

Ссылка для цитирования этой статьи:

Барбашова Е.В., Лясковская О.В., Шуметов В.Г. Непараметрические методы моделирования в субъективной оценке качества жизни // Human Progress. 2022. Том 9, Вып. 1. С. 2. URL: http://progress-human.com/images/2023/Tom9_1/Barbashova.pdf. DOI 10.34709/IM.191.2. EDN UHJPJX.

УДК 330.59

НЕПАРАМЕТРИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ МОДЕЛИРОВАНИЯ В СУБЪЕКТИВНОЙ ОЦЕНКЕ КАЧЕСТВА ЖИЗНИ



Барбашова Екатерина Вадимовна

кандидат экономических наук
доцент кафедры математики и информационных технологий
ФГБОУ ВО «Среднерусский институт управления – филиал
Российской академии народного хозяйства и государственной
службы при Президенте РФ»

work.67@mail.ru
5а, Бульвар Победы,
г. Орёл, Россия, 302028
+7 (910) 747-87-47

Лясковская Ольга Вадимовна

кандидат социологических наук, доцент
руководитель отдела анализа и документирования технологий
ООО «Технолоджи Лайн»

olga0873@list.ru
14 строение 7, ул. Нижняя,
г. Москва, Россия, 125040
+7 (910) 747-77-47



Шуметов Вадим Георгиевич

доктор экономических наук, профессор
специалист института развития сельских территорий и
дополнительного образования ФГБОУ ВО «Орловский
государственный аграрный университет им. Н.В. Парахина»

shumetov@list.ru
69, ул. Генерала Родина,
г. Орёл, Россия, 302019
+7 (910) 300-60-60

Аннотация. В статье рассматриваются вопросы применения непараметрических методов моделирования для оценки динамики социальных настроений россиян по данным социологического мониторинга. Проанализированы результаты ежемесячных экспресс-опросов населения, проведенных ВЦИОМ по репрезентативной общероссийской выборке в

период 2017-2022 гг. Представлены два рода моделей: 1) «жесткие» модели, для построения которых использованы непараметрические методы математической статистики, и 2) «мягкие» модели, построенные с помощью процедуры обобщенной линейной модели. Ввиду сильной случайной компоненты показателей мониторинга, по величине сравнимой с трендовыми изменениями, а также несоблюдения гипотезы нормальности их распределения, применен непараметрический метод выявления различия медиан выборок по критерию Краскела-Уоллиса с последующими попарными сравнениями по критерию Манна-Уитни. Наряду с этим, предложено дисперсионно-регрессионные модели тренда показателей социологической природы, построенные с помощью процедуры обобщенной линейной модели, рассматривать в качестве «мягких» моделей, отражающих тенденции динамики их изменения. Также указаны проблемы спецификации и идентификации модели в случае моделирования социальных процессов по результатам мониторинга общественного мнения. Сделан вывод, что мягкие, но эффективные модели могут быть хорошей альтернативой жестким моделям.

Ключевые слова: социологические измерения; ежемесячные опросы; удовлетворенность жизнью; социальный оптимизм; материальное положение; экономическое положение страны; политическая обстановка; общий вектор развития страны; динамические ряды; непараметрические методы статистического анализа; «мягкие» модели; обобщенная линейная модель дисперсионного анализа.

JEL коды: C50.

Введение

В нашей предыдущей публикации [1] были рассмотрены вопросы применения индексного подхода к субъективной оценке социальных настроений россиян. На эмпирической базе ежемесячных экспресс-опросов ВЦИОМ по репрезентативной общероссийской выборке в период 2017-2020 гг. показано, что из шести индексов гипотезу нормальности распределения можно принять только для индексов удовлетворенности жизнью и экономического положения страны, тогда как индексы социального оптимизма, материального положения, политической обстановки и общего вектора развития страны не подчиняются нормальному распределению ни по одному из критериев нормальности. С другой стороны, наличие в этом временном интервале эффекта «интервенции», обусловившей резкое снижение всех шести индексов социальных настроений после мая-июня 2018 г., что связано с последующей пенсионной реформой, вынудило обратиться к моделям тренда с фиктивной дихотомической переменной, изменяемой на двух уровнях:

уровень «0» – с сентября 2017 г. до мая 2018 г. включительно и уровень «1» – с июня 2018 г. до конца 2020 г.

В цитируемой работе обосновано, что в этих условиях альтернативой «классической» регрессии является построение кусочно-линейных моделей тренда динамики индексов с помощью процедуры обобщенной линейной модели (ОЛМ), относящейся к методам дисперсионного анализа, не столь критичным к нарушению гипотезы нормальности распределения показателей [2]. Использование данной процедуры в ряде случаев позволяет получить модели высокого качества; так, обсуждаемые нами в работе [1] кусочно-линейные модели индексов социального оптимизма и общего вектора развития страны объясняют 84,0% и 93,3% общей дисперсии соответственно, при этом эффект фиктивной дихотомической переменной «интервенция» статистически значим в обеих моделях динамики, а ковариата «номер наблюдения» оказалась статистически незначимой в модели динамики индекса общего вектора развития страны и, напротив, статистически значимой в модели динамики индекса социального оптимизма.

Подобный прием, по сути, аналогичен переходу от «жестких» регрессионных моделей к «мягким» моделям, предлагаемым в работах [3-5]. Главное их отличие, по мнению проф. И.П. Лебедевой, в том, что «интерпретация жестких моделей осуществляется на математическом языке, а мягкие модели интерпретируются качественно и отражают тенденции в функционировании социальных процессов» [5, с. 80]. С математической точки зрения, из-за невыполнимости определенных предпосылок регрессионного анализа (например, гипотезы нормального распределения и/или условий гомоскедастичности) при построении регрессионных моделей, мягкая модель отличается от жесткой, позволяющей интерпретировать величины коэффициентов регрессии, при этом возможно лишь рассмотрение общих тенденций.

Соглашаясь, в принципе, с такой концепцией взаимоотношения жестких и мягких моделей, мы полагаем, что всегда следует стремиться к построению жестких моделей, используя методы, позволяющие устранить невыполнимость тех или иных предпосылок. Так, например, в случае значительного нарушения гипотезы нормального распределения переменных регрессионной модели имеется возможность перейти от классического регрессионного анализа к методам непараметрической статистики, свободным от этой гипотезы. Подобный прием нами использован в работе [6] для анализа временных сдвигов динамики социально-политических процессов по данным массовых опросов населения, и оказался весьма эффективным: применение омнибусного метода выявления различия медиан выборок по критерию Краскела-Уоллиса с последующими попарными сравнениями по

критерию Данна позволило сравнить медианы отрезков временных рядов, включающих «сверхкороткие» участки длиной всего 2–3 измерения. Что касается мягких моделей, то здесь важно установить диапазон показателей качества, в пределах которых их можно использовать для выявления тенденций.

1. Постановка задачи исследования

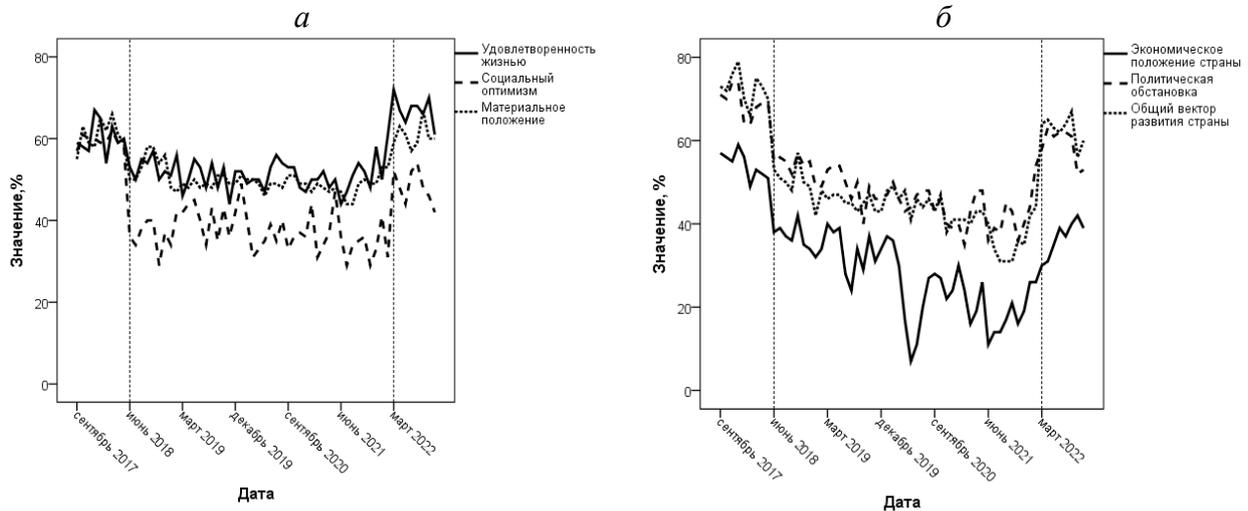
С момента появления в свет работы [1] опубликованы новые данные ВЦИОМ по динамике индексов социального настроения, и имеется возможность уточнить сделанные нами ранее выводы на более широкой эмпирической базе. Наряду с этим, интерес представляет поиск новых возможностей использования непараметрических методов анализа динамики общественных мнений по актуальным вопросам экономической и политической ситуации в стране, а также оценка границ применимости мягких моделей, построенных традиционными методами регрессионного анализа. Актуальность этого круга задач вытекает из важности вторичного анализа в эмпирической социологии: сегодня наблюдается «перекос» между возрастающим из года в год объемом эмпирической социологической информации и ее анализом, тогда как для решения конкретных исследовательских задач используется лишь ее небольшая часть [7]. Новое в устранении этого перекося появляется как в связи с возможностями, предоставляемыми сочетанием жесткого и мягкого моделирования, так и в связи с обращением к стратегии «смешивания методов» [8].

2. Результаты исследования

Начальный этап моделирования тренда динамики индексов социальных настроений предполагает анализ структуры временных рядов с выделением периодов роста, спада и постоянства показателей. Обычно для этого достаточно выполнить визуальный просмотр графиков временных рядов; при сомнении, стоит ли разбивать выборку на части и строить уравнение регрессии для каждой из них, следует воспользоваться тестом Чоу [9]. Полезно при этом сопоставить графики различных индексов, поскольку изменения характера тренда, как правило, вызвано наличием значимых событий. Так, в работе [1] нами было установлено, что резкое снижение всех шести индексов социальных настроений после мая-июня 2018 г. связано с последующей пенсионной реформой, и это послужило основанием для выделения участков их динамики и расчета эффекта «интервенции».

Аналогично, при анализе хода графиков индексов социальных настроений в более позднее время (рисунок 1), проявляет себя эффект интервенции, предположительно обусловленный началом специальной военной операции (СВО) в феврале 2022 г.

Рис. 1: Динамика социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: а – индексы удовлетворенности жизнью, социального оптимизма и материального положения; б – индексы экономического положения страны, политической обстановки и общего вектора развития страны¹



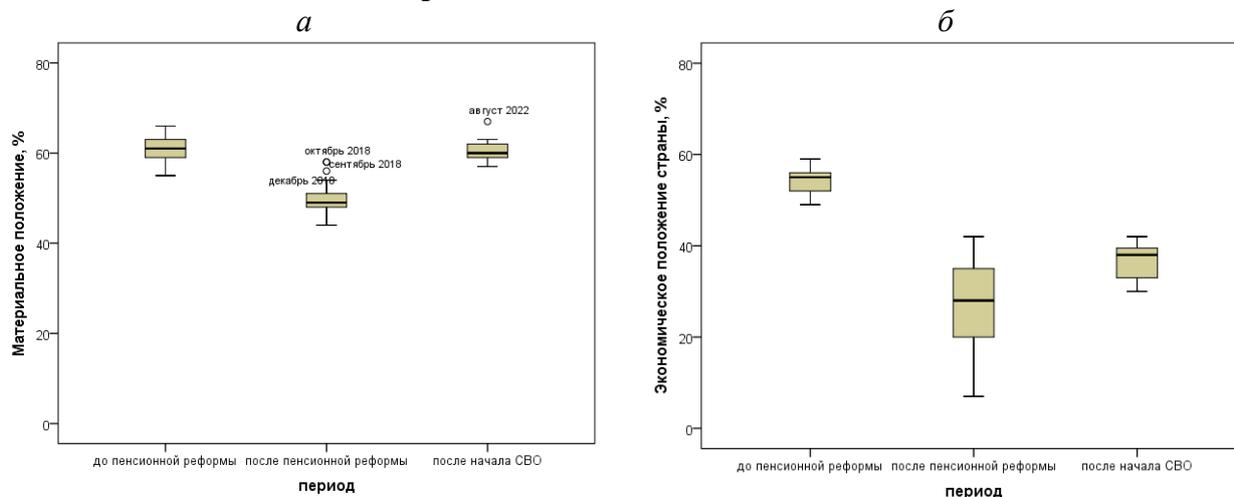
Как видно из диаграммы 1 а, в первом приближении в пределах каждого из трех выделенных периодов заметный тренд индексов «индивидуальных» настроений россиян отсутствует, и для моделирования динамики достаточно сравнить их средние уровни, соответствующие этим периодам. Эту задачу можно решить средствами однофакторного дисперсионного анализа (*ANOVA*), в предположении нормальности показателей, либо средствами непараметрической статистики. Несколько иной характер тренда индексов «общественных» настроений россиян: на диаграмме 1 б просматривается спадающий тренд в первый и второй период, и для моделирования динамики необходимо использовать методы ковариационного анализа (*ANCOVA*).

Наглядное представление о различии медианных значений индексов социальных настроений и распределений в целом в выделенные периоды дают ящичковые диаграммы. На рисунке 2 в качестве примера приведены распределения двух индексов одной природы – материального положения семьи, с одной стороны, и экономического положения страны в целом, отвечающие различным периодам.

Из диаграммы 2 а следует, что россияне свое материальное положение оценивают выше экономического положения страны, и это особенно ярко проявляется в период после пенсионной реформы: если медианное значение индекса материального положения в этом периоде составляло 49%, то медиана индекса экономического положения страны меньше на 21 п.п.

¹ Составлено авторами

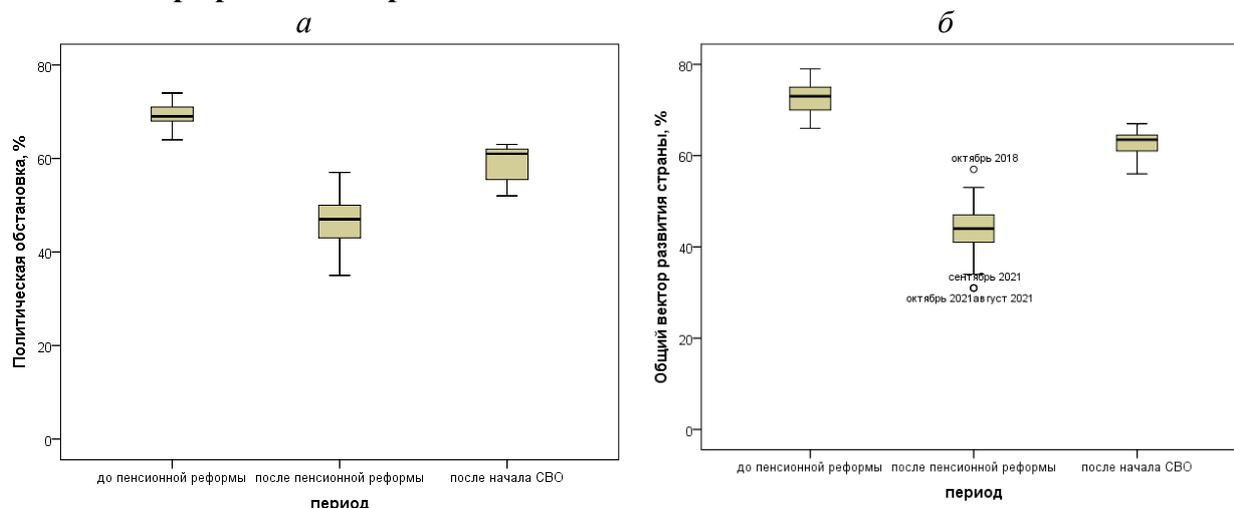
Рис. 2: Распределение индексов социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: *a* – индекс материального положения; *б* – индекс экономического положения страны²



Обращает на себя также внимание, что если оценки россиянами материального положения своих семей после начала СВО практически вернулись к дореформенному уровню, то подобного возврата оценок экономического положения страны не произошло.

Обе интервенции – пенсионная реформа и начало СВО – оказались эффективными и в отношении коррелирующих между собой индексов политической обстановки и общего вектора развития страны, но с противоположным знаком (рисунок 3): если медианные

Рис. 3: Распределение индексов социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: *a* – индекс политической обстановки; *б* – индекс общего вектора развития страны³



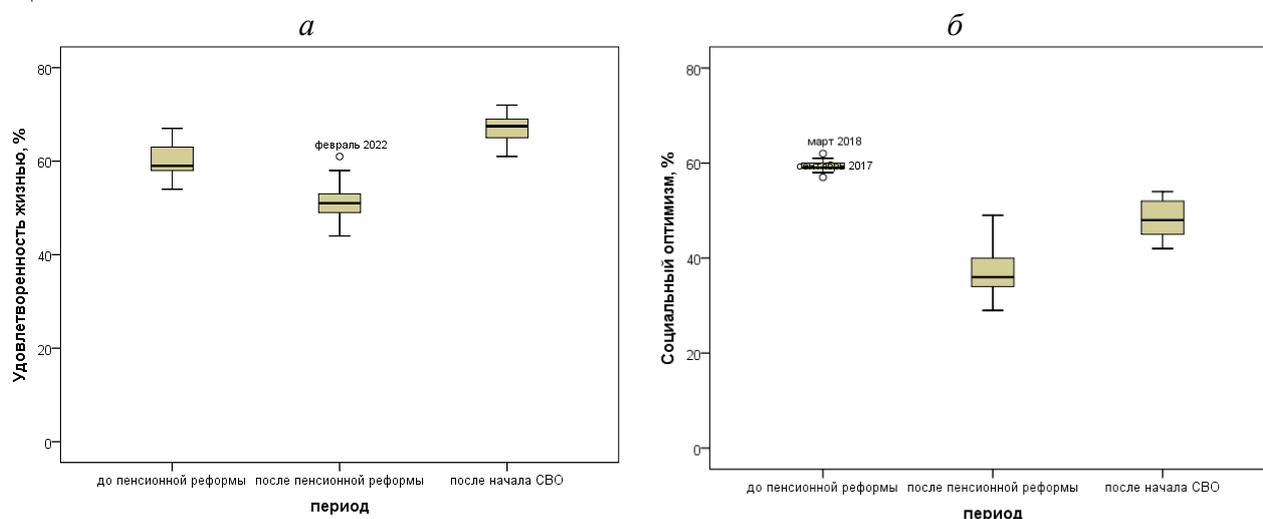
² Составлено авторами

³ Составлено авторами

значения индексов до пенсионной реформы порядка 70%, то снижение этой статистической характеристики в результате пенсионной реформы составило более 20 п.п., но полного восстановления оценок индексов, как и в предыдущем случае, не произошло.

Примечательно, что, несмотря на отмеченные факты неполного восстановления в целом высоких значений индексов социальных настроений периода до пенсионной реформы, медиана индекса удовлетворенности жизнью достигает максимального значения в период после начала СВО (рисунок 4 а).

Рис. 4: Распределение индексов социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: а – индекс удовлетворенности жизнью; б – индекс социального оптимизма⁴



Этот факт, скорее всего, обусловлен эмоциональным подъемом социальных настроений россиян, вызванным поддержкой Донбасса. Но значения индекса социального оптимизма все же не достигли прежнего дореформенного уровня. Это, на наш взгляд, отражает соотношение рационального и иррационального в суждениях респондентов: в прогнозах на будущее опрашиваемые более рациональны.

Ящичковые диаграммы удобны для качественных, но не количественных сравнений подвыборок индексов, и в целях выявления статистических закономерностей обратимся к методам множественного сравнения средних. Фактически мы располагаем тремя подвыборками каждого временного ряда, и они не являются независимыми в «классическом» смысле, но в опросах участвуют респонденты, выбранные случайным образом, и сравниваемые подвыборки следует считать независимыми. Валидным методом сравнения трех и более независимых выборок является однофакторный дисперсионный анализ (*One-*

⁴ Составлено авторами

Way ANOVA) [10], но условием применения ANOVA является нормальность распределений показателей, поэтому лучше прибегнуть к его непараметрическому аналогу – ранговому критерию Краскела-Уоллиса, с последующим попарным сравнением подвыборок с помощью критерия Манна-Уитни [11].

Реализация критерия Краскела-Уоллиса для всех шести индексов социальных настроений россиян показала, что сравниваемые подвыборки различаются на высоком уровне значимости ($p < 0,0005$), и можно переходить к их сравнению по критерию Манна-Уитни. Результаты попарного сравнения приведены в таблице 1.

Табл. 1: Сравнение подвыборок индексов социальных настроений россиян по выделенным временным периодам⁵

Индекс социальных настроений	Медиана (первый и третий квартиль), %			p^*	p^{**}	p^{***}
	До пенсионной реформы	После пенсионной реформы	После начала СВО			
Удовлетворенность жизнью	59,00 (57,50; 64,00)	51,00 (48,50; 53,50)	67,50 (64,50; 69,50)	0,000	0,004	0,000
Социальный оптимизм	59,00 (58,50; 60,50)	36,00 (34,00; 40,50)	48,00 (44,50; 52,00)	0,000	0,001	0,000
Материальное положение	61,00 (58,00; 64,00)	49,00 (48,00; 51,00)	60,00 (59,00; 62,50)	0,000	0,923	0,000
Экономическое положение страны	55,00 (51,50; 56,50)	28,00 (19,50; 36,50)	38,00 (32,00; 39,75)	0,000	0,001	0,004
Политическая обстановка	69,00 (66,00; 72,50)	47,00 (43,00; 51,00)	61,00 (54,25; 62,00)	0,000	0,001	0,000
Общий вектор развития страны	73,00 (70,00; 75,50)	44,00 (41,00; 47,50)	63,50 (60,50; 64,75)	0,000	0,001	0,000

* Асимптотическая двусторонняя значимость разности медиан первого и второго временного периода

** Асимптотическая двусторонняя значимость разности медиан первого и третьего временного периода

*** Асимптотическая двусторонняя значимость разности медиан второго и третьего временного периода

Поясним таблицу 1. Во 2-й, 3-й и 4-й графах таблицы приведены квартили распределений подвыборок, демонстрирующие центральную тенденцию (медиану) и вариабельность индексов (1-й и 3-й квартили) внутри выделенных временных интервалов. Именно эти три числовые статистики показаны на ящичковых диаграммах. В 5-й, 6-й и 7-й графах приведены p -уровни, отражающие статистическую значимость разности медиан первого, второго и третьего временных интервалов. Для компенсации множественных сравнений используется скорректированный уровень статистической значимости, рассчитываемый по формуле $p' = 1 - 0,95^{1/n}$, где n – количество производимых сравнений (поправка Бонферрони). При наличии трех сравниваемых подвыборок проводятся три сравнения (1-я подвыборка сравнивается со 2-й, 1-я – с 3-й, 2-я с 3-й), и $p' = 0,017$.

⁵ Составлено авторами

Из таблицы следует, что статистически не значима лишь одна разность медиан – индекса материального положения между подвыборками первого и третьего временного периода, все остальные разности являются высоко значимыми.

Использование описанной выше методики позволяет сравнить медианы индексов по временным интервалам, что является основным вопросом оценки динамики социальных настроений, но не дает ответа на их изменение внутри этих интервалов. Наиболее распространенные непараметрические методы анализа динамики временных рядов представляют собой разные методы сглаживания исходных рядов (скользящие средние, экспоненциальное сглаживание и т.п.) и не предназначены для оценки тренда. Ряд исследователей использует в качестве непараметрической альтернативы регрессии процедуры тестирования тенденций на основе рангов [12, 13, 14], что позволяет проверить восходящий или нисходящий тренд, но подобная проверка весьма трудоемкая.

В то же время, как показано нами в [1], в ряде случаев можно ограничиться «мягким» моделированием, используя для выявления тренда методы ковариационного анализа, входящие в большинство пакетов анализа данных. Так, в пакете анализа данных общественных наук *IBM SPSS Statistics* процедура «ОЛМ-одномерная» позволяет вводить в спецификацию дисперсионных моделей независимые (предикторные) переменные не только как ковариаты, но и дополнительно включать в модель эффекты ковариат и их взаимодействия с факторами [15].

Рассмотрим возможности процедуры ОЛМ пакета *IBM SPSS Statistics* при решении задачи выявления тренда динамики индексов социальных настроений в период с сентября 2017 г. по октябрь 2022 г. В предыдущей публикации [1] данная процедура позволила получить кусочно-линейные модели индексов социального оптимизма и общего вектора развития страны, объясняющие высокую долю общей дисперсии, при этом ковариата «номер наблюдения» оказалась статистически незначимой в модели динамики индекса общего вектора развития страны и, напротив, статистически значимой в модели динамики индекса социального оптимизма. Эти результаты относились к периоду сентябрь 2017 г. – декабрь 2020 г., причем тренд фактически оценивался лишь на одном временном участке, теперь мы имеем возможность повысить надежность статистических выводов.

Как и ранее, в спецификацию моделей вводим предиктор «период» как фактор, делящий выборку на подгруппы, и «номер наблюдения» как ковариату. Тем самым постулируется дисперсионно-регрессионная модель (1), в которой фактор «период» является категориальной переменной, а ковариата «номер наблюдения» – количественной переменной x :

$$Y_{ij} = \mu_0 + \alpha_i + B(x_{ij} - x_{cp}) + \varepsilon_{ij}. \quad (1)$$

Здесь: Y_{ij} – наблюдаемое значение выходной переменной Y на i -м уровне фактора «период»; μ_0 – оценка свободного коэффициента модели (общее среднее); α_i – оценки главных эффектов на i -м уровне; x_{ij} – j -е наблюдение ковариации в i -й группе; x_{cp} – глобальное среднее ковариации x ; B – наклон линии, оцениваемый по всему диапазону изменения ковариаты; ε_{ij} – случайная ошибка.

Основными результатами ОЛМ-процедуры являются две таблицы: 1) критериев межгрупповых эффектов и 2) оценок параметров. В качестве примера приведем эти таблицы для модели *ANCOVA* индекса экономического положения страны.

В таблице 2 приведены критерии межгрупповых эффектов модели индекса экономического положения страны. Из двух последних граф этой таблицы следует, что и фактор, и ковариата статистически высоко значимы: критерий Фишера $F=61,571$ и $57,980$ значим на p -уровне не хуже $0,0005$.

Табл. 2: Критерии межгрупповых эффектов модели *ANCOVA* индекса экономического положения страны⁶

Источник	Сумма квадратов типа III	Ст. св.	Средний квадрат	F	Знач.
Скорректированная модель	7564,261*	3	2521,420	75,375	0,000
Свободный член	17889,120	1	17889,120	534,772	0,000
период	4119,313	2	2059,657	61,571	0,000
номер	1939,535	1	1939,535	57,980	0,000
Ошибка	1940,206	58	33,452		
Всего	74473,000	62			
Скорректированный итог	9504,468	61			

* R -квадрат = 0,796 (Скорректированный R -квадрат = 0,785)

Из таблицы 2 видно также, что *ANCOVA*-модель индекса экономического положения страны объясняет 79,6% общей дисперсии, следовательно, ее можно принять в качестве «мягкой» модели, объясняющей связь индекса с фактором и ковариатой.

МНК-оценки параметров *ANCOVA*-модели индекса экономического положения страны приведены в таблице 3.

Из таблицы 3 следует, что в *ANCOVA*-модели индекса экономического положения статистически значимы и главные эффекты фактора «период», и ковариата «номер наблюдения», т.е. временной фактор. При этом, 95% доверительные интервалы уровней фактора, как и ковариаты, не включают в себя ноль, что является дополнительным признаком ее адекватности эмпирическим данным.

⁶ Составлено авторами

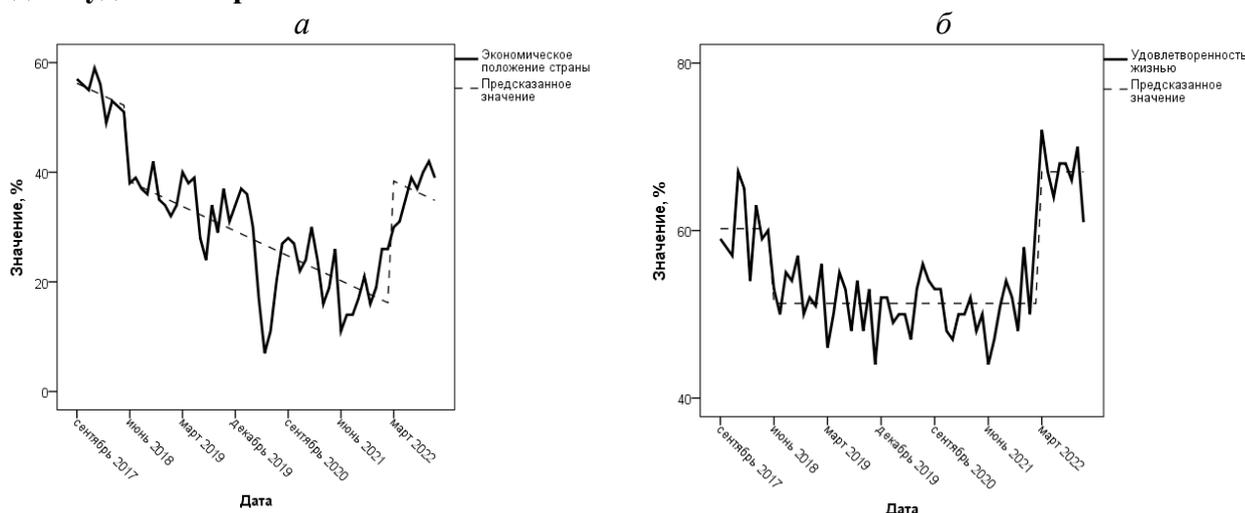
Табл. 3: Оценки параметров модели ANCOVA индекса экономического положения страны⁷

Параметр	B	Стандартная ошибка	T	Знач.	95% доверительный интервал	
					Нижняя граница	Верхняя граница
Свободный член	67,005	4,483	14,946	0,000	58,031	75,979
[период=1]	-9,268	4,511	-2,055	0,044	-18,297	-0,238
[период=2]	-22,687	2,825	-8,032	0,000	-28,342	-17,033
[период=3]	0*
номер	-0,502	0,066	-7,614	0,000	-0,634	-0,370

*Этому параметру присвоено значение ноль, так как он является избыточным.

Процедура ОЛМ сохраняет расчетные значения выходной переменной, что позволяет представить результаты в графическом виде (рисунок 5).

Рис 5: Моделирование индексов социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: а – индекс экономического положения страны; б – индекс удовлетворенности жизнью⁸



На рисунке 5 показаны два крайних случая в отношении статистической значимости тренда. В ANCOVA-модели индекса экономического положения ковариата статистически значима, и на графике рисунка 5 а наблюдается ниспадающий линейный тренд. В противоположность этому, в ANCOVA-модели индекса удовлетворенности жизнью ковариата статистически не значима, и на графике рисунка 5 б показана не дисперсионно-регрессионная модель (ANCOVA), а более простая дисперсионная ANOVA-модель без линейного тренда.

Обоснование отсутствия тренда следует из данных таблицы 4: критерий Фишера ковариаты в модели ANCOVA меньше единицы ($F=0,280$), а соответствующий этому

⁷ Составлено авторами

⁸ Составлено авторами

значению p -уровень 0,599 значительно превышает нормативное значение 0,05. Заметим, что обе модели индекса удовлетворенности жизнью близки по высокой доле объясняемой дисперсии, составляющей около 72%, т.е. переход от дисперсионно-регрессионной *ANCOVA*-модели к более простой дисперсионной *ANOVA*-модели не привел к заметному ухудшению качества модели индекса удовлетворенности жизнью.

Табл. 4: Критерии межгрупповых эффектов моделей индекса удовлетворенности жизнью⁹

Источник	Сумма квадратов типа III	Ст. св.	Средний квадрат	F	Знач.
Модель <i>ANCOVA</i>					
Скорректированная модель	2011,623*	3	670,541	50,568	0,000
Свободный член	20446,759	1	20446,759	1541,974	0,000
период	1951,345	2	975,673	73,579	0,000
номер	3,713	1	3,713	0,280	0,599
Ошибка	769,087	58	13,260		
Всего	187700,000	62			
Скорректированный итог	2780,710	61			
Модель <i>ANOVA</i> (без линейного тренда)					
Скорректированная модель	2007,910**	2	1003,955	76,648	0,000
Свободный член	123353,097	1	123353,097	9417,485	0,000
период	2007,910	2	1003,955	76,648	0,000
Ошибка	772,800	59	13,098		
Всего	187700,000	62			
Скорректированный итог	2780,710	61			

* R -квадрат = 0,723 (Скорректированный R -квадрат = 0,709)

** R -квадрат = 0,722 (Скорректированный R -квадрат = 0,713)

Модель индекса удовлетворенности жизнью является исключением из общей закономерности; *ANCOVA*-модели для всех остальных индексов социальных настроений оказалась адекватны эмпирическим данным и объясняют более 2/3 общей дисперсии.

Для удобства дальнейшего анализа сведем МНК-оценки коэффициентов регрессии и главных эффектов факторов моделей индексов социальных настроений в таблицы 5 и 6.

Табл. 5: Оценки коэффициентов регрессии ковариаты *ANCOVA*-моделей индексов социальных настроений¹⁰

Индекс социальных настроений	B	Ст. ошибка	T	Знач.	95% доверительный интервал	
					Нижняя граница	Верхняя граница
Удовлетворенность жизнью	-0,022	0,042	-0,529	0,599	-0,105	0,061
Социальный оптимизм	-0,100	0,050	-2,014	0,049	-0,199	-0,001
Материальное положение	-0,083	0,033	-2,511	0,015	-0,149	-0,017
Экономическое положение страны	-0,502	0,066	-7,614	0,000	-0,634	-0,370
Политическая обстановка	-0,331	0,046	-7,202	0,000	-0,423	-0,239
Общий вектор развития страны	-0,337	0,040	-8,360	0,000	-0,418	-0,257

⁹ Составлено авторами

¹⁰ Составлено авторами

Табл. 6: Оценки главных эффектов фактора «период» моделей индексов социальных настроений (параметру «период=3» присвоено значение ноль, так как он является избыточным)¹¹

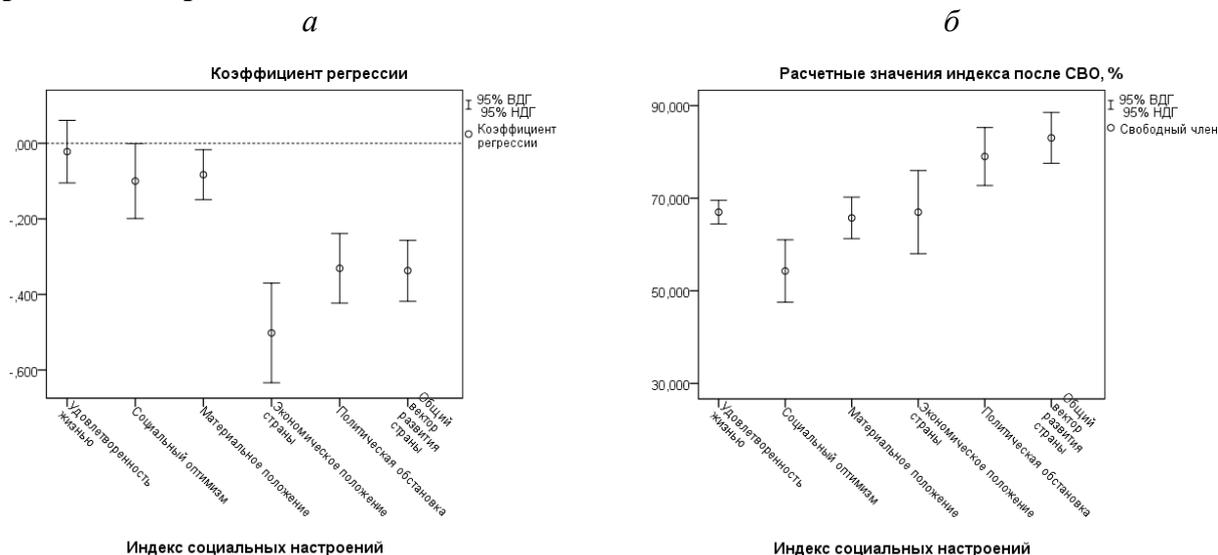
Параметр	B*	Стандартная ошибка	T	Знач.	95% доверительный интервал	
					Нижняя граница	Верхняя граница
Удовлетворенность жизнью (ANOVA-модель)						
Свободный член	67,000	1,280	52,362	0,000	64,440	69,560
[период=1]	-6,778	1,759	-3,854	0,000	-10,297	-3,259
[период=2]	-15,711	1,389	-11,314	0,000	-18,490	-12,932
Социальный оптимизм (ANCOVA-модель)						
Свободный член	54,291	3,371	16,106	0,000	47,543	61,038
[период=1]	5,853	3,391	1,726	0,090	-0,936	12,641
[период=2]	-13,674	2,124	-6,438	0,000	-17,925	-9,422
Материальное положение (ANCOVA-модель)						
Свободный член	65,752	2,239	29,370	0,000	61,271	70,234
[период=1]	-4,285	2,252	-1,902	0,062	-8,793	0,224
[период=2]	-13,274	1,411	-9,411	0,000	-16,098	-10,451
Экономическое положение страны (ANCOVA-модель)						
Свободный член	67,005	4,483	14,946	0,000	58,031	75,979
[период=1]	-9,268	4,511	-2,055	0,044	-18,297	-0,238
[период=2]	-22,687	2,825	-8,032	0,000	-28,342	-17,033
Политическая обстановка (ANCOVA-модель)						
Свободный член	79,017	3,123	25,301	0,000	72,766	85,269
[период=1]	-7,479	3,142	-2,380	0,021	-13,769	-1,189
[период=2]	-21,101	1,968	-10,724	0,000	-25,040	-17,162
Общий вектор развития страны (ANCOVA-модель)						
Свободный член	83,039	2,744	30,261	0,000	77,547	88,532
[период=1]	-8,011	2,761	-2,902	0,005	-13,537	-2,484
[период=2]	-27,834	1,729	-16,099	0,000	-31,294	-24,373

Как следует из таблицы 5, динамика изменения всех индексов, за исключением индекса удовлетворенности жизнью, характеризуется ниспадающим линейным трендом с наклоном B от минимального 0,083 до максимального 0,502 п.п. в месяц. На этот тренд накладываются эффекты интервенции α_i : первый из них – негативный – вызван пенсионной реформой, второй – позитивный – началом СВО. Третий параметр моделей – свободный член μ_0 , отражающий общий уровень индексов; в данном случае этот параметр равен расчетному значению индекса в период после начала СВО. Случайная составляющая ε_{ij} весьма велика (ее доля в общей дисперсии доходит до одной трети) и вызывает значительную вариабельность параметров моделей, оцениваемую шириной 95% доверительного интервала.

Диаграммы рисунка 6 иллюстрируют величину и вариабельность коэффициента линейной регрессии, а также свободного члена моделей, как характеристику уровня индексов после начала СВО.

¹¹ Составлено авторами

Рис. 6: Параметры моделей динамики индексов социальных настроений населения РФ в период сентябрь 2017 г. – октябрь 2022 г.: a – коэффициент линейной регрессии при временной переменной; b – свободный член моделей¹²



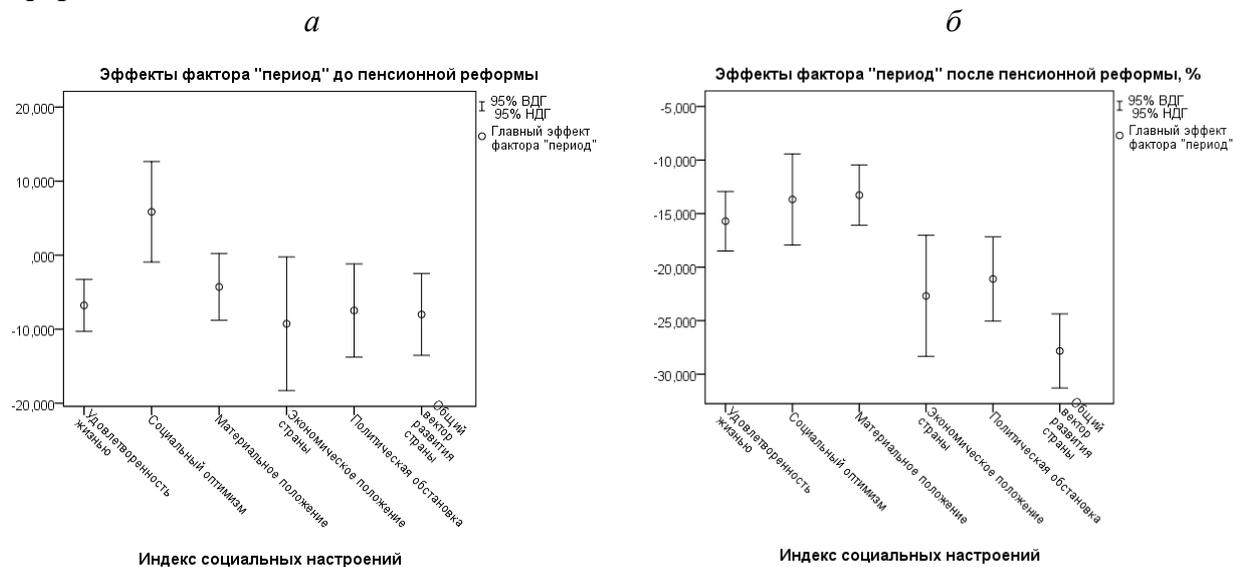
По диаграмме рисунка 6 б можно заключить, что в период после начала СВО наибольшую поддержку россиян получает политическая компонента властей: расчетные значения индекса политической обстановки и связанного с ним индекса общего вектора развития страны порядка 80%. В то же время, судя по диаграмме рисунка 6 а, динамика этих индексов претерпевает заметный ниспадающий тренд. Значительно хуже россияне оценивают экономическую политику властей: расчетные значения индекса экономического положения страны и связанных с ним индексов материального положения и удовлетворенности жизнью ниже 70%, причем ниспадающий тренд для этого индекса максимален. Еще хуже россияне оценивают будущее – расчетные значения индекса социального оптимизма в период после начала СВО находятся на уровне 50%.

В анализе эффектов интервенции, связанной с пенсионной реформой, как и второй, связанной с началом СВО, необходимо учитывать, что за «нулевой» отсчет для α_i принят третий период. А поскольку тренд динамики пяти из шести индексов социальных настроений ниспадающий, знак большинства эффектов фактора «период» отрицательный (рисунок 7).

Из диаграммы рисунка 7 а следует, что эффект фактора α_i положителен лишь для индекса социального оптимизма, и именно ему отвечает максимальный уровень оценки будущего россиянами. Обращает на себя внимание также, что значения эффектов в группе «индивидуальных» индексов по абсолютной величине, как правило, меньше, чем в группе «общественных» индексов.

¹² Составлено авторами

Рис. 7: Эффекты фактора «период» моделей динамики индексов социальных настроений населения РФ: а – до пенсионной реформы; б – после пенсионной реформы¹³



Отсюда можно заключить, что интервенции, представляющие собой значимые события в жизни россиян, в большей мере сказываются на общественном, чем на индивидуальном сознании. Вероятно, именно этим объясняется тот факт, что эффект α_1 индекса удовлетворенности жизнью в период до пенсионной реформы, лишь немногим уступает по абсолютной величине эффектам группы «общественных» индексов.

Так что же дает анализ параметров моделей динамики, если уже визуальный просмотр графиков временных рядов позволяет получить представление как о характере изменений социального настроения респондентов, так и о глобальном тренде, а также уровне эффектов интервенций? Вдобавок не всегда удастся построить «жесткие» модели: из-за недостаточно большого объема выборок и нестрогости соблюдения условий регрессионного анализа часто приходится ограничиваться построением и анализом не вполне адекватных моделей, которые мы назвали «мягкими». Ответ на этот вопрос, на наш взгляд, лежит в сути статистического подхода: на фоне случайности необходимо выявить закономерности, пусть даже на уровне тенденций.

Сказанное подтверждается приведенными в статье *ANCOVA*- и *ANOVA*-моделями. Так, если наличие ниспадающего тренда динамики индекса экономического положения страны в первый и второй временные периоды по графику рисунка 5 а не вызывает сомнения, то мало вероятно, что по графику динамики изменения индекса удовлетворенности жизнью на

¹³ Составлено авторами

рисунке 5 б можно предположить как наличие эффекта интервенции из-за пенсионной реформы, так и отсутствие тренда.

Эти примеры можно продолжить.

3. Заключение

Поведем итоги. Выше рассмотрены два рода моделей: 1) «жесткие» модели, для построения которых использованы непараметрические методы математической статистики, и 2) «мягкие» модели, построенные с помощью пока еще не часто используемой аналитиками процедуры обобщенной линейной модели (ОЛМ). Жесткие модели обеспечивают оценку статистической значимости различия уровня показателей на выделенных временных участках их изменения, но не дают ответа на наличие/отсутствие и характер возможного тренда. Более «продвинутые» ОЛМ-модели, относящиеся к классу дисперсионно-регрессионных, в идеале, помимо оценки статистической значимости различия уровня показателей на участках их изменения, дают ответ также на наличие и характер тренда. Однако при значительной зашумленности анализируемых временных рядов, т.е. высокой волатильности показателей, их нельзя считать жесткими (детерминированными), а следует рассматривать как модели, отражающие тенденции, т.е. как мягкие модели. Степень их приближения к детерминированным моделям будет определяться показателями качества, прежде всего, близостью коэффициента детерминации к единице.

В данной публикации мы не задаемся целью определить критерии отнесения ОЛМ-моделей к жестким или мягким, этот вопрос требует специального рассмотрения. Тем не менее, представляется, что в данном вопросе необходимо исходить из цели конкретного исследования. Как отмечали украинские исследователи С.Н. Лапач и С.Г. Радченко в работе [16], при построении моделей требуется семантическая, т.е. возможность объяснения с помощью полученной модели происходящего процесса или явления, что, в свою очередь, требует правильно задать ее структуру. В большинстве случаев априори задать структуру модели невозможно, и данная задача решается поэтапно.

Применительно к моделям регрессионного анализа, в работе [16] приведены следующие этапы построения модели: 1) формирование плана эксперимента (выборки); 2) предварительная спецификация модели; 3) окончательная спецификация модели; 4) идентификация модели; 5) оценка качества полученной модели.

Опуская особенности первого этапа в случае моделирования социальных процессов по результатам мониторинга общественного мнения (эти результаты служат вторичными

данными), укажем проблемы спецификации и идентификации модели. В работе [17] уточняется, что нетривиальная и эвристическая задача здесь – определить структуру регрессионной модели, тогда как оценки коэффициентов регрессии и их статистических характеристик проводятся по относительно «стандартным» методикам. Правда, в решении задачи спецификации модели также возможны программируемые подходы: в случаях выборки ограниченного объема и высокой зашумленности эмпирических данных нет смысла испытывать нелинейные модели, следует ограничиться линейным регрессионным анализом; при возможности перейти от непрерывной к бинарной выходной переменной следует применять логистическую регрессию и т.п. Но более важным является последний этап построения модели – оценка ее качества. Здесь нельзя ограничиться каким-либо одним показателем статистической адекватности, например, коэффициентом детерминации или p -уровнем критерия Фишера; кроме информативности, следует рассматривать показатели устойчивости параметров модели и ее прогностические свойства. И, наконец, важный фактор оценки модели – эффективность, понимаемая как отношение затраченных ресурсов к полученным результатам, в этом отношении мягкие, но эффективные модели могут быть хорошей альтернативой жестким моделям.

Литература

1. Барбашова, Е.В.; Лясковская, О.В.; Шуметов, В.Г. Индексный подход к субъективной оценке качества жизни (по материалам мониторинга социальных настроений ВЦИОМ) // Human Progress. 2021. Том 7. Вып. 3. С. 3. URL: http://progress-human.com/images/2021/Tom7_3/Barbashova.pdf. свободный. DOI 10.34709/IM.173.3.
2. Дисперсионный анализ. Предположения и эффекты их нарушения. Нормальность распределения // <http://statsoft.ru/home/textbook/modules/stanman.html#assumptions>.
3. Колесников, А.; Лебедева, И. Мягкие и жесткие модели причинных связей в образовательных системах // Педагогические измерения. 2013. № 3. С.: 29-44.
4. Kolesnikov, A.K.; Lebedeva, I.P. Investigation of causality based on complex use of statistical methods (case study of social research) // Quality&Quantity. 2013. Vol. 47 (6). P.: 3043-3050.
5. Лебедева, И.П. Мягкие модели как форма математизации социологического знания // Социологические исследования. 2015. № 1. С.: 79-84.
6. Барбашова, Е.В. О моделировании динамики социально-политических процессов (по материалам мониторинга ВЦИОМ) // Е.В., Барбашова; О.В., Лясковская / Современные проблемы физико-математических наук / материалы VIII Всероссийской научно-практической конференции с международным участием (25-26 ноября 2022 г., г. Орёл):

научное электронное издание [Электронный ресурс] // под общей редакцией кандидата физико-математических наук, доцента Т.Н. Можаровой. Орел: ОГУ имени И. С., Тургенева. 2022. С.: 155-168.

7. Вторичный анализ: понятие, достоинства и недостатки. Электронный ресурс. Режим доступа: https://www.yaneuch.ru/cat_08/vtorichnyj-analiz-ponyatie-dostoinstva-i/170879.1971204.page4.html.

8. Концептуальные представления о стратегиях «смешивания методов» (mixed methods research): этапы развития и современные дискуссии / О.Б., Савинская; А.Г., Истомина; Т.Ю., Ларкина; К.Д., Круглова // Социологические исследования. 2016. № 8. С.: 21-29.

9. Анализ данных: учебник для академического бакалавриата / В.С., Мхитарян [и др.]; под редакцией В.С., Мхитаряна. М.: Издательство Юрайт. 2018. 490 с.

10. Гржибовский, А.М. Анализ трех и более независимых групп количественных данных // Экология человека. 2008. № 3. С.: 50-58.

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

12. Лемешко, Б.Ю.; Комисарова, А.С.; Щеглов, А.Е. Вопросы применения некоторых критериев проверки гипотез случайности и отсутствия тренда // Метрология. 2010. № 12. С.: 3-25.

13. Веретельникова, И.В. Исследование и применение критериев проверки гипотез об отсутствии тренда и критериев случайности. Автореф. дисс. ... к-та техн. наук. Новосибирск. 2019. 23 с.

14. Лемешко, Б.Ю.; Веретельникова, И.В. Критерии проверки гипотез о случайности и отсутствии тренда. Руководство по применению. М.: НИЦ ИНФРА-М. 2021. 221 с.

15. IBM SPSS Statistics Base 22. Руководство по применению. Глава 11. Общая линейная модель: одномерный анализ. С.: 45-56 // Электронный ресурс. URL: https://ftpmirror.your.org/pub/misc/ftp.software.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/statistics/22.0/ru/client/Manuals/IBM_SPSS_Statistics_Base.pdf.

16. Лапач, С.Н.; Радченко, С.Г. Основные проблемы построения регрессионных моделей // Математичні машини і системи. 2012. № 4. С.: 125-133.

17. Лапач, С.Н. Регрессионный анализ. Процессный подход // Математичні машини і системи. 2016. № 1. С.: 129-138.

NONPARAMETRIC MODELING METHODS IN THE SUBJECTIVE QUALITY OF LIFE ASSESSMENT

Ekaterina Barbashova

Candidate of Economic Sciences, Professor of the Central Russian Institute of Management –
Branch of RANEPА,
Orel, Russia

Olga Liaskovskaia

Candidate of Sociological Sciences, ООО "Technology Line"
Moscow, Russia

Vadim Shumetov

Doctor of Economics, Professor of Orel State Agrarian University named after N.V. Parakhina
Orel, Russia

Abstract. The article deals with the non-parametric modeling methods application for assessment the Russians' social moods dynamics according to sociological monitoring data. The monthly population' express surveys results conducted by VTsIOM on a representative all-Russian sample in the period 2017-2022 are analyzed. Two types of models are presented: 1) "hard" models, for which nonparametric methods of mathematical statistics are used, and 2) "soft" models, constructed by the generalized linear model procedure. Due to the strong random component of monitoring indicators, comparable in magnitude to trend changes, as well as non-compliance with the hypothesis of their distribution normality, a non-parametric method was used to identify the difference in the medians of the samples using the Kruskal-Wallis test, followed by pairwise comparisons using the Mann-Whitney test. Along with this, it is proposed to consider dispersion-regression trend models of sociological nature indicators, built using the procedure of a generalized linear model, as "soft" models that reflect the trends in their change dynamics. The problems of the model specification and identification are also indicated in the case of modeling social processes based on the results of monitoring public opinion. It is concluded that soft but effective models can be a good alternative to hard models.

Key words: sociological measurements; monthly polls; life satisfaction; social optimism; financial situation; the economic situation of the country; political situation; the general vector of

the country's development; dynamic series; nonparametric methods of statistical analysis; "soft" models; generalized linear model of dispersion analysis.

JEL codes: C50.

References

1. Barbashova, E.V.; Lyaskovskaya, O.V.; Shumetov, V.G. (2021) Index approach to the subjective assessment of the quality of life (based on the monitoring of social moods by VTsIOM) // Human Progress. Vol. 7. Issue 3. P.: 3. DOI 10.34709/IM.173.3.
2. Dispersion analysis. Assumptions and the effects of their violation. Distribution normality. URL: <http://statsoft.ru/home/textbook/modules/stanman.html#assumptions>.
3. Kolesnikov, A.; Lebedeva, I. (2013) Soft and hard models of causal relationships in educational systems // Pedagogical measurements. No. 3. P.: 29-44.
4. Kolesnikov, A.K.; Lebedeva, I.P. (2013) Investigation of causality based on complex use of statistical methods (case study of social research) // Quality&Quantity. Vol. 47(6). P.: 3043-3050.
5. Lebedeva, I.P. (2015) Soft models as a form of mathematization of sociological knowledge. Sotsiologicheskie issledovaniya. No. 1. P.: 79-84.
6. Barbashova, E.V.; Lyaskovskaya, O.V. On Modeling the Dynamics of Socio-Political Processes (based on VTsIOM Monitoring Materials) / Modern problems of physical and mathematical sciences / materials of the VIII All-Russian scientific and practical conference (November 25-26, 2022, Orel) / under the general editorship of T.N.Mozharova. Orel: OSU named after I.S.Turgenev. 2022. P.: 155-168.
7. Secondary analysis: concept, advantages and disadvantages. URL: https://www.yaneuch.ru/cat_08/vtorichnyj-analiz-ponyatie-dostoinstva-i/170879.1971204.page4.html.
8. Savinskaya, O.B.; Istomina, A.G.; Larkin, T.Yu.; Kruglova, K.D. (2016) Conceptual ideas about the strategies of "mixing methods" (mixed methods research): stages of development and modern discussions // Sociological research. No. 8. P.: 21-29.
9. Mkhitarian, V.S.; et al. (2018) Data analysis: a textbook for academic undergraduate studies / edited by V.S.Mkhitarian. M.: Yurait Publishing House. 490 p.
10. Grzhibovsky, A.M. (2008) Analysis of three or more independent groups of quantitative data // Human Ecology. No. 3. P.: 50-58.
11. Grzhibovsky, A.M.; Ivanov, S.V.; Gorbatova, M.A. (2016) Comparison of quantitative data from three or more independent samples using Statistica and SPSS software: parametric and nonparametric tests // Science and Health. No. 4. P.: 5-37.

12. Lemeshko, B.Yu.; Komisarova, A.S.; Shcheglov, A.E. (2010) Issues of application of some criteria for testing hypotheses of randomness and absence of a trend // *Metrology*. No. 12. P.: 3-25.
13. Veretelnikova, I.V. (2019) Research and application of criteria for testing hypotheses about the absence of a trend and criteria for randomness. Abstract of Thesis. Novosibirsk. 23 p.
14. Lemeshko, B.Yu.; Veretelnikova, I.V. (2021) Criteria for testing hypotheses about randomness and the absence of a trend. Application guide. M.: NITs INFRA-M. 221 p.
15. IBM SPSS Statistics Base 22 Application Guide. Chapter 11. General Linear Model: One-Dimensional Analysis. P.: 45-56 // URL: https://ftpmirror.your.org/pub/misc/ftp.software.ibm.com/software/analytics/spss/documentation/statistics/22.0/en/client/Manuals/IBM_SPSS_Statistics_Base.pdf.
16. Lapach, S.N.; Radchenko, S.G. (2012) The main problems of building regression models // *Mathematical machines and systems*. No. 4. P.: 125-133.
17. Lapach, S.N. (2016) Regression analysis. Process approach // *Mathematical machines and systems*. No. 1. P.: 129-138.

Contact

Ekaterina Barbashova

Central Russian Institute of Management – Branch of RANEPA

5a, str. Victory Boulevard, 302028, Russia, Orel

work.67@mail.ru

Olga Liaskovskaia

Sociological Sciences, OOO "Technology Line"

14/7, str. Nizhnyaya, 125040, Russia, Moscow

olga0873@list.ru

Vadim Shumetov

Oryol State Agrarian University named after N.V. Parakhina

69, str. General Rodina, 302019, Russia, Orel

shumetov@list.ru