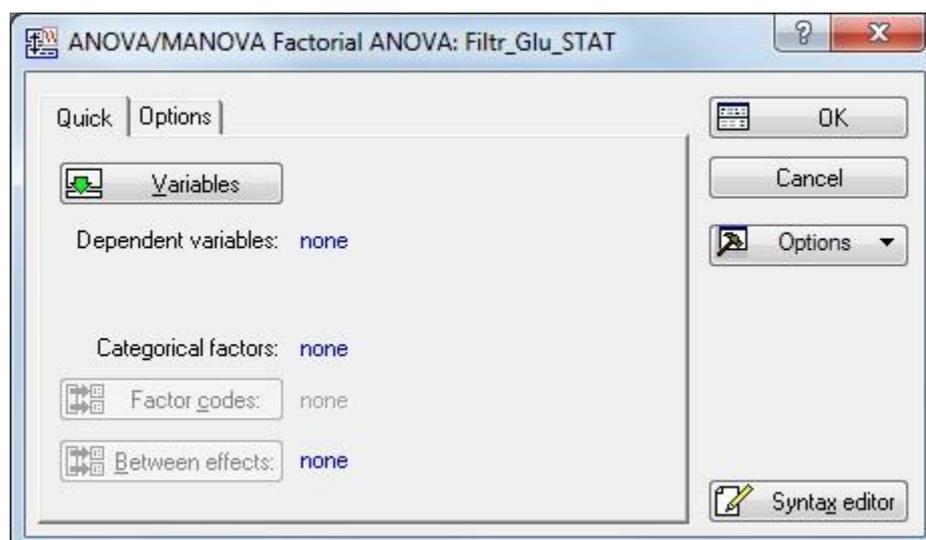


Рис. 2. Окно «ANOVA/MANOVA Factorial ANOVA» программы Statistica 10.

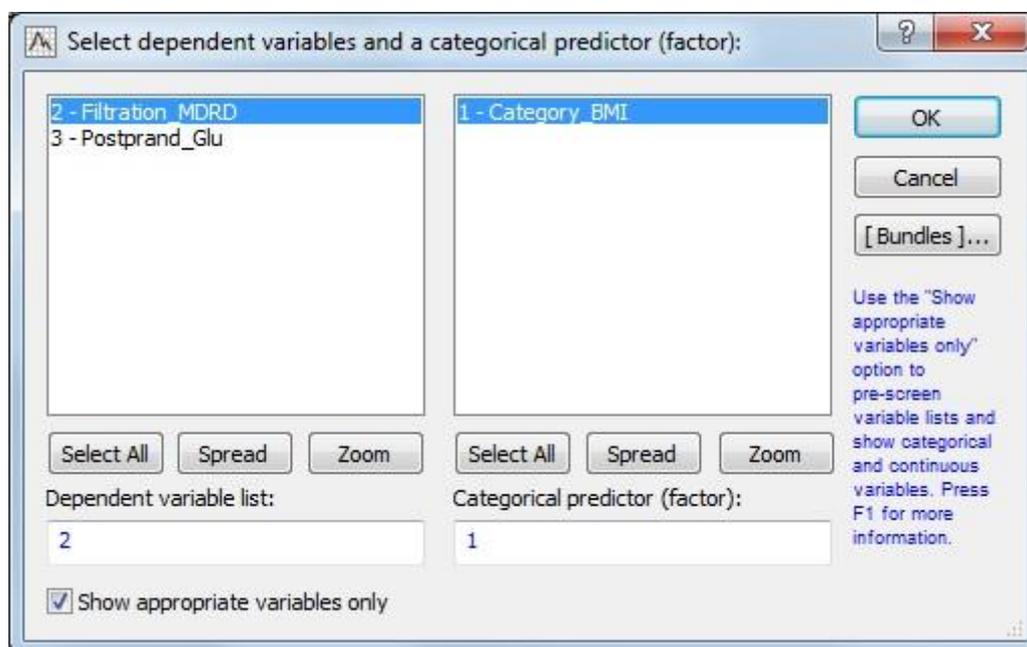


Рис. 3. Окно «Select dependent variables and a categorical predictor (factor)» программы Statistica 10.

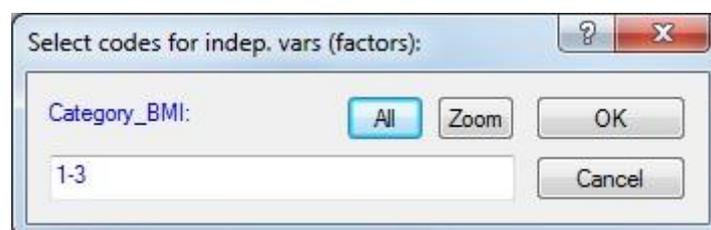


Рисунок 4. Окно «Select codes for indep. vars (factors)» программы Statistica 10.

В появившемся окне нажмем на кнопку «More results», открывающую дополнительные меню анализа (рисунок 5).

В увеличившемся окне «ANOVA Results 1» (рисунок 6) выберем вкладку «Assumptions»,

после чего нажмем на кнопку «Levene's test (ANOVA)» для проверки условия равенства дисперсий.

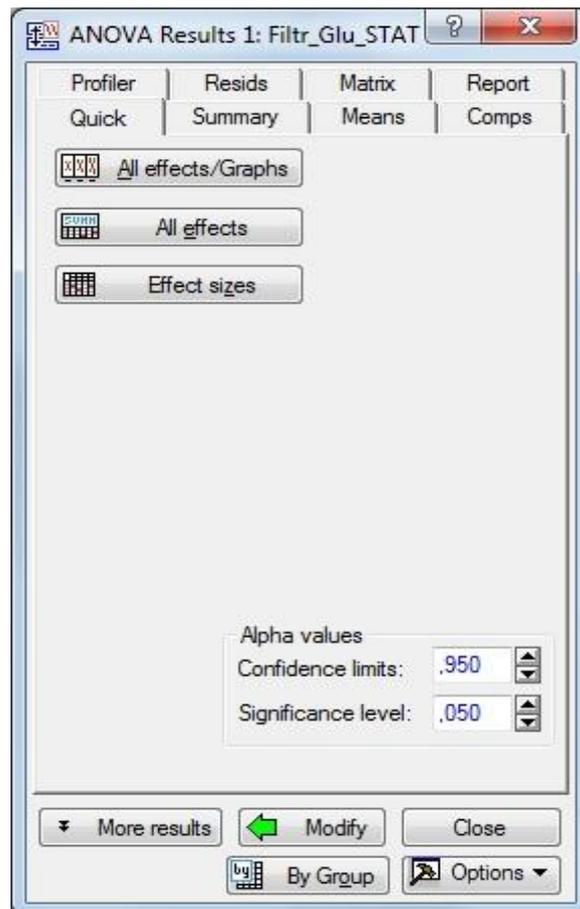


Рис. 5. Окно «ANOVA Results 1» программы Statistica 10.

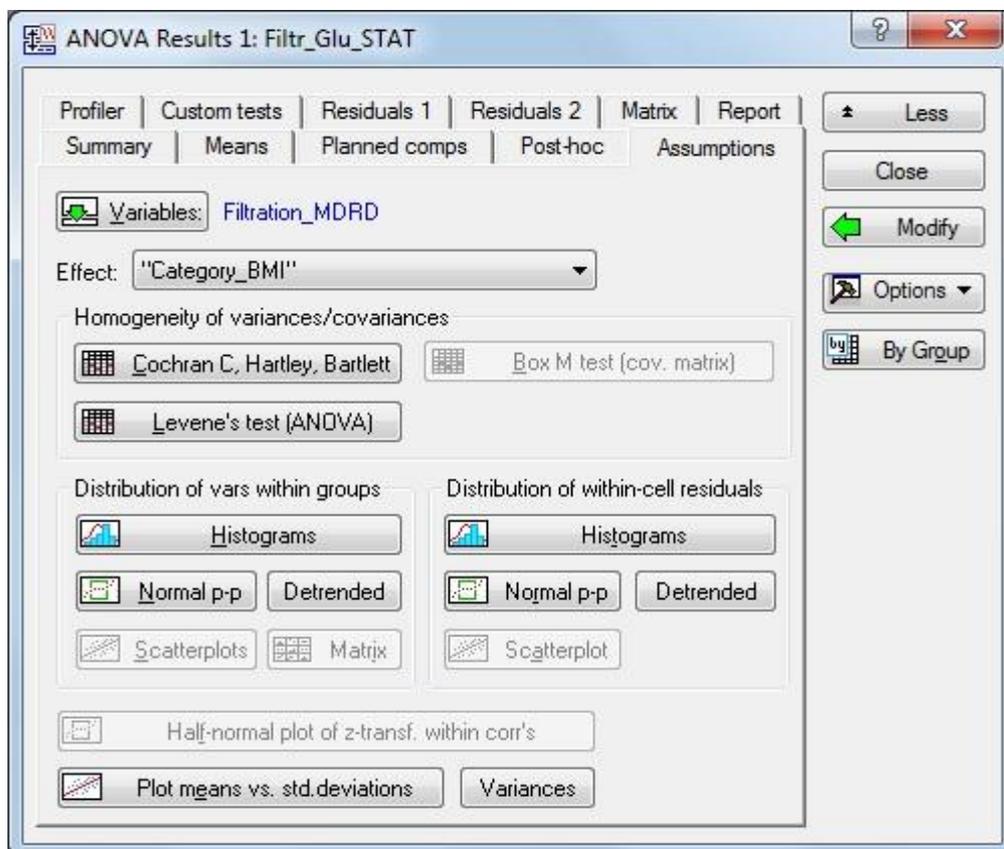


Рис. 6. Вкладка «Assumptions» окна «ANOVA Results 1» («More results») программы Statistica 10.

Результаты расчета критерия Levene представлены на рисунке 7. Мы видим, что уровень статистической значимости данного критерия превышает критическое значение, равное 0,05 ( $p = 0,428$ ). Таким образом, можно

считать, что дисперсии признака в сравниваемых группах статистически не различаются, то есть данное условие применения дисперсионного анализа выполняется.

Levene's Test for Homogeneity of Variance				
Effect: "Category_BMI"				
Degrees of freedom for all F's: 2, 144				
	MS	MS	F	p
	Effect	Error		
Filtration_MDRD	189,0751	221,5517	0,853413	0,428101

Рис. 7. Результаты расчета критерия Levene в программе Statistica 10.

Нажатие на вкладку «ANOVA/MANOVA» в левом нижнем углу рабочего пространства программы позволит вернуться к окну «ANOVA Results 1» («More results») и продолжить

анализ. В данном окне выберем вкладку «Summary» и нажмем на кнопку «All effects/Graphs» (рисунок 8) для запуска расчетов.

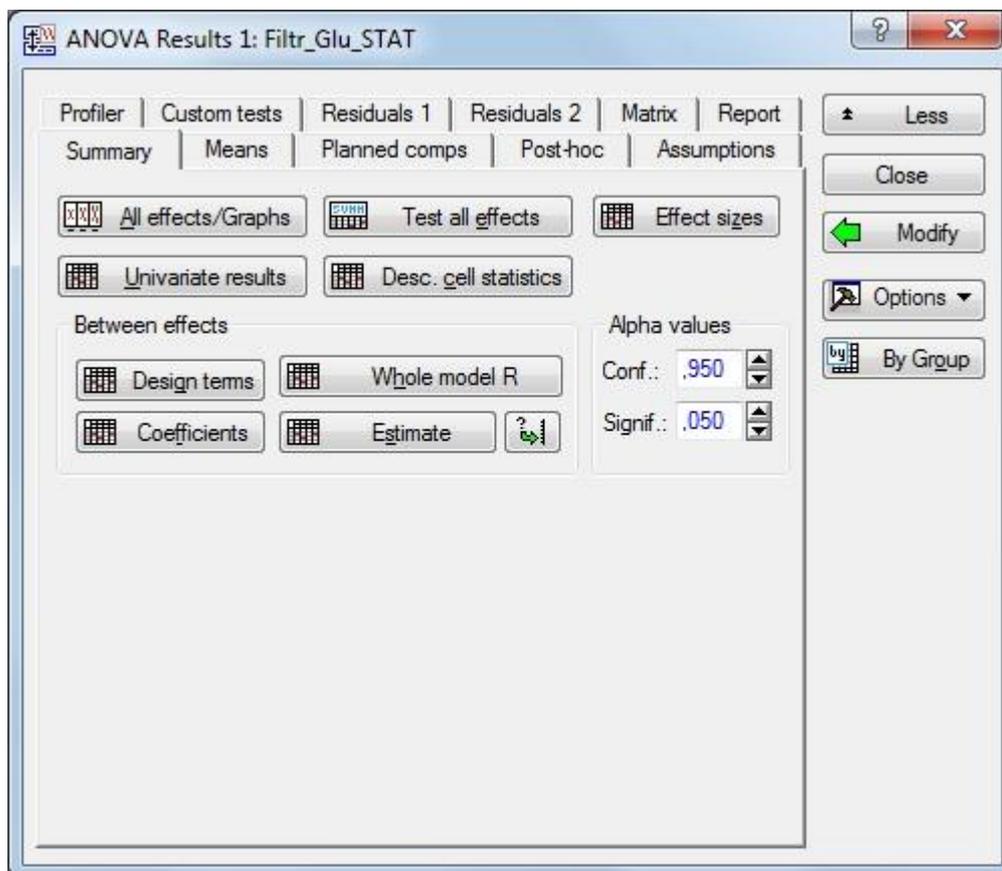


Рис. 8. Вкладка «Summary» окна «ANOVA Results 1» («More results») программы Statistica 10.

Результаты расчетов представлены на рисунке 9. Мы видим значение F, равное 3,868, и достигнутый уровень статистической значимости:  $p = 0,023$ . Так как в данном окне

отмечена позиция «Graph» нажатие на кнопку «OK» откроет график средних значений по всем трем группам (рисунок 10).

Effect	SS	D...	MS	F	p
Category_BMI	4650,	2	2325,	3,868	.023*

Рис. 9. Результаты однофакторного дисперсионного анализа для переменной «Filtration\_MDRD» (окно «Table of All Effects» программы Statistica 10).

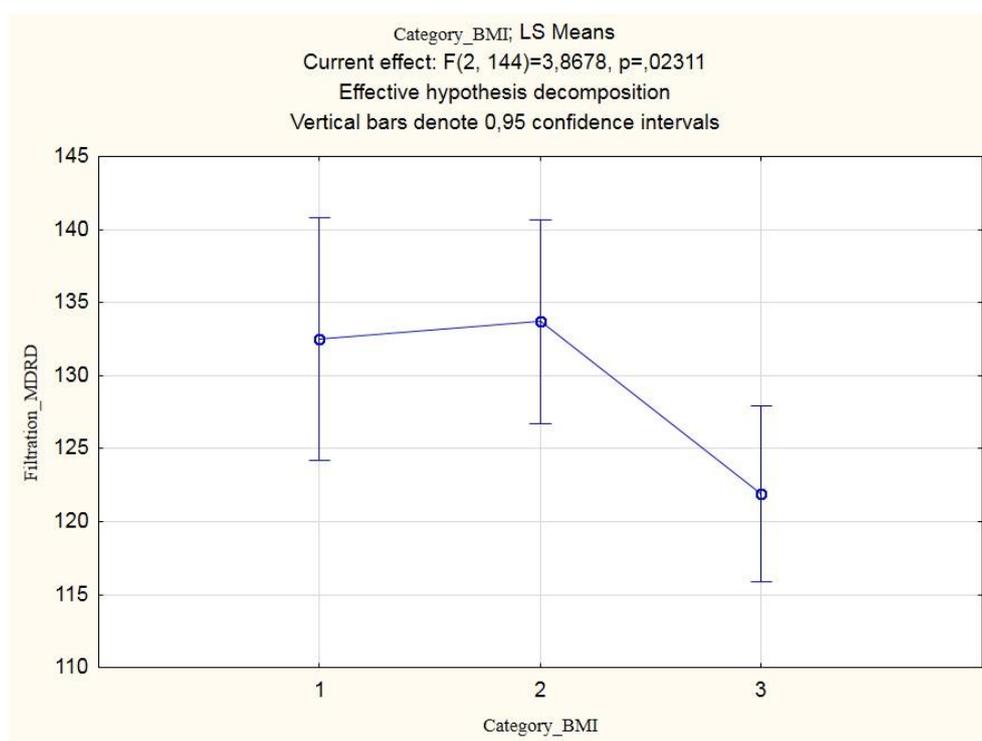


Рис. 10. График средних значений анализируемой переменной «Filtration\_MDRD» для различных значений группирующей переменной «Category\_BMI».

Таким образом, мы можем сделать вывод о том, что значения СКФ по MDRD различаются у пациентов с различными категориями индекса массы тела ( $F_{2,144} = 3,87$ ;  $p = 0,023$ ).

На основании выведенного программой графика мы можем предположить, что значения СКФ по MDRD ниже у пациентов с ожирением («Category\_BMI» = 3). Но это

предположение остается предположением, пока оно не будет подтверждено статистическими расчетами.

Проведем попарные апостериорные сравнения между группами. Вернемся к окну анализа (вкладка «ANOVA/MANOVA» в нижней левой части рабочего поля программы), и выберем вкладку «Post-hoc» (рисунок 11).

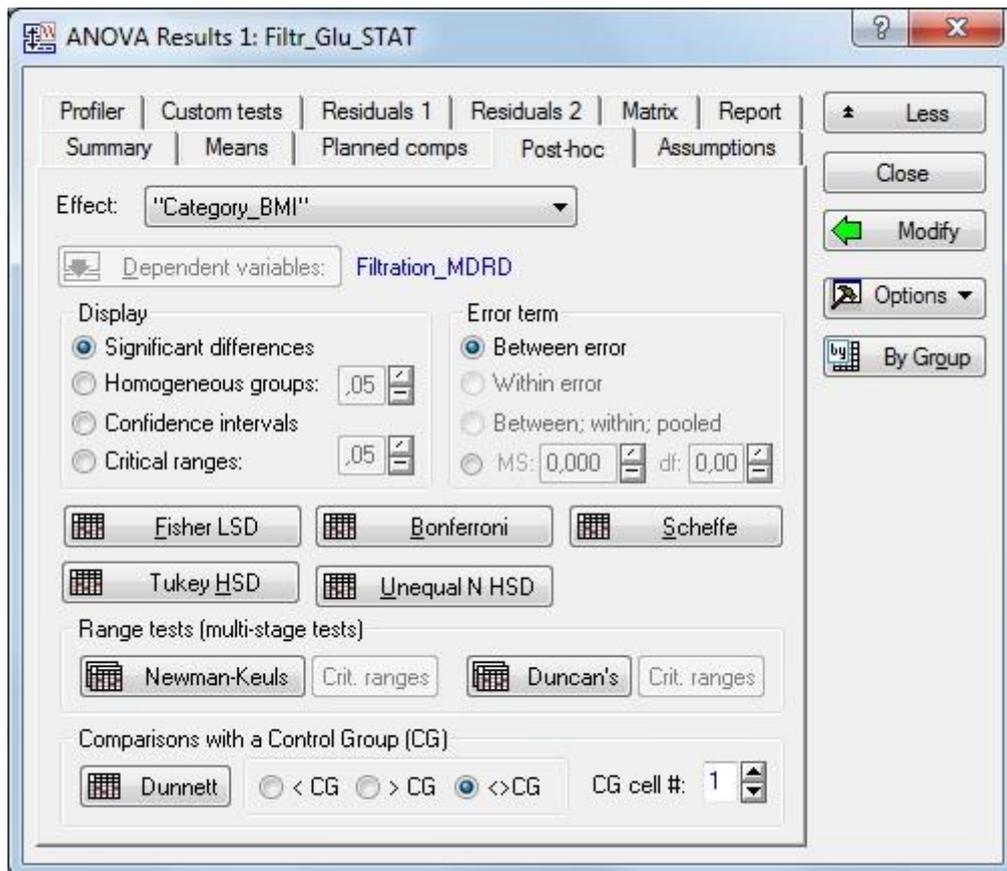


Рис. 11. Вкладка «Post-нос» окна «ANOVA Results 1» («More results») программы Statistica 10.

Программа представит возможность расчета различных критериев для апостериорных сравнений. Например, нажатием на кнопку «Bonferroni» выберем критерий Бонферрони, результаты расчета которого представлены на рисунке 12. В открывшейся таблице по строкам и рядам представлены все три значения группирующей

переменной «Category\_BMI», а в ячейках таблицы – полученный при попарных сравнениях уровень статистической значимости. Мы видим, что при попарных сравнениях различия СКФ по MDRD найдены только между группой пациентов с избыточной массой тела и группой пациентов с ожирением ( $p = 0,038$ ).

Bonferroni test; variable Filtration_MDRD (Filtr_G				
Probabilities for Post Hoc Tests				
Error: Between MS = 601,15, df = 144,00				
Cell No.	Category_BMI	{1}	{2}	{3}
1	1	132,49	133,69	121,90
2	2	1,000000	1,000000	0,129687
3	3	0,129687	0,037790	0,037790

Рис. 12. Результаты расчета критерия Бонферрони в программе Statistica 10.

С учетом значений среднего арифметического для СКФ по MDRD, вывод будет следующим: уровень СКФ по MDRD у пациентов с ожирением ( $M = 121,90$ ) статистически значимо ниже уровня СКФ по MDRD у пациентов с избыточной массой тела ( $M = 133,49$ ). Также целесообразно

приводить и значения стандартного отклонения для каждого признака в форме  $M \pm s$  (о показателях описательной статистике подробно сказано в первой статье серии [11]).

Заметим, что при проведении post hoc сравнений коррективка критического

значения  $p$  не требуется, и оно остается равным 0,05.

К сожалению, в программе Statistica 10 в разделе «ANOVA» отсутствует возможность расчета критериев Welch и Brown-Forsythe, предназначенных для проведения однофакторного дисперсионного анализа, в условиях неравенства дисперсий изучаемого признака в сравниваемых группах.

Далее рассмотрим алгоритм использования непараметрического критерия Краскела-Уоллиса для переменной «Postprand\_Glu», имеющей распределение, отличное от нормального. Выберем в меню «Statistics» раздел «Nonparametrics» и в открывшемся окне выберем позицию «Comparing multiple indep. samples (groups)», подтвердив выбор нажатием на кнопку «OK» (рисунок 13).

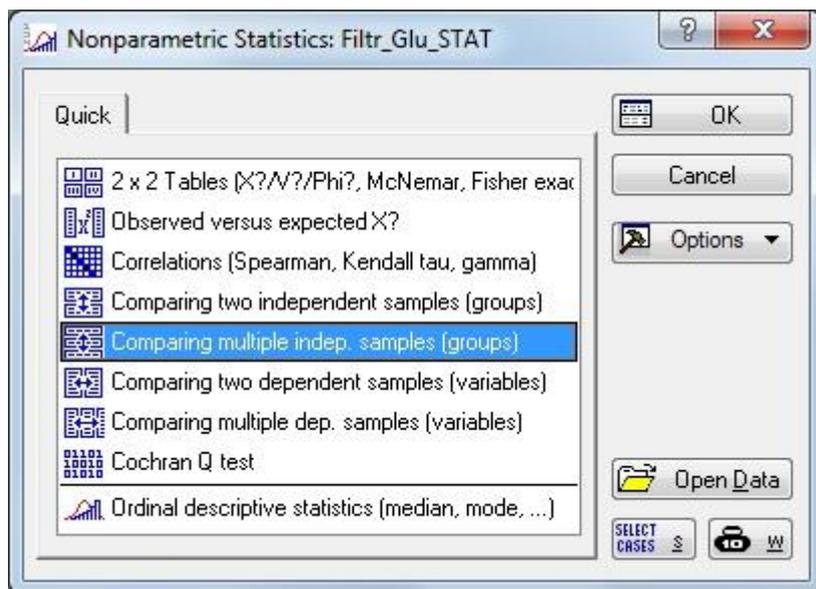


Рис. 13. Окно «Nonparametric Statistics» программы Statistica 10.

В появившемся окне с помощью кнопки «Variables» (рисунок 14) необходимо выбрать

анализируемую и группирующую переменные, как это показано на рисунке 15.

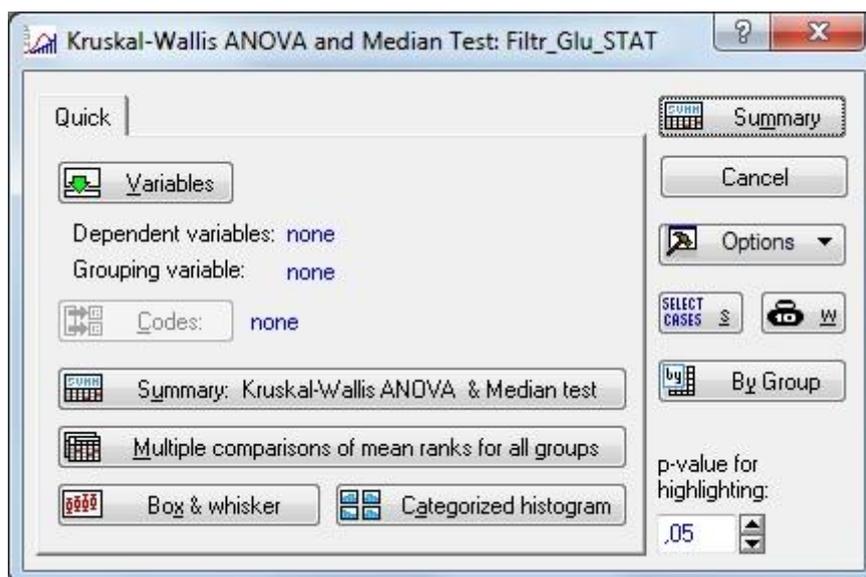


Рис. 14. Окно «Kruskal-Wallis ANOVA and Median Test» программы Statistica 10.

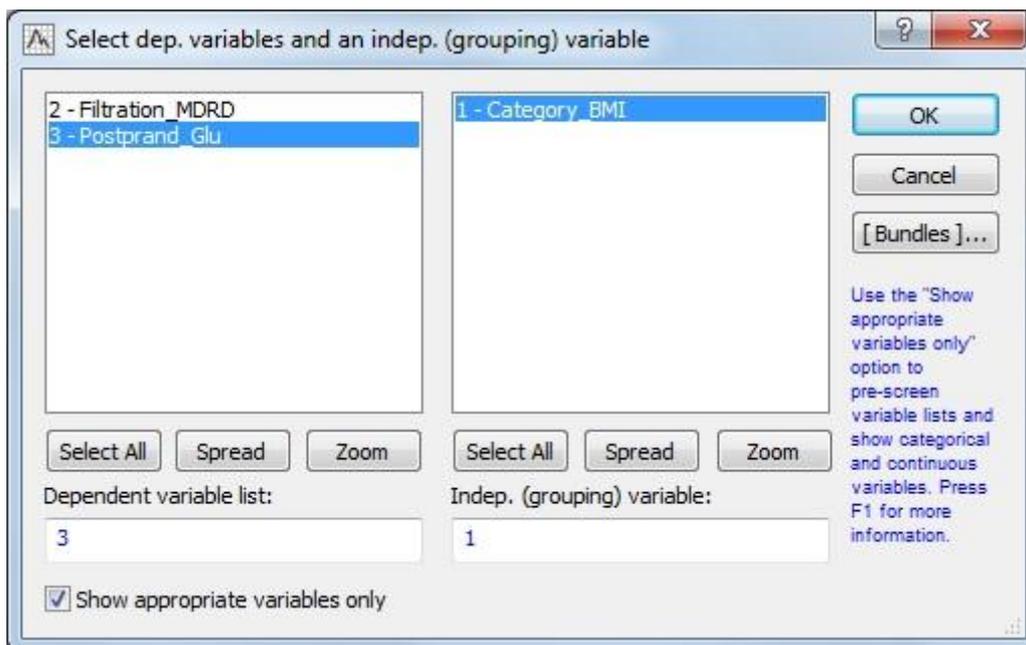


Рис. 15. Окно «Select dep. variables and indep. (grouping) variable» программы Statistica 10.

После подтверждения выбора переменных кнопкой «OK», программа вернется к окну «Kruskal-Wallis ANOVA and Median Test», в котором необходимо выбрать значения группирующей переменной, которые будут включены в анализ. Для этого нажмем на кнопку «Codes» и в открывшемся окне кнопкой «All» выберем все 3 значения группирующей переменной, подтвердив выбор нажатием на кнопку «OK».

Далее в окне «Kruskal-Wallis ANOVA and Median Test» запускаем расчет критерия Краскела-Уоллиса нажатием на кнопку

«Summary». Программа представит расчеты медианного теста и критерия Краскела-Уоллиса. Нас интересует критерий Краскела-Уоллиса, поэтому в дереве каталогов необходимо левой кнопкой мыши выбрать позицию «Kruskal-Wallis ANOVA by Ranks» (рисунок 16). В сформированной программой таблице мы видим количество наблюдений в каждой группе, сумму рангов и средние ранги. В верхней части окна представлено значение критерия Краскела-Уоллиса ( $H = 11,16$ ) и достигнутый уровень статистической значимости ( $p = 0,038$ )

Kruskal-Wallis ANOVA by Ranks; Postprand_Glu (Filtr_Glu_STAT)				
Independent (grouping) variable: Category_BMI				
Kruskal-Wallis test: H ( 2, N= 147) =11,16166 p =,0038				
Depend.: Postprand_Glu	Code	Valid N	Sum of Ranks	Mean Rank
1	1	34	2258,500	66,42647
2	2	48	2963,500	61,73958
3	3	65	5656,000	87,01538

Рис. 16. Результаты расчета критерия Краскела-Уоллиса для переменной «Posprand\_Glu» в программе Statistica 10.

Рассчитанное значение уровня статистической значимости для критерия Краскела-Уоллиса позволяет отвергнуть нулевую статистическую гипотезу и сделать вывод о том, что уровень постпрандиальной глюкозы у пациентов с различной категорией

индекса массы тела отличается ( $H = 11,16$ ,  $df = 2$ ,  $p = 0,004$ ).

Для того, чтобы понять, какие именно группы различаются между собой, проведем попарные сравнения групп с помощью критерия Манна-Уитни [12].

Для этого войдем в меню «Nonparametrics» и в открывшемся окне «Nonparametric Statistics» (рисунок 13) выберем позицию «Comparing two independent samples (groups)», подтвердив выбор кнопкой «ОК».

Открывается окно «Comparing two groups», в котором с помощью кнопки «Variables» как обычно выберем в качестве анализируемой переменной «Postprand\_Glu», а в качестве

группирующей – «Category\_BMI». Следует обратить внимание на поля «Codes for» – «Group 1» и «Group 2», в которые необходимо внести коды групп для попарного сравнения. Установим исходные значения 1 и 2, как показано на рисунке 17, что позволит сравнить пациентов с нормальной массой тела с пациентами с избыточной массой тела.

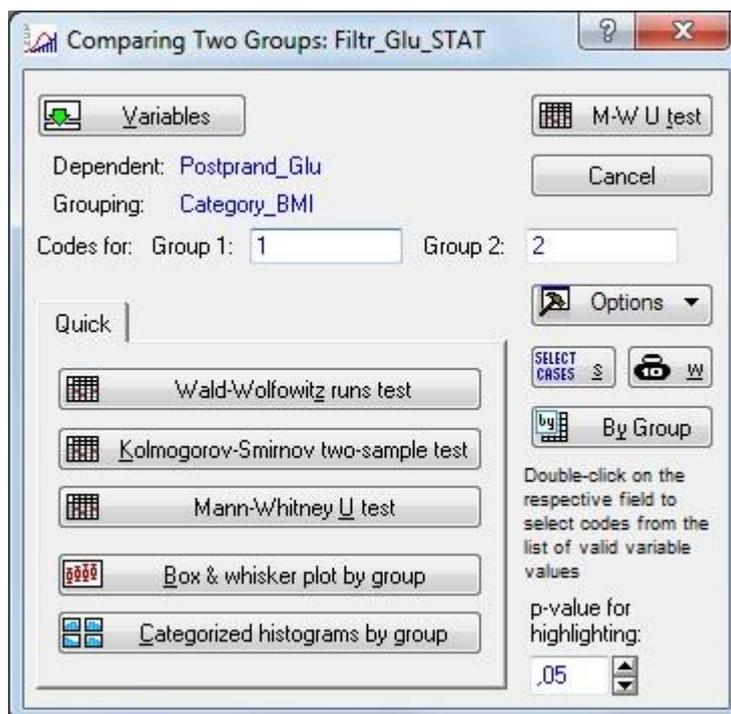


Рис. 17. Окно «Comparing Two Groups» программы Statistica 10.

Нажатие на кнопку «Mann-Whitney U test» запустит расчет критерия Манна-Уитни.

Для повторения анализа для сравнения группы 1 с группой 3 и группы 2 с группой 3 потребуется дважды возвращаться к окну «Comparing Two Groups» (вкладка «Comparing Two Groups» в нижней левой части рабочего пространства программы) и вносить новые значения переменной «Category\_BMI» в поля «Codes for».

Результаты попарных сравнений представлены на рисунке 18.

Мы видим, что уровень статистической значимости оказался ниже 0,05 как при сравнении группы 1 с группой 2, так и при сравнении группы 2 с группой 3.

С учетом «эффекта множественных сравнений», значение 0,05 не может считаться критическим, и новый критический уровень  $p$  должен быть рассчитан по формуле:  $p' = 1 - 0,95^{1/3} = 1 - 0,983 = 0,017$  (с учетом проведенных трех попарных сравнений). Теперь мы видим, что различия между группой 1 и группой 3 оказались статистически не значимыми, так как значение  $p$ , равное 0,022, хоть и незначительно, но превышает критическое.

Таким образом, на формальных основаниях, мы можем сделать вывод о том, что постпрандиальный уровень глюкозы различался только у пациентов с избыточной массой тела и пациентов с ожирением.

Mann-Whitney U Test (Filtr_Glu_STAT) By variable Category_BMI Marked tests are significant at p <,05000										
variable	Rank Sum Group 1	Rank Sum Group 2	U	Z	p-value	Z adjusted	p-value	Valid N Group 1	Valid N Group 2	2*1sided exact p
Postprand_Glu	1465,000	1938,000	762,0000	0,503553	0,614576	0,504476	0,613927	34	48	0,616441

Сравнение пациентов с нормальной массой тела (группа 1) с пациентами с избыточной массой тела (группа 2)

Mann-Whitney U Test (Filtr_Glu_STAT) By variable Category_BMI Marked tests are significant at p <,05000										
variable	Rank Sum Group 1	Rank Sum Group 2	U	Z	p-value	Z adjusted	p-value	Valid N Group 1	Valid N Group 2	2*1sided exact p
Postprand_Glu	1388,500	3561,500	793,5000	-2,29168	0,021924	-2,29595	0,021679	34	65	0,021180

Сравнение пациентов с нормальной массой тела (группа 1) с пациентами с ожирением (группа 3)

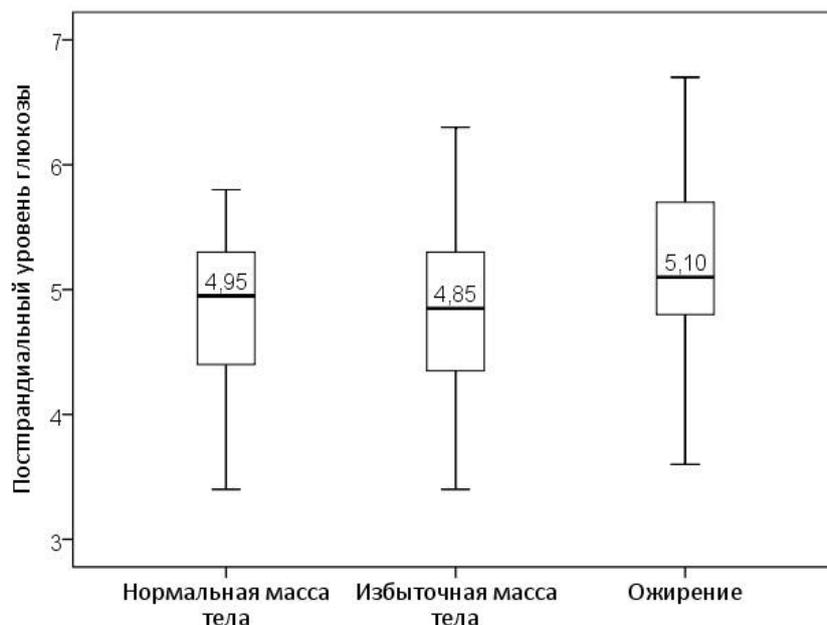
Mann-Whitney U Test (Filtr_Glu_STAT) By variable Category_BMI Marked tests are significant at p <,05000										
variable	Rank Sum Group 1	Rank Sum Group 2	U	Z	p-value	Z adjusted	p-value	Valid N Group 1	Valid N Group 2	2*1sided exact p
Postprand_Glu	2201,500	4239,500	1025,500	-3,10172	0,001924	-3,10729	0,001888	48	65	0,001722

Сравнение пациентов с избыточной массой тела (группа 2) с пациентами с ожирением (группа 3)

**Рис. 18. Результаты попарных сравнений значений переменной «Postprand\_Glu» с помощью критерия Манна-Уитни в программе Statistica 10.**

Но данное утверждение нельзя считать в достаточной мере логичным, ведь получается, что постпрандиальный уровень глюкозы у пациентов с ожирением не отличается от такового у лиц с нормальной массой тела, но отличается от такового у пациентов с избыточной массой тела, что противоречит клиническому опыту. Разобраться в ситуации поможет графическое представление

постпрандиального уровня глюкозы для всех сравниваемых групп (рисунок 19). В программе Statistica 10 подобную диаграмму (но менее наглядную) можно построить с использованием меню «Graphs» раздел «2D Graphs», подраздел «Box Plots», выбрав анализируемую и группирующую переменные и указав в качестве центральной тенденции медиану.



**Рис. 19. Квартильная диаграмма постпрандиального уровня глюкозы у пациентов с различной категорией ИМТ.**

Мы видим, что у пациентов с ожирением медиана постпрандиального уровня глюкозы расположена несколько выше по сравнению с остальными двумя группами пациентов. Более важным является тот факт, что прямоугольник, соответствующий 50% наблюдений в каждой группе (от 1-го до 3-го квартилей), для группы пациентов с ожирением расположен выше по сравнению с остальными двумя группами. Исходя из представленной графической информации и значений медиан можно предположить, что у пациентов с ожирением постпрандиальный уровень глюкозы выше по сравнению с пациентами как с избыточной массой тела (группа 2), так и с нормальной массой тела (группа 1). Но апостериорные сравнения подтвердили различия только между группами 2 и 3.

В данном примере наглядно проявилась проблема «дихотомического» подхода к оценке уровня статистической значимости: если он меньше критического уровня, однозначно считают, что различия есть, а если он оказался больше критического уровня или равным ему, то однозначно считают, что различий нет.

Но ведь  $p = 0,049$  и  $p = 0,051$  – это почти одно и то же, и вывод о наличии или отсутствии различий между группами на основании различий в вероятности, составляющей всего лишь 0,1%, трудно считать достаточно обоснованным. Именно поэтому заключение о различиях между группами следует делать не только на основании того, больше или меньше критического уровня оказалось значение  $p$ , но и учитывать степень отличия  $p$  от критического уровня (по этой причине в результатах научной работы следует приводить значения статистических коэффициентов и рассчитанный уровень статистической значимости, избегая выражений « $p < 0,05$ » и « $p > 0,05$ »).

Оценку результатов статистического анализа также нельзя проводить в отрыве от сути исследуемых явлений и методологии исследования, объективного подхода к качеству собранных данных, оценки возможного влияния вмешивающихся факторов (конфаундеров) и, разумеется, здравого смысла.

Таким образом, целесообразно сделать заключение о том, что постпрандиальный

уровень глюкозы у пациентов с ожирением статистически значимо превышает постпрандиальный уровень глюкозы у пациентов с избыточной массой тела ( $U = 1025$ ,  $Z = -3,1$ ,  $p = 0,002$ ), и статистически не значимо превышает постпрандиальный уровень глюкозы у пациентов с нормальной массой тела ( $U = 794$ ,  $Z = -2,3$ ,  $p = 0,022$ ) с учетом критического уровня статистической значимости, равного 0,017.

Так как полученное значение  $p$  оказалось близким к критическому уровню, для выяснения скорректированных («adjusted») значений статистических коэффициентов и достигнутых уровней статистической значимости, в ходе обработки данных целесообразно исключить из анализа «выскакивающие» значения, или на уровне анализа уже собранных данных устранить влияние конфаундеров (используются рестрикция и стратификация данных, а также другие методы, описанные в руководствах по эпидемиологии [29, 18, 33]). Разумеется, все способы модификации исходных данных должны быть тщательно обдуманы и обоснованы.

#### **Сравнение 2-х независимых групп с использованием программы SPSS 20.**

Для начала работы необходимо открыть файл 4\_Filtr\_Glu\_SPSS.sav, который следует загрузить с сайта журнала «Наука и Здравоохранение». В файле представлены те же вариационные ряды, что и в файле данных программы Statistica: категория ИМТ («Category\_BMI»), СКФ по MDRD («Filtration\_MDRD»), постпрандиальный уровень глюкозы крови («Postprand\_Glu»). Также представлена еще одна номинальная переменная – пол пациента («Gender») имеющая значение «1» для мужчин и «2» для женщин.

На начальном этапе обработки данных потребуется определить тип распределения. Пошаговый алгоритм проверки распределения на «нормальность» с использованием программы SPSS 20 подробно описан в [11, 12], и поэтому не будет представлен в настоящей статье.

Для проведения однофакторного дисперсионного анализа войдем в меню «Analyze», раздел «Compare means», подраздел «One-Way ANOVA» (рисунок 20).

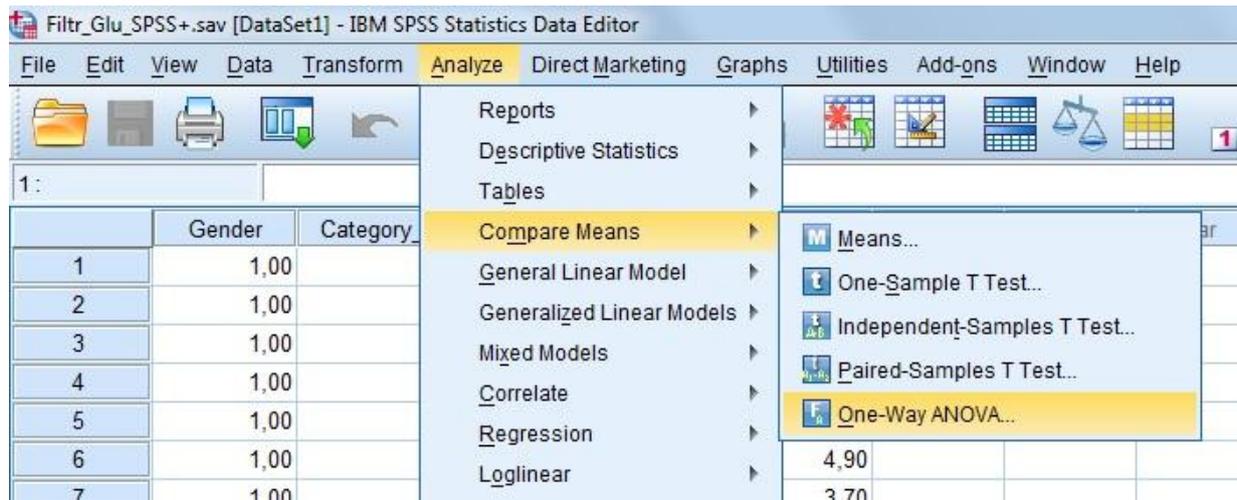


Рис. 20. Выбор раздела «One-Way ANOVA» меню «Analyze» программы SPSS 20.

В открывшемся окне «One-Way ANOVA» перенесем переменную «Filtration\_MDRD» в поле «Dependent List», а переменную

«Category\_BMI» – в поле группирующей переменной «Factor» (рисунок 21).

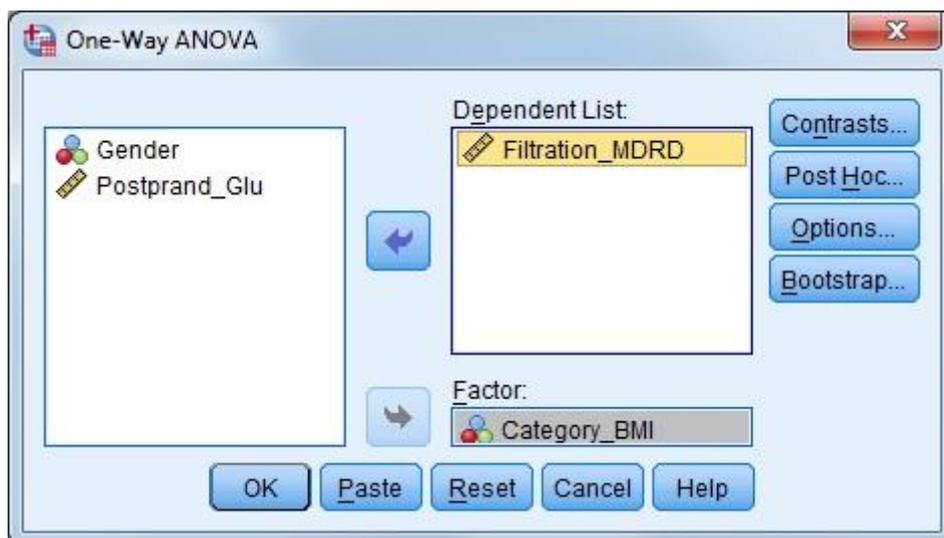


Рис. 21. Окно «One-Way ANOVA» программы SPSS 20.

Далее нажмем на кнопку «Post Hoc» откроем меню апостериорных сравнений, в котором увидим возможность использования 18-ти различных критериев для апостериорных сравнений (см. выше). Например, выберем критерий Бонферрони, подтвердив выбор нажатием на кнопку «Continue» (рисунок 22).

Далее нажмем на кнопку «Options» (рисунок 21) и выберем позиции «Descriptive» (вывод показателей описательной

статистики), «Homogeneity of variance test» (расчет критерия Levene для проверки равенства дисперсий) и критерии Brown-Forsythe и Welch (для проведения дисперсионного анализа в случае неравенства дисперсий). Также отметим «Means plot» для вывода графика средних арифметических значений (рисунок 23). Выбор подтверждаем нажатием на кнопку «Continue». Запуск анализа производится кнопкой «OK» (рисунок 21).

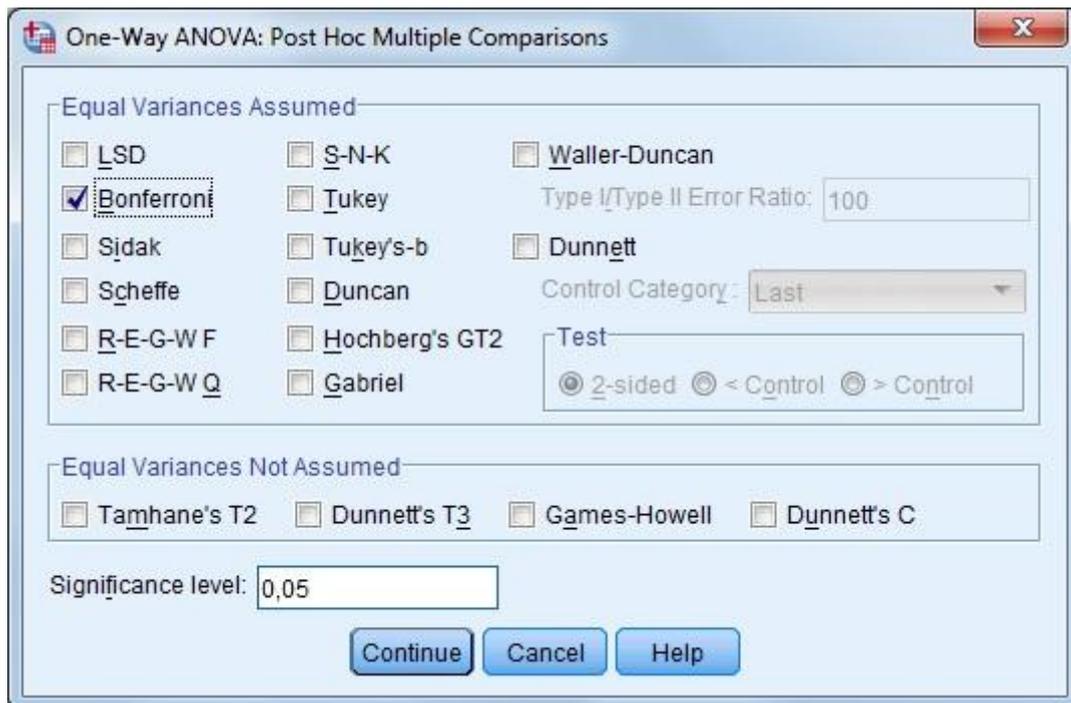


Рис. 22. Окно « One-Way ANOVA: Post hoc Multiple Comparisons» программы SPSS 20.

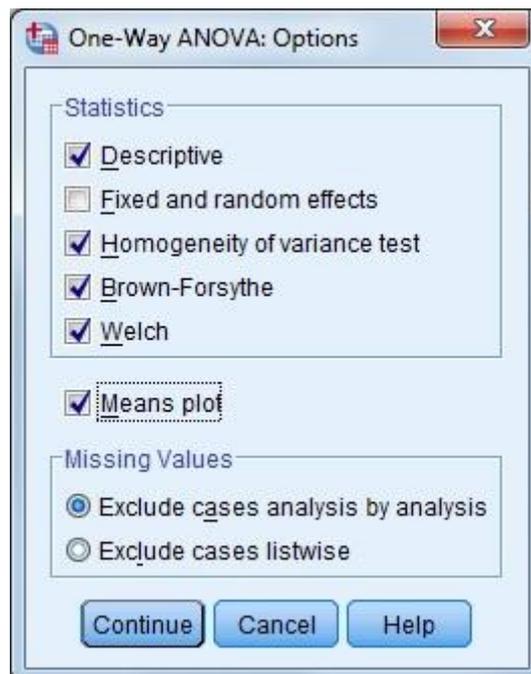


Рис. 23. Окно «One-Way ANOVA: Options» программы SPSS 20.

Программа представляет результаты расчетов в виде нескольких таблиц, из которых будут приведены наиболее важные. В таблице 4 приведены результаты расчета критерия Levene (уровень статистической значимости («Sig.») составил 0,426), в таблице 5 – результаты дисперсионного

анализа ( $F = 3,868$ ,  $p = 0,023$ ). В таблице 6 представлены результаты расчета критериев Welch и Brown-Forsythe, которые следует использовать, если условие равенства дисперсий не выполняется (в случае, если уровень статистической значимости критерия Levene меньше 0,05).

Таблица 4.

Результаты расчета критерия Levene для проверки равенства дисперсий переменной «Filtration\_MDRD».

Levene Statistic	df1	df2	Sig.
,853	2	144	,428

Таблица 5.

Результаты дисперсионного анализа переменной «Filtration\_MDRD».

	Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
Between Groups	4650,220	2	2325,110	3,868	,023
Within Groups	86565,416	144	601,149		
Total	91215,636	146			

Таблица 6.

Результаты расчетов критериев Welch и Brown-Forsythe для переменной «Filtration\_MDRD».

	Statistic <sup>a</sup>	df1	df2	Sig.
Welch	3,782	2	86,133	,027
Brown-Forsythe	4,061	2	133,742	,019

График средних значений переменной «Filtration\_MDRD» представлен на рисунке 24. Результаты апостериорных попарных сравнений групп между собой с помощью критерия Бонферрони представлены в таблице 7.

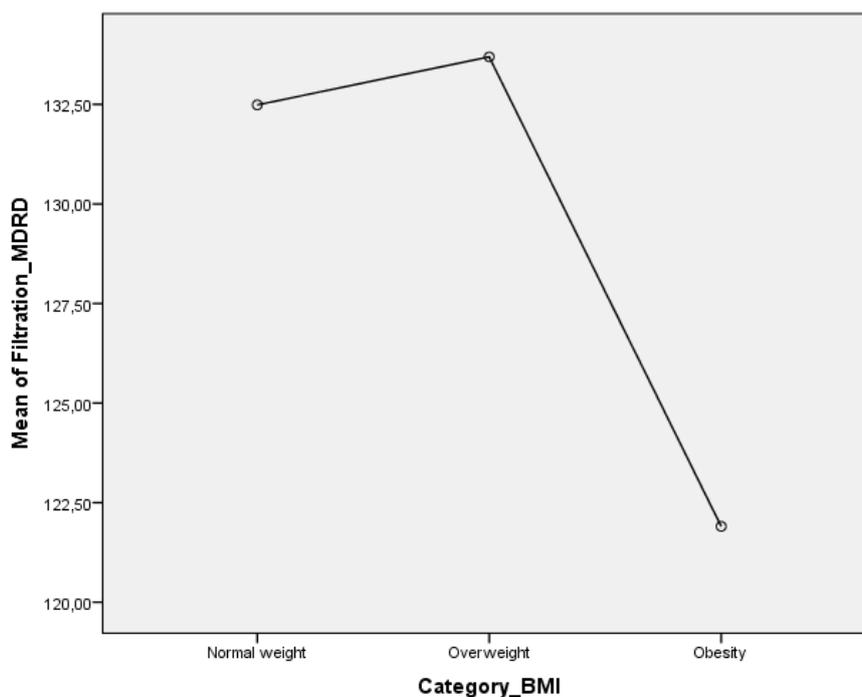


Рис. 24. График средних значений переменной «Filtration\_MDRD».

Таблица 7.

Результаты апостериорных сравнений переменной «Filtration\_MDRD» с использованием критерия Бонферрони.

(I) Category_BMI	(J) Category_BMI	Mean Difference (I-J)	Std. Error	Sig.	95% Confidence Interval	
					Lower Bound	Upper Bound
Normal weight	Overweight	-1,20589	5,49589	1,000	-14,5184	12,1066
	Obesity	10,58365	5,18934	,130	-1,9863	23,1536
Overweight	Normal weight	1,20589	5,49589	1,000	-12,1066	14,5184
	Obesity	11,78954*	4,66609	,038	,4870	23,0921
Obesity	Normal weight	-10,58365	5,18934	,130	-23,1536	1,9863
	Overweight	-11,78954*	4,66609	,038	-23,0921	-,4870

Результаты однофакторного дисперсионного анализа, полученные с помощью программы SPSS 20, соответствуют полученным с использованием программы Statistica 10 и не требуют дополнительных пояснений.

Далее выполним расчет критерия Краскела-Уоллиса для переменной

«Postprand\_Glu», имеющей распределение, отличное от нормального.

Для этого снова войдем в меню «Analyze», выберем раздел «Nonparametric Tests», подраздел «Legacy Dialogs», в котором выберем позицию «K Independent Samples», как показано на рисунке 25.

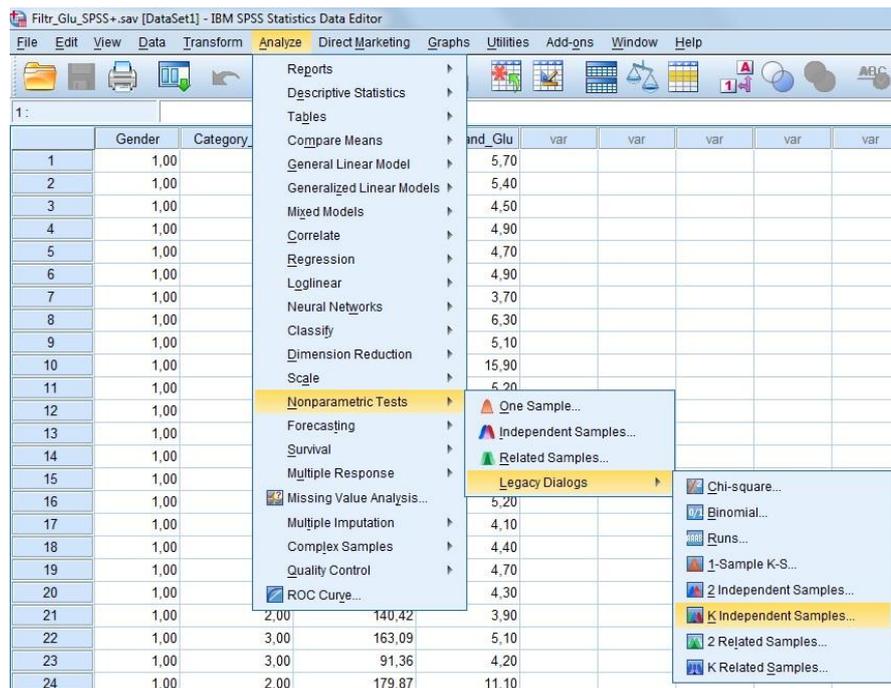


Рис. 25. Выбор раздела «K Independent Samples» меню «Analyze» программы SPSS 20.

В открывшемся окне «Test for Several Independent Samples» оставим отмеченной позицию «Kruskal-Wallis H», перенесем переменную «Postprand\_Glu» в поле «Test Variable List», а переменную «Category\_BMI» – в поле группирующей переменной

«Grouping Variable» (рисунок 26), после чего потребуется нажать на кнопку «Define Range» и выбрать значения группирующей переменной так, как показано на рисунке 27, подтвердив выбор кнопкой «Continue».

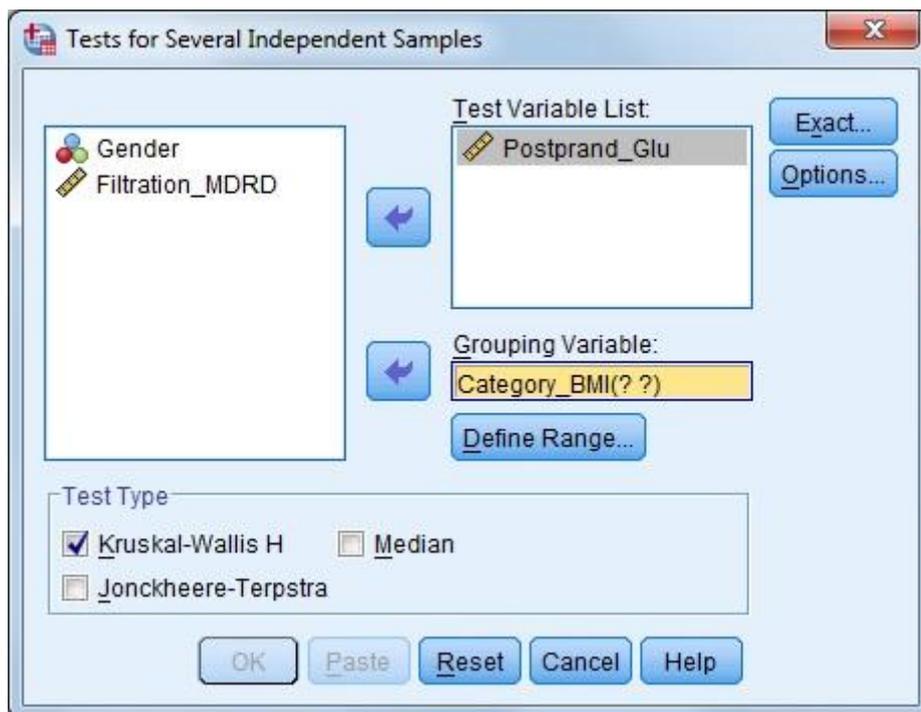


Рис. 26. Окно «Test for Several Independent Samples» программы SPSS 20.

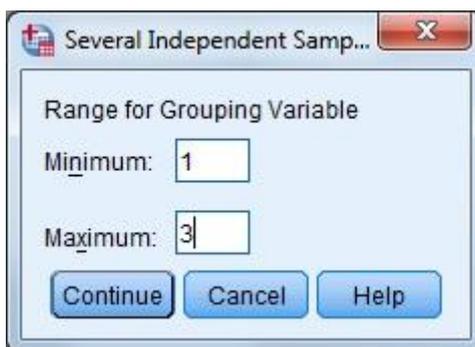


Рис. 27. Окно «Several Independent Samples» (выбор значений группирующей переменной) программы SPSS 20.

Запуск анализа производится кнопкой «OK» (рисунок 26).

Результаты расчета критерия Краскела-Уоллиса программа представляет в виде таблицы (таблица 8), в которой значение Н представлено в строке «Chi-Square» (11,162), а уровень статистической значимости – в строке «Asymp. Sig.» (0,004).

Таблица 8.

Результаты расчета критерия Краскела-Уоллиса для переменной «Postprand\_Glu».

	Postprand_Glu
Chi-Square	11,162
df	2
Asymp. Sig.	,004

Апостериорные сравнения выполним с помощью критерия Манна-Уитни. Для этого

снова войдем в меню «Analyze», выберем раздел «Nonparametric Tests», подраздел «Legacy Dialogs», в котором выберем позицию «2 Independent Samples» (рисунок 25).

В открывшемся окне «Two-Independent-Samples Tests» оставим отмеченной позицию «Mann-Whitney U», и перенесем анализируемую и группирующую переменные в соответствующие поля окна (рисунок 28). Нажатие на кнопку «Define Groups» позволит выбрать значения переменной «Category\_BMI», которые будут сравниваться попарно. Сначала в соответствующие поля окна введем значения 1 и 2 для сравнения пациентов с нормальной и избыточной массой тела (рис. 29). Нажатие на кнопку «Continue» подтверждает выбор, а запуск анализа производится кнопкой «OK» (рисунок 28).

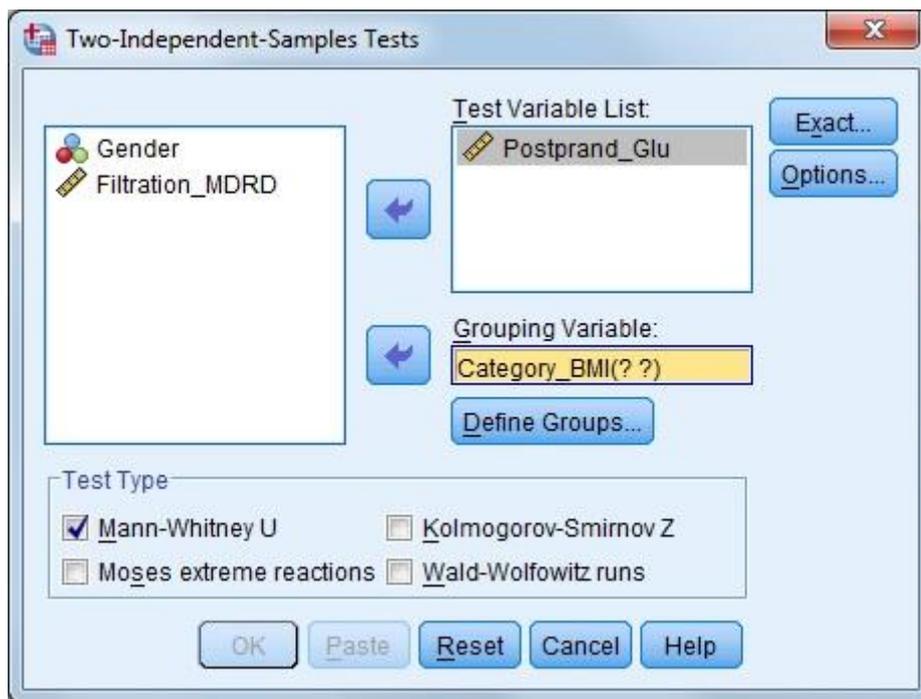


Рис. 28. Окно «Two-Independent-Samples Tests» программы SPSS 20.

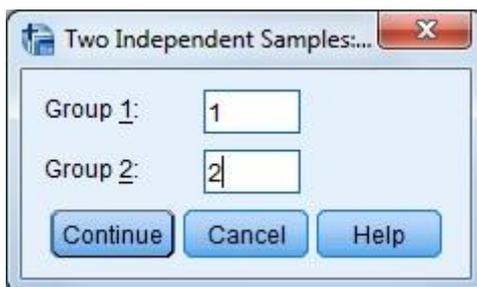


Рис. 29. Выбор значений группирующей переменной в программе SPSS 20.

Результаты расчета критерия Манна-Уитни для выбранных значений группирующей переменной «1» и «2», соответствующих пациентам с нормальной массой тела и пациентам с избыточной массой тела, представлены в таблице 9. Уровень статистической значимости критерия указан в строке «Asymp. Sig. (2-tailed)» (0,611).

Таблица 9.

**Результаты расчета критерия Манна-Уитни для переменной «Postprand\_Glu» (значения группирующей переменной – 1 и 2).**

	Postprand_Glu
Mann-Whitney U	762,000
Wilcoxon W	1938,000
Z	-,509
Asymp. Sig. (2-tailed)	,611

Попарные сравнения с помощью критерия Манна-Уитни необходимо повторить еще 2 раза, указывая с помощью кнопки «Define

Groups» другие сравниваемые группы – «1» и «3», «2» и «3». Напомним, что при интерпретации полученного значения  $p$  следует учитывать «эффект множественных сравнений» и пользоваться скорректированным уровнем статистической значимости (в данном случае  $p' = 0,05$ ).

Далее в статье описаны наиболее часто используемые практические приемы управления массивом исследовательских данных, позволяющие детальнее проанализировать результаты исследования. Наиболее часто управление массивом данных требуется для некоторых приемов нивелирования конфаундеров.

В клинической эпидемиологии чрезвычайно важным приемом анализа, постоянно используемым в исследовательской работе, является разбиение данных на группы и проведение анализа непосредственно внутри групп. В программе SPSS 20 в удобной форме заложена возможность разбиения данных на

группы с последующим их анализом по отдельности или селективное включение в анализ определенных групп наблюдений.

Для разделения данных на группы в SPSS 20 используется функция «Split file». Приведем пример разделения массива данных по

переменной «Gender», имеющей значение «1» для мужчин и «2» для женщин.

Для разбиения данных на подгруппы требуется войти в меню «Data» и выбрать раздел «Split file» (рисунок 30).

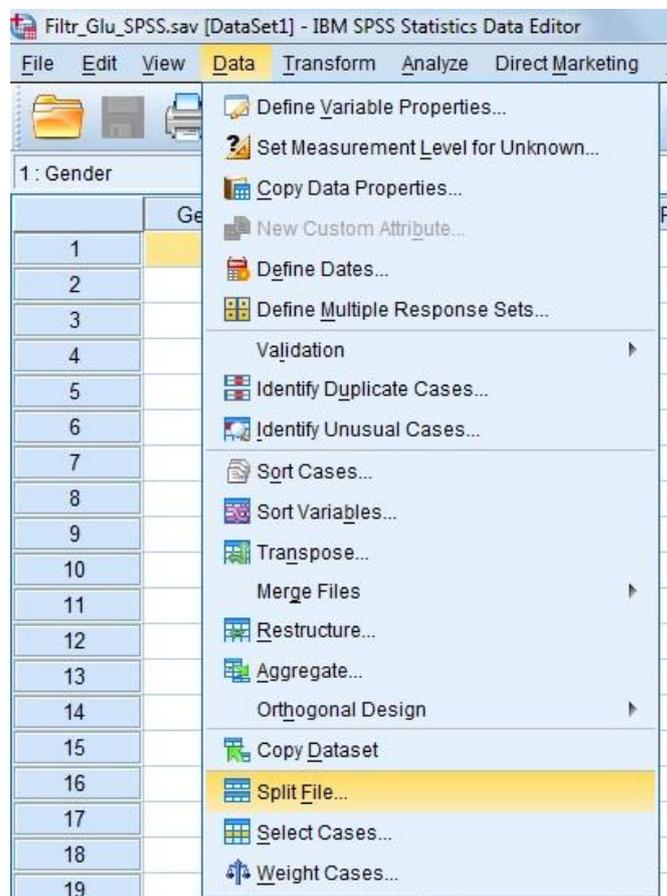


Рис. 30. Выбор функции «Split file» меню «Data» программы SPSS 20.

В открывшемся окне «Split file» отметим позицию «Organize output by groups» и перенесем переменную «Gender» в поле «Groups Based on» и подтвердим выбор нажатием на кнопку «ОК». По умолчанию в данном разделе была отмечена позиция «Analyze all cases, do not create groups», согласно которой в анализ включаются все данные без исключения.

Теперь все дальнейшие действия (проверка «нормальности» распределения, однофакторный дисперсионный анализ, расчет критерия Краскела-Уоллиса и проч.) будут выполняться отдельно для подгруппы мужчин и подгруппы женщин. Подобное разделение может быть проведено в процессе стратификации данных – одного из методов борьбы с конфаундерами (например,

подобное разбиение на группы может быть целесообразным в случае, когда количество включенных в исследование лиц одного пола в несколько раз больше количества лиц другого пола).

Чтобы отключить функцию разделения файла, необходимо снова войти в меню «Data», раздел «Split file» и выбрать позицию «Analyze all cases, do not create groups».

Программа SPSS 20 также позволяет включать в анализ определенные случаи из имеющегося массива данных. Для этого используется функция «Select Cases» в меню «Data» (рисунок 30). В окне «Select cases» по умолчанию отмечена позиция «All cases», которая включает в анализ все имеющиеся данные. Отметим позицию «If condition is satisfied» и нажмем кнопку «If...» (рисунок 32).

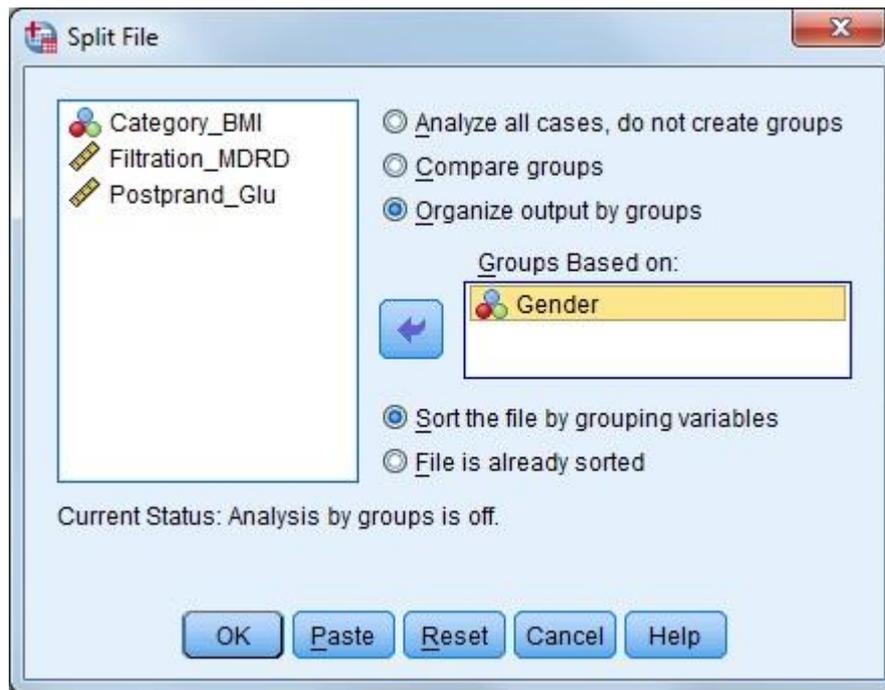


Рис. 31. Окно «Split file» программы SPSS 20.

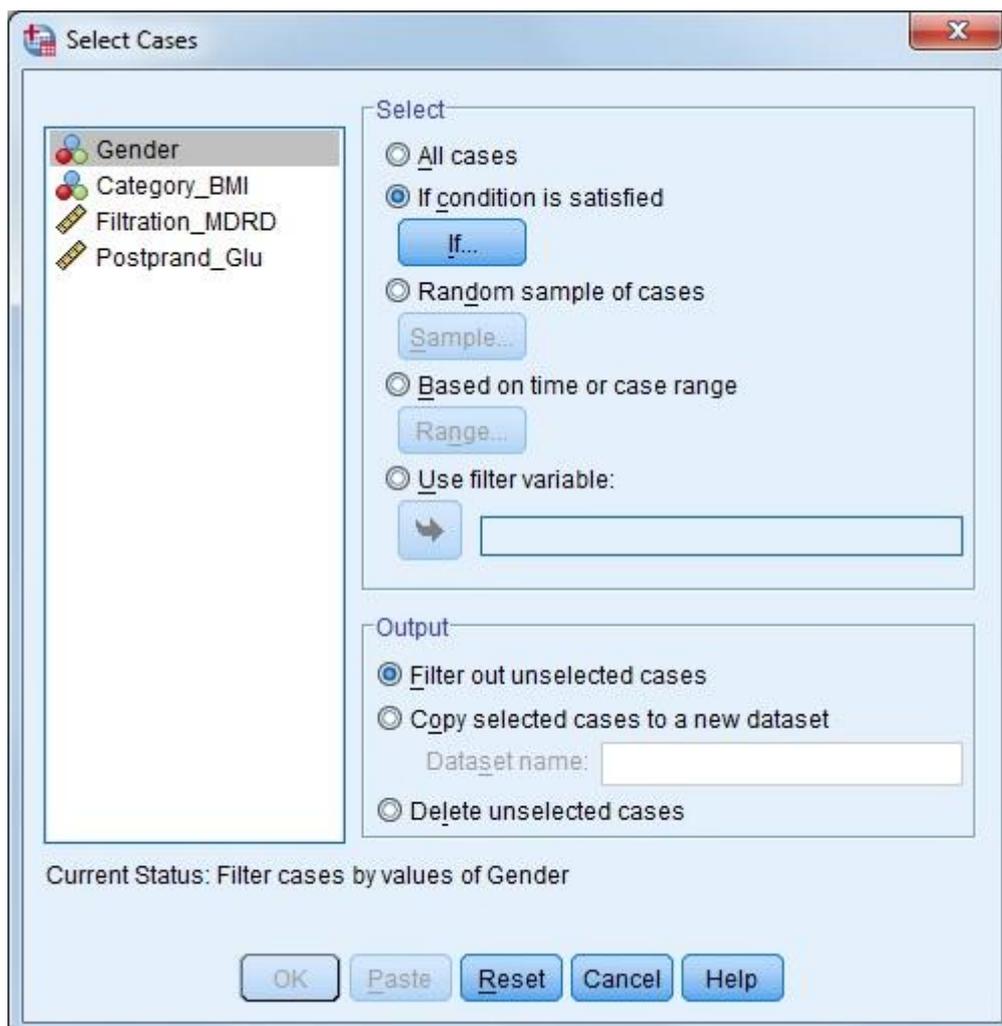


Рис. 32. Окно «Select Cases» программы SPSS 20.

Программа откроет окно «Select Cases: If», в котором можно задать условия, при соблюдении которых переменные будут включены в анализ (рисунок 33).

В открывшемся окне с помощью стрелки перенесем переменную «Gender» в поле справа и с помощью калькулятора в центре окна введем значения «=» и «1».

Получившееся выражение «Gender = 1», ограничивает анализ данных только мужчинами (рисунок 33). Также возможно введение условий включения в анализ и для количественных переменных. Работа с массивами данных в программе SPSS подробно описана в [2].

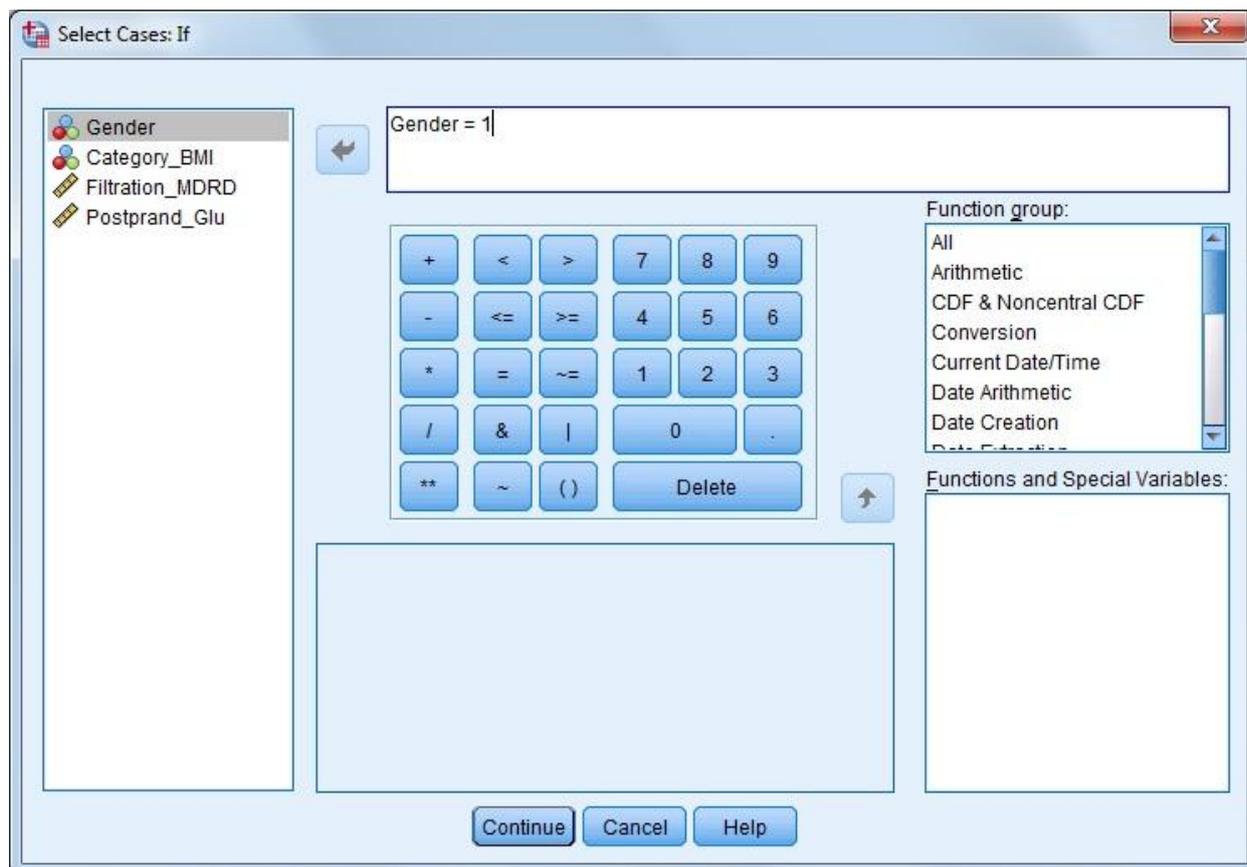


Рис. 33. Окно «Select Cases: If» программы SPSS 20.

В следующей статье серии будет представлен алгоритм обработки количественных данных трех и более парных выборок с использованием программ Statistica 10 и SPSS 20.

**Литература:**

1. Аканов А.А., Турдалиева Б.С., Изекенова А.К., Рамазанова М.А., Абдраимова Э.Т., Гржибовский А.М. Оценка использования статистических методов в научных статьях медицинских журналов Казахстана // Экология человека. 2013. №5. С. 61-64.
2. Боровиков В. STATISTICA. Искусство анализа данных на компьютере: для профессионалов. СПб. : Питер, 2003. 688 с.

3. Бюль А., Цефель П. SPSS: искусство обработки информации. Анализ статистических данных и восстановление скрытых закономерностей. СПб.: ООО «ДиаСофтЮП», 2005. 608 с.
4. Гланц С. Медико-биологическая статистика. М. : Практика, 1998. 459 с.
5. Гржибовский А.М. Анализ количественных данных для двух независимых групп // Экология человека. 2008. №2. С. 54-61.
6. Гржибовский А.М. Анализ трех и более групп количественных данных // Экология человека. 2008. №3. С. 50-58.
7. Гржибовский А.М. Типы данных, проверка распределения и описательная

статистика // Экология человека. 2008. №1. С. 52-58.

8. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Исследования типа «случай-контроль» в здравоохранении // Наука и Здравоохранение. 2015. № 4. С. 5-17.

9. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Когортные исследования в здравоохранении // Наука и Здравоохранение. 2015. № 3. С. 5-16.

10. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Поперечные (одномоментные) исследования в здравоохранении // Наука и Здравоохранение. 2015. № 2. С. 5-18.

11. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Описательная статистика с использованием пакетов статистических программ Statistica и SPSS // Наука и Здравоохранение. 2016. № 1. С. 7-23.

12. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Сравнение количественных данных двух независимых выборок с использованием программного обеспечения Statistica и SPSS: параметрические и непараметрические критерии // Наука и Здравоохранение. 2016. №2. С. 5-28.

13. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Сравнение количественных данных двух парных выборок с использованием программного обеспечения Statistica и SPSS: параметрические и непараметрические критерии // Наука и Здравоохранение. 2016. №3. С. 5-25

14. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Экологические (корреляционные) исследования в здравоохранении // Наука и Здравоохранение. 2015. № 5. С. 5-18.

15. Гржибовский А.М., Иванов С.В. Экспериментальные исследования в здравоохранении // Наука и Здравоохранение. 2015. № 6. С. 5-17.

16. Жунисова М.Б., Шалхарова Ж.С., Шалхарова Ж.Н., Гржибовский А.М. Типы пищевого поведения и абдоминальное ожирение // Медицина. 2015. №4. С. 92-95.

17. Жунисова М.Б., Шалхарова Ж.С., Шалхарова Ж.Н., Нускабаева Г.О., Садыкова К.Ж., Маденбай К.М., Гржибовский А.М. Психоэмоциональный стресс как предиктор типа пищевого поведения в Казахстане // Экология человека. 2015. №5. С. 36-45.

18. Зуева Л.П., Яфаев Р.Х. Эпидемиология : учебник. СПб : ООО «Издательство Фолиант», 2008. 752 с.

19. Лакин Г.Ф. Биометрия. М. : Высшая школа, 1990. 351 с.

20. Маденбай К.М., Шалхарова Ж.С., Шалхарова Ж.Н., Жунисова М.Б., Садыкова К.Ж., Нускабаева Г.О., Гржибовский А.М. Оценка связи между площадью подкожной жировой ткани и показателями электронейромиографии // Экология человека. 2015. №7. С. 58-64.

21. Петри А., Сэбин К. Наглядная статистика в медицине. М. : ГЭОТАР-Мед, 2003. 140 с.

22. Рахымбеков Т.К., Гржибовский А.М. К вопросу о необходимости повышения качества казахстанских научных публикаций для успешной интеграции в международное научное сообщество // Наука и Здравоохранение. 2015. №1. С. 5-11.

23. Реброва О.Ю. Статистический анализ медицинских данных. Применение пакета прикладных программ STATISTICA. М. : Медиа Сфера, 2002. 312 с.

24. Садыкова К.Ж., Шалхарова Ж.С., Нускабаева Г.О., Садыкова А.Д., Жунисова М.Б., Маденбай К.М., Гржибовский А.М. Распространенность анемии, ее социально-демографические детерминанты и возможная связь с метаболическим синдромом в г. Туркестан, Южный Казахстан // Экология человека. 2015. №8. С. 58-64.

25. Статистический анализ эмпирических исследований [электронный ресурс]. URL: [www.statexpert.org/articles/таблицы\\_критически\\_значений\\_статистических\\_критериев](http://www.statexpert.org/articles/таблицы_критически_значений_статистических_критериев) (дата обращения 02.08.2015).

26. Субботина А.В., Гржибовский А.М. Описательная статистика и проверка нормальности распределения количественных данных // Экология человека. 2014. №2. С. 51-57.

27. Унгурияну Т.Н., Гржибовский А.М. Однофакторный дисперсионный анализ с использованием пакета статистических программ STATA // Экология человека. 2014. №5. С. 60-64.

28. Унгурияну Т.Н., Гржибовский А.М. Сравнение трех и более независимых групп с использованием непараметрического критерия

Краскела-Уоллиса в программе STATA // Экология человека. 2014. №6. С. 55-58.

29. Флетчер Р. Клиническая эпидемиология. Основы доказательной медицины: пер. с англ. / Р. Флетчер, С. Флетчер, Э. Вагнер. М.: Медиа Сфера, 1998. 352с.

30. Харькова О.А., Гржибовский А.М. Сравнение одной и двух несвязанных выборок с помощью пакета статистических программ STATA: непараметрические критерии // Экология человека. 2014. №4. С. 60-64.

31. Харькова О.А., Гржибовский А.М. Сравнение одной и двух несвязанных выборок с помощью пакета статистических программ STATA: параметрические критерии // Экология человека. 2014. №3. С. 57-61.

32. Юнкеров В.И., Григорьев С.Г. Математико-статистическая обработка данных медицинских исследований. СПб.: ВМедА, 2002. 266 с.

33. Beaglehole R., Bonita R. Basic epidemiology. World Health Organization, Geneva, 1993.

34. Cleopas T.J. et al. Statistics Applied to Clinical Trials. 4th ed. Springer, 2009.

35. Toothaker L.E. Multiple comparison procedures. Sage University paper series on quantitative applications in the social sciences, 07-089. SAGE Publications, 1993. 104 p.

### References:

1. Akanov A.A., Turdalieva B.S., Izenkova A.K., Ramazanova M.A., Abdraimova, Grijbovski A.M. Otsenka ispolzovania statisticheskikh metodov v nauchnih statyakh Kazakhstana [Assesment of use of statistical methods in scientific articles of the Kazakhstan's medical journals]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2013, 5, pp. 61-64. [in Russian]

2. Borovikov V. STATISTICA. Iskusstvo analiza dannykh na kompyutere: dlya professionalov [STATISTICA. The art of data analysis using computer: for professionals]. SPb.: Piter, 2003. P. 688.

3. Buhl A., Zofel P. SPSS: isskustvo obrabotki informatsii. Analiz statisticheskikh daanikh i vosstanovlenie skritikh zakonomernostey [SPSS: the art of information analysis. Statistical data analysis and hidden regularities identification]. SPb.: ООО «DiaSoftUP», 2005. P. 608. [in Russian]

4. Glants S. *Mediko-biologicheskaya statistika* [The biomedical statistics]. М.: Praktika, 1998. pp. 459. [in Russian]

5. Grijbovski A.M. Analiz kolichestvennikh dannikh dlya dvuh nezavisimih grupp [Analysis of quantitative data of two independent samples]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2008, 2. pp. 54-61. [in Russian]

6. Grijbovski A.M. Analiz trekh i bolee grup kolichestvennikh dannikh [Analysis of quantitative data of three and more independent samples]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2008. 3. pp. 50-58. [in Russian]

7. Grijbovski A.M. Tipy dannikh, proverka raspredeleniya i opisatel'naya statistika [Types of data, distribution estimation and descriptive statistics]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2008, 1. pp. 52-58. [in Russian].

8. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Issledovaniya tips sluchay-kontrol v zdravoohranenii [Case-control studies in health sciences]. *Nauka i Zdravoohranenie* [Science & Healthcare]. 2015, 4, pp. 5-17. [in Russian].

9. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Kogortnie issledovaniya v zdravoohranenii [Cohort studies in health sciences]. *Nauka i Zdravoohranenie* [Science & Healthcare]. 2015, 3, pp. 5-16. [in Russian]

10. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Poperechnie (odnomomentnie) issledovaniya v zdravoohranenii [Cross-sectional studies in health sciences]. *Nauka i Zdravoohranenie* [Science & Healthcare]. 2015, 2, pp. 5-18. [in Russian]

11. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Opisatel'naya statistika s ispolzovaniem paketov statisticheskikh programm Statistica i SPSS [Descriptive statistics using Statistica and SPSS software]. *Nauka i Zdravoohranenie* [Science & Healthcare]. 2016, 1, pp. 7-23. [in Russian].

12. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Sravneniye kolichestvennykh dannykh dvukh nezavisimyykh vyborok s ispolzovaniyem programmnoy obespecheniya Statistica i SPSS: parametricheskiye i neparametricheskiye kriterii [Comparing the quantitative data of two independent groups using the software Statistica and SPSS: parametric and nonparametric tests]. *Nauka i Zdravoohranenie* [Science & Healthcare]. 2016, 2, pp. 5-28. [in Russian].

13. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Sravneniye kolichestvennykh dannykh dvukh neparnikh

viborok s ispol'zovaniyem programmno obespecheniya Statistica i SPSS : parametricheskiye i neparametricheskiye kriterii [Comparing the quantitative data of two dependent variations using the software Statistica and SPSS: parametric and nonparametric tests] // *Nauka i Zdravooхранenie* [Science & Healthcare]. 2016, 3, pp.5-25. [in Russian].

14. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Ekologicheskkiye (korrelyatsionnyye) issledovaniya v zdravooхранenii [Ecological (correlational) studies in health sciences]. *Nauka i Zdravooхранenie* [Science & Healthcare]. 2015, 5, pp.5-18. [in Russian].

15. Grijbovski A.M., Ivanov S.V. Eksperimentalnie issledovaniya v zdravooхранenii [Experimental studies in health sciences]. *Nauka i Zdravooхранenie* [Science & Healthcare]. 2015.6, pp.5-17. [in Russian].

16. Zhunissova M.B., Shalkarova Zh.S., Shalkarova Zh. N., Nuskabayeva G.O., Sadykova K. Zh., Madenbay K.M., Grijbovski A.M. Tipy pischevogo povedeniya i abdominalnoe ozhirenie [Eating behavior types and abdominal obesity]. *Meditsina* [Medicine]. 2015, 4. pp. 92-95.

17. Zhunissova M.B., Shalkarova Zh.S., Shalkarova Zh. N., Nuskabayeva G.O., Sadykova K. Zh., Madenbay K.M., Grijbovski A.M. Psykhoemotsionalniy stress kak predictor tipa pischevogo povedeniya v Kazakhstane [Psychoemotional stress and eating behavior in Kazakhstan]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2015. 5. pp. 36-45. [in Russian]

18. Zueva L.P., Yafaev R.H. *Epidemiologiya: uchebnik* [Epidemiology: the textbook]. SPb : OOO «Izdatelstvo Foliant», 2008. P. 752. [in Russian].

19. Lakin G.F. *Biometria* [Biometrics]. M. : Viscshaya shkola. 1990. P. 351. [in Russian]

20. Madenbay K.M., Shalkarova Zh.S., Shalkarova Zh. N., Zhunissova M.B., Sadykova K. Zh., Nuskabayeva G.O., Grijbovski A.M. Otsenka svyazi mezhdru ploshadyu podkojnoj jirovoy tkani i pokazatelyami electroneymyografi [Assesment of the relationship between subcutaneous fat tissue an results of electromyoneurography]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2015. 7. pp. 58-64. [in Russian]

21. Petri A., Sebin K. *Naglyadnaya statistika v meditsine* [Demonstrative statistics in medicine]. M. : GEAOTAR-Med, 2003. p. 140. [in Russian]

22. Rakhypbekov T.K., Grijbovski A.M. K voprosu o nedhodimosti povisheniya kachestva kazakhstanskih nauchih publicatsiy dlya uspeshnoy integratsii v mezhdunarodnoe nauchnoe soobschestvo [The need for improvement of the quality of Kazakhstani publications for successful integration in the international research community]. *Nauka i Zdravooхранenie* [Science & Healthcare]. 2015, 1. pp. 5-11.

23. Rebrova O. Yu. *Statisticheskii analiz meditsinskih daanikh. Primenenie paketa prikladnikh program STATISTICA* [Statistical analysis of medical data. Using of STATISTICA software]. M. : MediaSphera, 2002. P. 312.

24. Sadykova K.Zh., Shalkharova Zh.S., Shalkharova Zh.N. Nuskabayeva G.O., Sadykova A.D., Zhunissova M.B., Madenbay K.M., Grijbovski A.M. Rasprostranennost' anemii , yeye sotsial'no - demograficheskkiye determinanty i vozmozhnaya svyaz' s metabolicheskim sindromom v g. Turkestan , Yuzhniy Kazakhstan [Prevalence of anemia, its socio-demographic determinants and potential association with metabolic syndrome in residents of Turkestan, Southern Kazakhstan]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2015, 8. pp. 58-64. [in Russian]

25. Statistical analysis of empirical research [website] Available at: [www.statexpert.org/articles/таблицы\\_критических\\_значений\\_статистических\\_критериев](http://www.statexpert.org/articles/таблицы_критических_значений_статистических_критериев) (Accesed 02 August 2015).

26. Subbotina A.V., Grijbovski A.M. Opisatel'naya statistika i proverka normal'nosti raspredeleniya kolichestvennih dannikh [Descriptive statistics and normality testing for quantitative data]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2014, 2. pp. 51-57. [in Russian]

27. Unguryanu T.N., Grijbovski A.M. Odnofaktorniy dispersionniy analiz s ispol'zovaniyem paketa statisticheskikh programm STATA [One-way analysis of variance (ANOVA) in STATA software]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2014, 5. pp. 60-64. [in Russian]

28. Unguryanu T.N., Grijbovski A.M. Sravneniye trekh i boleye nezavisimyykh grupp s ispol'zovaniyem neparametricheskogo kriteriya Kraskela - Uollisa v programme STATA [Analysis of three independent groups usina non-parametric Kruskal-Wallis test in STATA software]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2014, 6. pp. 55-58. [in Russian].

29. Fletcher R., Fletcher C., Vagner E.M. et al. *Klinicheskaya epidemiologiya. Osnovy dokazatel'noi meditsiny* [Clinical epidemiology. Basics of the evidence-based medicine]: Media Sphere, 1998, 352p. [in Russian].

30. Kharkova O.A., Grjibovski A.M. Sravnenie odnoy i dvuh nesvyazannih vaborok s pomoshyu paketa statisticheskikh programm STATA: neparametricheskie kriterii [Analysis of one and two independent samples using STATA software: nonparametric tests]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2014, 4. pp. 60-64. [in Russian].

31. Kharkova O.A., Grjibovski A.M. Sravnenie odnoy i dvuh nesvyazannih vaborok s pomoshyu paketa statisticheskikh programm STATA: parametricheskie kriterii [Analysis of one and two

independent samples using STATA software: parametric tests]. *Ekologiya cheloveka* [Human Ecology]. 2014, 3. pp. 57-61. [in Russian].

32. Yunkerov V.I., Grigoryev S.G. *Matematiko-statisticheskaya obrabotka daanikh meditsinskih issledovaniy* [Mathematical and statistical analysis of medical research data]. SPb : VMedA, 2002, P. 266. [in Russian]

33. Beaglehole R., Bonita R. *Basic epidemiology*. World Health Organization, Geneva, 1993.

34. Cleopas T.J. et al. *Statistics Applied to Clinical Trials*. 4th ed. Springer, 2009.

35. Toothaker L.E. *Multiple comparison procedures*. Sage University paper series on quantitative applications in the social sciences, 07-089. SAGE Publications, 1993. 104 p.

#### Контактная информация:

Гржибовский Андрей Мечиславович – доктор медицины, магистр международного общественного здравоохранения, Старший советник Национального Института Общественного Здравоохранения, г. Осло, Норвегия; Руководитель отдела международных программ и инновационного развития ЦНИЛ СГМУ, г. Архангельск, Россия; Профессор кафедры общественного здоровья и здравоохранения Медицинского Института Северо-Восточного Федерального Университета, г. Якутск, Россия; Профессор Международного Казахско-Турецкого Университета им. Х.А. Ясяви, г, Туркестан, Казахстан.

**Почтовый адрес:** INFA, Nasjonalt folkehelseinstitutt, Postboks 4404 Nydalen, 0403 Oslo, Norway.

**Email:** Andrej.Grijibovski@gmail.com

**Телефон:** +4745268913 (Норвегия), +79214717053 (Россия), +77471262965 (Казахстан).