людського життя соціологам необхідно долучати досвід психологічних наук та соціально психології, в межах яких розроблювались поняття «відношення», «установа», «аттітюд», «диспозиція». Залучаючи дані надбання дослідник зустрічається з асиміляцією змісту понять, пояснення одного поняття, через інше, та плюралізмом у трактуванні, що призвело до складності побудови чіткого розуміння мотиваційних аспектів людської діяльності. Відомий вітчизняний соціолог В.О.Ядов, поглибив знання про диспозиції та розробив диспозиційну модель, що плідно використовувала автором для пояснення трудової сфери відносин.

Список використаних джерел

1. Девяткин А.А. Явление социальной установки в психологии XX века: Монография / Калинингр. ун-т. - Калининград, 1999. – 309 с
2. Краткий психологический словарь-хрестоматия/ Сост. Б. М. Петров. М., 1974, -134 с.
3. Надирашвили Ш.А. Понятие установки в общей и социальной психологии. Тбилиси, 1974. -170 с
4. Магун В. С. Потребности и психология социальной деятельности личности. — Л., 1983 - 176 с.
5. Мясищев В.Н. Психология отношений / В.Н. Мясищев. – Москва–Воронеж: НПО МОДЭК, 1995. – 356с.
6. Мясищев В.Н. Личность и неврозы. Ленинград: Издательство Ленинградского университета, 1960. -425 с.
7. ПетровскийА.В.,ЯрошевскийМ.Г.Основы теоретической психологи. Рекомендовано Министерством общего и профессионального образования РФ в качестве учебного пособия для студентов высших учебных заведений М.: ИНФРА-М, 1998, - 528 с.
8. Саморегуляция и прогнозирование социального поведения личности: Диспозиционная концепция.2-е расширенное изд. М.:ЦСПиМ, 2013. -376 с.
9. Allport G.W. Attitudes / C. Murchison (ed.) Handbook of Social Psichology Worcester, Mass: Clark University Press, 1935. P.798-884.
10. Attitudes, social representation and social attitudes. Robert Farr// London School of Economics and Political Science, Great Britain Papers on Social Representations - Textes sur les Représentations Sociales (1021-5573) Vol. 3 (1), 1-138 (1994). Режим доступу: http://eprints.lse.ac.uk/24966/1/Attitudes_social_representations_and_social_attitudes.pdf
11. Fishbein M., Ajzen J. Belief, attitude, intention and behavior: an introduction to theory and research. Reading, Mass., 1975 режим доступу: http://people.umass.edu/aizen/f&a1975.html

Отримано 28.08.2013 р.

УДК. 303.09, 303.8

Сидоров М.В.-С.°

Київський національний університет імені Тараса Шевченка, факультет соціології, кандидат фізико-математичних наук, доцент

ВІДМІННОСТІ У ЗАСТОСУВАННІ МЕТОДІВ ПОБУДОВИ ДОВІРЧИХ ІНТЕРВАЛІВ ТА ОБЧИСЛЕННЯ Р-РІВНЯ ДЛЯ ПЕРЕВІРКИ ГІПОТЕЗ У ЕМПІРИЧНИХ ДОСЛІДЖЕННЯХ

Перевірка гіпотез та обґрунтування результатів є одним з найважливіших етапів презентації даних емпіричних соціологічних досліджень. У даній роботі розглядаються два підходи до перевірки гіпотез – метод побудови довірчого інтервалу та метод прийняття рішення на основі значення р-рівня. У статті детально описано кожен з підходів та виділено відмінності, недоліки та переваги кожного з них.

Ключові слова: *довірчий інтервал, рівень значущості, р-рівень*

° © Сидоров М.В.-С., 2013 р.

Проверка гипотез и обоснование результатов является одним из важнейших этапов презентации данных эмпирических социологических исследований. В данной работе рассматриваются два подхода к проверке гипотез - метод построения доверительного интервала и метод принятия решения на основе значения p-уровня. В статье подробно описан каждый из подходов и выделены различия, недостатки и преимущества каждого из них.

Ключевые слова: *доверительный интервал, уровень значимости, p-уровень*

Testing hypotheses and grounding the results is one of the most important stages of presentation of empirical sociological research. In this paper, we consider two approaches to hypothesis testing - a method of constructing a confidence interval and method of making decisions based on p-value level. The article describes in detail each of the approaches and highlighted differences, advantages and disadvantages of each.

Keywords*: confidence interval, the level of significance, p-value*

Однією з задач статистичного аналізу даних є задача перевірки гіпотез. Для цього спочатку формулюють головну (нульову) гіпотезу H_0, яку потім піддають перевірці. У більшості випадків сама гіпотеза формулюється як, наприклад, оцінюваний параметр θ дорівнює (більший, менший) якомусь значенню або, якщо порівнюють дві вибірки, то гіпотезу можна записати як різниця (частка) між параметрами дорівнює (більше, менше) якомусь значенню. На основі отриманих результатів, роблять висновок стосовно того справедлива нульова гіпотеза (тобто приймається) чи гіпотезу потрібно відкинути і прийняти чи перевірити альтернативну. Альтернативною гіпотезою виступає або протилежна, наприклад, якщо головна гіпотеза формулювалась як $\theta = 3$, то протилежна формулюється як $\theta \neq 3$ (відповідно, якщо головною гіпотезою є $\theta < 3$, то протилежною буде $\theta \geq 3$) або є гіпотеза з низки альтернативних гіпотез, наприклад якщо головою була $\theta = 3$, то альтернативними можуть бути $\theta < 2$, $\theta = 4$, $\theta \geq 5$ і т.і. Перший випадок називають гіпотезами типу H_0, другий – типу альтернативного вибору. За великим рахунком вони відрізняються лише кількістю альтернативних гіпотез.

Існують 2 підходи аналізу результатів перевірки гіпотез – через аналіз критичних значень розподілу статистики, або визначення довірчих інтервалів для статистики критерію та параметру та аналіз так званого p-рівня. Перший підхід є більш поширеним у роботах вітчизняних науковців, другий – у зарубіжних, хоча часто серед зарубіжних публікаціях можна зустріти роботи, де аналізують обидва показники. Таким чином, розуміння відмінностей у використанні цих двох підходів є ***актуальним*** для дослідників.

Метою даної роботи є висвітлення особливості застосування цих двох підходів та висвітлення відмінностей у висновках, що ґрунтуються на них.

Отже, перш за все, при перевірці гіпотез, обирають рівень значущості, який позначають через α. Його, як правило, обирають досить малим, стандартно це α=0.05, 0.1, 0.01, 0.001 або 0.005.

Рівень значущості ще називають похибкою першого роду, тобто ймовірністю відхилити гіпотезу H_0 у випадку, коли вона є вірною. Відповідно похибкою другого роду називають ймовірність прийняти хибну альтернативну гіпотезу і позначають через β. Різні значення α мають свої переваги та недоліки. Менші α дають більшу впевненість в тому, що вже встановлена альтернативна гіпотеза значуща, але при цьому є більший ризик не відкинути помилкову нульову гіпотезу (похибка

другого роду), і таким чином отримати меншу статистичну потужність. Вибір α неминуче вимагає компромісу між значущістю і потужністю, а, отже, між ймовірністю похибок першого і другого роду.

При перевірці гіпотез типу H_0, як правило, розглядають гіпотезу, у якій існують 2 параметри – наявний (за вибіркою) та гіпотетичний. Сама статистика G символізує міру близькості між цими параметрами – якщо ці параметри відрізняються не сильно і ця відмінність узгоджена з гіпотезою, то гіпотезу H_0 приймають, у противному випадку – відхиляють. Під терміном "не сильно" ми маємо на увазі допустимо для даної гіпотези.

Для порівняння двох підходів запишемо спочатку алгоритми перевірки гіпотез.

Перевірка гіпотези через довірчий інтервал передбачає виконання наступних кроків [1].

Визначають функцію $G(x_1, \ldots, x_N, \theta_0)$ від вибірки $(x_1, \ldots, x_N)$ об'єму N та гіпотетичного значення параметра, яка у випадку справедливості гіпотези H_0, має один із стандартних статистичних розподілів, до яких відносять Z – стандартний нормальний розподіл, t_n– розподіл Стьюдента з n степенями свободи, χ^2_n– хі-квадрат з n степенями свободи та F_{mn} – розподіл Фішера з m та n степенями свободи.

За цим стандартним розподілом статистики G і довірчою ймовірністю $1-\alpha$ будують довірчу область $D_{1-\alpha}$ рівня $1-\alpha$. Ця область є двосторонньою для рівностей і односторонньою для нерівностей, тобто :

$$D_{1-\alpha} = \begin{bmatrix} (-\infty;\, x_\alpha^U) - \text{права односторонн я область} \\ (x_\alpha^L;\, +\infty) - \text{ліва односторонн я область} \\ (x_{\alpha/2}^L;\, x_{\alpha/2}^U) - \text{двосторонн я область} \end{bmatrix}.$$

Обчислюють значення G_0 статистики G за наявною вибіркою $x_1,\ldots,x_N$ та гіпотетичним значенням параметру θ_0 та перевіряють отримане значення на належність довірчій області $D_{1-\alpha}$. У випадку, коли обчислене значення належить області $D_{1-\alpha}$, гіпотезу приймають, у протилежному – відхиляють: $G \in D_{1-\alpha} \Rightarrow H_0$ приймають, $G \notin D_{1-\alpha} \Rightarrow H_0$ відхиляють.

Якщо значення статистики потрапляє до цього інтервалу, то гіпотезу приймають, інакше – відхиляють. Крім того, цей підхід дозволяє визначити довірчий інтервал $I_{1-\alpha}^{\theta}$ для самого параметру θ, що дає можливість проаналізувати діапазон можливих допустимих значень цього параметру.

Перевірка гіпотези через p-рівень.

Будуючи довірчі інтервали, легко бачити, що довірчий інтервал рівня 95% є вужчим за довірчий інтервал 99%, тобто цілком можливою є ситуація, коли гіпотезу для рівня значущості 0.05 відхиляють, а для рівня 0.01 – приймають. Тобто, знижуючи рівень значущості, знижують ймовірність відхилити справедливу нульову гіпотезу. Таким чином, це викликає підозру стосовно правильності відкидання нульової гіпотези.

Крім перевірки гіпотези при заданому рівні значущості, також можна визначають найменший рівень значущості, при якому нульова гіпотеза може бути

відхилена, виходячи з інформації, отриманої з даної вибірки. Такий найменший рівень значущості називають p-рівнем.

P-значення (p-value, probability value, p-рівень) – це ймовірність отримати значення випадкової величини, розподіленої за тим же законом, що і статистика, таке або більш екстремальне за саме значення статистики, отримане при справедливій нульовій гіпотезі. Таким чином, p-рівень – це мінімальна величина рівня значущості, при якому нульова гіпотеза може бути відхилена, виходячи з інформації, отриманої з даної вибірки.

Це означає, що якщо p-рівень для даної гіпотези є більшим за заданий у задачі рівень значущості, то нульову гіпотезу приймають, інакше – відхиляють.

Алгоритм прийняття (відхилення) гіпотези має вигляд:

Визначають статистику $G(x_1, \ldots, x_N, \theta_0)$ як функцію від вибірки $(x_1, \ldots, x_N)$ об'єму N та гіпотетичного значення параметра, яка у випадку справедливості гіпотези H_0, має один із стандартних статистичних розподілів, описаних вище.

Обчислюють значення G_0 статистики G для даної вибірки та знаходять інтервал D_{G_0} у залежності від типу нульової гіпотези (H_0: $\theta = \theta_0$, $\theta < \theta_0$ чи $\theta > \theta_0$):

$$D_{G_0} = \begin{cases} (-\infty; G_0) - \text{права односторонння область при } \mathrm{H}_0 : \theta < \theta_0 \\ (G_0; +\infty) - \text{ліва односторонння область при } \mathrm{H}_0 : \theta > \theta_0 \end{cases}$$

Зазначимо, що для гіпотези $H_0 : \theta = \theta_0$ використовують обидва інтервали.

Обчислюють значення p-value, позначаючи через X – випадкову величину, розподілену за тим самим розподілом, що і статистика G

$$p(G) = \min_{\alpha}\{G \notin D_{1-\alpha}\} = P(X \notin D_{G_0})$$

Для гіпотези $H_0 : \theta = \theta_0$ знаходять обидва значення $p_1 = P(X > G_0)$ та $p_2 = P(X < G_0)$, а p-рівень рахують за формулою

$$p - value = 2\min(p_1, p_2)$$

або ж

$$p - value = 2\min(p_1, 1 - p_1)$$

так як $p_1 = P(X > G_0)$ та $p_2 = P(X < G_0)$, через те, що $P(X = G_0) = 0$ у сумі дорівнюють 1 як ймовірність достовірної події.

Далі p-рівень порівнюють зі значенням рівня значущості α. Якщо $\alpha < p - value$, гіпотезу приймають, у противному випадку – відхиляють.

Отже, на рівні алгоритмів ми можемо узагальнити відмінності цих двох методів таким чином:

За допомогою методу побудови довірчого інтервалу для перевірки гіпотези отримуємо значення статистики, довірчий інтервал для статистики та довірчий інтервал для параметру.

За допомогою методу обчислення p-рівня отримуємо значення статистики та граничне значення рівня значущості - значення p-рівня.

Тобто, у першому випадку ми отримуємо інтервал, у якому з довірчою ймовірністю знаходиться істинне значення шуканого параметру, а у другому – критичне значення рівня значущості для даної нульової гіпотези, за яким її можна відхилити.

Розглянемо тепер чинники які впливають на результат у кожному з цих підходів.

Якщо обсяг вибірки зменшується, то, довірчий інтервал $I^{\theta}_{1-\alpha}$ з довірчою ймовірністю $1-\alpha$ для параметру θ буде ставати ширшим. Дійсно, розглядаючи можливі варіанти побудови відповідних довірчих інтервалів для параметрів різних критеріїв, легко бачити, що розмір інтервалу є обернено пропорційним до обсягу вибірки та прямо пропорційним до дисперсії: наприклад [1] $I^{m}_{1-\alpha}=\left(\bar{x}-Z_{\frac{\alpha}{2}}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{N}};\bar{x}+Z_{\frac{\alpha}{2}}\cdot\frac{\sigma}{\sqrt{N}}\right)$, $I^{m}_{1-\alpha}=\left(\bar{x}-t_{N-1;\frac{\alpha}{2}}\cdot\frac{S}{\sqrt{N}};\bar{x}+t_{N-1;\frac{\alpha}{2}}\cdot\frac{S}{\sqrt{N}}\right)$ для перевірки гіпотези про значення математичного сподівання, $I^{m_1-m_2}_{1-\alpha}=\left(-Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma^2}{N_1}+\frac{\sigma^2}{N_2}};Z_{\frac{\alpha}{2}}\sqrt{\frac{\sigma^2}{N_1}+\frac{\sigma^2}{N_2}}\right)$ для перевірки гіпотези про відмінність математичних сподівань двох генеральних сукупностей $I^{m_1-m_2}_{1-\alpha}=\left(\delta-t_{N_1+N_2-2;\frac{\alpha}{2}}\frac{\sqrt{(N_1-1)S_X^2+(N_2-1)S_Y^2}}{\sqrt{\frac{N_1N_2(N_1+N_2-2)}{N_1+N_2}}};\delta+t_{N_1+N_2-2;\frac{\alpha}{2}}\frac{\sqrt{(N_1-1)S_X^2+(N_2-1)S_Y^2}}{\sqrt{\frac{N_1N_2(N_1+N_2-2)}{N_1+N_2}}}\right)$ для критерію Стьюдента.

Звідси маємо, що розмір довірчого інтервалу для математичного сподівання буде більшим для вибірок з більшою вибірковою дисперсією. Це можна проілюструвати на прикладі кількох вибірок з різним обсягом та дисперсією з математичним сподіванням, що дорівнює 0 та гіпотезою H_0: m=0. Для цього розглянемо 6 випадків з різними об'ємами вибірки, дисперсіями та рівнями значущості:

Таблиця 1. Порівняння довірчих інтервалів та p-рівнів.

		Ліва границя інтервалу	Права границя інтервалу	Розмах інтервалу	Вибіркове середнє	p-рівень
а	N=10, DX=1, α=0.05	-0.345165	0.99695	1,342	0.326	0.3005
б	N=1000, DX=1, α=0.05	-0.090036	0.039297	0,129	-0.0254	0.4416
в	N=1000, DX=1, α=0.01	-0.11042	0.05968	0,17	-0.0254	0.4416
г	N=1000, DX=1, α=0.10	-0.0797	0.02889	0,109	-0.0254	0.4416
д	N=10, DX=10, α=0.05	-7.1948	1.322	8,517	-2.936	0.1532
е	N=1000, DX=10, α=0.05	-0.346	0.87265	1,219	0.263	0.397

Отже, з таблиці видно, що чим більший обсяг вибірки, тим вужчим є довірчий інтервал (а-б, д-е) і чим більша дисперсія, тим ширшим (а-д, б-е). Також

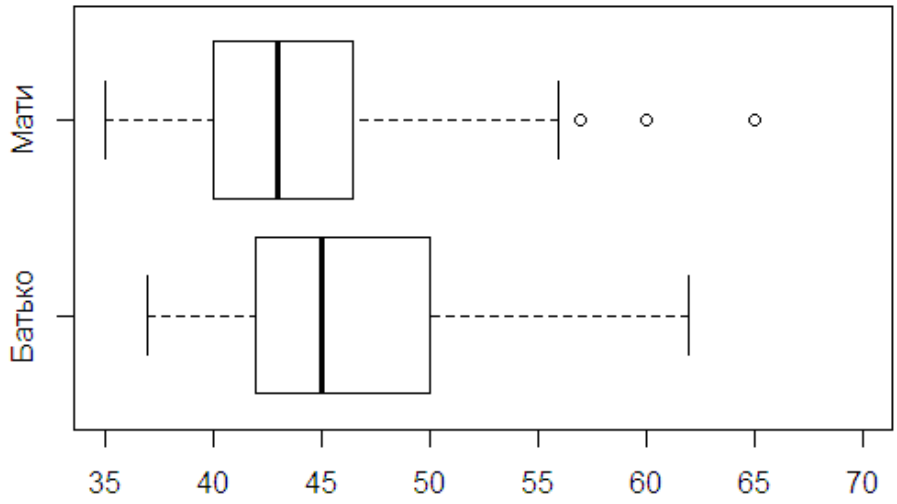
на розмір інтервалу впливає заданий рівень значущості – збільшення рівня α приводить до звуження інтервалу (б-в-г).

Маючи довірчий інтервал, можна стверджувати, що з імовірністю $1-\alpha$ істинне значення параметру лежить у межах інтервалу. Це означає, що якщо провести, наприклад, 100 експериментів, отримавши 100 вибірок, у $(1-\alpha)\cdot 100\%$ випадках істинне значення потрапить до довірчого інтервалу. Тобто ще однією перевагою методу довірчих інтервалів над методом обчислення p-рівня є те, що інтервал обчислюють у розмірності самого параметру.

Розглянемо чинники, які впливають на значення p-рівня. Як і у методі довірчих інтервалів, розмір вибірки та величина дисперсії впливають на значення p-рівня: збільшення обсягу приводить до збільшення значення p-value, а збільшення дисперсії – на зменшення. Рівень значущості ніяк не впливає на обчислення p-рівня. Це легко пояснити, адже p-рівень сам є мінімальним рівнем значущості, при якому відхиляють нульову гіпотезу.

Розглянемо можливість застосування обох методів на прикладі. Для цього скористаємось даними моніторингового дослідження UNíDOS, що проводяться у Київському національному університеті імені Тараса Шевченка серед студентів всіх курсів та факультетів за винятком Військового інституту. Для порівняння візьмемо вік батьків студентів 2 курсу всіх факультетів та побудуємо п’ятиточкову характеристику для цих двох вибірок: матері та батька.

Вік батьків студентів 2 курсу



Перевіримо гіпотезу про те, що відмінність між середнім віком батьків студентів відрізняється на 2 роки з протилежною альтернативною гіпотезою. Для цього застосуємо критерій Стьюдента, з якого отримаємо значення p-value=0.3479 та 95% довірчий інтервал (1.397467; 3.705646) з вибірковими середніми значеннями 46.42135 для чоловіків та 43.86979 для жінок відповідно.

З результатів видно, що істинне значення різниці у віці може з довірчою ймовірністю 0.95 бути у діапазоні від 1.397467 до 3.705646. Серединою довірчого інтервалу є значення 2.55. Це значить, що найбільш ймовірним значенням відмінності математичних сподівань є 2.55. Якщо перевірити цю гіпотезу, то отримаємо p-value=0.93, а довірчий інтервал при цьому залишиться старим. Ці

обидві гіпотези є значимими на більшому рівні значущості: у першому випадку при α<0.3479, для другого - при α<0.93.

Більш цікавим є випадок, коли параметр у гіпотезі розташований ближче до краю довірчого інтервалу. Розглянемо, наприклад, гіпотезу $H_0 : \overline{m}_ч - \overline{m}_{ж}$=3.7. Так як загальні характеристики вибірки не змінились, то довірчий інтервал для шуканого параметру не зміниться, а от p-value=0.051. Тобто "надійність" гіпотези значно зменшилась. Якщо ж взяти за нульову гіпотезу відмінність у 4, тобто $H_0 : \overline{m}_ч - \overline{m}_{ж}$=4, то отримаємо, що гіпотетичне значення не потрапляє до довірчого інтервалу, тобто нульову гіпотезу відхиляємо, а от з отриманого значення p-value = 0.01404 можемо сказати, що така гіпотеза буде значущою лише для α<0.01404.

Перевіримо ще одну гіпотезу про середню різницю віку батьків студентів: $H_0 : \overline{m_ч - m_{ж}}$ =2.

95% довірчий інтервал для відмінності у віці дорівнює (2.114674; 3.023257), p-value = 0.0144. Це означає, що нульову гіпотезу на рівні 95% (рівні значущості α=0.05) потрібно відхилити, але її можна прийняти для α=0.01.

Розглянемо тепер питання статистичної значущості та дослідницької значущості.

У статистиці, за визначенням, статистична величина є значимою, якщо мала ймовірність чисто випадкової появи її або ще більш крайніх величин. Наприклад, якщо говорять, що статистика є значущою на рівні 5%, то це означає, що результат, отриманий на підставі даної вибірки є чисто випадковим з ймовірністю 0.05. Тобто, наприклад, якщо насправді нульова гіпотеза є хибною, а ми 100 разів провели експеримент (отримали вибірку), то у 5 вибірках зі ста все таки знайшлося б підтвердження справедливості гіпотези.

Обираючи стандартний рівень значущості (наприклад 0.05) потрібно враховувати також специфіку вибірки. У загальному випадку вважають, що обсяг вибірки є достатньо великим. Випадок малого обсягу вибірки призводить як до розширення довірчого інтервалу, так і до зменшення значення p-рівня. Тобто при різних обсягах вибірки одне і те саме значення може бути як статистично значимим, так і ні.

Цікавий приклад розглянуто у роботі [4]. Там розглядається приклад аналізу систолічного артеріального кров'яного тиску. Нульовою гіпотезою є: різниця між тиском у двох групах є принаймні 4мм рт.ст.

Так, не зважаючи на специфіку побудови вибіркової сукупності, може бути відкинута гіпотеза, яка є статистично не значущою, при тому, що вона є дослідницько значущою. Отже, крім методу обчислення p-рівня є сенс розглядати також довірчі інтервали для параметру гіпотези.

Висновки. Таким чином, як висновок, можемо сформулювати відмінності між підходами у побудові довірчих інтервалів та визначення значення p-рівня у перевірці гіпотез:

При побудові довірчих інтервалів сам інтервал, як результат, дається у термінах параметру, стосовно кого перевіряють гіпотезу. Тобто довірчі інтервали мають таку саму розмірність, як і параметр. Це означає, що такий підхід є сенс застосовувати у випадку, коли потрібно отримати інформацію про діапазон допустимих з заданою довірчою ймовірністю значень параметру. Крім того довірчий інтервал дає інформацію стосовно статистичної значущості критерію, а також показує напрям виявлення найбільш імовірного гіпотетичного значення параметру.

Перевірка гіпотези за допомогою обчислення p-рівня дає дихотомічне рішення – приймаємо нульову гіпотезу чи відхиляємо її. Хоча, наприклад, значення p-value=0.048 з одного боку передбачає відхилення гіпотези з рівнем значущості 0.05, але з іншого вимагає більш ретельного дослідження вибірки, хоча при заокругленні $0.048 \approx 0.05$. У медицині вважають, що необхідно розглядати значення p-рівня з точністю до 3 десяткового знака [3].

P-рівень не залежить від початково запропонованого рівня значущості, а навпаки, вказує, при якому рівні значущості гіпотезу можна прийняти і дає інформацію про "надійність" гіпотези.

Статистичну значущість слід відрізняти від дослідницької значущості.

Методи побудови довірчого інтервалу та визначення р-рівня не вступають у протиріччя, а доповнюють один одного.

У сучасних зарубіжних дослідженнях (медицина) для публікацій рекомендують будувати висновки на ґрунті, як довірчих інтервалів, та і р – рівня [2]. Наприклад CONSORT для звітності клінічних досліджень вимагає обидва показники. Аналогічні вимоги присутні у більшості сучасних провідних наукових журналах.

Список використаних джерел

1. Донченко В.С., Сидоров М.В.-С., Шарапов В.В. Теорія ймовірностей та математична статистика: навч. посіб. [Текст] // В.С.Донченко, М.В.-С. Сидоров, М.М.Шарапов/.- Київ: ВЦ 'Академія', 2009. - 288 с.
2. CONSORT reporting and trials [електронний ресурс] Режим доступу: http://www.consort-statement.org/consort-statement/
3. Hubbard William K. International Conference on Harmonisation; Guidance on Statistical Principles for Clinical Trials; Availability [Текст] // William K. Hubbard /.- Federal Register/Vol. 63, No. 179/Wednesday, September 16, 1998/Notices p. 49596 Режим доступу: http://www.fda.gov/downloads/RegulatoryInformation/Guidances/UCM129505.pdf
4. Prel Jean-Baptist du et al. Confidence Interval or P-Value? Part 4 of a Series on Evaluation of Scientific Publications [Текст] // Jean-Baptist du Prel, Gerhard Hommel, Bernd Röhrig and Maria Blettner/ .- Dtsch Arztebl Int. 2009 May; 106(19): pp. 335–339. Режим доступу: http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC2689604/pdf/Dtsch_Arztebl_Int-106-0335.pdf

Отримано 20.08.2013 р.

УДК 316.377+[316:303.7]

Сальнікова С. А. °

Східноєвропейський національний університет імені Лесі Українки, кандидат соціологічних наук

ПІДГОТОВКА ВОДІЇВ У КОНТЕКСТІ ПОВСЯКДЕННИХ ПРАКТИК: РЕАЛІЇ УКРАЇНИ В ЕМПІРИЧНОМУ ВИМІРІ

В статті акцентується увага на професійному рівні водіїв як показнику дієвості системи їх підготовки в контексті повсякденних практик. Задля соціологічного вивчення даної проблематики автор сконструювала «ідеальний тип» водія, на основі концептуальної схеми якого побудувала Індекс поведінкової культури та Індекс знання Правил дорожнього руху; аналіз результатів дослідження проведено в розрізі різних когорт і з урахуванням українських реалій інституційної трансформації.

***Ключові слова**: «ідеальний тип» водія, Індекс поведінкової культури, Індекс знання Правил дорожнього руху.*

В статье акцентируется внимание на профессиональном уровне водителей как показателе действенности системы их подготовки в контексте повседневных практик. Для социологического изучения данной проблематики автор сконструировала «идеальный тип» водителя, на основе концептуальной схемы которого построила Индекс поведенческой культуры и Индекс знания Правил дорожного движения, анализ результатов исследования проведен в разрезе различных когорт и с учетом украинских реалий институциональной трансформации.

° © Сальнікова С. А. 2013 р.