

Ф.Н. ИЛЬЯСОВ

ТИПЫ ШКАЛ И АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ В СОЦИОЛОГИИ

ТИПЫ ШКАЛ И АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ В
СОЦИОЛОГИИ

TYPES OF SCALES AND ANALYSIS OF
DISTRIBUTIONS IN SOCIOLOGY

ИЛЬЯСОВ Фархад Назипович — кандидат философских наук по специальности «прикладная социология», независимый исследователь. E-mail: fa08@mail.ru

ILIASOV Farkhad Nazipovich - Candidate of Philosophical Sciences (Applied Sociology), Independent Researcher. E-mail: fa08@mail.ru

Аннотация. Цель статьи — обозначить некоторые особенности анализа социологических распределений в соответствии с изложенным ранее пониманием шкал и специфики социологического измерения. Рассмотрено соотношение атрибутивных, порядковых и абсолютных шкал с типами социологических распределений. На примере президентских выборов в России и Франции в 2012 г. представлены возможности сравнительного анализа атрибутивных шкал. Проанализирован феномен распределения «ранг–размер». Показано, что атрибутивные шкалы — это зачастую свернутые порядковые шкалы, а понятие «качественный признак» нередко лишено формального смысла. Теоретически обоснован и описан эксперимент по измерению удовлетворенности местом работы двумя отдельными порядковыми шкалами. Изложены понимание феномена доверия и эксперимент по измерению доверия/недоверия двумя отдельными порядковыми шкалами с использованием новых аналитических подходов. Аргументируется необоснованность использования гипотезы нормального распределения в социологии. Распределения по возрасту проанализированы как особый тип распределений, сформулирована гипотеза, объясняющая типичную форму кривых распределений по возрасту. Вкратце описан феномен распределение величин свойства по временной шкале.

Abstract. The purpose of the article is to describe some features of the analysis of sociological distributions in accordance with the previously stated understanding of the scales and the specifics of the sociological measurement. The author describes attributive, ordinal and absolute scales with types of sociological distributions. The author presents the opportunities of the comparative analysis of the attributive scales using the data of the presidential elections conducted in Russia and France in 2012. The article provides the analysis of the rank-size distribution. The attributive scales are often convolute ordinal scales; and the notion of the qualitative character is often unreasonable. Using two ordinal scales, an experiment to measure the satisfaction with job is described. The author also considers the trust phenomenon as well as the experiment to measure trust/distrust through new analytical approaches. According to the paper, the hypothesis of normal distribution in sociology is invalid. Distributions by age are shown as a special type of distributions; a hypothesis to explain the shape of the curves of the distributions by age is stated.

Ключевые слова: социологические шкалы, социологические распределения, ранг–размер,

Keywords: sociological scale, sociological distribution, rank-size, ambivalence ratings,

амбивалентность оценок, удовлетворенность местом работы, доверие, нормальное распределение.

workplace satisfaction, trust, normal distribution.

В результате опроса исследователь получает различные типы распределений ответов. Тип используемых в опросе шкал задает тип распределения — атрибутивное, порядковое, абсолютное, временное (табл. 1). Об авторском понимании типов шкал см. [6].

Атрибутивное распределение формируется в результате выделения респондентов только по **наличию одного** исследуемого **свойства**. Оно отражает долю респондентов в выборке, обладающих измеряемым свойством.

Порядковое распределение есть распределение респондентов по **рангу величины свойства**, например, по степени согласия с некоторым утверждением, по оценкам или уровню квалификации.

Абсолютное распределение есть распределение респондентов по **величине** исследуемого **свойства**, например, уровню дохода или по возрасту.

Временные, динамические распределения представляют распределения **величин свойства по временной шкале** (времени измерения), например, изменение во времени рейтинга доверия политику.

Таблица 1 Тип шкал и получаемые распределения

Наименование шкал и распределений	Характеристика распределений	Примеры
Атрибутивные	Выделение респондентов по наличию одного исследуемого свойства	Количество респондентов определенного пола, национальности, конфессии или голосующих за определенного кандидата на выборах
Порядковые	Распределение респондентов по рангам величины измеряемого свойства	Распределения по степени согласия с некоторым утверждением, по даваемым оценкам
Абсолютные	Распределение респондентов по величине измеряемого свойства	Распределение респондентов по уровню дохода, возрасту
Временные	Распределение величин измеряемого свойства по временной шкале	Изменение во времени рейтинга доверия политику

Анализ распределений ответов по атрибутивным шкалам

Один из исследовательских артефактов — это восприятие в качестве единой (номинальной) шкалы совокупности однотипных шкал, измеряющих только наличие одного свойства у респондента. На самом деле здесь речь идет о совокупности независимых, не связанных друг с другом атрибутивных шкал, причем каждая из них фиксирует количество респондентов в выборке, обладающих определенным атрибутом (свойством). Подробнее об артефакте номинальной шкалы см. [6]. В качестве фиксируемого отдельного свойства выступают, например, готовность проголосовать за кандидата Иванова, приверженность газировке «Тархун», идентификация себя с татарским этносом и т.п.

Атрибутивные шкалы отражают структуру выборки — выделяют исследуемые группы, представляют данные для их изучения. Здесь можно выделить два направления изысканий:

- 1 анализ поведения выделенной группы (т.е. изучение связей с другими индикаторами исследования) либо сравнение поведения нескольких групп, выделенных по одному основанию;
- 2 анализ соотношения размеров выделенных групп. В данном случае возможны следующие аналитические процедуры:
 - Выделение модальной группы.
 - Ранжирование групп по числу респондентов.
 - Вычисление меры рассеяния респондентов по выделенным группам — среднего квадратического (стандартного) отклонения (s) и коэффициента вариации (V_s).

Анализ соотношения размеров групп, выделенных однотипными, но не идентичными атрибутивными шкалами, возможен при сравнении различных генеральных совокупностей. Рассмотрим распределения избирателей по однотипным атрибутивным шкалам на примере результатов голосования на выборах президента РФ и Франции в 2012 г. (табл. 2, рис. 1). Среднее арифметическое значение здесь показывает процент голосов, полученный в среднем одним кандидатом (этот показатель не информативен, так как всецело зависит от числа анализируемых атрибутивных шкал). Стандартное (среднее квадратическое) отклонение показывает, на сколько процентов в среднем отклоняется процент голосов, полученных кандидатом, от среднеарифметической величины. Коэффициент вариации есть отношение стандартного отклонения к среднеарифметической, выраженное в процентах, он позволяет более корректно сравнивать разные выборки.

Таблица 2 Результаты голосования на выборах Президента РФ (2012 г.) и первого тура президентских выборов во Франции (2012 г.)

Кандидаты, РФ	%	Ранг	Кандидаты, Франция	%
Владимир Путин	63,60	1	Франсуа Олланд	28,63
Геннадий Зюганов	17,18	2	Николя Саркози	27,18
Михаил Прохоров	7,98	3	Марин Ле Пен	17,90
Владимир Жириновский	6,22	4	Жан-Люк Меланшон	11,10
Сергей Миронов	3,85	5	Франсуа Байру	9,13
–	–	6	Ева Жоли	2,31
–	–	7	Николя Дюпон-Эньян	1,79
–	–	8	Филипп Путу	1,15
–	–	9	Натали Арто	0,56
–	–	19	Жак Шеминад	0,25
Среднее	20,00	–	Среднее	10,00
Стд. отклонение (s)	25,02	–	Стд. отклонение	11,03
Коэффициент вариации (V_s)	125,1	–	Коэффициент вариации	110,3

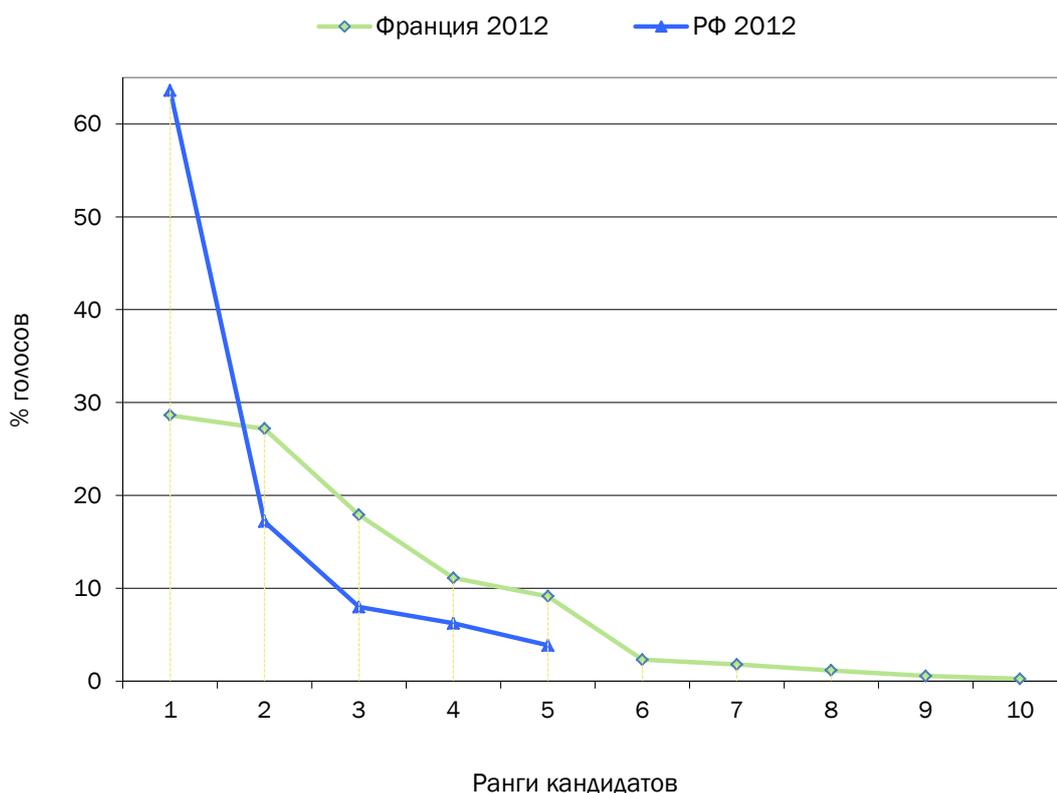


Рисунок 1 - Распределение голосов избирателей на выборах президента в РФ и Франции (первый тур) в 2012 г.*

*Соответствие рангов фамилиям кандидатов приведено в таблице 2

Сравнение величин коэффициента вариации V_s показывает, что в РФ разброс голосов ($V_s=125,1\%$) больше, чем во Франции ($V_s=110,3\%$). Аналогичным образом можно истолковать график, приведенный на рис. 1. Эти данные можно расценивать как свидетельство большей конкурентности выборов во Франции, так как там меньше разница в количестве голосов, полученных разными кандидатами.

Распределения «ранг–размер»

Ранжирование групп по числу респондентов, выделенных атрибутивными шкалами, приводит к идее поиска возможных закономерностей в получаемых ранжированных рядах (распределениях). Американский лингвист Джордж Ципф, анализируя распределения частот слов естественного языка, пришел к выводу, что эти частоты подчиняются определенной закономерности. Например, первое по частоте (рангу) слово встречается примерно в 2 раза чаще, чем второе, и в 3 раза чаще, чем третье, и т.д. Такого рода распределения, когда частота первого по рангу свойства в определенной прогрессии превышает частоту следующих по рангу свойств, называют **распределением «ранг–размер»** (либо ранговым распределением). Указанная закономерность называется закона Ципфа (существуют модификации закона с другими названиями, см., например [1]).

Если распределения строятся путем ранжирования величин групп, то можно ожидать, что в силу простого совпадения некоторая часть этих распределений будет соответствовать закону Ципфа, т.е. снижение величин групп будет с некоторой степенью погрешности подчиняться той или иной прогрессии. Вопрос в том, отражает ли такое распределение устойчивую, закономерную структуру объекта исследования либо оно для данного класса

объектов исследования возникает иногда, лишь в отдельных выборках и не связано с какой-либо социологической закономерностью.

В научной литературе бытует мнение, что распределение голосов избирателей на выборах (всегда) подчиняется закону Ципфа. В частности такой точки зрения придерживается Алексей Буховец [1, с. 132]. Оспаривает эту точку зрения, например, Михаил Филиппов [14].

Те, кто считают, что результаты выборов подчиняются закону Ципфа, не дают содержательного обоснования своей позиции, подчинение частотности слов в языке некоторой статистической закономерности можно понять, так как оно отражает устойчивую природную структуру языка. Однако распределение голосов избирателей не отражает какой-либо неизменной социальной структуры, наоборот, структура электоральных предпочтений представляет динамическую систему, распределение голосов избирателей в общем случае не подчиняется единой статистической закономерности и может иметь любой вид. При этом не исключены отдельные эпизоды, когда распределение голосов избирателей будет иметь характер, близкий к распределению «ранг–размер».

Прогрессия в общем смысле — это последовательность чисел, полученных по определенному правилу. Поскольку распределение «ранг–размер» построено на основе некоторой прогрессии, можно строить прогрессию на основе отрицательной кратности¹ частот распределений по отношению к максимальной частоте, т.е. первому рангу. Такое распределение приведено на рис. 2. Отрицательная кратность рейтингу Владимира Путина показывает, во сколько раз процент голосов, полученных отдельными кандидатами, **меньше** процента голосов, отданных за Путина. Полученное распределение приближенно описывается (аппроксимируется) прямой линией, т.е. допустимо полагать, что данное распределение близко к распрямлению «ранг–размер».

¹ Кратность показывает, во сколько крат (во сколько раз) одна величина больше другой. Отрицательная кратность показывает, во сколько раз одна величина меньше другой.

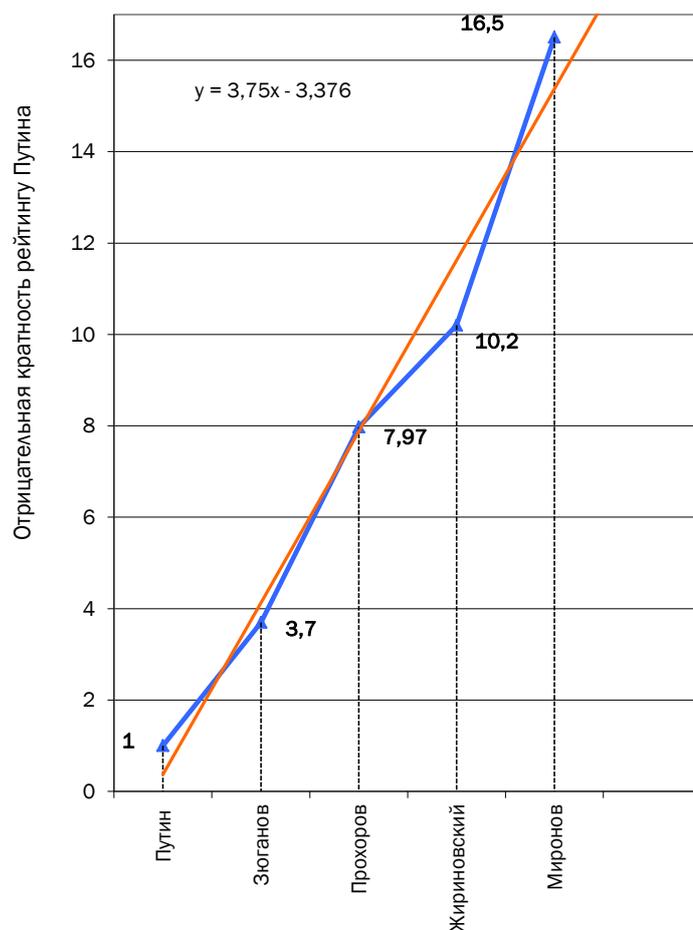


Рисунок 2 - Распределение результатов голосования на выборах Президента РФ в 2012 г., построенное на основе отрицательной кратности по отношению к максимальному результату*

* Оранжевая линия отражает линию тренда

Построенный подобным образом график результатов голосования во Франции по форме имеет вид, схожий с гиперболой, см. рис. 3 (линия тренда описана экспоненциальной кривой). Приведенные данные позволяют предположить, что результаты выборов в отдельных случаях с некоторой погрешностью могут описываться различными прогрессиями.

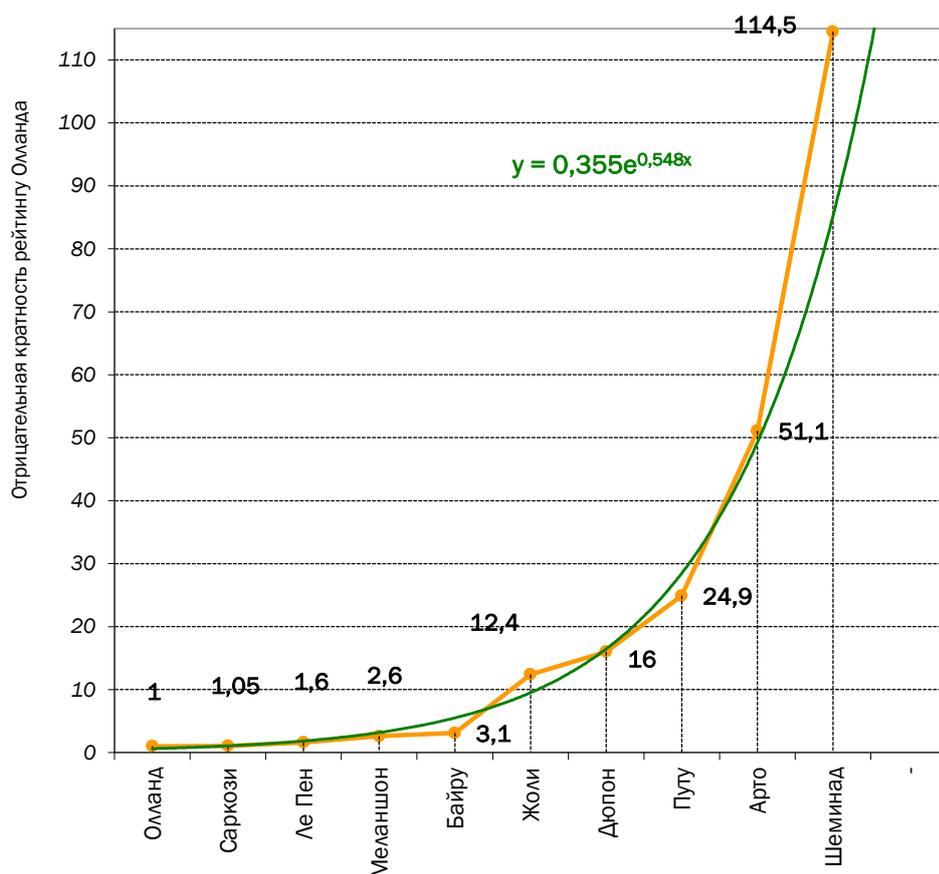


Рисунок 3 - Распределение результатов голосования на выборах президента Франции в 2012 г. (первый тур), построенное на основе отрицательной кратности по отношению к максимальному результату*

* Зеленая линия отражает линию тренда

Атрибутивные шкалы как свернутые порядковые шкалы

Атрибутивные (номинальные) шкалы иногда называют качественными, возможно, подразумевая, что фиксируемые ими свойства не имеют количественного измерения. Однако этот тезис не вполне соответствует действительности — качественный признак зачастую измерим.

Восприятие группы однотипных атрибутивных шкал как единой номинальной шкалы заслоняет собой одно важное обстоятельство — атрибутивные шкалы упрощают реальность до качественного признака. На самом деле они, как правило, представляют свернутую порядковую шкалу. Например, атрибутивная шкала электорального рейтинга фиксирует частную электоральную установку — количество респондентов, готовых голосовать за определенного кандидата. Однако можно еще измерить силу и активность этой готовности. Соответственно можно сконструировать шкалу, измеряющую активность такой установки. Нередко электоральная установка имеет амбивалентный характер, потому можно использовать две шкалы, измеряющие активность позитивной и негативной электоральной установки по отношению к одному и тому же кандидату.

Атрибутивные шкалы можно подразделить на две группы:

- 1 Субъективные — шкалы групповой самоидентификации, измеряющие пол, конфессию, профессию, этнос и т.д.
- 2 Объективные, фактографические — отражающие факты наличия у респондента определенного объективного свойства (обладание определенным предметом, совершения некоторого действия и пр.).

Рассмотрим некоторые шкалы групповой самоидентификации. При измерении национальности в социологии и переписях населения обычно фиксируется преимущественная самоидентификация респондента с одним определенным этносом. При этом за пределами измерения остается тот факт, что значительная часть респондентов генетически не являются моноэтническими, так как они дети (внуки, правнуки) межэтнических браков. Для отражения факта полиэтнической самоидентификации респондента может измеряться степень его этнической самоидентификации с несколькими этносами (например, русский на 50%, татарин на 25%, еврей на 12,5% и т.д.).

Самоидентификация респондента с конфессиональной принадлежностью в некоторых опросах измеряется атрибутивными шкалами, фиксирующими определенное свойство: христианин, магометанин, иудей, буддист и т.д. Такая самоидентификация на самом деле может иметь два параметра. По горизонтали отмечается причисление себя к определенной конфессии, здесь, как известно, встречается феномен полирелигиозности — одновременное исповедование двух или более религий. По вертикали определяется мера включенности в религию, степень религиозности, которая может измеряться порядковой шкалой (см., например, [5]). Иначе говоря, можно измерить: а) на сколько процентов респондент христианин или магометанин, буддист и т.д., б) в какой мере он религиозен.

Пол в социологии измеряется посредством половой самоидентификации. Значительная часть людей, как известно, ощущают в себе одновременно свойства (черты характера, особенности поведения и т.д.) и мужского, и женского пола. Выраженность этих свойств может представляться в процентах, что и делается в соответствующих психологических тестах. Не говоря о том, что само количество полов по критерию самоидентификации имеет тенденцию к увеличению. В качестве *casus vivendi* (случая из жизни) можно привести пример с Интернет-ресурсом Facebook, поместившим в феврале 2014 г. в регистрационной анкете для жителей США около 50 вариантов ответа на вопрос о половой самоидентификации.

Мера отнесения респондента к определенной профессии также измеряема: а) по вертикали — профессиональной квалификацией, б) по горизонтали — степенью обладания знаниями, навыками и умениями смежных или разных профессий.

Подобные обоснования могут быть приведены относительно измерения иных случаев групповой самоидентификации. Таким образом, значительная часть атрибутивных шкал представляет свернутые порядковые, а возможно, и абсолютные шкалы.

Выражение «качественный признак» в данном контексте лишено формального смысла, ибо оно обозначает лишь то, что из некоторых соображений используется огрубленная шкала, не измеряющая количества — степени выраженности фиксируемого свойства.

Аналогичные соображения могут быть приведены и при анализе дихотомических шкал — они зачастую являются свернутыми порядковыми, сводимыми к абсолютным. К примеру, ответ на фактографический вопрос может иметь порядковое либо абсолютное измерение. В частности ответ на вопрос типа: «Имеете ли вы автомобиль?» может не исчерпываться дихотомическим ответом «да» или «нет». Респондент может быть юридическим или фактическим: а) совладельцем, б) сопользователем, в) сораспорядителем автомобиля (что

часто бывает в семьях). При этом его доля может быть измерена точно — по юридически оформленной или подразумеваемой доле, по доли времени реального пользования и распоряжения.

Распределение частоты ответов по делениям порядковых шкал

Порядковые распределения тем или иным образом отражают измерения чувств, оценок. Алла Купрейченко указывает: «Исследовательские данные относительно позитивных и негативных чувств показывают, что они существуют, скорее, как двухполюсные конструкты (М. Бурк с соавт., Д. Ватсон и А. Теллген). По данным этих авторов, позитивная аффективность (радость, восторг, любовь, счастье) не антонимична высоконегативной аффективности (страдание, презрение, испуг, ненависть и т.д.)» [9, с. 98]. Этот существенный момент нередко игнорируется в социологии.

В социологической практике при использовании оценочных шкал часто используется двумерный вопрос-индекс, т.е. шкала, в которой одновременно содержатся два вопроса: измеряются и положительные оценки (согласие, одобрение, положительное отношение, удовлетворенность), и отрицательные (несогласие, неодобрение, отрицательное отношение, неудовлетворенность). При этом подспудно подразумевается, что используемая шкала является одномерной. На наш взгляд, это не вполне корректно, так как подобные оценки являются амбивалентными, двумерными.

Для проверки гипотезы о двумерности оценки удовлетворенности местом работы был проведен эксперимент. В экспериментальном онлайн-опросе² задавали два вопроса: один только про удовлетворенность местом работы, другой только про неудовлетворенность местом работы. Результаты приведены в таблице 3 и на рисунке 4.

Таблица 3 Распределение ответов респондентов на два* вопроса об удовлетворенности местом работы

Насколько вы удовлетворены своим местом работы?	%	Насколько вы не удовлетворены своим местом работы?	%
Полностью удовлетворен	9,6	Крайне не удовлетворен	12,3
Большей частью удовлетворен	39,5	Большей частью не удовлетворен	22,8
Удовлетворен в малой степени	29,8	Не удовлетворен в малой степени	43,9
Удовлетворенность отсутствует	16,7	Неудовлетворенность отсутствует	14
Затрудняюсь ответить	4,4	Затрудняюсь ответить	7
*Результаты опроса принимались серверной программой только в том случае, если респондент давал ответы на оба вопроса.			

Доля лиц, давших амбивалентные ответы, т.е. одновременно указавших разную меру и удовлетворенности, и неудовлетворенности своим местом работы, составила 61,5% от числа опрошенных. Этот показатель можно рассматривать как **индекс амбивалентности** удовлетворенности местом работы.

²Онлайн-опрос проводился с использованием онлайн-сервиса Google Docs с 9 по 28 января 2013 г. Просьба принять участие в опросе, со ссылкой на онлайн-анкету, размещалась на сайте психологических тестов, в опросе могли принять участие все желающие. Опрос предварялся обращением: «Просьба ответить на два вопроса, один о степени вашей удовлетворенности местом работы, другой — о степени неудовлетворенности местом работы». N=114. Опрос носил характер эксперимента, целью которого было проверить гипотезу о двумерности оценки удовлетворенности местом работы, размер и тип выборки адекватны задаче опроса.

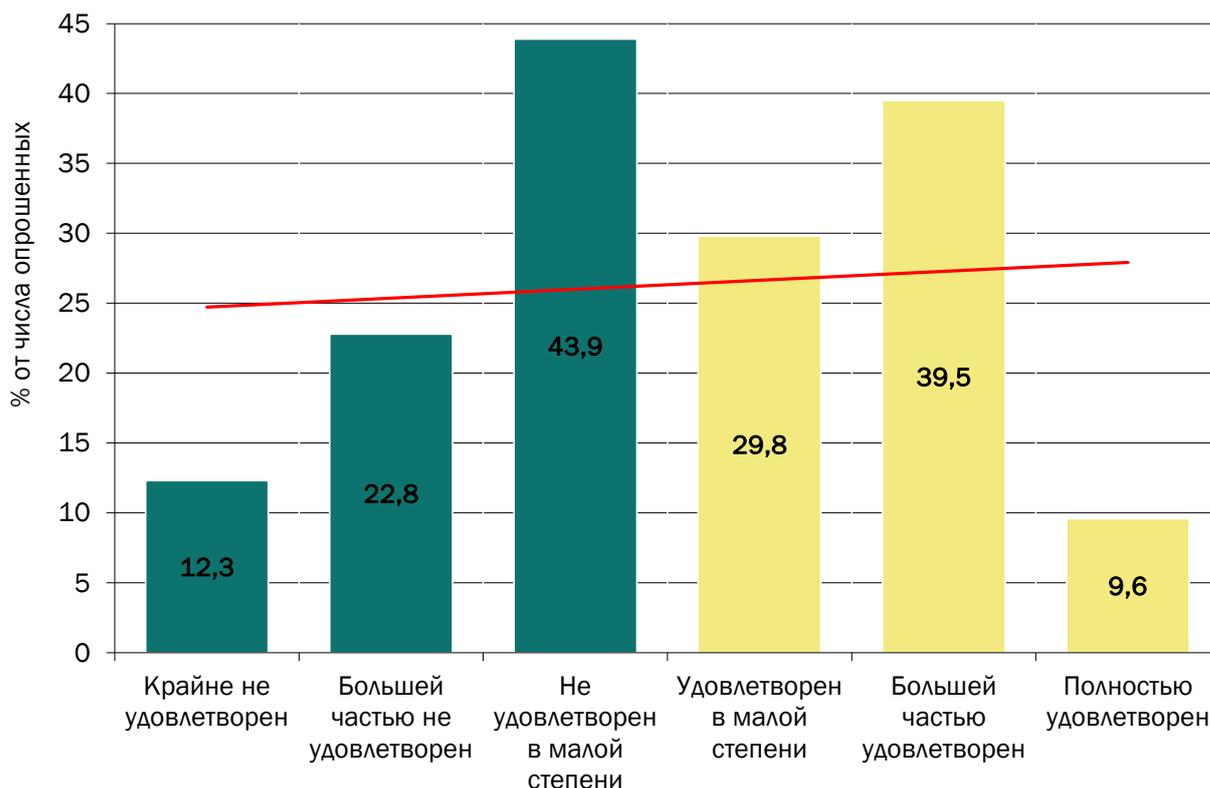


Рисунок 4 - Распределение ответов респондентов на два* вопроса:

1) «Насколько вы удовлетворены своим местом работы?»

2) «Насколько вы не удовлетворены своим местом работы?» **

* Результаты опроса принимались серверной программой только в том случае, если респондент давал ответы на оба вопроса

** Красным цветом выделена линия тренда, она показывает небольшое превышение удовлетворенности над неудовлетворенностью местом работы в группе опрошенных

Если считать по модальным группам, наиболее типичными ответами для опрошенной группы являются: «Не удовлетворен в малой степени» — 43,9%, «Большей частью удовлетворен» — 39,5% (рис. 4).

В одной и той же выборке 78,9% респондентов в той или иной мере удовлетворены местом работы и в то же время 79% в той или иной мере не удовлетворены. Приведенное соотношение ответов респондентов показывает, что в данном опросе доля положительных оценок практически равна доле отрицательных. Однако эти цифры не отражают связи количества удовлетворенных и неудовлетворенных с интенсивностью их оценок (которые имеет 3 градации).

Для отражения интенсивности оценок необходим некий обобщающий показатель удовлетворенности–неудовлетворенности. В качестве такого показателя предлагается использовать индексы удовлетворенности и неудовлетворенности, которые рассчитываются по формуле:

$$I_{умр} = (X_3 \times 3 + X_2 \times 2 + X_1) \times 100 / 300 \quad (1)$$

где $I_{умр}$ — индекс удовлетворенности местом работы;

X3 — доля респондентов полностью удовлетворенных, X2 — большей частью удовлетворенных, X1 — удовлетворенных в малой степени;

300 — максимально возможное значение «X3×3» (т.е. если X3=100%), 100 — число, используемое для приведения полученного результата к процентам;

I_{нумр} — индекс неудовлетворенности местом работы, рассчитывался аналогично.

По результатам обсуждаемого опроса индекс неудовлетворенности местом работы составил 42,1% (напомним, значение этого индекса составит 100%, если абсолютно все опрошенные отметят позицию «крайне не удовлетворен»), а индекс удовлетворенности оказался равен 45,9%, т.е. с учетом интенсивности оценок доля удовлетворенных местом работы в выборке оказалась несколько выше, чем неудовлетворенных. Для более точного измерения указанных индексов необходимо привести используемые порядковые шкалы к абсолютным, как это было показано ранее [6].

Измерение доверия–недоверия и его природа

Измерение рейтингов доверия–недоверия весьма распространено в практике массовых опросов. Анализ и опыт исследования феномена доверия изложены в психологической и социологической литературе [3, 9, 12, 16]. Теорию вопроса нельзя полагать в достаточной мере разработанной. Обращает на себя внимание и тот факт, что до настоящего времени не сложилось единого понимания феномена доверия–недоверия. Используя понятие доверия, авторы порой подразумевает его различные истолкования. «Несмотря на разнообразие имеющихся теорий, практик и подходов, — указывает Татьяна Скрипкина, — остается неясным вопрос о том, что же такое доверие, какова его психологическая сущность, какие функции оно выполняет» [12, с. 44].

Из изложенного в литературе о феномене доверия можно выделить два существенных момента. Первый — это понимание доверия как установки (хотя не все исследователи разделяют такое понимание). Второй важный аспект — доверие и недоверие не формируют единого континуума, а являются независимыми, самостоятельными феноменами, из чего следует, что они должны измеряться отдельно. Существенным идентифицирующим критерием доверия–недоверия представляются ожидания пользы и ожидания вреда [9].

Проведенные автором в различные годы исследования феномена доверия к политикам, политическим партиям, маркам производителей, товарам, банкам дали основания полагать, что доверие по своей психологической природе является установкой. Обобщение результатов указанных исследований позволило сформулировать следующее определение, отражающее восприятие респондентами смысла этого слова.

Доверие — это совокупность представлений и настроений субъекта:

- 1 отражающих его ожидания того, что объект будет реализовывать некоторые функции, способствующие увеличению или сохранению ресурсов субъекта;
- 2 проявляющихся в готовности субъекта делегировать объекту реализацию этих функций.

Соответственно, недоверие — это ожидания выполнения функций, уменьшающих ресурсы субъекта, приводящие к отказу делегировать объекту выполнение соответствующие функций.

Объектом доверия–недоверия могут выступать отдельные лица, группы, сообщества и структуры любого масштаба вплоть до союза государств, а также предметы, товары, услуги. Различные подходы к пониманию видов и типов доверия и недоверия изложены, например, в [9, с. 60–67; 16, с. 75–87]. Для измерения доверия основополагающим является факт амбивалентности доверия и недоверия. Алла Купрейченко указывает: «В работе Р. Левицки, Д. Макалестера и Р. Биса отмечается, что доверие и недоверие не являются противоположными концами единого континуума. Это означает, что субъекты способны одновременно доверять и не доверять друг другу. Основаниями подобного подхода эти авторы называют современные социально-психологические исследования отделимости и одновременного существования позитивно-валентных и негативно-валентных аттитюдов (Дж. Кациопо и Г. Бернтсон, Р. Пети, Д. Вегенер и Л. Фабригар)» [9, с. 98].

Для эмпирического исследования феномена доверия–недоверия автор провел экспериментальный онлайн-опрос³, в ходе которого задавал два вопроса: один о степени доверия, другой о степени недоверия политику Владимиру Жириновскому. Результаты опроса приведены на рисунке 5 и в таблице 4. Выборка не претендует на репрезентативность, задача опроса лишь показать аналитические возможности предлагаемого подхода.

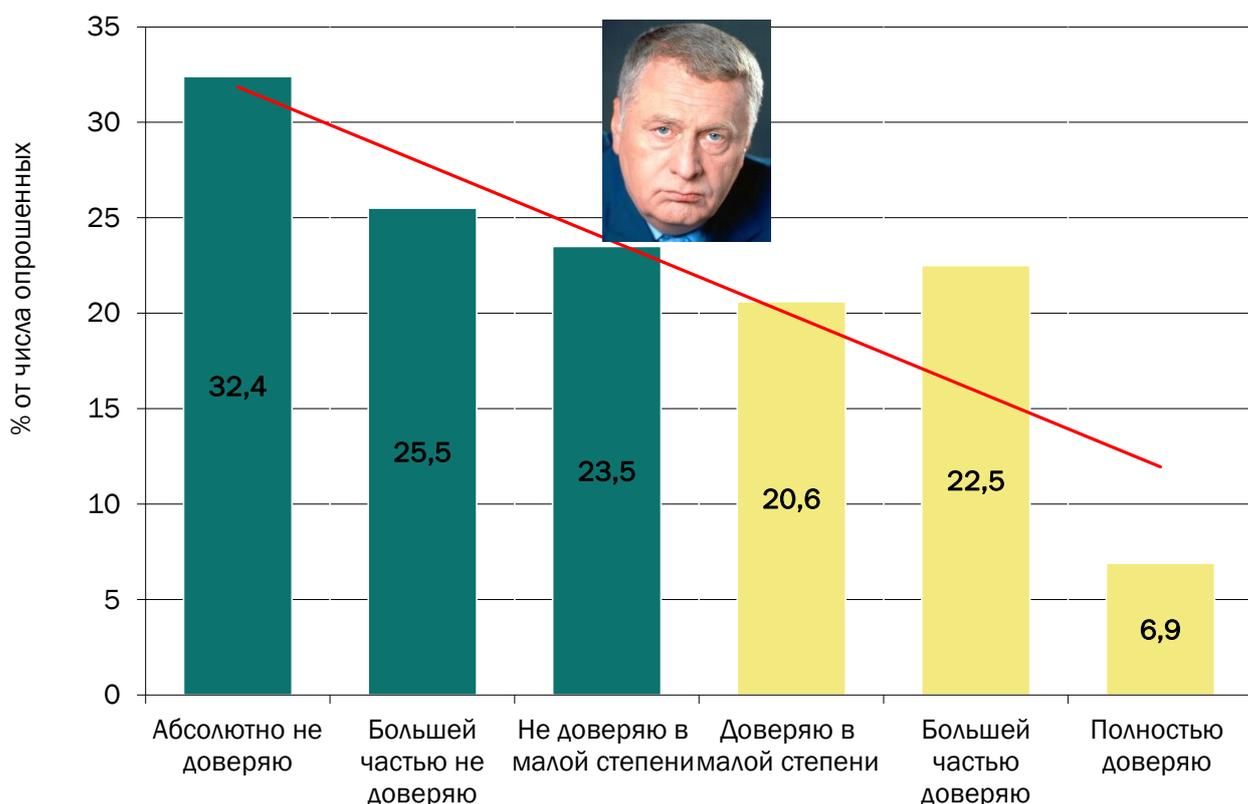


Рисунок 5 - Распределение ответов на два* вопроса:

- 1) «Насколько вы доверяете Владимиру Жириновскому как политику?»,
- 2) «Насколько вы не доверяете Владимиру Жириновскому как политику?»

³Онлайн-опрос проводился с использованием онлайн сервиса Google Docs в феврале-марте 2014 г. N=102. Просьба принять участие в опросе со ссылкой на онлайн-анкету размещалась на сайте психологических тестов, в опросе могли принять участие все желающие. Опрос предварялся обращением: «Просьба ответить на два вопроса: один о степени вашего доверия политику Владимиру Жириновскому, другой — о степени вашего недоверия ему».

**Результаты опроса принимались серверной программой только в том случае, если респондент давал ответы на оба вопроса
**Красным цветом выделена линия тренда*

Данные, приведенные на рисунке 5, показывают, что распределение ответов респондентов по степени доверия Жириновскому имеет выраженный отрицательный тренд. 81,4% респондентов в той или иной мере не доверяют Жириновскому и в то же время 50,0% в той или степени доверяют ему, при этом полностью доверяют 6,9%.

Таблица 4 Таблица сопряженности ответов на два вопроса: 1) «Насколько вы доверяете Владимиру Жириновскому как политику?», 2) «Насколько вы не доверяете Владимиру Жириновскому как политику?»*

Степень доверия	Степень недоверия			
	абсолютно не доверяю	большой частью не доверяю	не доверяю в малой степени	недоверие отсутствует
Полностью доверяю	-	-	-	6,9
Большой частью доверяю	-	-	18,6	2,9
Доверяю в малой степени	1,0	13,7	4,9	-
Доверие отсутствует	31,4	10,8	-	-

*Цветом выделены амбивалентные ячейки.

Индекс амбивалентности доверия Жириновскому равен 37,2% (доля респондентов, ответы которых находятся в закрашенных ячейках табл. 4). Иными словами, 37,2% опрошенных респондентов в некоторой мере доверяют и одновременно в некоторой мере не доверяют Жириновскому⁴. С одной стороны, индекс амбивалентности указывает на меру неустойчивости рейтинга, с другой — на потенциал его укрепления, так как лица с амбивалентным отношением с большей вероятностью могут склониться к однозначному положительному или отрицательному отношению, нежели лица с уже существующим однозначным отношением.

Проведенный эксперимент дает основания полагать, что в случае необходимости более точного измерения рейтинги доверия и недоверия должны измеряться разными порядковыми шкалами, приведенными к абсолютным.

О гипотезе нормального распределения в социологии

Идею соотношения социологических распределений (шкал, выборок, коэффициентов корреляции) с нормальным распределением можно полагать довольно популярной. Однако этот формально-математический подход не имеет содержательного обоснования в социологии. Ситуация не вполне ясна, в частности не всегда уточняется распределение, по каким шкалам может подчиняться закону Гаусса. Распределения по атрибутивным шкалам не могут рассматриваться на предмет соответствия нормальному распределению, так как это независимые шкалы и у них не может быть среднего значения и, соответственно, отклонений

⁴ В практике массовых опросов индекс доверия политику может рассчитываться как разница между рейтингом доверия и рейтингом недоверия. При этом для измерения подобных рейтингов используются два вопроса с одним (максимальным) делением шкалы.

от него. Порядковые шкалы также не имеют корректного среднего значения, поэтому также не могут соотноситься с нормальным распределением.

Анализ распределений респондентов по величине свойства, т.е. по делениям абсолютных шкал, с точки зрения их соответствия нормальному закону, на первый взгляд, более обоснованно. Однако среди распределений по абсолютным шкалам не наблюдается типов распределений, соответствующих нормальному. Распределения респондентов по зарплате, доходам, распределения брачующихся и мигрантов по возрасту и другие подобные распределения имеют правоскошенный характер.

Не удалось найти аргументов, обосновывающих гипотезу о том, почему определенный вид социологического распределения должен (может) подчиняться нормальному распределению. «Во многих случаях, — указывает Александр Крыштановский, — предположение о нормальности обосновать довольно трудно, а подчас можно точно сказать, что распределение резко отличается от нормального» [8, с. 110]. Александр Орлов делает более широкий вывод: «Как показали многочисленные исследования, почти все распределения реальных данных не принадлежат ни одному известному параметрическому семейству» [11] (см. также [10]).

Некоторые авторы отмечают, что нормальное распределение встречается редко [2, с. 188; 4, с. 113]. Однако приведенная мягкая формулировка ни о чем не говорит, возможно, она лишь отражает инерцию авторитета этого догмата в социологии. Понятно, что какие-то эмпирические распределения могут иметь вид, близкий к нормальному, но это может происходить не в силу закономерности, а вследствие вариативности распределений, т.е. по совпадению. Таким образом, можно предположить, что идея нормального распределения в социологии не обоснована.

Ряд методов измерения и анализа данных в социологии зиждется на гипотезе нормального распределения. Поскольку сама гипотеза нормальности не находит обоснования и подтверждения, то и методы, на ней основанные, могут быть недостаточно достоверными.

О возможных различиях в детерминации поведения разных возрастных групп

Распределения по возрасту респондентов, реализующих определенные виды поведения, можно рассматривать как специфическую группу. Известны демографические распределения по возрасту респондентов, осуществляющих такие виды поведения, как миграция, вступление в брак, рождение детей. Они имеют схожий вид — это одномодальные правоскошенные распределения. Значительная часть распределений по возрасту респондентов, реализующих покупательское поведение (автомобили, гаджеты, одежда, турпутевки, жевательная резинка, газировка и т.д.), также нередко имеет одномодальный правоскошенный характер. Андрей Давыдов придерживается точки зрения, что подобное происходит «из-за неоднородности выборки, в результате чего анализируемое распределение является “смесью” различных распределений» [4, с. 113].

Можно полагать, что в правоскошенных распределениях до достижения модального возраста доминирует одна группа детерминирующих факторов, а затем с увеличением возраста доминирующие факторы меняются. Может сложиться и такая ситуация, когда одна и та же совокупность детерминирующих факторов с различной силой влияет на разные возрастные группы. Например, по мере приближения к модальному возрасту влияние одних и тех же детерминирующих факторов усиливается, а после модального возраста снижается. Следовательно, можно полагать, что в случае подобных одномодальных правоскошенных

распределений исследователь имеет дело не с одним, а как минимум с двумя видами распределений. В таком случае должна анализироваться не вся (единая) кривая распределения, включающая все возрастные группы, а отдельные ее фрагменты.

На рисунке 6 приведено распределение по возрасту посетителей вводного семинара⁵, посвященного работе на рынке Форекс (Forex – валютная биржа). Как видно из графика, модальным возрастом является 23 года (средний возраст респондентов составил около 31 года, стандартное отклонение $\pm 10,7$ лет). Анализ списка мотивов участия в валютных торгах не выявил прямой связи мотивов с возрастом. Поскольку структура мотивов существенно не различается по возрастным группам, можно предположить, что влияет не различие в списках мотивов, а различия в силе воздействия одних и тех факторов. С 15 до 23 лет факторы, детерминирующие участие в торгах, увеличивают свое влияние на респондентов, а после 23 лет их влияние начинает снижаться.

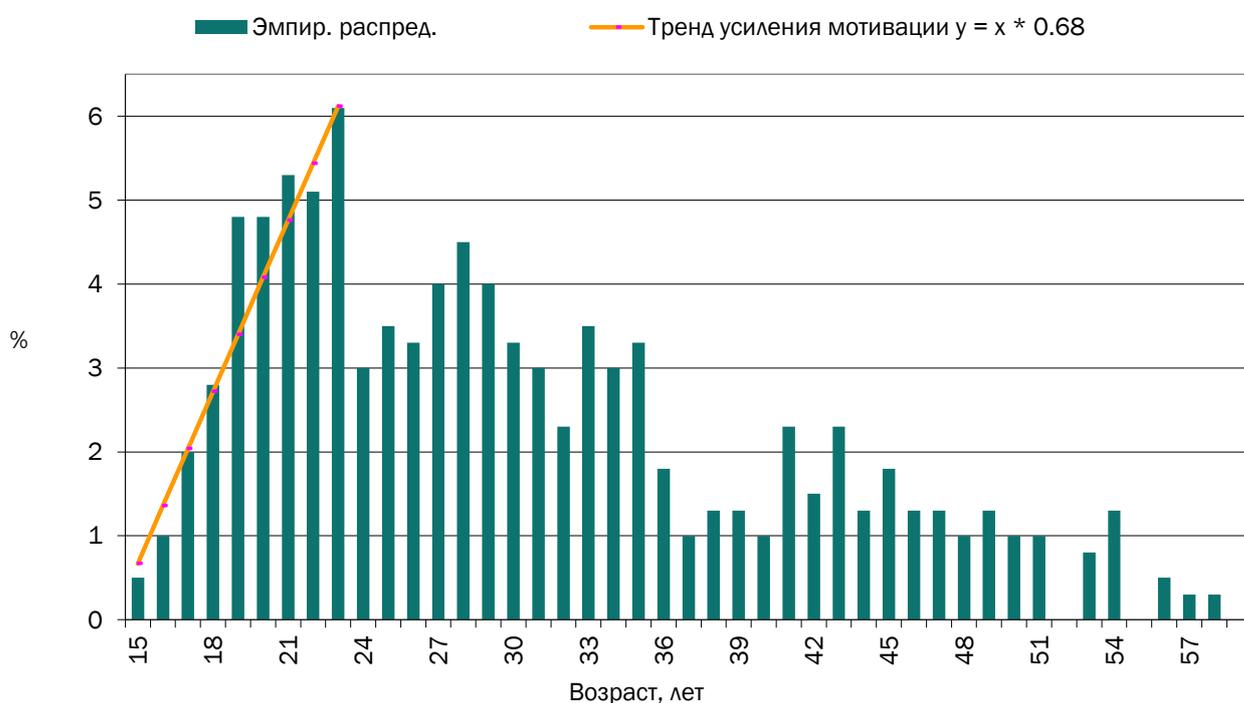


Рисунок 6 - Распределение по возрасту посетителей вводного семинара, посвященного работе на рынке Форекс (валютной бирже)*

*В формуле тренда усиления мотивации величина x – это номер возрастной группы (например, для возраста 16 лет $x=2$)

Не ясно, можно при анализе подобных правоскошенных распределений найти закономерности, связанные с отклонением от модального значения, а не от среднего. Феномен модальной величины привлекает внимание исследователей (см., например [15]), однако попыток выявить закономерности распределения, построенные на основе модальной величины, найти не удалось.

Распределение величин свойства по временной шкале

⁵Опрос проведен в форме аудиторного анкетирования в 2005 г. в нескольких городах РФ. $N=399$. Использовалась квотная выборка, в качестве квот выступали группы участников семинаров. Генеральная совокупность – посетители вводных семинаров определенного вида в городах их постоянного проведения.

Временные (динамические) ряды — есть распределения величин определенного свойства по шкале астрономического (календарного) времени. Пожалуй, самые популярные из них — биржевые и валютные котировки, они активно измеряются, исследуются и используются ежеминутно по всей планете. В демографии это изменение во времени различных демографических показателей (рождаемости, смертности и т.д.). В социологии измеряется динамика различных рейтингов, динамика изменений состояний массового сознания и массовых настроений (общественного мнения) по тем или иным показателям.

Динамические ряды в зависимости от характера временного параметра подразделяются на моментные (на определенную дату) и интервальные (за определенный период). В социологии, как правило, анализируются моментные ряды, т.е. изменения значений определенного показателя на моменты (даты) проведения опросов. Использование методов анализа временных рядов в социологии приведено, например, в статье Александра Крыштановского [7].

Временные ряды, как представляется, некорректно соотносить с законами Гаусса или Ципфа. Указанные законы отражают распределение объектов по шкале, отражающей величины измеряемого свойства (например, распределение респондентов по размеру зарплаты), а временные ряды есть распределение величин измеряемого свойства по шкале времени (например, изменение рейтинга доверия по месяцам), иначе говоря, это разные по своей природе явления. Тем не менее проблема соотношения нормального распределения с временными рядами обсуждается (см., например, книгу биржевого трейдера Нассима Талеба (Taleb, Nassim) [13]).

Во временном анализе различаются термины «тенденция» и «тренд». Некое долговременное повышение (понижение) значения показателя с возможными временными спадами (подъемами) называют тенденцией, а временные спады (подъемы) в нескольких рядом стоящих моментах называют трендами. Понятно, что в отдельных случаях тренд может стать тенденцией.

В исследовании временных рядов выделяют фундаментальный и технический анализ. Содержание фундаментального анализа заключается в выявлении влияния «фундаментальных» факторов на динамику измеряемых показателей. Например, в электоральных исследованиях выявляется, каким образом те или иные политические и экономические события, публикации, действия политиков и т.п. влияют на рейтинг определенного политика. Зачастую сбор информации в этом случае осуществляется методом фокус-групп.

В случае технического анализа предметом рассмотрения служит исключительно характер кривой временного ряда. Популярные инструменты анализа: средняя арифметическая или ее разновидность — скользящая средняя, отклонения от средних, характер графического рисунка кривой. В социологии технический анализ не популярен.

Литература

- 1 Буховец А. Г. Системный подход и ранговые распределения в задачах классификации // Вестник Воронежского государственного университета. Серия: Экономика и управление. 2005. № 1. С. 130-142.

- 2 Веллеман П. Ф., Уилкинсон Л. Типологии номинальных, ординальных, интервальных и относительных шкал вводят в заблуждение // Социология 4М: методология, методы, математическое моделирование. 2011. № 33. С. 166–193.
- 3 Григоренко Б. Ю. Доверие как предмет социологического анализа: социокультурный аспект // Знание. Понимание. Умение. 2013. № 1. С. 254-259.
- 4 Давыдов А. А. Анализ одномерных частотных распределений в социологии: эволюция подходов // Социологические исследования. 1995. № 5. С. 113-116.
- 5 Ильясов Ф. Н. Религиозное сознание и поведение // Социологические исследования. 1987. № 3. С. 50-55.
- 6 Ильясов Ф. Н. Шкалы и специфика социологического измерения // Мониторинг общественного мнения : эконом. и соц. перемены. 2014. № 1. С. 3-16.
- 7 Крыштановский А. О. Методы анализа временных рядов // Мониторинг общественного мнения : эконом. и соц. перемены.. 2000. № 2. С. 44-51.
- 8 Крыштановский А. О. Анализ социологических данных с помощью пакета SPSS. М. : ГУ ВШЭ, 2006.
- 9 Купрейченко А. Б. Психология доверия и недоверия. М. : Ин-т психологии РАН, 2008.
- 10 Орлов А. И. Часто ли распределение результатов наблюдений является нормальным? // Заводская лаборатория. 1991. № 7. С. 64-66.
- 11 Орлов А. И. Прикладная статистика : учебник. М. : Экзамен, 2006.
- 12 Скрипкина Т. П. Психология доверия. М. : Академия. 2000.
- 13 Талеб Н. Н. Кривая нормального распределения, великий интеллектуальный обман // Чёрный лебедь. Под знаком непредсказуемости / Н. Н. Талеб. М. : Колибри, 2009. С. 366-401.
- 14 Филиппов М. Г. Воображая фальсификации: споры о волеизъявлении 1993 года // Неприкосновенный запас. 2008. № 5.
- 15 Чураков А. Н. О специфике модальных групп в частотных распределениях // Социология 4М. 1999. № 11. С. 178-196.
- 16 Экономика и социология доверия / под ред. Веселова Ю. В. СПб. : Социолог. о-во им. М. М. Ковалевского 2004.