



Педагогическо списание на
Великотърновския университет
„Св. св. Кирил и Методий“

ПЕДАГОГИЧЕСКИ
ПАМЯНИК

Брой 1, 2026

ИЗСЛЕДОВАТЕЛСКИ ПРОНИКНОВЕНИЯ

RESEARCH INSIGHTS

DOI: 10.54664/WQXT7803

НЯКОИ БАЗОВИ СТАТИСТИЧЕСКИ ПОНЯТИЯ
И МЕТОДИ В ПОВЕДЕНЧЕСКИТЕ И СОЦИАЛНИТЕ НАУКИ

Димитър Цветков¹, Ралица Ангелова-Славова²

SOME BASIC STATISTICAL CONCEPTS
AND METHODS IN BEHAVIORAL AND SOCIAL SCIENCES

Dimitar Tsvetkov, Ralitsa Angelova-Slavova

Abstract: This article provides a brief overview of some, traditionally defined as basic, statistical concepts and methods used in behavioral and social science research. Emphasis is placed on logical consistency and precise formal definitions.

Keywords: statistical methods, educational measurement, psychological measurement

Въведение

Съдържанието на настоящата статия се основава на монографиите на Цветков (2015) и Ангелова-Славова (2023), книгата на Клаус и Ебнер (1971), както и на статията на Кутева-Цветкова и Колев (2022). Към настоящия момент статистиката представлява основен метод в поведенче-

¹ Димитър Цветков – професор, доктор, преподавател в катедра „Комуникационни и информационни системи“, Факултет „Логистика и технологии“, НВУ „Васил Левски“. e-mail: dimitar.petkov.tsvetkov@gmail.com

² Ралица Любомирова Ангелова-Славова – доцент, доктор, преподавател в катедра „Комуникационни и информационни системи“, Факултет „Логистика и технологии“, НВУ „Васил Левски“. e-mail: r.angelova.slavova@gmail.com

ските и социалните науки. Изучава общности от статистически единици и формира количествени сведения за техния профил. Актуалните статистически единици в поведенческите и социалните науки имат разнообразно естество. Статистическият профил в голяма степен детерминира когнитивния и личностния репертоар, осигурявайки полезни сведения за технологиите на управление.

Обектът на изследване представлява статистическа съвкупност, наричана още популация. Дадена популация се асоциира с определена реална (физическа) съвкупност от единици. От гледна точка на теорията обаче популацията винаги има хипотетичен характер. Нормалната популация представлява съвкупност от варианти на даден прототип. Прототипното мислене е своеобразна форма на абстрактно мислене. Нормалните популации се моделират чрез променливи с нормални разпределения и съответно допускат статистически методи, характерни за нормалните разпределения.

Всяко нещо съществува в определени количества, които могат да бъдат измерени. Съответно, всеки поведенчески или социален конструкт допуска измерване по определени критерии, показатели и индикатори. Измерването представлява приписване на числова или знакова характеристика на наблюдавани статистически единици в рамките на статистически експеримент.

Резултатите от експерименталните измервания се формират в наблюдения и данни. Формалният подход изисква да правим разлика между емпиричната природа на конкретните данни и теоретичния характер на математическите методи за тяхното моделиране. Пренебрегването на този факт в името на „практическата ориентация“ на обучението е непродуктивно и лишено от основания. Данните се оформят в таблици, редовете на които съответстват на наблюдаваните статистически единици, а стълбовете съответстват на статистически променливи.

Експерименталните действия (измерванията) се извършват над извадка от предварително дефинирана еднородна популация. Извадката представлява сравнителна малка част от реалната физическа популация. Извадката трябва да бъде представителна (непреднамерена) получена по лотариен принцип. Извадката се разбира като умален макет на популацията, отразяващ в съществена степен нейните определящи характеристики, представляващи дефинираната цел на експеримента. Целта всъщност е основният филтър, определящ популацията.

Обикновено се ползват статистически техники за безкрайни популации. Безкрайността е удобна абстракция, която в практически план означава възможност за избиране на достатъчно големи извадки. Обемът на извадката n е равен на броя на статистическите единици, които тя включва. Ако извадката е представителна, то установените статистически асоциации в нея се предполагат валидни по същество за цялата популация. Именно трансферът на асоциации от извадка към популация представлява най-важната задача на статистиката.

Променливите могат да бъдат типизирани по различни критерии. Широко разпространена е йерархията на Стивънс в четири нива на измерване. Номиналните променливи, или променливи по номинална скала, са например „пол“, „раса“. Ординалните променливи, или променливи по ординална скала, са например оценяването по „шестобална система“. Интервалните променливи, или променливи по интервална скала, са например суровите балове от различни тестове. Абсолютните променливи, или променливи по скала на отношенията, са например физическите мерки. Различаваме още категорийни (номинални и ординални) и метрични променливи (интервални и абсолютни). Метричните променливи биват дискретни и непрекъснати.

В поведенческите и социалните науки се използват най-често номинални и интервални променливи.

Методология

Статистическият анализ има две характерни нива. Първото ниво съдържа описателни статистики, представляващи методи за организиране, обобщаване и представяне на данните по нагледно информативен начин. Второто ниво съдържа статистически изводи, представляващи трансфер на закономерности от извадка към популация. Типичният статистически извод се дели условно на два дяла – сравнителен анализ и корелационен анализ. При сравнителния анализ се сравняват две или повече популации по едни и същи променливи. При корелационния анализ се търсят асоциации между две или повече променливи в рамките на една и съща популация.

Разпределението (емпирично или теоретично) на променливите, индивидуално или съвместно, представлява първично понятие в статистиката. Емпиричното разпределение (разпределението на наблюдаваните стойности на променливата в извадката) се получава в резултат на групиране на резултатите. Статистическият модел асоциира дадена статистическа случайна променлива с някое конкретно теоретично (популационно) разпределение.

Групирането при номинални променливи се получава по естествен начин чрез броење по категории, затова разпределението на номинални променливи се представя посредством обикновени таблици и кръгови диаграми. За представяне на разпределението на непрекъснати променливи трябва правило за групиране на резултатите. Това става посредством разделяне на интервала на наблюденията на части и отброяване на емпиричните честоти на наблюденията, отнесени към съответните части. Въз основа на тези бройки се получава таблица на честотите и хистограма (диаграма със стълбове).

α -квантил на дадена метрична променлива се нарича число k_α , което разделя числовата ос на наблюденията в определена пропорция, при което $\alpha \cdot 100\%$ от наблюденията остават вляво от k_α . По-важни квантили са медианата Me (50% квантил), долен квантил LQ (25% квантил) и горен квантил UQ (75% квантил).

Типичното разпределение на метрична променлива при нормална популация се явява нормалното разпределение. То притежава две главни особености – има ясно изразен център (единствена мода) и две симетрични опашки. Отсъствието на ясно изразен център представлява индикатор, че разпределението се отклонява съществено от нормалното. Умерена асиметрия на опашките е все още допустима.

При неограничено нарастване обема на извадката ($n \rightarrow \infty$) и намаляване на дължините на междинните интервали на хистограмата, стъпаловидното очертание на хистограмата преминава в непрекъснатата линия, която задава графика на плътността на популационното нормално разпределение.

Когато променлива X се моделира от нормално разпределение, пишем $X \sim N(\mu, \sigma^2)$. Базовото предположение за метричните променливи е, че всичките индивидуални и съвместни разпределения са нормални.

Нормалните разпределения са линейно инвариантни. Особена роля тук има стандартното нормално разпределение $Z \sim N(0,1)$. При дадени натурални стойности за променливата X , могат да се пресметнат стойностите $z_k = (x_k - \bar{x})/s$, които имат емпирично средно нула и емпирична дисперсия 1, а също така и t -стойностите $t_k = 50 + 10z_k$, които имат разпределение $N(50, 100)$. z -стойностите са безразмерни, независимо от това, дали стойностите на X имат някаква предметна (физическа) размерност.

Нормалното разпределение няма практически състоятелна алтернатива при моделиране на непрекъснати метрични променливи в психологията. То съответства на философията на нормалните популации, като съвкупност от варианти на даден прототип. Нормалните разпределения предоставят и много удобства от чисто математическа трактовка.

Резултати

В тази секция е поставен акцент върху някои от най-разпространените статистически методи от поведенческите и социалните изследвания.

Централна тенденция и изменчивост. Централна тенденция се нарича характеристика, която по определен оптимален начин представя изменчивостта (разнообразието) от стойности на статистическата променлива.

Има три основни мерки за централна тенденция – средно, медиана и мода. Средното на извадката (sample mean) $\bar{x} = \sum x_k / n$ задава най-важната мярка за централна тенденция. Медианата Me служи като заместител на средното, когато се наблюдават съществени отклонения от предположението за нормално разпределение. Модата Mo показва зоната на струпуване на наблюденията.

Дисперсия на извадката (sample variance) $s^2 = \sum (x_k - \bar{x})^2 / (n - 1)$ представлява най-важната мярка за изменчивост. Тя задава количествен израз доколко променливата се отклонява спрямо нейното средно \bar{x} . Стандартното отклонение се определя като $s = \sqrt{s^2}$.

Асиметрията (skewness) показва доколко двете опашки на разпределението са симетрични. Ексцесът (kurtosis) е свързан с очертанието на центъра на разпределението. При нормално разпределение техните популационни стойности са нули, а емпиричните стойности са близки до нула. При нормално разпределение, стандартизираната асиметрия и стандартизирания ексцес варират типично в граници от -2 до 2 .

Терминът статистика се ползва и за обозначаване на случайна променлива, пресметната чрез наблюденията, без участие на параметри от съответното теоретично разпределение. В този смисъл средното на извадката \bar{x} и дисперсията на извадката s^2 представляват статистики.

Съвместни разпределения. Съвместното разпределение на две номинални променливи се представя чрез таблица на честотите. Съвместното разпределение на две метрични променливи се представя посредством диаграма на разсейване. В случая на съвместно нормално разпределение, точките от диаграмата на разсейване се групират по концентрични елипси, които се сгъстяват към някакъв център.

При съвместно нормално разпределение, цялата статистическа асоциация между двете променливи се измерва посредством единствено число – коефициентът на линейна корелация на Пирсън. Коефициентът r на линейна корелация за извадката се пресмята по формулата $r = cov(X, Y) / (s_x s_y)$, където $cov(X, Y)$ е емпиричната ковариация на двете променливи. Неговият съответен популационен параметър се бележи с ρ . Корелационните коефициенти измерват асоциацията между променливите в два атрибута – посока и сила. Посоката се определя от знака, а силата от магнитуда. Коефициентът на корелация се мени в граници от -1 до 1 , без да достига практически тези крайни стойности. Различаваме положителна зависимост (знак $+$) и отрицателна зависимост (знак $-$). Силата на връзката може също да се конкретизира чрез семантични категории. Независимостта на две променливи със съвместно нормално разпределение означава $\rho = 0$, което емпирично се проявява като малки по магнитуд стойности на коефициента на извадката $r \approx 0$.

Коефициентът на корелация е линейно инвариантен. Той не се променя по модул при нетривиални линейни трансформации на двете променливи.

Основни извадкови разпределения. Популационното разпределение на дадена променлива (в качеството си на теоретичен обект) има хипотетичен характер и в типичния случай се определя математически посредством някакъв брой неизвестни параметри, които могат да бъдат оценявани статистически. Нормалното разпределение $N(\mu, \sigma^2)$ задава пример за непрекъснатото разпределение с два параметъра – средно на популацията μ и дисперсия на популацията σ^2 . Нормалното разпределение може да се определи и като непрекъснатото разпределение с максимална ентропия при зададено средно и зададена дисперсия (по смисъл на теорията на информацията на Клод Шанон).

Всяка променлива X притежава функция на разпределение $F(x) = Pr(X \leq x)$. Теоретичният α -квантил представлява число k_α , за което $\alpha = F(k_\alpha)$. Пресмятат се автоматично чрез компютър или се ползват готови таблици. Непрекъснатите променливи притежават и функция на плътност $f(x)$.

В теорията на проверка на статистически хипотези всяка нулева хипотеза притежава проверяваща статистика. В типичния случай, тези проверяващи статистики имат едно от следните разпределения. Стандартно нормално $X \sim N(0,1)$, хи-квадрат $X \sim \chi^2(r)$, t -разпределение на Стюдънт $X \sim t(r)$ и F -разпределение на Фишер $X \sim F(m,n)$. Техните квантили допускат следните интуитивни означения z_α , $\chi^2_{\alpha;r}$, $t_{\alpha;r}$ и $F_{\alpha;m,n}$.

Точкови и интервални оценки. Статистиката \bar{x} представлява точкова оценка за μ , статистиката s^2 е точкова оценка за σ^2 , а статистиката r е точкова оценка за ρ . За потенциално безкрайните популации, при неограничено нарастване обема на извадката ($n \rightarrow \infty$), стойностите на посочените статистики се колебаят около истинската стойност на съответните параметри на популацията, при което самите параметри остават неизвестни.

Освен точкови оценки, могат да се пресмятат и интервални оценки, чрез намиране на довертелни интервали. При зададено ниво на значимост α със съответно ниво на доверие $(1 - \alpha)$, $(1 - \alpha)100\%$ доверителният интервал за средното μ (на нормална променлива) се получава по

формулата $\bar{x} \pm \frac{s}{\sqrt{n}} t_{\frac{\alpha}{2}; n-1}$. За всеки параметър на популацията може да се смята доверителен интервал, директно чрез формула или чрез компютърни симулации.

Проверка на хипотези. Различаваме нулева хипотеза (хипотеза за нулев ефект) H_0 и алтернативна хипотеза H_{alt} , която допълва нулевата. Нулевата хипотеза винаги гласи, че наблюдаваните ефекти имат случаен характер в резултат на неизбежната случайност, съпътстваща статистическия експеримент. Схемата на проверка на нулеви хипотези се придържа стриктно към парадигмата на научния метод, търсещ статистически аргументи за нейното отхвърляне или потвърждаване.

Ключово понятие при проверката на хипотези представлява нивото на значимост α , което трябва да има достатъчно малки стойности. В поведенческите и социалните науки обикновено се приема $\alpha = 0.05$ [5%].

Грешка от първи род настъпва, когато отхвърлим нулевата хипотеза, но тя фактически е вярна. Грешка от втори род настъпва, когато не отхвърлим нулевата хипотеза, но тя фактически не е вярна. Нивото на значимост α позволява да контролираме грешката от първи род. Грешката от втори род се поддава трудно на математическо описание и контрол.

Илюстративен пример. Такъв се явява тестът за средното на една нормална променлива. Тук $H_0: \mu = \mu_0$, $H_{alt}: \mu \neq \mu_0$. В този случай проверяващата статистика

$$t_{emp}(n-1) = \sqrt{n} \frac{\bar{x} - \mu_0}{s}$$

има t -разпределение на Стюдънт $t(n-1)$. При класическия подход, H_0 се отхвърля, когато стойността на $t_{emp}(n-1)$ (пресметната въз основа на данните) лежи далече от центъра на въпросното $t(n-1)$ разпределение, т.е. когато $|t_{emp}(n-1)|$ надвишава критичната стойност $t_{\frac{\alpha}{2}; n-1}$.

Модерният подход изисква пресмятане на достигнатото ниво на значимост p – *value* (p – *level*), което обикновено се изчислява чрез компютър. Отнесено към класическия подход, нулевата хипотеза се отхвърля, когато p – *value* $\leq \alpha$.

Модерният подход позволява заключението да се прави без да се задава предварително стойност на α , а само въз основа на стойността на p – *value*. По определение, p – *value* е величина, която със своето намаляване увеличава увереността за отхвърляне на нулевата хипотеза. Основната интерпретация на p – *value* е (оценена от опита) вероятност за грешка от първи род. Основният недостатък на p – *value* се явява неговата неустойчивост.

Някои популярни методи за проверка на хипотези. *Тест на Стюдънт за две независими извадки.* При сравнителния статистически анализ се сравняват централни тенденции. В този случай се ползва популационното средно, при което $H_0: \mu_1 = \mu_2$, $H_{alt}: \mu_1 \neq \mu_2$. Проверяващата статистика има $t(n_1 + n_2 - 2)$ разпределение, където n_1 и n_2 са съответните обеми на извадките. Отхвърлянето на нулевата хипотеза се тълкува като доказателство за количествено различие между двете популации в полза на тази с по-високото емпирично средно. При описание на резултата обикновено се привежда стойността на проверяващата статистика и стойността на достигнатото ниво на значимост p – *value*.

Отхвърлянето на H_0 може да се изкаже по следните два еквиваленти начина. 1) Двете популационни средни са различни. 2) Различието между двете емпирични средни е статистически значимо (статистически достоверно), следователно въпросното различие има неслучаен (закономерен) характер.

Тълкуване на резултата, когато няма основания за отхвърляне на хипотезата за нулев ефект H_0 , може да се изкаже по следните два еквиваленти начина. 1) Двете популационни средни са равни. 2) Различието между двете емпирични средни не е статистически значимо (не е статистически достоверно). Правилният изказ тук е, че данните от опита не дават основание за отхвърляне на нулевата хипотеза.

Тест на Фишер за две независими извадки. Сравняват се двете дисперсии. $H_0: \sigma_1^2 = \sigma_2^2$, $H_{alt}: \sigma_1^2 \neq \sigma_2^2$. Проверяващата статистика има $F(n_1 - 1, n_2 - 1)$ разпределение. Отхвърлянето на нулевата хипотеза се тълкува като доказателство за различие между дисперсиите на двете попу-

лации. Тестът на Фишер допълва теста на Стюдънт, понеже нормалните популации се характеризират само със средно и дисперсия. Методически тестът на Фишер трябва да предхожда този на Стюдънт, понеже едно от условията за валидност на теста на Стюдънт е равенство на дисперсиите на сравняваните популации. От друга страна тестът на Стюдънт показва устойчивост спрямо отклоненията от това изискване.

Еднофакторен дисперсионен анализ (One-Way-ANOVA). Тук става дума за едновременно сравняване на две или повече популации. Представлява специфична форма на сравнителен анализ, при който проверяващата статистика за нулевата хипотеза се основава на пресмятане на дисперсии и се явява своеобразно обобщение на теста на Стюдънт. Обособени са две характерни променливи – фактор и зависима променлива. Факторът представлява номинална променлива, чрез категориите на която началната извадка се разбива на $J \geq 2$ брой части, всяка част от които обособява извадка със съответна популация. Зависимата променлива обикновено е метрична по интервалната скала (не може да бъде номинална).

Нулевата хипотеза гласи, че всички популационни средни са равни $H_0: \mu_1 = \mu_2 = \dots = \mu_J$. Алтернативната хипотеза представлява обикновено логическо отрицание на нулевата (не всички популационни средни са равни). Проверяващата статистика има $F(J - 1, N - J)$ разпределение. Нулевата хипотеза се отхвърля, когато проверяващата статистика има достатъчно голяма стойност (попадаща достатъчно далече в дясната опашка на съответното разпределение на Фишер).

Основното предметно тълкуване е като „влияние на фактора върху зависимата променлива“, но не е задължително. При отхвърляне на нулевата хипотеза се налага да се извърши Post-Hoc анализ, за да се види къде са значимите различия.

Тест на Ман-Уитни. Тестът представлява непараметричен смислов аналог на теста на Стюдънт за сравняване на две независими извадки. Този тест не предявява изисквания към формата на разпределение (иска се само променливата да бъде непрекъсната). Тук като инструмент за сравнение се използват медианите (вместо средните, както е при теста на Стюдънт). В опростен вид нулевата хипотеза представлява предположение за равенство на популационните медиани $H_0: Me_1 = Me_2$, $H_{alt}: Me_1 \neq Me_2$. Проверяващата статистика има приблизително стандартно нормално разпределение. Някои платформи използват и по-точни форми на разпределение на проверяващата статистика. Тестът на Ман-Уитни е типичен пример за непараметричен тест. При него вместо натуралните стойности на променливите се използват техните рангове (променливите предварително се ранжират). Тук са допустими някои полезни допълнения, като например пресмятане на средния ранг. При отхвърляне на нулевата хипотеза, изводът се прави въз основа на взаимното разположение на медианите или на средния ранг.

Непараметричните тестове се използват, когато са налице особености във формите на разпределение на извадките. Обикновено тези особености се получават при малки обеми на извадките. В практиката могат да се съчетаят двата теста – непараметричния и неговия параметричен аналог. В случая могат да се съчетаят тестът на Стюдънт и тестът на Ман-Уитни. В типична ситуация те водят до едно и също заключение.

Тест на Кръскал-Уолис. Представлява непараметричен аналог на еднофакторния дисперсионен анализ и се явява своеобразно обобщение на теста на Ман-Уитни. Нулевата хипотеза тук (в опростен вид) се състои в предположение за равенството на популационните медиани за отделните групи. И тук се работи с рангове вместо натуралните стойности на зависимата променлива. Проверяващата статистика има приблизително $\chi^2(J - 1)$ разпределение. Резултатите от теста на Кръскал-Уолис в типичния случай трябва да бъдат сходни с резултатите от дисперсионния анализ, понеже става дума за два математически метода, ориентирани към една и съща предметна задача. При интерпретацията на резултатите следва да се използват стойностите на медианите и стойностите на средните рангове по отделните групи.

Тест на Стюдънт за повтарящи се измервания. При повтарящи се измервания се налага използване на специфични методи на сравнение. Проверяващата статистика има $t(n - 1)$ разпределение. Тестът обикновено е двустранен.

Дисперсионен анализ за повтарящи се измервания. Проверяващата статистика има $F(J - 1, (n - 1)(J - 1))$ разпределение, където J е броят на повторенията. Критичната област е едностранна.

Тест на Уилкоксон. Непараметричен аналог на теста на Стюдънт за повтарящи се измервания. Проверяващата статистика има приблизително стандартно нормално разпределение. Тестът обикновено е двустранен.

Тест на Фридман. Непараметричен аналог на дисперсионния анализ за повтарящи се измервания. Проверяващата статистика има $\chi^2(J - 1)$ разпределение. Критичната област е едностранна.

Значимост на коефициента на корелация. Линейният коефициент на корелация на Пирсън r , обикновено се съпровожда с достигнатото ниво на значимост на нулевата хипотеза $H_0: \rho = 0$. Коефициентът става използваем, като показател за наличие на ненулева асоциация, едва когато тази нулева хипотеза се отхвърли, т.е. когато съответното p – value е достатъчно малко.

Сравняване на пропорции. За дихотомни номинални променливи от тип наличие на някакъв признак може да се пресмята относителният дял на наличие на признака в извадката и респективно да се проверява статистическа хипотеза за относителния дял в популацията. Проверяващата статистика има приблизително стандартно нормално разпределение. Тестът обикновено е двустранен. За такива променливи може да се сравняват относителните дялове между две независими извадки (еквивалентно – сравняване на относителни дялове между две независими популации). Проверяващата статистика има приблизително стандартно нормално разпределение. Тестът обикновено е двустранен.

Коефициент на Пирсън-Браве. Между дихотомни променливи (с два наредени маркера тип „да/не“) може да се получи коефициент на корелация – коефициент на Пърсън-Браве, за който може да се пресмята и достигнато ниво на значимост. Проверяващата статистика има $\chi^2(1)$ разпределение.

Хи-квадрат тест за независимост. За установяване на статистическа асоциация (или отсъствие на такава) между две чисто номинални променливи се използва χ^2 -тестът за независимост. Тълкуването на зависимостта в този случай обаче представлява принципно труден проблем.

Коефициентът на корелация на Спирман r_s и коефициентът на Кендал τ представляват непараметрични аналози на коефициента на Пирсън r .

Методи от многомерния анализ. *Регресионен модел.* Ако са дадени известен на брой независими метрични променливи X_1, X_2, \dots, X_p и една зависима метрична променлива Y , то може да се търси статистическа асоциация от тип регресия. При взаимно нормално разпределение тази връзка има линеен характер, която след стандартизация на променливите приема вида $z_Y = \beta_1 z_{X_1} + \beta_2 z_{X_2} + \dots + \beta_p z_{X_p}$. Стандартизираните коефициенти на регресия $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ се тълкуват по посока и могат да се сравняват по големина. В този модел се проверяват по една нулева хипотеза за всеки β коефициент – че съответният му теоретичен аналог е различен от нула и една обща нулева хипотеза за състоятелност на целия модел. Проверяващите статистики за коефициентите имат $t(n - p - 1)$ разпределение. Даден коефициент се приема за информативен, само когато неговото достигнато ниво на значимост е достатъчно малко. Проверяващата статистика за нулевата хипотеза за състоятелност на целия модел има $F(p, n - p - 1)$ разпределение.

За целия модел се пресмята коефициент на детерминация R^2 , който в проценти показва какъв дял от общата вариация в зависимата променлива се обяснява чрез вариацията в независимите променливи. Коефициентът на детерминация се явява най-важната числова характеристика на регресионния модел.

Регресионният модел може да се използва като количествен израз на причинно-следствена връзка от независимите променливи към зависимата променлива, когато теоретичният модел от предметната област указва за наличие на такава. Статистиката обаче не доказва наличие на такива връзки, а само им дава количествен израз, когато имаме основания да предполагаме тяхното съществуване.

Дисперсионен анализ. Моделът с дисперсионен анализ с много фактори може да се използва като количествен израз на причинно-следствена връзка от променливите фактори към зависимата променлива, когато теоретичният модел от предметната област указва за наличие на такава. Ко-

гато са дадени известен брой независими номинални променливи (фактори) F_1, F_2 и т.н., и една зависима метрична променлива Y , то може да се проведе дисперсионен анализ. При два фактора се проверяват три нулеви хипотези – по една за главния ефект на факторите и една за тяхното взаимодействие. Провервяващите статистики навсякъде имат F -разпределение на Фишер. И тук дисперсионният анализ може да се интерпретира като форма на сравнителен анализ.

Факторен анализ. Факторният анализ е специфична статистическа техника, която позволява да се намали размерността на експерименталното пространство до малко на брой латентни променливи, наречени фактори. По метода на главните компоненти броят на факторите се определя от броя на собствените числа, които са по-големи от 1. За по-добра идентификация на факторите се извършва факторна ротация. Факторният анализ позволява и да се даде количествен израз на факторите (factor scores). Факторният анализ търпи критика понеже предлага повече от едно обосновани решения, обвързани с чисто математически подход.

Надеждност и валидност. Надеждността указва доколко скалата измерва надлежно определен конструкт, а валидността указва доколко този конструкт отговаря на предварително определената предметна цел. Добрите скали изискват да притежават качествата валидност и надеждност. Надеждността може да се установи експериментално посредством коефициента алфа на Кронбах. При надеждна скала, той трябва да има достатъчно висока стойност, а тестовите единици да имат добра трудност и разделителна сила. Отсъствието на надеждност представлява фатален недостатък на теста, понеже в този случай тестът не измерва нищо (тестовите балове имат по същество случаен характер). Валидността обикновено е обект на експертни оценки. Надеждността може да се схваща и като валидност на скалата спрямо себе си.

Дискусия

Статистиката по определение има описателен характер за изучаваните феномени. Това касае с особена сила областта на поведенческите и социалните науки. В този смисъл нейната методология и нейните изводи винаги са дискуссионни. Различни методи могат да имат едно и също познавателно значение, което открива дискусия кой метод е повече кохерентен към поставената задача от предметната област. Специфична дискусия се открива в проблема доколко дадено изследване отговаря на модерните етични норми. Отговорът в такива дискуссионни ситуации трябва да се търси в експертната на конкретния автор и неговата научна коректност. Висок дискуссионен потенциал притежава проблемът доколко избраната извадка е представителна. Изборът на представителна извадка винаги ще остане по същество нерешен до край проблем.

Заклучение

Целта на тази статия е най-вече прецизно първично формулиране на ключови понятия и стъпки, характерни за статистическата обработка на данни, получени от поведенчески и социални експерименти. Авторите се надяват, настоящият текст да е постигнал в съществена степен своята цел.

ЛИТЕРАТУРА

Ангелова-Славова, Р. (2023). *Вероятности и статистика с компютър* (2. изд.). Астарт. // **Angelova-Slavova, R. (2023).** *Veroyatnosti i statistika s kompyutar* (2. izd.). Astarta.

Клаус, Г., & Ебнер, Х. (1971). *Основи на статистиката за психолози, социолози и педагози*. Наука и изкуство. // **Klaus, G., & Ebner, H. (1971).** *Osnovi na statistikata za psiholozi, sociolozi i pedagozi*. Nauka i izkustvo.

Кутева-Цветкова, В., & Колев, Н. (2022). Общи характеристики на дидактическият експеримент за развитие на определена образователна компетентност: Статистически подход. *Педагогически алманах*, 30(1). <https://doi.org/10.54664/XATP8878> // **Kuteva-Tsvetkova, V., & Kolev, N. (2022).** Obshti harakteristiki na didakticheskiya eksperiment za razvitie na opredelena obrazovatelna kompetentnost: Statisticheski podhod. *Pedagogicheski almanah*, 30(1). <https://doi.org/10.54664/XATP8878>

Цветков, Д. (2015). *Лекции по статистически методи в психологията*. ИВИС. // **Tsvetkov, D. (2015).** *Leksii po statisticheski metodi v psihologiyata*. IVIS.