

УДК 311:61

АНАЛИЗ КОЛИЧЕСТВЕННЫХ ДАННЫХ ДЛЯ ДВУХ НЕЗАВИСИМЫХ ГРУПП

© 2007 г. А. М. Гржибовский

Национальный институт общественного здоровья, г. Осло, Норвегия

В статье рассматриваются способы сравнения количественных данных для двух независимых групп с помощью критерия Стьюдента для непарных выборок и критерия Манна-Уитни. Описывается использование вышеупомянутых критериев с помощью пакета прикладных статистических программ SPSS. Особое внимание уделяется проверке соблюдения необходимых условий применения критерия Стьюдента для непарных выборок, так как данный критерий используется наиболее часто в отечественной биомедицинской литературе, однако соблюдение условий его применения проверяется исследователями крайне редко, что позволяет считать выводы таких публикаций как минимум сомнительными. Изложенный материал дает общие сведения о статистических критериях, применяемых для проверки гипотез о равенстве генеральных средних двух групп, и призван вызвать интерес читателей журнала к прочтению специализированной литературы перед началом работы над будущими публикациями.

Ключевые слова: распределение, дисперсия, критерий Стьюдента для непарных выборок, критерий Манна-Уитни, критерий Вилкоксона для непарных выборок.

В предыдущем номере журнала [5] рассматривалось, какие бывают данные и какие распределения эти данные могут иметь. Также отмечалось, что выбор статистического критерия для проверки гипотез определяется типом и распределением данных. В настоящей статье будет рассмотрен **t-критерий Стьюдента для непарных (независимых) выборок**, предназначенный для проверки гипотез о равенстве генеральных средних, а также критерий Манна-Уитни, который применяется в тех случаях, когда использовать критерий Стьюдента невозможно из-за несоблюдения необходимых условий для его применения.

Наиболее популярным статистическим критерием в отечественной биомедицинской литературе является **t-критерий Стьюдента, который применяется более чем в половине публикаций [4, 6].** Это также справедливо для журнала «Экология человека», где критерий упоминался приблизительно в каждой третьей статье за период с 2000 по 2005 год. Принимая во внимание, что во многих случаях статистические критерии, применяемые для проверки гипотез, вообще не упоминаются, можно предположить, что частота использования критерия Стьюдента еще выше, учитывая его простоту и возможность вычисления с помощью MS Excel, **одного из самых популярных в России пакетов для обработки данных.** Однако, несмотря на кажущуюся простоту, **t-критерий Стьюдента все еще в достаточно большом количестве исследований применяется без проверки соблюдения необходимых условий, что делает выводы, полученные в ходе таких исследований, как минимум сомнительными.** Для чего же все-таки предназначен **t-критерий Стьюдента** и каковы условия его применения?

Критерий Стьюдента был предложен английским химиком и статистиком **William Sealy Gosset (1876–1937)** и опубликован в 1908 году в журнале «*Biometrika*», который издавал другой известный статистик **Karl Pearson (1857–1936)**. **W. S. Gosset, работавший в то время в пивоваренной компании Guinness, по условиям контракта не имел права публиковать результаты своих исследований, поэтому работа была подписана псевдонимом Student, отсюда и название.** Следует различать два критерия Стьюдента: для непарных (независимых) и для парных выборок. Каждый из этих критериев должен использоваться только в тех ситуациях, для которых он предназначен. В противном случае возможно ошибочное завышение или занижение значимости различий. В данной статье рассматривается *критерий Стьюдента для непарных выборок*, который предназначен для сравнения средних величин количественных признаков в двух независимых группах. Принцип, лежащий в основе применения критерия Стьюдента, представляет собой сравнение разности между средними двух изучаемых групп с точностью оценки этой разности. Математическое выражение этого

принципа описывается в большинстве учебников по биостатистике для начинающих [1–3, 7] и в данной статье не рассматривается.

Критерий Стьюдента для непарных выборок является критерием выбора, если признак в каждой из групп подчиняется закону нормального распределения и дисперсии в обеих группах равны. Учитывая, что указанный критерий применяется не для любых данных, исследователь должен проверить соблюдение всех нижеперечисленных условий его применения:

1. Количественный тип данных, причем желательны непрерывные, а не дискретные данные.

2. Наличие не более двух независимых выборок.

3. Нормальное распределение изучаемого признака в популяциях, из которых отобраны выборки.

4. Равенство дисперсии изучаемого признака в популяциях, из которых отобраны выборки.

Некоторые исследователи не рекомендуют применять критерий Стьюдента, если объем каждой из выборок составляет менее 30 наблюдений [8].

Для проверки соблюдения первых двух условий не требуется никаких статистических манипуляций. Типы данных рассматривались в предыдущей статье [5]. Независимость выборок обеспечивается дизайном исследования (например, непарный критерий Стьюдента нельзя применять в исследованиях типа «до – после», в исследованиях с использованием метода подобранных пар, а также в близнецовых исследованиях). Распределение признака в популяции обычно неизвестно, поэтому необходимо проверять распределение на основании выборочных данных. Следует помнить, что подчинение данных закону нормального распределения проверяется отдельно для каждой выборки, а не для всех данных в целом. Проверка распределения проводится с использованием графических методов или статистических критериев. Проверка условия равенства генеральных (популяционных) дисперсий тоже осуществляется с помощью выборочных данных. В SPSS проверку распределения графически наиболее целесообразно проводить с помощью квантильных диаграмм (Q-Q plots). Из статистических критериев для проверки нормальности распределения SPSS предлагает критерии *Shapiro-Wilk* (для малых выборок) и *Kolmogorov-Smirnov* (для больших выборок). Для проверки равенства дисперсий в SPSS используется критерий *Levene*.

Рассмотрим практический пример с применением непарного критерия Стьюдента в SPSS. В предыдущей статье мы оценивали распределение массы тела новорожденных детей, родившихся в срок у первородящих женщин г. Северодвинска. Большинство литературных источников утверждает, что наличие абортов в анамнезе связано с повышенным риском возникновения осложнений последующих беременностей и что одним из осложнений называется повышенная вероятность рождения ребенка с низкой массой тела. Данные, полученные в ходе Северодвинского когортного исследования [9], позволяют проверить гипотезу о равенстве средней массы тела новорож-

денных в группах первородящих женщин с наличием и отсутствием абортов в анамнезе. Нулевой будет являться гипотеза об отсутствии различий между средними. В качестве альтернативной используется гипотеза о существовании различий между средними значениями массы тела новорожденных в изучаемых группах. Файл с данными (*Human_Ecology_2_2008.sav*) доступен на сайте журнала: http://www.nsmu.ru/pauka_sgtmu/rio/eco_human/. Перед тем как начать проверку гипотезы с помощью критерия Стьюдента для непарных выборок, следует проверить, можно ли применять этот критерий в данной ситуации.

Масса тела новорожденных является непрерывной количественной величиной. Группы являются независимыми, так как одна и та же женщина не может быть классифицирована как с наличием, так и с отсутствием абортов в анамнезе. Для проверки условия о нормальности распределения в каждой из групп с помощью описательной статистики, графических методов и статистических критериев в меню *Analyze* следует выбрать «*Descriptive statistics*», а затем «*Explore*». В открывшемся диалоговом окне слева будет список переменных, из которых следует выбрать те, для которых планируется провести проверку распределения (в данном случае переменную *ves*). Кроме того, чтобы изучить распределение в обеих группах, следует в окне «*Factor List*» поместить группировочную переменную «*anamnez*» (рис. 1). После выбора меню *Plots* следует в «*Descriptive*» убрать флажок «*Stem and leaf*» и отметить гистограмму (*Histogram*), как показано на рис. 2. В меню *Boxplot* отметить «*None*» и поставить флажок на «*Normality plots with tests*». В меню *Spread vs. Level with Levene Test* надо отметить «*Untransformed*» для проверки условия равенства дисперсий.

Полученные данные описательной статистики представлены на рис. 3 и 4. Из данных асимметрии и эксцесса видно, что распределения лишь немного смещены вправо и слегка островершинны, однако для окончательного решения о возможности применения критерия Стьюдента посмотрим на гистограммы, квантильные диаграммы (рис. 5 и 6) и результаты применения статистических критериев для проверки распределения (рис. 7).

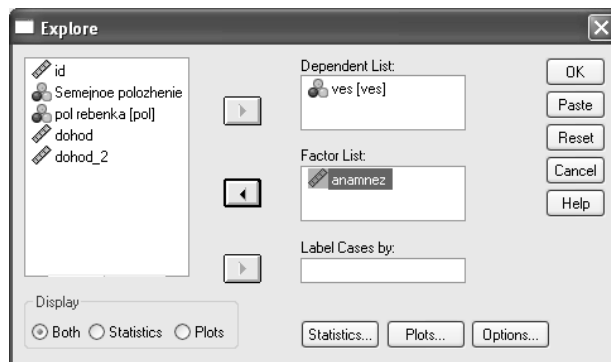


Рис. 1. Диалоговое окно «*Explore*» для определения зависимых переменных (*Dependent List*) и группировочных переменных (*Factor List*)

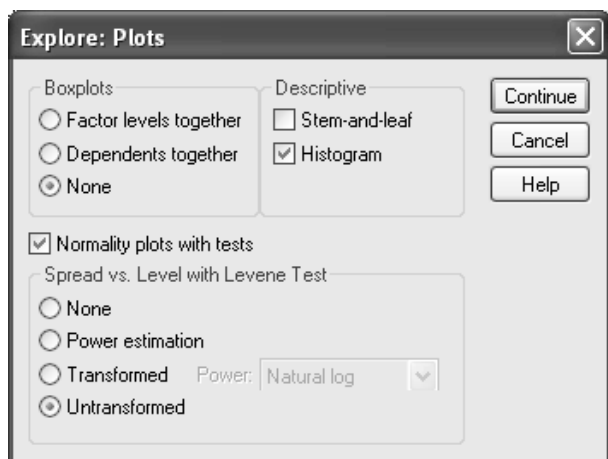


Рис. 2. Диалоговое окно «Plots» для оценки распределения данных с помощью графиков и статистических критериев, а также для проверки равенства дисперсий

Case Processing Summary							
		Cases				N	Percent
		Valid	Missing	Total			
ves	Net abortov v anamneze	539	0	539	100,0%	100,0%	
	Est' aborty v anamneze	330	0	330	100,0%	100,0%	

Рис. 3. Данные об общем количестве наблюдений и количестве пропущенных величин

Descriptives						
ves	Net abortov v anamneze			Statistic	Std. Error	
		Mean			3361,19	18,375
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound		3325,09		
		Upper Bound		3397,28		
	5% Trimmed Mean			3361,08		
	Median			3350,00		
	Variance			181996,2		
	Std. Deviation			426,610		
	Minimum			1900		
	Maximum			4618		
	Range			2718		
	Interquartile Range			556		
	Skewness			,023	,105	
	Kurtosis			,163	,210	
	Est' aborty v anamneze			3432,31	24,638	
	95% Confidence Interval for Mean	Lower Bound		3383,84		
		Upper Bound		3480,78		
	5% Trimmed Mean			3426,87		
	Median			3400,00		
	Variance			200326,2		
	Std. Deviation			447,578		
	Minimum			2140		
	Maximum			4720		
	Range			2580		
	Interquartile Range			561		
	Skewness			,185	,134	
	Kurtosis			,060	,268	

Рис. 4. Описательная статистика для переменной «ves» в обеих группах

Поскольку статистические критерии показывают, что нулевую гипотезу об отсутствии различий между распределением в каждой из групп и нормальным распределением отвергнуть нельзя ($p > 0,05$), что не противоречит результатам графической оценки, можно считать, что данные в обеих группах подчиняются закону нормального распределения. Кроме того, достигнутый уровень значимости (величина p) для критерия Levene (рис. 8) составил 0,324, что не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о равенстве дисперсий в изучаемых группах. Таким образом, все необходимые условия для применения непарного критерия Стьюдента выполняются.

Histogram

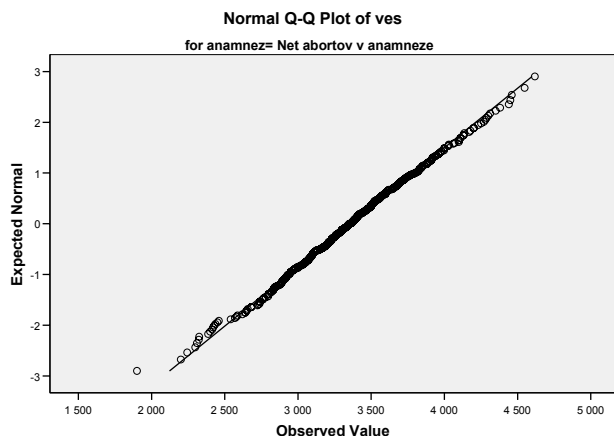


Рис. 5. Гистограмма (вверху) и квантильная диаграмма (внизу) распределения массы тела при рождении для детей, родившихся в срок у первородящих женщин г. Северодвинска без abortов в анамнезе

Для применения непарного критерия Стьюдента следует открыть диалоговое окно «Independent-Samples T Test», которое открывается при помощи меню Analyze → Compare Means → Independent-Samples T Test (рис. 9).

В область «Test Variable(s)» переносится независимая переменная, средние значения которой между группами планируется сравнить. В данном примере это переменная «ves». В область «Grouping Variable» помещается группировочная переменная, то есть переменная, которая будет использоваться для разделения всей выборки на группы. В данном примере это переменная «anamnez», с помощью которой вся выборка будет разделена на две независимые выборки в зависимости от отсутствия (значение переменной = 0) или наличия (значение переменной = 1) abortов в анамнезе. Значения «0» и «1» указываются в окне «Define Groups» (рис. 10).

С помощью меню Options можно изменить уровень достоверности результатов, который по умолчанию равен 95 % (рис. 11), но делать это не рекомендуется без особых причин.

Результаты применения непарного критерия Стьюдента для оценки различий между средними значениями массы тела новорожденных в группах женщин с наличием и отсутствием abortов в

анамнезе представлены на рис. 12 и 13. На рис. 12 представлено общее количество наблюдений в каждой из групп (N), средние арифметические значения (Mean), стандартные отклонения (Std. Deviation) и стандартные ошибки средних арифметических (Std. Error Mean).

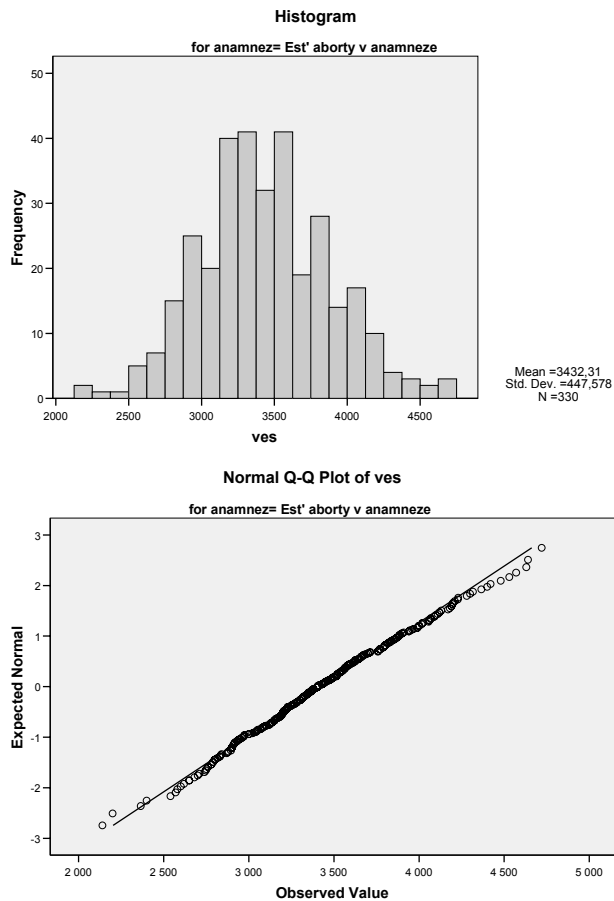


Рис. 6. Гистограмма (вверху) и квантильная диаграмма (внизу) распределения массы тела при рождении для детей, родившихся в срок у первородящих женщин г. Северодвинска с наличием аборт в анамнезе

Tests of Normality							
ananez		Kolmogorov-Smirnov ^a			Shapiro-Wilk		
		Statistic	df	Sig.	Statistic	df	Sig.
ves	Net abortov v ananeze	.028	539	.200*	.998	539	.712
	Est' aborty v ananeze	.040	330	.200*	.995	330	.414

*. This is a lower bound of the true significance.
a. Lilliefors Significance Correction

Рис. 7. Результаты проверки нормальности распределения данных в каждой из групп с помощью критериев Kolmogorov-Smirnov и Shapiro-Wilk

Test of Homogeneity of Variance					
		Levene Statistic	df1	df2	Sig.
ves	Based on Mean	.974	1	867	.324
	Based on Median	.899	1	867	.343
	Based on Median and with adjusted df	.899	1	865,160	.343
	Based on trimmed mean	.953	1	867	.329

Рис. 8. Результаты проверки необходимого условия равенства дисперсий с помощью критерия Levene

На рис. 13 представлены результаты не только для критерия Стьюдента, но и для критерия Levene

(Levene's Test for Equality of Variances). Поскольку в данном примере достигнутый уровень значимости для критерия Levene равен 0,324 (столбец «Sig.»), то можно считать, что дисперсии в изучаемых группах равны, поэтому результаты применения критерия Стьюдента смотрим в первой строке (Equal variances assumed). При обнаружении статистически значимых различий между дисперсиями ($p < 0,05$) результаты следовало бы оценивать по нижней строке (Equal variances not assumed), в которой приводятся результаты критерия

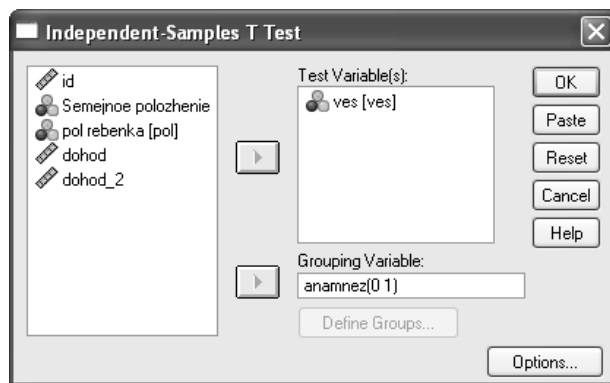


Рис. 9. Диалоговое окно «Independent-Samples T Test»

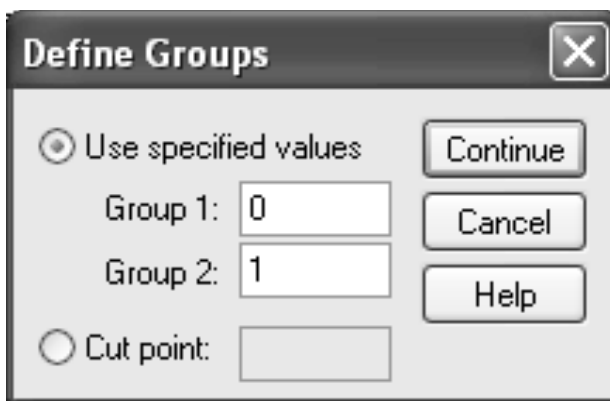


Рис. 10. Диалоговое окно «Define Groups»

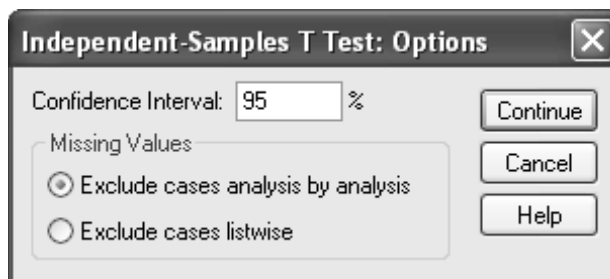


Рис. 11. Диалоговое окно «Independent-Samples T Test: Options»

Group Statistics					
		N	Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean
ves	Net abortov v ananeze	539	3361,19	426,610	18,375
	Est' aborty v ananeze	330	3432,31	447,578	24,638

Рис. 12. Описательная статистика для сравниваемых групп

Стьюдента для ситуации с неравными дисперсиями. Средние значения массы тела новорожденных в

группах различаются на 71 грамм (Mean Difference) со стандартной ошибкой 30 граммов (Std. Error Difference). Данные различия можно считать статистически достоверными, поскольку достигнутый уровень значимости (Sig. (2-tailed)) равен 0,019, то есть меньше критического значения (0,05), что позволяет отвергнуть нулевую гипотезу об отсутствии различий между групповыми средними.

		Levene's Test for Equality of Variances		t-test for Equality of Means						
		F	Sig.	t	df	Sig. (2-tailed)	Mean Difference	Std. Error Difference	95% Confidence Interval of the Difference	
									Lower	Upper
ves	Equal variance assumed	,974	,324	-2,341	867	,019	-71,122	30,383	130,755	-11,488
	Equal variance not assumed			-2,314	670,018	,021	-71,122	30,736	131,472	-10,771

Рис. 13. Результаты применения непарного критерия Стьюдента для оценки различий средних величин

Результаты данного примера можно представить следующим образом: дети, родившиеся в срок у первородящих женщин с абортми в анамнезе, были в среднем на 71 (SD = 30) грамм тяжелее, чем дети, рожденные от первородящих женщин без абортов в анамнезе ($t = -2,341$, $df = 867$, $p = 0,019$). Однако результаты противоречат литературным данным. Почему? Во-первых, полученные результаты указывают лишь на наличие достоверных различий в массе тела новорожденных между группами, что не позволяет делать каких-либо выводов о наличии или отсутствии вреда абортов на последующие беременности. Выявленные различия могут быть обусловлены многими факторами, поэтому делать какие-либо выводы о причинно-следственных связях на основании только этих (пусть и статистически значимых) результатов нельзя. К сожалению, в очень большом количестве отечественных публикаций обнаружение статистических различий является поводом для декларирования обнаружения новых факторов риска или эффективных методов лечения без приема во внимание особенностей дизайна исследования, обсуждения вероятности наличия систематических и случайных ошибок, а также конфаундинг-факторов, что может серьезно влиять на выводы исследования даже при корректно примененных методах для проверки статистических гипотез.

Поскольку в данном примере используются большие выборки и дисперсии были равны, то результаты применения критерия Стьюдента практически идентичны в обеих строках, однако они могут сильно различаться при меньших группах и при различных дисперсиях между группами. Особенно проблематичной считается ситуация, когда группа с меньшим количеством наблюдений имеет большую дисперсию. Проблема сравнения средних при неравных дисперсиях называется проблемой Беренса-Фишера, которая подробно рассматривалась в отечественной литературе [2]. В биомедицинских исследованиях условие равенства дисперсий соблюдается нечасто, а проверяется исследователями еще реже, поэтому к выводам о наличии или отсутствии различий меж-

ду средними, полученным в результате применения критерия Стьюдента без проверки соблюдения необходимых условий, следует относиться с большой осторожностью. Практические примеры того, как несоблюдение необходимых условий для применения непарного критерия Стьюдента может повлиять на результаты исследования, недавно были представлены в Международном журнале медицинской практики [6]. Среди прочих ошибок применения критерия Стьюдента можно отметить применение этого критерия для сравнения парных выборок (исследования типа «до – после»), а также для попарного сравнения трех и более групп. Последняя проблема наиболее часто встречается в отечественных публикациях и приводит к декларированию обнаружения различий там, где их нет. Так, если для одного сравнения двух групп при уровне альфа-ошибки 5 % мы допускаем, что можно обнаружить статистически значимые различия там, где их нет в 5 % случаев, то при попарном сравнении четырех групп эта вероятность возрастает до 18,5 %. Статистические критерии для сравнения средних для трех и более групп будут рассмотрены в следующей статье.

Что делать, если данные не подчиняются закону нормального распределения? Такие ситуации весьма нередки в медицинских исследованиях и часто сочетаются с малыми объемами выборок. В таких ситуациях следует либо трансформировать имеющиеся данные с помощью различных арифметических преобразований до достижения нормальности распределения [5], после чего можно будет применять непарный критерий Стьюдента, либо применять непараметрические критерии, которые не используют при расчетах параметры нормального распределения (среднее арифметическое и стандартное отклонение). Из непараметрических критериев SPSS позволяет применять критерии Манна-Уитни (Mann-Whitney U test), Вилкоксона для непарных выборок (Wilcoxon rank sum test), Колмогорова-Смирнова (Kolmogorov-Smirnov Z-test), Вальда-Вольфовитца (Wald-Wolfowitz) и Мойзеса (Moses extreme reactions). Критерии Манна-Уитни и Вилкоксона являются наиболее популярными и дают идентичные результаты. При анализе данных с помощью непараметрических критериев используются ранги, что позволяет нивелировать эффект выскакивающих величин. Непараметрические критерии не требуют соблюдения условия нормальности распределения, что позволяет их применять даже при сильно смещенных распределениях, однако распределения данных в обеих группах не должны сильно отличаться друг от друга. Для критерия Манна-Уитни необходимо соблюдение условия независимости сравниваемых выборок, то есть для исследований типа «до – после» критерий Манна-Уитни неприменим. Кроме того, данный критерий предназначен только для сравнения двух групп. Анализ количественных данных, не подчиняющихся закону нормального распределения, для трех и более групп будет рассмотрен в следующей публикации.

Рассмотрим пример применения критерия Манна-Уитни в SPSS. В предыдущей статье помимо массы тела новорожденных обсуждалось распределение переменной «dohod», описывающей доходы в семьях женщин, принявших участие в исследовании [5]. Проверим распределение доходов в исследуемых группах (с наличием vs. с отсутствием аборт в анамнезе). Распределение имеет выраженную правостороннюю асимметрию в обеих группах (рис. 14 и 15) и отличается от нормального по результатам применения критерия Shapiro-Wilk (рис. 16).

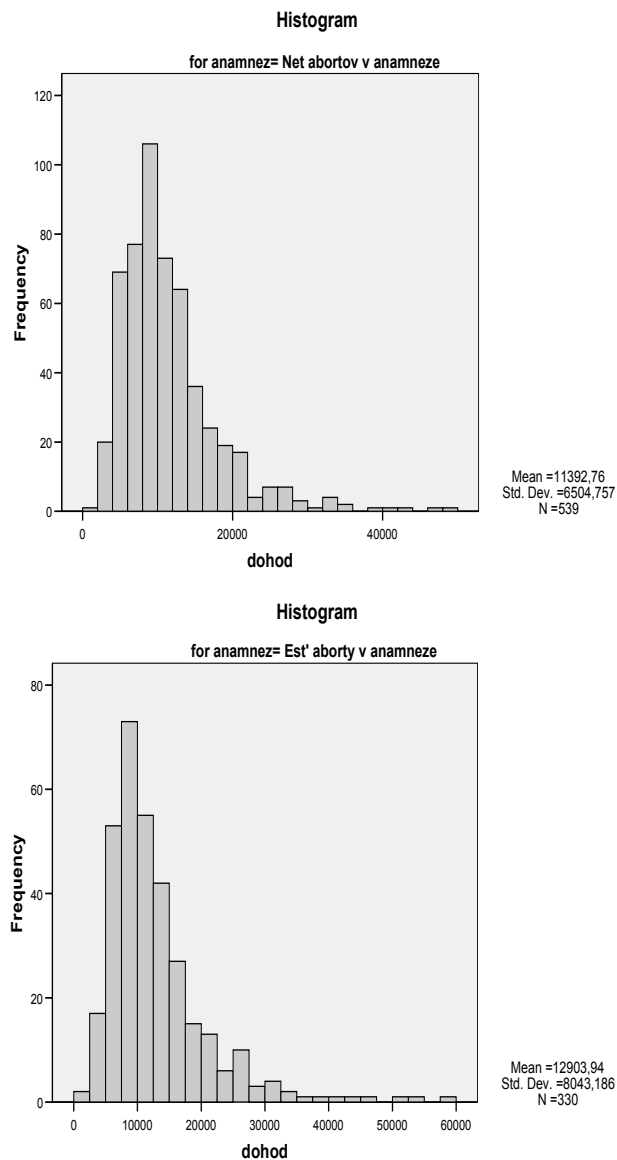


Рис. 14. Гистограммы распределения доходов в группах женщин с отсутствием (вверху) и наличием (внизу) абортов в анамнезе

Ввиду сильного отклонения распределения от нормального, для сравнения уровня доходов между группами лучше применять критерий Манна-Уитни. За нулевую принимается гипотеза об отсутствии различий в доходах женщин между группами.

Для использования критерия Манна-Уитни в SPSS следует открыть диалоговое окно «Two Independent

Samples», которое открывается при помощи меню Analyze → Nonparametric Tests → Two Independent Samples (рис. 17). В поле «Test Variable List» помещается изучаемая переменная (dohod). В поле «Grouping Variable» помещается группировочная переменная (anamnez). Далее следует выбрать нужный статистический критерий среди перечисленных среди «Test Type».

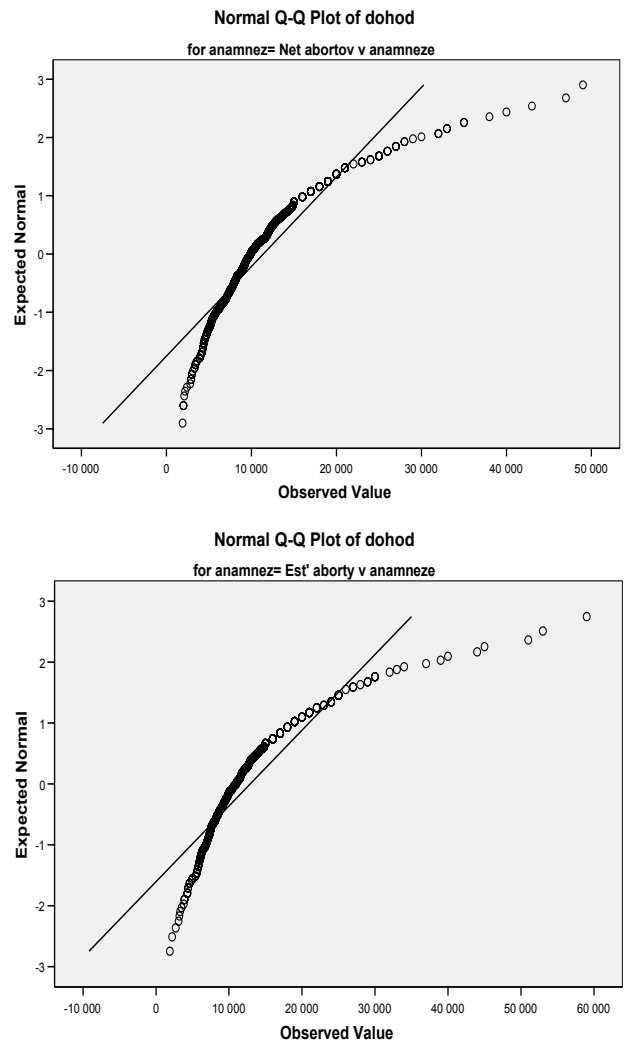


Рис. 15. Квантильные диаграммы распределения доходов в группах женщин с отсутствием (вверху) и наличием (внизу) абортов в анамнезе

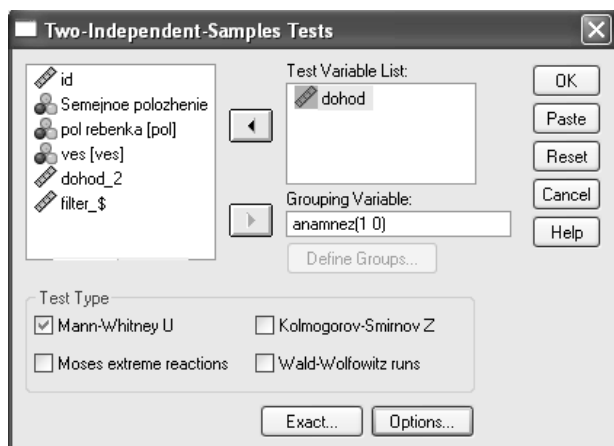


Рис. 17. Диалоговое окно «Two Independent Samples Test»

Результаты сравнения групп с помощью критерия Манна-Уитни представлены на рис. 20. В нижней таблице — значения критерия Манна-Уитни (U), критерия Вилкоксона для непарных выборок (W), величина Z и достигнутый уровень значимости различий (Asymp. Sig. (2-tailed)). Результаты показывают, что доходы были в среднем выше в группе женщин с наличием аборт в анамнезе (так как средний ранг (Mean Rank в верхней таблице на рис. 20) выше в этой группе), причем эти различия были статистически значимы, так как достигнутый уровень значимости (0,008) ниже критического уровня (0,05).

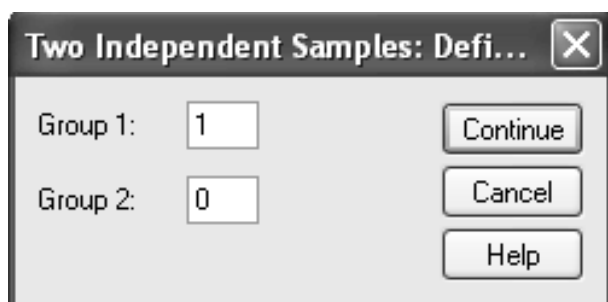


Рис. 18. Диалоговое окно «Two Independent Samples Test: Define Groups»

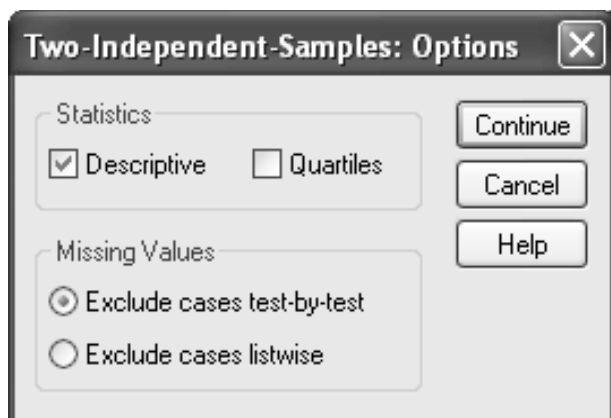


Рис. 19. Диалоговое окно «Two Independent Samples Test: Options»

При представлении результатов применения критерия Манна-Уитни рекомендуется указывать

значения U, Z и достигнутый уровень значимости (p). Для данного примера результаты могут быть представлены следующим образом: средний доход женщин с наличием аборт в анамнезе (Me = 10 950 руб.) был выше, чем у женщин без аборт в анамнезе (Me = 9 900 руб.), U = 79445, Z = -2,6, p = 0,008. Напомню, что в обозначение Me используется для медиан.

Ranks				
		N	Mean Rank	Sum of Ranks
dohod	Net abortov v anamneze	539	417,41	224985,00
	Est' aborty v anamneze	330	463,73	153030,00
	Total	869		

Test Statistics ^a	
	dohod
Mann-Whitney U	79455,000
Wilcoxon W	224985,0
Z	-2,640
Asymp. Sig. (2-tailed)	,008

a. Grouping Variable: anamnez

Рис. 20. Результаты сравнения доходов в группах женщин с отсутствием и наличием аборт в анамнезе с помощью критерия Манна-Уитни

Итак, мы рассмотрели применение непарного критерия Стьюдента для ситуации с нормальным распределением данных в сравниваемых группах и критерия Манна-Уитни при значительном отклонении распределения от нормального. Но можно ли использовать непараметрические критерии при нормальном распределении? Можно, но следует помнить, что параметрические критерии имеют большую статистическую мощность, чем непараметрические при нормальном распределении, и поэтому являются критериями выбора. Можно ли использовать параметрические критерии при отклонении распределения от нормального? Не рекомендуется, так как если при наличии больших выборок критерий Стьюдента достаточно устойчив к небольшим отклонениям распределения от нормального, то при малых выборках его применение для скошенных распределений может привести к сильно искаженным результатам.

Список литературы

1. Банержи А. Медицинская статистика понятным языком: вводный курс / А. Банержи. — М. : Практическая медицина, 2007. — 287 с.
2. Браунли К. А. Статистическая теория и методология в науке и технике / А. К. Браунли. — М. : Наука, 1980, С. 376–417.
3. Гланц С. Медико-биологическая статистика / С. Гланц. — М. : Практика, 1998.
4. Гржибовский А. М. Применение статистики в терапии: критический анализ публикаций / А. М. Гржибовский // Бюллетень СГМУ. — 2000. — № 2. — С. 21–22.
5. Гржибовский А. М. Типы данных, проверка распределения и описательная статистика / А. М. Гржибовский // Экология человека. — 2008. — № 1. — С. 52–58.
6. Леонов В. П. Ошибки статистического анализа биомедицинских данных / В. П. Леонов // Международный журнал медицинской практики. — 2007. — № 2. — С.19–35.

7. Сергиенко В. И. Математическая статистика в клинических исследованиях / В. И. Сергиенко, И. Б. Бондарева. – М. : ГЭОТАР-МЕД, 2001. – 256 с.

8. Chang Y. H. Biostatistics 101: Data presentation / Y. H. Chang // Singapore Medical Journal. – 2003. – N 6. – P. 280–285.

9. Grjibovski A. M. Social variations in fetal growth in Northwest Russia: an analysis of medical records / A. M. Grjibovski, L. O. Bygren, B. Svartbo, P. Magnus // Annals of Epidemiology. – 2003. – N 9. – P. 599–605.

ANALYSIS OF QUANTITATIVE DATA FOR TWO INDEPENDENT GROUPS

A. M. Grzhibovsky

National Institute of Public Health, Oslo, Norway

In the article, the methods of comparison of quantitative data for two independent groups with the help of Student criterion for unpaired samplings and Mann-Whitney criterion have been considered. The use of the above-mentioned criteria with the help of the package of applied statistical programs SPSS has been described. Special attention has been paid to check of

necessary conditions for application of Student criterion for unpaired samplings, as this criterion is most often used in native biomedical literature, but researchers check conditions for its use very rarely, what allows to consider conclusions in those publications at least doubtful. The stated facts have given general information about statistical criteria used for check of hypotheses about equality of two general average groups, and should arouse interest of journals' readers to reading of single-purpose literature before beginning of work with future publications.

Key words: distribution, dispersion, Student criterion for unpaired samplings, Mann-Whitney criterion, Wilcoxon criterion for unpaired samplings.

Контактная информация:

Гржибовский Андрей Мечиславович – старший советник Национального института общественного здоровья, г. Осло, Норвегия

Адрес: **Nasjonalt folkehelseinstitutt, Pb 4404 Nydalen, 0403 Oslo, Norway**

Тел.: +47 22042392, +47 45268913; e-mail: anqr@fhi.no

Статья поступила 14.01.2008 г.