

XII

**МЕЖДУНАРОДНАЯ
НАУЧНАЯ
КОНФЕРЕНЦИЯ
ИМ. С.А. АЙВАЗЯНА**

21–23 сентября 2022 г.

**Применение
многомерного
статистического
анализа
в экономике
и оценке
качества**

ТРУДЫ КОНФЕРЕНЦИИ

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
Центральный экономико-математический институт РАН
Московская школа экономики МГУ им. М.В. Ломоносова
Журнал «Прикладная эконометрика»

**Применение
многомерного
статистического
анализа
в экономике
и оценке
качества**

XII МЕЖДУНАРОДНАЯ
НАУЧНАЯ
КОНФЕРЕНЦИЯ
ИМ. С.А. АЙВАЗЯНА

21–23 сентября 2022 г.

ТРУДЫ КОНФЕРЕНЦИИ



Издательский дом Высшей школы экономики
Москва, 2022

УДК 519.2
ББК 22.172
П76



<https://elibrary.ru/xwqvfm>

Ответственный редактор
В.С. Мхитарян

П76 **Применение многомерного статистического анализа в экономике и оценке качества.** XII Международная научная конференция им. С. А. Айвазяна (21–23 сентября 2022 г.) [Текст] : тр. конф. / отв. ред. В. С. Мхитарян ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2022. — 180 с. — 20 экз. — ISBN 978-5-7598-2716-0 (в обл.). — ISBN 978-5-7598-2819-8 (e-book).

В сборнике представлены труды участников XII Международной научной конференции им. С.А. Айвазяна «Применение многомерного статистического анализа в экономике и оценке качества» из 12 городов России и Беларуси: Екатеринбург, Йошкар-Олы, Магнитогорска, Махачкалы, Минска, Москвы, Перми, Ростова-на-Дону, Санкт-Петербурга, Саратова, Тамбова, Улан-Удэ. Исследования посвящены вопросам теории и методологии прикладного многомерного статистического анализа и эконометрического моделирования, применения методов многомерного статистического анализа и эконометрики в различных социально-экономических исследованиях, при построении статистических систем поддержки принятия решений (включая статистические программные продукты), при анализе случайных процессов и больших массивов данных. В работах сравнивается эффективность различных методов прикладной статистики и эконометрики в зависимости от специфики решаемой задачи, рассмотрены проблемы и методология преподавания прикладной статистики и эконометрики в вузах.

Сайт конференции: <https://economics.hse.ru/dest/statanalysis/2022/>

УДК 519.2
ББК 22.172

Опубликовано Издательским домом Высшей школы экономики
<http://id.hse.ru>

doi:10.17323/978-5-7598-2716-0

ISBN 978-5-7598-2716-0 (в обл.)
ISBN 978-5-7598-2819-8 (e-book)

© Авторы, 2022

СОДЕРЖАНИЕ

<i>Абдулгалимов А.М.</i> Прогнозирование бракоразводных процессов в Республике Дагестан	8
<i>Агапов С.М., Агапова Т.Н.</i> Случайное многообразие элементов природных и социально-экономических систем	11
<i>Антонян А.А.</i> Статистический анализ влияния факторов на макроэкономические показатели Российской Федерации	14
<i>Арутюнов А.Л.</i> Применение многомерно-статистических методов для измерения сложности выполнения нотариальных операций правового — технического характера в Российской Федерации	17
<i>Архипова М.Ю., Сиротин В.П.</i> Подходы к исследованию трансформации образа жизни людей в цифровой среде современного мегаполиса	19
<i>Афанасьев М.Ю.</i> Новые ориентиры в диверсификации региональной экономики	22
<i>Бакуменко Л.П.</i> Классификация стран по уровню сетевой готовности	28
<i>Балаш В.А., Сидоров С.П., Файзлиев А.Р., Чистопольская Е.В.</i> Моделирование влияния внешней конъюнктуры на переделы волатильности между российскими активами	31
<i>Балаш О.С., Файзлиев А.Р.</i> Применение марковских моделей со множеством состояний для прогнозирования кредитных рейтингов	34
<i>Беляков А.О., Курбацкий А.Н., Мироненков А.А.</i> Прогнозирование финансовых доходностей и интервалов цен при помощи представления в пространстве состояний	36
<i>Бадина С.В., Бабкин Р.А., Березняцкий А.Н.</i> Классификация районов Москвы в контексте уязвимости к природным и техногенным опасностям на основе данных сотовых операторов	38

<i>Березняцкий А.Н.</i> Моделирование макроэкономической динамики дотационного региона в России	42
<i>Вакуленко Е.С., Митрофанова Е.С.</i> Применение АРС-моделей для исследования процессов рождаемости в России	45
<i>Галеева Е.А.</i> Анализ региональной специфики конкуренции на розничном рынке нефтепродуктов в Российской Федерации	49
<i>Герасимова И.А., Герасимова Е.В.</i> Пространственная дезинтеграция траекторий социально- экономического развития регионов	52
<i>Горский Д.И.</i> Рождаемость в России в периоды рецессий	54
<i>Демидова О.А.</i> Пространственные аспекты отношения к иммигрантам в России	57
<i>Дуброва Т.А., Есенин М.А.</i> Анализ цифровой активности в различных размерных группах предприятий	59
<i>Елисеева И.И., Декина М.П.</i> Многоуровневое моделирование в анализе доходов и заработной платы	61
<i>Замниус А.В., Полбин А.В.</i> Оценка эластичности предложения труда по заработной плате для замужних женщин в России	62
<i>Зарова Е.В., Коваленко Н.Н., Турсунов Б.О.</i> Модели промышленных бизнес-циклов стран Средней Азии в анализе межстранового влияния угроз экономической безопасности	65
<i>Зверева В.А.</i> Влияние уровня неравенства на работу трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики Центрального банка РФ	69
<i>Карелина М.Г.</i> Эконометрическая модель интеграционной активности в России с учетом факторов ESG	71

<i>Картаев Ф.С., Гуров И.Н.</i> Выбор режима монетарной политики и неопределенность инфляционных ожиданий	74
<i>Коваленко А.П.</i> Геометрическая интерпретация многослойного перцептрона с кусочно-линейными функциями активации	75
<i>Козлова М.А.</i> Эконометрическая оценка отклонения индекса потребительских цен по данным Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств	78
<i>Конаков В.Д., Биттер И.И.</i> Устойчивость переходных плотностей диффузий и цепей Маркова относительно возмущений коэффициентов	80
<i>Лугачев М.И., Скрипкин К.Г.</i> Импортозамещение на уровне фирмы: взгляд с позиций совокупной стоимости владения	83
<i>Лукашин Ю.П.</i> Экспорт в экономике Китая	85
<i>Луптов А., Суринов А.</i> Статистическая оценка материального благосостояния локальных социумов в России. Проблемы и направления исследований	88
<i>Макарчук Н.И.</i> Вспоминая работу с С.А. Айвазяном	91
<i>Микитчук М.Д.</i> Социально-экономические детерминанты альтруизма в развитых и развивающихся странах	94
<i>Мироненков А.А.</i> Интервальные оценки показателей интегрального индикатора качества жизни населения в зависимости от выбора весов взвешенной главной компоненты	96
<i>Митрофанова Е.С., Вакуленко Е.С., Горский Д.И.</i> Влияние первой волны COVID-19 на репродуктивные намерения россиян (март—май 2020 г.)	98
<i>Михайлова С.С., Антоханова И.В.</i> Концептуальные основы проектирования интеллектуальной информационной системы демографических показателей	102

<i>Михненко О.Е.</i> Прикладная статистика и управление	104
<i>Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Искоркин Д.В.</i> Модель прогрессивной шкалы налогообложения и возможности ее применения в России	109
<i>Мхитарян С.В.</i> Интегрированная оценка транспортной доступности жилищных комплексов Москвы	112
<i>Мхитарян В.С., Попова Г.Л.</i> Анализ развития сельского хозяйства в регионах Центрально-Черноземного экономического района	114
<i>Нанавян А.М.</i> Экономическая неактивность: динамика и региональные особенности	117
<i>Наринян Н.Е.</i> Валовой региональный продукт и удовлетворенность трудом в регионе	121
<i>Ниворожкина Л.И.</i> Декомпозиция доходного неравенства на микроуровне	124
<i>Никитина Н.С.</i> Анализ факторов, влияющих на динамику цен на жилую недвижимость в России	129
<i>Проневич А.Ф., Хацкевич Г.А.</i> Динамические трехфакторные производственные функции, учитывающие нейтральный по Хиксу научно-технический прогресс	130
<i>Радионова М.В.</i> Кластеризация регионов РФ по уровню ИКТ	133
<i>Родионова Л.А.</i> Региональные особенности сезонности рождений в Российской Федерации: эконометрический подход	136
<i>Сажин Ю.В., Скворцова М.А.</i> Теория и методология исследования социальной комфортности проживания населения региона	139
<i>Сарычева Т.В.</i> Эконометрический анализ импорта и экспорта угля по панельным данным	142

<i>Сурков А.А.</i> Решение проблемы отрицательности весовых коэффициентов объединенного прогноза	145
<i>Трофимова Н.А.</i> Применение пространственных моделей при оценке влияния регионального социального капитала	148
<i>Харин Ю.С.</i> Нейросетевые модели биномиальных временных рядов и их статистический анализ	150
<i>Хохлова О.А., Хохлова А.Н.</i> Технологические тренды: анализ и прогнозирование	152
<i>Шаклеина М.В., Шаклеин К.И.</i> Оценка пространственного взаимодействия факторов предпринимательской активности	155
<i>Шведов А.С., Связов В.А.</i> Применение нечеткой логики при анализе данных и прогнозировании	158
<i>Шишов В.Ф., Искоркин Д.В.</i> Применение статистических функций MS Excel для анализа и прогнозирования	159
<i>Fantazzini D.</i> Crypto Exchanges and Credit Risk: Modeling and Forecasting the Probability of Closure	162
<i>Kelbert M., Kasyanova X.</i> Conflicting Experts' Opinions in Bayesian Problems	166
<i>Morozova E.A., Panov V.A.</i> Mellin Transform Techniques for the Statistical Inference	169
<i>Semerikova E.V., Blokhina A.O.</i> Spatial Quantile Analysis of Real Estate Prices in Germany	171

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ БРАКОРАЗВОДНЫХ ПРОЦЕССОВ В РЕСПУБЛИКЕ ДАГЕСТАН

Абдулгалимов А.М.

г. Махачкала, ДагГТУ

E-mail: abdulgalimov@yandex.ru

В Дагестане браки всегда считались здоровыми, крепкими в силу строгих вековых традиций. За период существования СССР и до настоящего времени на семейные отношения в Республике Дагестан точно так же, как и в других субъектах Российской Федерации, достаточно сильное влияние оказывали и оказывают культурные, нравственные, социальные, экономические и исторические изменения.

В данной работе проведен анализ и прогнозирование бракоразводных процессов в Республике Дагестан. В качестве исходных данных рассматриваются временные ряды, приведенные в табл. 1 [1–3].

В табл. 2 представлены прогнозные оценки числа браков, разводов и численности постоянного населения в республике на 2022 и 2023 гг., полученные усовершенствованным методом гармонических весов [4].

Параметры прогнозирования для временных рядов числа браков, разводов и численности постоянного населения в Республике Дагестан, согласно данным табл. 1, следующие: 1) число уровней исходного ряда динамики (база прогноза) $n = 19$; 2) число точек прогноза $q = 2$; 3) уровень значимости $\alpha = 0,05$; 4) число уровней в фазе и показатель степени скользящего тренда для рядов динамики числа браков и разводов — соответственно $L = 3$, $m = 2$.

Полученные результаты, приведенные в табл. 2, а также данные табл. 1 свидетельствуют о том, что негативные процессы, которые происходили в советское и постсоветское время в семейных отношениях дагестанской семьи, до сих пор продолжают иметь место. Тренд числа браков в целом за рассматриваемый период с 2003 по 2023 г. отрицательный, а тренд разводов за этот же период в целом положительный.

Если рассматривать отношение числа браков и числа разводов на 1000 постоянного населения в республике, то в 2021 г. эта величина составляла $4,072/1,734 = 2,348$; в 2022 г. — $3,741/1,776 = 2,106$;

Таблица 1

**Динамика числа браков и разводов в Республике Дагестан
за период с 2003 по 2021 г.**

Год	Число браков	Число разводов	Численность постоянного населения в Дагестане, человек
	на 1000 постоянного населения		
2003	6,850	1,450	2 581 412
2004	6,661	1,199	2 617 502
2005	6,642	1,133	2 652 711
2006	7,507	1,431	2 692 619
2007	8,278	1,442	2 735 837
2008	8,539	1,486	2 788 600
2009	8,376	1,550	2 826 525
2010	8,169	1,553	2 868 759
2011	8,137	1,583	2 914 204
2012	7,619	1,572	2 930 449
2013	7,263	1,670	2 946 035
2014	6,829	1,712	2 963 918
2015	6,359	1,603	2 990 371
2016	6,107	1,607	3 018 808
2017	5,855	1,611	3 047 245
2018	5,603	1,616	3 075 682
2019	4,750	1,247	3 104 649
2020	4,406	1,692	3 133 616
2021	4,072	1,734	3 162 737

в 2023 г. — $3,416/1,817 = 1,880$. Здесь мы видим, что отношение числа браков к числу разводов постепенно от года к году уменьшается, т.е. процесс разводов превалирует над процессом браков. Это говорит о том, что в ближайшем будущем (два ближайших года) в республике примерно на два брака будет один развод, т.е. половина браков, приходящихся на 1000 человек постоянного населения в республике, ежегодно будет распадаться.

На наш взгляд, такая картина обусловлена такими причинами, как: 1) высокий уровень безработицы, особенно в горных районах республики; 2) утеря многовековых традиций и кардинальные изменения в жизненном укладе дагестанской семьи; 3) перенасе-

Таблица 2

**Прогнозные оценки числа браков, разводов и численности
постоянного населения в Республике Дагестан на 2022 и 2023 гг.**

Показатель	2022			2023		
	Точечная оценка	Интервальная оценка		Точечная оценка	Интервальная оценка	
		Начало	Конец		Начало	Конец
Число браков, на 1000 постоянного населения	3,744	3,199	4,289	3,416	2,835	3,997
Число разводов, на 1000 постоянного населения	1,776	1,372	2,179	1,817	1,387	2,248
Численность постоянного населения в Дагестане, человек	3 191 858	3 178 940	3 204 777	3 220 979	3 207 206	3 234 752

ленность городов республики и инфраструктурные изменения в них; 4) миграция населения за пределы республики в поисках работы; 5) жилищные проблемы для молодых людей. Эти и другие негативные факторы создают предпосылки нестабильности социально-экономической обстановки в Республике Дагестан.

Литература

1. *Оруджева И.М.* Экономико-статистический анализ и прогнозирование численности постоянного населения в Республике Дагестан // Статистические методы анализа экономики и общества: тезисы. докл. 9-й Междунар. научно-практ. конф. студентов и аспирантов. Москва, 15–18 мая 2018 г. М.: Изд. дом ВШЭ, 2018. С. 177–179.
2. Число браков в Республике Дагестан [Электронный ресурс]. URL: <https://dagstat.gks.ru/storage/mediabank/4FRUGRcl> (дата обращения: 07.05.2021).
3. Число разводов в Республике Дагестан [Электронный ресурс]. URL: <https://dagstat.gks.ru/storage/mediabank/qyLDh5BY> (дата обращения: 08.05.2021).

4. *Абдулгалимов А.М.* Статистическое прогнозирование социально-экономических процессов. Махачкала: Даг. кн. изд-во, 1998. 142 с.

СЛУЧАЙНОЕ МНОГООБРАЗИЕ ЭЛЕМЕНТОВ ПРИРОДНЫХ И СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Агапов С.М., Агапова Т.Н.

г. Москва, МосУ МВД России им. В.Я. Кикотя

E-mail: agapova_t_n@mail.ru

Общество во всех его частных проявлениях, будь то экономика, экология, демография, здравоохранение и проч., существует в Природе, для которой характерны факторы случайности, вариации и многообразия, поэтому оно также должно обладать этими чертами. Известный в информатике и кибернетике закон Эшби гласит: «Система, существующая в варьирующей среде, должна иметь внутреннее многообразие, по крайней мере не меньшее, чем эта среда». Только обладающее огромной вариацией Человечество смогло расселиться, освоиться и успешно развиваться в огромном многообразии природных условий на планете Земля — от полюсов до экватора. Многообразие — огромное богатство человечества, и глубоко не правы те из «футурологов» и фантастов, которые считают, что в далеком будущем люди утратят свои различия и сольются в однообразную, усредненную массу. Создать подобный мир пробовали, и не раз! В монашеских орденах, в масонских ложах, в Советском Союзе, в Китае и еще много где... Результаты нам известны.

Из многообразия элементов природных и социально-экономических систем вытекает и наличие сложности, многофакторности влияний на любое явление — источник случайностей. Число взаимосвязей растет гораздо быстрее, чем количество взаимосвязанных ими элементов системы, растет по законам факториалов (рис. 1).

Число парных связей есть число сочетаний по два из числа n элементов:

$$C_n^2 = \frac{n!}{2! \times (n-2)!} = \frac{n \times (n-1)}{2}. \quad (1)$$

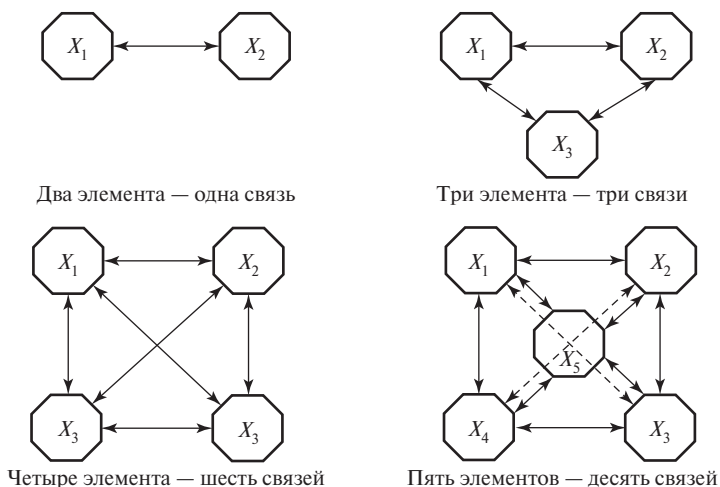


Рис. 1. Зависимость числа парных связей от количества элементов системы

При 100 элементах $C_{100}^2 = \frac{100 \cdot 99}{2} = 4950$ парных связей, а если учитывать еще и множественные связи, то общее число связей достигнет миллиона.

Гипотезу, обеспечивающую вероятностный характер закономерностей, выдвинул известный российский статистик А.А. Чупров еще в начале XX в. Множественность связей, взаимовлияний общих элементов мира на другие, согласно этой гипотезе, объясняет непредсказуемость, случайность следствий, возникающих в результате, т.е. статистический тип закономерностей массовых процессов, проявление закона чаще в среднем для массы однородных явлений как тенденций при вариации отдельных явлений. Связи между отдельно взятой причиной — «фактором» и следствием или между ограниченной группой — системой факторов и результатом имеют не жесткую, а статистическую форму — корреляционной зависимости. Жесткая связь не отрицается, а выступает лишь как предельно простой, крайний вид связи в простейшей системе.

Если же учесть многофакторные связи — взаимодействие одних комбинаций факторов на другие факторы, то общее количество связей станет расти еще быстрее. Вот откуда берется непредсказуемость результата, следствий влияния столь большого факторного комплекса.

Вероятностный мир — это сложнейшая, многоуровневая система, состоящая из многообразных качественно и варьирующихся количественно элементов, взаимодействующих друг с другом. Ввиду невообразимо огромного числа взаимосвязей между элементами системы закономерности ее — физические, химические, биологические, социальные, экономические и многие другие — проявляются лишь в среднем, лишь в большом числе событий как тенденции, осложненные и затушеванные вариацией в пространстве и колебаниями во времени. Непредсказуемость следствий, возникающих в результате переплетения влияний массы причин (факторов), означает наличие случайности в этих событиях. Случайное многообразие элементов природных и социально-экономических систем — единственно способная к развитию, необходимая черта любого государства. Для того чтобы успешно существовать и качественно действовать в этом мире, следует учитывать случайности, стремиться их оценить, достоверно вычислять вероятности событий. Разнообразие, вариация, случайность — не только необходимые черты, присущие Природе, Человеку, Обществу, но именно они составляют и определяют его порой крайне разнополярное многообразие.

Литература

1. *Сачков Ю.В.* Введение в вероятностный мир. М.: Наука, 1971. 205 с.
2. *Кравец А.С.* Природа вероятности. М.: Мысль, 1976. 196 с.
3. *Хабард Д.У.* Как измерить всё, что угодно. М.: Олимп-Бизнес, 2019. 298 с.
4. *Юзбашев М.М., Манелля А.И.* Статистический анализ тенденций и колеблемости. М.: Финансы и статистика, 1983. 206 с.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ФАКТОРОВ НА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Антонян А.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: aantonyan@hse.ru

Исследуется влияния совокупности факторов на систему взаимосвязанных макроэкономических показателей Российской Федерации. Исследование базируется на эконометрической модели экономики России в виде системы одновременных уравнений, в которой отражается зависимость эндогенных величин от внешних воздействий (текущих экзогенных величин), а также лаговых переменных. Модель строилась по квартальным данным Росстата с 1998 г.

Ниже представлен список эндогенных и экзогенных переменных, включенных в эконометрическую модель экономики России.

Эндогенные переменные: Y_1 — валовый внутренний продукт, млрд руб.; Y_2 — индекс потребительских цен (инфляция), %; Y_3 — экспорт товаров, млрд долл. США; Y_4 — импорт товаров, млрд долл. США; Y_5 — денежные доходы населения, млрд руб.; Y_6 — расходы на конечное потребление домашних хозяйств, млрд руб.

Экзогенные переменные: X_1 — инвестиции в основной капитал, млрд руб.; X_2 — цены на нефть, долл. США за баррель; X_3 — обменный курс Банка России, руб. за 1 долл. США; X_4 — государственные социальные расходы, млрд руб.; X_5 — средневзвешенные тарифы на экспорт.

$$d_{98} = \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq \text{до третьего квартала 1998 г.;} \\ 1 & \text{при } t > \text{в противном случае;} \end{cases}$$
$$d_{08} = \begin{cases} 0 & \text{при } t \leq \text{до третьего квартала 2008 г.;} \\ 1 & \text{при } t > \text{в противном случае.} \end{cases}$$

Для выявления набора лаговых экзогенных переменных для каждой результирующей переменной строится кросскорреляционная функция с экзогенными переменными, по наибольшему значению которой определяется величина лага τ_{\max} .

Определение набора предопределенных переменных для каждой эндогенной переменной $\tilde{y}^{(j)}$ осуществлялось с использованием

тестов причинно-следственной связи Грэнджера в сочетании с анализом значений коэффициента детерминации R^2 и значений t -статистик в соответствующих уравнениях регрессии.

Для построения модельных (прогнозных) значений эндогенных переменных и оценки точности прогнозов использовалась следующая система одновременных уравнений (СОУ):

$$\left\{ \begin{array}{l} Y_1 = 0,02 + 0,20 X_{1,t} + 0,75 Y_{6,t-1} + 0,16 d_{98} - 0,12 d_{08} + 0,56 \varepsilon_{1,t-1}; \\ \quad (0,77) \quad (4,39) \quad (14,41) \quad (4,79) \quad (-3,05) \quad (2,75) \\ Y_2 = 0,11 - 0,03 X_{2,t-1} + 0,01 X_{3,t-1} + 0,42 \varepsilon_{2,t-1}; \\ \quad (6,94) \quad (-2,73) \quad (0,47) \quad (4,10) \\ Y_3 = 0,17 + 0,32 X_{2,t-1} + 0,30 X_{5,t-1} + 0,62 d_{98} + 0,37 \varepsilon_{3,t-1}; \\ \quad (4,61) \quad (4,16) \quad (7,56) \quad (7,12) \quad (2,80) \\ Y_4 = 0,03 - 0,16 X_{3,t} + 0,92 Y_{1,t} + 0,34 d_{98}; \\ \quad (0,73) \quad (-2,17) \quad (55,17) \quad (2,92) \\ Y_5 = -0,17 + 0,07 X_{3,t} + 0,22 X_{4,t} + 0,51 Y_{1,t} + 0,24 Y_{5,t-1}; \\ \quad (3,88) \quad (2,43) \quad (6,40) \quad (6,33) \quad (4,24) \\ Y_6 = 0,07 + 0,03 X_{4,t} + 0,27 Y_{1,t} + 0,34 Y_{2,t} + 0,43 Y_{5,t} + 0,26 Y_{6,t-1} + \\ \quad + 0,53 \varepsilon_{6,t-1}. \\ \quad (6,64) \quad (3,24) \quad (8,75) \quad (7,46) \quad (10,87) \quad (10,53) \\ \quad (3,89) \end{array} \right.$$

Данная СОУ имеет рекурсивную структуру, когда зависимая переменная одного уравнения выступает в роли фактора, оказываясь в правой части следующих уравнений системы. И каждое последующее уравнение системы включает в качестве факторов все зависимые переменные предшествующих уравнений вместе с набором их собственных факторов x , так что при естественном допущении о взаимной некоррелированности остатков она может быть отнесена к классу чисто рекурсивных. Статистические характеристики уравнений представлены в табл. 1.

Таблица 1

Характеристики адекватности уравнений модели

№ уравнения системы	\hat{R}^2	\hat{s}^2	$\bar{\delta}$, %	DW
1	0,98	0,004	5,71	2,03
2	0,60	0,002	1,64	2,04
3	0,98	0,015	8,88	1,92
4	0,97	0,006	7,35	1,96
5	0,96	0,004	6,17	1,86
6	0,96	0,003	4,37	2,04

Как видно из данных табл. 1, все параметры характеризуют адекватность той или иной модели.

Описанная выше эконометрическая модель экономики России предназначена для построения краткосрочных (на 1–3 квартала вперед) макроэкономических прогнозов. При построении модели СОУ ставилась цель исследовать (в краткосрочной перспективе) зависимость экономической динамики от мировых цен на нефть, от инвестиций в основной капитал, курса доллара и размеров государственных социальных расходов.

Литература

1. Айвазян С.А., Бродский Б.Е., Березняцкий А.Н. Неравновесные структурные модели реального сектора российской экономики // Экономика и математические методы. 2019. № 2. С. 65–80. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=38162612>.
2. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. Основы эконометрики. 2-е изд., испр. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001. 432 с.
3. Пастушенко С.Б., Реймер В.В. Эконометрика как составная часть экономических наук // Экономика и предпринимательство. 2020. № 2 (115). С. 1259–1263. URL: <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=42771090>.
4. Коваленко Е.Г., Полушкина Т.М. Концептуальные подходы к государственному регулированию пространственного развития России // Вестник НГИЭИ. 2019. № 4 (95). С. 14–27.

ПРИМЕНЕНИЕ МНОГОМЕРНО-СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ДЛЯ ИЗМЕРЕНИЯ СЛОЖНОСТИ ВЫПОЛНЕНИЯ НОТАРИАЛЬНЫХ ОПЕРАЦИЙ ПРАВОВОГО — ТЕХНИЧЕСКОГО ХАРАКТЕРА В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Арутюнов А.Л.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: arsenrea@mail.ru

Нотариальной операцией называется выполнение действий юридически-правового и технического характера при предоставлении данных услуг населению (резидентам и нерезидентам РФ) нотариальными конторами России, объединенными в общую систему под эгидой Нотариальной палаты РФ (находящейся в подчинении Министерства юстиции России).

На сегодняшний день насчитывается около 650 операций (действий) правового и технического характера, таких как: удостоверение равнозначности документа; свидетельствование верности копий документов; выдача выписки из реестра; хранение документов [1]; государственная регистрация юридических лиц и индивидуальных предпринимателей (ИП); составление и принятие завещаний; удостоверение сделок и договоров и т.д.

Для получения коэффициента сложности нотариального действия ($K_{снд}$) сначала был рассчитан коэффициент удельного веса времени выполнения каждого нотариального действия ($K_{увв}$), где за основу взят 8-часовой рабочий день (8 часов = 480 мин). Далее, взяв за основу коэффициент $K_{увв}$ для определения удельного веса времени выполнения каждого этапа нотариальных действий

$$K_{увв} = \frac{t_i}{T_{общ}}$$
, причем $t_i \in \max\{i; i + 1\}$, где t_i — время выполнения одного этапа (операции) в рамках одного общего нотариального действия; $T_{общ}$ — продолжительность рабочего дня или недели (8-часовой рабочий день либо 40-часовая рабочая неделя по нормативам трудового законодательства РФ).

Для получения более точного результата по численному расчету используется метод кластер-процедуры, в котором расчет производится через расстояния между кластерами при группировке (кластеризации). В ряде процедур классификации (кластер-про-

цедур) используются такие понятия, как расстояние между группами объектов и меры близости между объектами или различными совокупностями внутри группы.

Пусть S_i — i -я группа (кластер), состоящий из n_i объектов (в нашем случае это количество нотариальных действий в рамке определенной временной группы — операции до 3 мин, до 5 мин, до 10 мин и т.д.), а \bar{x}_i — среднее арифметическое векторных наблюдений s_i группы, т.е. «центр тяжести» i -й группы. При этом s_i являются столбцами (количество которых соответствует количеству построенных нами интервалов) матрицы S (с размерностью 10×130 (10 столбцов и 130 строк)). Само расстояние, измеряемое по «центрам тяжести» групп, определяется как $\rho(S_a, S_b) = \rho(\bar{x}_a, \bar{x}_b)$.

Для численного расчета более точно он определяется по следующей формуле:

$$\rho_{cp}(S_a, S_b) = \frac{1}{n_a n_b} \sum_{x_i \in S_a} \sum_{x_j \in S_b} \rho(x_i, x_j).$$

Полученное расстояние по принципу «средней связи» определяется как среднее арифметическое всех попарных расстояний между представителями рассматриваемых групп. Что касается разбиения и дальнейшего построения интервальных групп (в нашей задаче число таких групп составило 10), то расчеты по определению числа групп (n — количество групп) по всей генеральной совокупности (а их количество равно 650 — суммарное количество всех нотариальных операций, $N = 650$) проведены по формуле Стерджесса

$$n = 1 + \eta \log N,$$

где η — постоянное значение, равное 3,322 ($\eta = 3,322$); N — число единиц совокупности (в данном случае $N = 650$).

И наконец, после получения изложенными многомерно-статистическими методами данных выводим следующую формулу для непосредственного расчета коэффициента сложности нотариальных действий ($K_{снд}$):

$$K_{снд} = (K_{увв} K_{сгр} n \bar{p})^{1/n},$$

где $K_{увв} = \sum_{i=1}^N k_{увв}^i$; n — количество выполняемых этапов (операций) в рамках одного нотариального действия; $K_{сгр}$ — доли от среднего-

довых и ежедневных расходов всех нотариальных контор РФ, рассчитываются как доля расходов нотариусов за 1 мин работы (исходя из нормы 247 рабочих дней в году) по всей территории РФ от величины ежедневных (исходящих от среднегодовых) расходов всех нотариальных контор РФ [2]; коэффициент \bar{p} определяется как доля стоимости (оплаты) 1 мин работы сотрудника нотариальной конторы от среднегодовой величины прожиточного минимума в России (по данным Федеральной службы государственной статистики).

Литература

1. Электронная справочно-правовая система Консультант Плюс [Электронный ресурс]. URL: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_1581/.
2. Арутюнов А.Л. Математические методы и модели расчета коэффициента сложности нотариальных действий с учетом этапов совершения нотариальных операций // Теория и практика институциональных преобразований в России: сб. науч. тр. Вып. 38. М.: ЦЭМИ РАН, 2016. С. 43–48.

ПОДХОДЫ К ИССЛЕДОВАНИЮ ТРАНСФОРМАЦИИ ОБРАЗА ЖИЗНИ ЛЮДЕЙ В ЦИФРОВОЙ СРЕДЕ СОВРЕМЕННОГО МЕГАПОЛИСА

Архипова М.Ю., Сиротин В.П.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: archipova@yandex.ru

Исследование выполнено при поддержке гранта Российского научного фонда № 22-28-20360 «Трансформация образа жизни людей в цифровой среде современного мегаполиса».

Повышение благосостояния жителей современного мегаполиса является также важнейшей задачей социально-экономического развития России. Цифровые технологии активно внедряются во все сферы жизнедеятельности людей, вызывая существенные

изменения в процессах как взаимодействия индивида и общества, так и межличностного взаимодействия [1, 2].

Отслеживание происходящих изменений в социуме и получение актуальных данных обеспечиваются регулярно проводимыми мониторингами различных сторон технологического развития и жизни населения. Периодичность их проведения обеспечивает получение регулярного потока статистических данных, сопоставимость данных во времени и возможность относительно плавной модификации в пространстве используемых признаков. Однако обратной стороной регулярности является возможность пропуска кратковременных, но существенных изменений в развитии технологий и общественных процессов.

Для проведения исследования в работе использованы данные выборочных обследований, в частности:

- Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (RLMS-HSE) [3]. Данные данного мониторинга репрезентативны по Российской Федерации в целом и по трем ее регионам: г. Москве, Московской области и г. Санкт-Петербургу. Анкета обследования включает вопросы по различным аспектам экономического положения, занятости, образования, здоровья, образа жизни, пользования различными товарами и услугами, образа жизни, удовлетворенности условиями труда и жизнью в целом и т.д.;

- Выборочное федеральное статистическое наблюдение по вопросам использования населением информационных технологий и информационно-телекоммуникационных сетей [4], проводимое ежегодно с 2013 г., а по Республике Крым и г. Севастополю — с 2015 г. по программе, основанной на рекомендациях Руководства по измерению доступа к ИКТ и их использованию на уровне домашних хозяйств и отдельных лиц Международного союза электросвязи [5].

Одной из задач, которые были поставлены в ходе проведения исследования, является построение портретов жителей современного мегаполиса с использованием аппарата Data Culture, позволяющего изучить различия в доступе и использовании предлагаемых городом цифровых возможностей в зависимости от характеристик индивидов (пола, возраста, образования, дохода, семейного положения и др.). Новизна данного подхода заключается в возможности учета индивидуальных характеристик жителей мегаполиса, что представляет значительный интерес для лиц, при-

нимающих управленческие решения, с точки зрения разработки адресной политики для поддержки слоев населения, наиболее подверженных отрицательному воздействию цифровой трансформации.

Практическое использование ожидаемых результатов определяется тем, что решение научной проблемы позволяет выявить позитивные и негативные факторы, оказывающие влияние на изменение образа жизни людей современного мегаполиса под воздействием цифровых технологий.

Литература

1. *Кучмаева О.В., Архипова М.Ю.* Цифровые технологии в повседневной жизни россиян // Вопросы статистики. 2021. Т. 28. № 3. С. 45–55.
2. *Архипова М.Ю., Кучмаева О.В.* Социальный запрос россиян на инновации (по данным выборочного обследования) // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2018. Т. 11. № 2. С. 69–83.
3. РМЭЗ НИУ ВШЭ. URL: <https://www.hse.ru/rlms/spss>.
4. Материалы Выборочного федерального статистического наблюдения по вопросам использования населением информационных технологий и информационно-телекоммуникационных сетей. URL: https://gks.ru/free_doc/new_site/business/it/ikt21/index.html.
5. Руководство по измерению доступа к ИКТ и их использованию на уровне домашних хозяйств и отдельных лиц Международного союза электросвязи. URL: <https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/publications/manual/ITUManualHouseholds2020R.pdf>.
6. *Chernovich E., Miles I.D., Polyakova V.* Household technology and the sustainability of consumer behavior in Moscow // Sustainability. 2015. Vol. 8. No. 1. P. 32–37.

НОВЫЕ ОРИЕНТИРЫ В ДИВЕРСИФИКАЦИИ РЕГИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИКИ

Афанасьев М.Ю.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: mi.afan@yandex.ru

Диверсификация. Теория диверсификации и эмпирические оценки представлены в работах [1–3]. Согласно этой теории, компании выигрывают от того, что сталкиваются с неоднородной средой, состоящей из различных отраслей, поскольку новые идеи приходят из внешней среды. Диверсификация, определяемая как расширение структуры экономики, является целью во всех странах и определена как один из важнейших приоритетов экономического развития.

Смежная диверсификация. В ряде исследований представлены теоретические и эмпирические доказательства существования «локализованных возможностей», которые связаны с определенными накопленными компетенциями и знаниями. Такие локализованные возможности работают как источник для смежной диверсификации региональных экономик [4]. В процессе диверсификации регионы с большей вероятностью расширяются в секторах, которые тесно связаны с уже сложившимися в них сильными секторами [5–7]. Смежная диверсификация предполагает, что экономическое развитие как на национальном, так и на региональном уровнях в значительной степени зависит от специфических местных возможностей, которые накапливаются с течением времени и в значительной степени зависят от технологической взаимозависимости, общей инфраструктуры и др. Это означает, что *не существует универсального решения для содействия экономическому развитию и структурным изменениям. Необходимо принимать во внимание особенности регионов при разработке и проектировании промышленной и региональной экономической политики.*

Задача диверсификации. Оценкой диверсификации *структуры сильных секторов* экономики региона является число сильных секторов. Таким образом, диверсификация экономики региона связана с появлением в ней нового сильного сектора. Рассматривается задача обоснования приоритетов развития секторов до уровня сильных для конкретного региона.

Структура сильных секторов. На основе концепции выявленных сравнительных преимуществ формируется матрица $A = (a_{c,p})$, описывающая структуры $(a_{c,p_1}, \dots, a_{c,p_m})$ сильных секторов региональных экономик. Используются данные об объемах производства в широкой номенклатуре секторов.

Определим показатель RCA_{cp} выявленных сравнительных преимуществ:

$$RCA_{cp} = \frac{y_{cp} : \sum_p y_{cp}}{\sum_c y_{cp} : \sum_{cp} y_{cp}}, \quad (1)$$

где y_{cp} — объем производства сектора p экономики региона c ; RCA_{cp} — отношение доли производства от сектора p в общем объеме производства от всех секторов экономики региона c к доле производства сектора p по всем регионам в объеме производства от всех секторов экономики всех регионов.

В соответствии с работой [8]

$$a_{c,p} = \begin{cases} 1, & \text{если } RCA_{cp} \geq 1; \\ 0, & \text{если } RCA_{cp} < 1. \end{cases}$$

Вектор $(a_{c,p_1}, \dots, a_{c,p_m})$ будем называть *структурой сильных секторов* экономики региона c .

Экономическая сложность. Одним из ориентиров представленного далее подхода к диверсификации экономики региона является повышение ее экономической сложности.

В соответствии со стандартным подходом к оценке экономической сложности, представленным в работах [9–11], с использованием матрицы $A = (a_{c,p})$, описывающей структуры региональных экономик, формируются матрицы для расчета экономической сложности регионов и секторов. Рассчитываются собственные значения и собственные векторы этих матриц. В результате для каждого региона известна оценка экономической сложности ECI_c , для каждого сектора известна оценка экономической сложности ECI_p .

Оценки экономической сложности обладают следующими свойствами. Экономическая сложность региона пропорциональна среднему уровню экономической сложности сильных секторов в структуре его экономики:

$$ECI_c = a_1 \sum_p r_{c,p} ECI_p, r_{c,p} = \frac{a_{c,p}}{k_{c,0}}, k_{c,0} = \sum_p a_{c,p}, \quad (2)$$

где a_1 — положительная константа.

Экономическая сложность сектора пропорциональна среднему уровню экономической сложности регионов, в структуре экономик которых этот сектор является сильным:

$$ECI_p = a_2 \sum_c r_{p,c}^* ECI_c, r_{p,c}^* = \frac{a_{c,p}}{k_{p,0}}, k_{p,0} = \sum_c a_{c,p}, \quad (3)$$

где a_2 — положительная константа.

Вероятности появления в регионе новых сильных секторов. В работе [12] описана модель для оценки вероятностей появления в регионе новых сильных секторов с использованием показателей вложенности, характеризующих эволюционное развитие региональных экономик. В результате расчетов по этой модели для каждого региона с учетом вероятности появления сектора в качестве сильного формируется множество секторов, которые рассматриваются как эволюционно обусловленные в экономике региона. Это секторы, вероятность появления которых в качестве сильных превышает 0,5.

Аппроксимация оценок экономической сложности. Возможности диверсификации экономики региона c^* связаны с появлением нового сильного сектора p^* . Приоритетным можно считать появление такого нового сильного сектора, которое приводит к повышению экономической сложности региона. Для того чтобы оценить изменение экономической сложности региона, в матрице $A = (a_{c,p})$ значение элемента (a_{c^*,p^*}) можно изменить с нуля (ранее сектор p^* не был сильным в регионе c^*) на единицу и рассчитать оценки экономической сложности регионов и секторов в соответствии со стандартным подходом. Альтернативным вариантом является аппроксимация изменения $\Delta ECI_{c^*}(p^*)$ оценки экономической сложности региона c^* на основе оценок экономической сложности сектора p^* и всех сильных секторов экономики региона c^* .

В соответствии с предложенным подходом, изменение экономической сложности региона c^* пропорционально разности между оценкой экономической сложности нового сильного сектора p^* и средней оценкой экономической сложности всех сильных секторов в экономике региона c^* :

$$\Delta ECI_{c^*}(p^*) = \frac{a_1 \Delta_{p^*}(c^*)}{k_{c^*,0} + 1},$$

где

$$\Delta_{p^*}(c^*) = ECI_{p^*} - \sum_{p \neq p^*} r_{c^*,p} ECI_p.$$

Оценка влияния инновационной активности региона на развитие сектора. На основе регрессионного анализа выявляется инновационная активность секторов. Построим регрессии вида

$$\ln y_{ij} = \text{const}_i + \beta_1 \ln L_j + \beta_2 te_j + \beta_3 s_j^1 + \beta_4 s_j^2 + \beta_5 INN_j + \varepsilon_{i,j}, \quad (4)$$

где y_{ij} — объем производства сектора i в регионе j ; L_j — масштаб экономики региона j (в качестве характеристики масштаба экономики используется показатель Росстата «численность экономически активного населения»); te_j — оценка технической эффективности регионального производства; s_j^1 — индекс отраслевой специализации (первая главная компонента структуры ВРП); s_j^2 — индекс индустриализации (вторая главная компонента структуры ВРП). Методология построения главных компонент и используемая информация описаны в работе [13]; INN — индекс инновационной активности (здесь используется один из индексов, построенных на основе концепции стохастической границы по данным о международных патентных заявках ($TEMPZ$), патентных заявках ($TEPZ$), выданных патентах ($TEVP$), новых разработанных производственных технологиях ($TETTCN$) [14]); $\varepsilon_{i,j}$ — ошибка регрессии.

Из совокупности секторов выделяются те, для которых оценка параметра β_5 положительна и значима на 95%-м уровне. Объем производства каждого из таких секторов зависит от уровня инновационной активности регионов, определяемого индексом INN .

Ресурсная обеспеченность. Ресурсная обеспеченность сектора p_j в регионе c_i может быть оценена на основе концепции выявленных сравнительных преимуществ. При достаточном ресурсном обеспечении показатель $E_RCA_{c_i p_j}$ выявленных сравнительных преимуществ, соответствующий ожидаемому объему производства сектора p_j в регионе c_i , должен быть не меньше единицы, для того чтобы сектор мог стать сильным. Это значит, что должно выполняться неравенство

$$\frac{E_{-}y_{c_i p_j} : \left(E_{-}y_{c_i p_j} + \sum_{p \neq p_j} y_{cp} \right)}{\sum_c y_{cp} : \sum_{cp} y_{cp}} \geq 1, \quad (5)$$

где $E_{-}y_{c_i p_j} = \exp\{\ln y_{c_i p_j} - \varepsilon_{i,j}\}$.

Неравенство (5) эквивалентно неравенству

$$\varepsilon_{i,j} \leq \ln \left(\frac{(1 - u_{p_j}) RCA_{c_i p_j}}{1 - u_{p_j} RCA_{c_i p_j}} \right), \quad (6)$$

где $u_{p_j} = \frac{\sum_c y_{cp_j}}{\sum_{cp} y_{cp}}$, а $RCA_{c_i p_j}$ определяется формулой (1).

Обоснование приоритетов. Выбор приоритетного направления диверсификации экономики региона c^* связан с выбором сектора $p_{j_{k(c^*)}}$ для развития его в регионе c^* до уровня сильного. Обоснованием выбора может стать решение многокритериальной оптимизационной задачи с учетом ряда характеристик для каждого сектора $p_{j_{k(c^*)}}$ из совокупности секторов $(p_{j_{1(c^*)}} \cdot \dots \cdot p_{j_{k(c^*)}} \cdot \dots)$, не являющихся сильными в регионе c^* , в том числе: экономическая сложность ECI_{c^*} региона; экономическая сложность сектора $ECI_{p_{j_{k(c^*)}}}$; оценка $qp_{j_{1(c^*)}}$ вероятности появления сектора $p_{j_{1(c^*)}}$ в качестве сильного в регионе c^* ; признак роста экономической сложности IEC_{c^*} ; величина приращения $\Delta ECI_{c^*}(p_{j_{k(c^*)}})$ экономической сложности региона c^* в результате появления в нем нового сильного сектора $p_{j_{k(c^*)}}$; признак инновационной активности сектора r_INN_p ; признак ресурсной обеспеченности сектора $res_p_{j_{k(c^*)}}$. Такая информация может рассматриваться в качестве результата комплексной оценки направлений диверсификации экономики конкретного региона. Это одна из возможных форм цифровой поддержки принятия стратегических решений. В ее основе — современные методы оценки и концепции регионального развития. В качестве примера задача выбора приоритетных направлений диверсификации решена для Белгородской области по данным 2019 г. Решением многокритериальной задачи является сектор, вектор характеристик которого обладает свойством парето-оптималь-

ности. Выявлены три таких сектора: производство кожи и изделий из кожи, деятельность железнодорожного транспорта, строительство.

Литература

1. *Blien U., Wolf K.* Local employment growth in West Germany: A dynamic panel approach // *Labour Economics*. 2006. Vol. 13. No. 4. P. 445–458.
2. *Fuchs M.* The determinants of local employment dynamics in Western Germany // *Empirical Economics*. 2011. Vol. 40. No. 1. P. 177–203.
3. *Illy A., Schwartz M., Hornyach C. et al.* Local economic structure and sectoral employment growth in German cities // *Journal of Economic and Social Geography*. 2011. Vol. 102. No. 5. P. 582–593.
4. *Storper M.* The resurgence of regional economies, ten years later: The region as a nexus of untraded interdependencies // *European Urban and Regional Studies*. 1995. Vol. 2. No. 3. P. 191–221.
5. *Frenken K., Boschma R.* Technological relatedness and regional branching // Bahelt H., Feldman M.P., Kogler D.F. (eds). *Dynamic Geographies of Knowledge Creation and Innovation*. L.: Taylor & Francis, 2011.
6. *Frenken K., van Oort F.G., Verburg T.* Related variety, unrelated variety and regional economic growth // *Regional Studies*. 2007. Vol. 41. No. 5. P. 685–697.
7. *Klepper S.* The evolution of geographic structure in new industries // *Revue OFCE*, 2006. P. 135–158.
8. *Hausmann R., Klinger B.* Structural transformation and patterns of comparative advantage in the product space. CID Working Paper No. 128. 2006.
9. *Hartmann D.* Linking economic complexity, institutions, and income inequality // *World Development*. 2017. No. 93. P. 75–93.
10. *Hausmann R., Rodrik D.* Economic development as selfdiscovery // *Journal of Development Economics*. 2003. Vol. 72. No. 2. P. 603–633.
11. *Hidalgo C.A., Hausmann R.* The building blocks of economic complexity // *Proceedings of the National Academy of Sciences*. 2009. Vol. 106. No. 26. P. 10570–10575.

12. *Афанасьев М.Ю., Кудров А.В.* Экономическая сложность и вложенность структур региональных экономик // Экономика и математические методы. 2021. Т. 57. № 3. С. 67–78.
13. *Айвазян С.А., Афанасьев М.Ю., Кудров А.В.* Метод кластеризации регионов РФ с учетом отраслевой структуры ВРП // Прикладная эконометрика. 2016. Т. 41. № 1. С. 24–46.
14. *Afanasiev M., Kudrov A., Lysenkova M.* An approach to assessing the possibility of diversifying the regional economy taking into account innovation activity // SHS Web of Conferences. 2021. Vol. 128. doi: 10.1051/shsconf/202112801006

КЛАССИФИКАЦИЯ СТРАН ПО УРОВНЮ СЕТЕВОЙ ГОТОВНОСТИ

Бакуменко Л.П.

г. Йошкар-Ола, МарГУ

E-mail: lpbakum@mail.ru

Цифровая экономика включает в себе синтез множества разрозненных метрик, характеризующих те или иные стороны самой жизни общества. Современное исследование цифровизации строится на разграничении показателей и типов деятельности на отдельные подгруппы, так или иначе характеризующие уровень цифровой экономики, в пределах ограниченного (субъективного) экспертного мнения. В настоящее время именно рамочное определение цифровизации, предполагающее исследование ограниченной сферы информационно-коммуникационных технологий (ИКТ), является наиболее используемым в разрезе странового анализа, в большей степени потому, что такой подход позволяет составить международные рейтинги и оценить общую картину развития мировой цифровизации. Поэтому данное исследование основывалось на одном из признанных международных индексов — сетевой готовности общества (Network Readiness Index, NRI), показателе, созданном для оценки уровня развития ИКТ и сетевой экономики (основанной на интернет-технологиях) в разных странах мира. Структура индекса включает четыре субиндекса: технологии, люди, управление и влияние. Каждый субиндекс содержит несколько

компонентов, которые состоят из многих показателей, представляющих весомую часть различных компонентов общественных систем, задействованных в процесс цифровой трансформации.

Для исследования сетевой готовности стран мира были отобраны отдельные показатели открытых для публичного доступа субиндексов, имевшие наиболее полные и актуальные данные по 134 странам мира, по 33 факторам [2]. Проведенный тест на основе Хи-квадрат критерия Пирсона доказал наличие мультиколлинеарности между исходными факторами, и было принято решение применить метод факторного анализа — метод главных компонент. Это позволило уменьшить размерность выборки с максимальным сохранением информационной значимости. Выбор числа главных компонент был обусловлен графическим представлением их собственных значений, статистическое качество факторного распределения доказывалось изучением показателей общей и кумулятивной дисперсии из условия присутствия значимых различий в структуре межфакторных дисперсий, обуславливающих полноценность информационной нагрузки каждой полученной компоненты (f_n). Совокупность факторов была разделена на первые две компоненты, которые внесли значимый вклад в разбиение выборки на интегральные компоненты, каждой из которых присвоено наименование в соответствии с составом включенных факторов (табл. 1).

Результаты проведенного факторного анализа на основе метода главных компонент позволили масштабировать выборку, выделив в ее составе две значимые компоненты, характеризующие технологии и их социальное влияние (в составе 20 факторов), а также технологическую активность стран (в составе 6 факторов). Созданный набор интегральных факторов был использован для проведения классификации стран мира по уровню сетевой готовности. Наилучшее качество отразила классификация, разделившая страны мира на три разновеликие группы и обладавшая наименьшим значением F_1 (функционал качества по критерию минимизации квадратов расстояния до центров кластеров). С целью характеристики полученных групп и присвоения им корректных названий был выведен общий график средних компонентных значений в пределах кластерных пространств.

Из рис. 1 видно, что первый кластер характеризовался превышением средних мировых значений, особенно в отношении первого интегрального фактора — достаточности условий сетевого пространства, поэтому он был охарактеризован как страны с пере-

Таблица 1

Итоговый состав главных компонент	
Компонента	Состав показателей
f_1 — достаточность условий сетевого пространства	x_1 — мобильные тарифы, x_2 — цены на телефоны, x_5 — правки Википедии, x_6 — разработка мобильных приложений, x_8 — счастье, x_9 — ожидаемая продолжительность здоровой жизни при рождении, x_{10} — нормативное качество, x_{14} — покрытие мобильной сети 4G, x_{15} — электронное участие, x_{17} — фирмы с веб-сайтом, x_{18} — гендерное равенство, x_{19} — доступ в Интернет в школах, x_{20} — доступ в Интернет, x_{23} — онлайн-доступ к финансовому счету, x_{24} — интернет-магазины, x_{25} — социально-экономический разрыв в использовании цифровых платежей, x_{26} — разрыв в использовании цифровых платежей в сельских районах, x_{27} — дифференциация доходов, x_{28} — компьютерная безопасность, x_{33} — хорошее здоровье
f_2 — технологическая активность	x_3 — подписки на фиксированную широкополосную связь, x_{13} — активные подписки на широкополосную мобильную связь, x_{21} — интернет-пользователи, x_{29} — экспорт высоких технологий, x_{31} — патентные заявки, x_{32} — суммарное потребление энергии

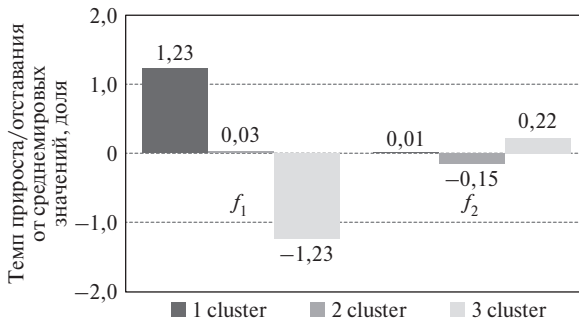


Рис. 1. Сравнение средних каждой компоненты

довым уровнем сетевой готовности общества. Второй кластер отразил среднемировые значения со значительным отставанием по второй компоненте, соответственно, данные страны значительно отставали от первой группы, но превышали третью и могли характеризоваться как перспективные. Третья группа имела значи-

тельное отставание по первой компоненте и, соответственно, являлась отстающей в сопоставлении с другими группами стран. В то же время именно данная группа отразила весомое преобладание по фактору активности использования технологий. Однако в силу того что первая компонента была главной и заключила в себе наибольшее количество статистически значимых факторов, характеристика групп стран основывалась прежде всего на ее основе. Таким образом, была получена итоговая классификация стран мира по уровню сетевой готовности.

Литература

1. *Dutta S., Lanvin B.* The Network readiness index 2020. Portulans Institute, 2020. 330 p.
2. Официальный сайт ОЭСР [Электронный ресурс]. URL: <https://www.oecd.org/science/> (дата обращения: 20.12.2021).

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ВНЕШНЕЙ КОНЪЮНКТУРЫ НА ПЕРЕЛИВЫ ВОЛАТИЛЬНОСТИ МЕЖДУ РОССИЙСКИМИ АКТИВАМИ

**Балаш В.А., Сидоров С.П.,
Файзлиев А.Р., Чистопольская Е.В.**

г. Саратов, СГУ им. Н.Г. Чернышевского

E-mail: vladimirbalash@yandexl.ru

В представленном докладе рассматриваются некоторые способы развития методов анализа переливов волатильности, первоначально предложенных в работах [1, 2].

Под переливами волатильности между финансовыми активами обычно подразумевают реакцию колебания цен одного из активов на ценовые шоки другого актива. При этом реакция может быть растянута во времени и, как правило, является затухающей. Для изучения перетоков волатильности между выбранным подмножеством финансовых активов F.X. Diebold и K. Yilmaz [1] предложили использовать ряд показателей, рассчитанных по результатам

разложения дисперсии прогноза на H шагов вперед для модели векторной авторегрессии. J. Baruník и T. Křehlík [2] разработали способ частотной декомпозиции показателей перетока по выбранному разбиению общей дисперсии прогноза на долго-, средне- и краткосрочную составляющие. В итоге можно получить ряд показателей, характеризующих перетоки волатильности (общие, направленные, попарные, чистые и др.). При этом выбранная подсистема рассматривается как замкнутая в том смысле, что все всплески волатильности вызваны шоками внутри этой подсистемы.

Между тем российский фондовый рынок невозможно рассматривать автономно от процессов, происходящих на мировых финансовых, товарных, сырьевых и товарных рынках. Поэтому мы предложили рассчитывать показатели перетоков по результатам модели векторной авторегрессии, дополненной за счет экзогенных переменных, отражающих волатильность цен на важнейшие экспортные товары российской экономики и фондовых индексов крупнейших зарубежных стран.

Информационной базой исследования явились 5-минутные данные о ценах акций 27 крупнейших российских компаний и экзогенных переменных с 1 января 2012 по 1 июня 2021 г. Максимальное значение горизонта прогнозирования равнялось 100 торговым дням ($H = 100$), частотная декомпозиция проводилась для трех интервалов H : краткосрочного — от 0 до 5 торговых дней, среднесрочного — от 6 до 20 и долгосрочного — от 21 до 100 торговых дней. Расчеты проводились для всего выбранного периода в целом и методом скользящего окна с шагом в один торговый день. Применение метода скользящего окна, как указано в научной литературе, позволяет учесть возможное непостоянство коэффициентов авторегрессионных моделей во времени.

Сравнение оценок показателей переливов, рассчитанных для дополненной и сокращенной моделей, позволило нам подтвердить существенное влияние внешних факторов на уровень и динамику переливов волатильности между российскими активами.

Переливы волатильности значительно усиливаются в периоды кризисов на мировых товарных и фондовых рынках. Возрастание общего уровня переливов на российском фондовом рынке совпадает по времени с политическим кризисом 2014 г., усилением антироссийских санкций в 2018 г., падением нефтяных цен и началом пандемии в 2020 г.

В целом за рассматриваемый период поставщиками спилловер-эффектов являлись компании нефтяного и банковского секторов, для которых в среднем характерны положительные значения, а для компаний строительства, торговли, сервиса — отрицательные значения чистых спилловер-коэффициентов. Это согласуется с ведущей ролью нефтегазового сектора как основного поставщика экспортных доходов. В периоды стабильной внешнеэкономической, политической конъюнктуры большая доля переливов приходилась на краткосрочную составляющую.

Применение метода J. Baruník, T. Křehlík без экзогенных переменных привело к выводу о преобладании долгосрочной составляющей. Но в случае добавления в модель экзогенных переменных условные переливы перераспределялись в пользу краткосрочных. Это позволяет утверждать, что шоки волатильности, генерируемые внутри российской экономики, абсорбируются достаточно быстро (более 50% — за неделю, 90% — за месяц). Но для преодоления внешних шоков, связанных с изменением конъюнктуры товарных рынков или политическими кризисами, требуется значительно большее время.

Использование дополненных моделей позволяет выделить на российском фондовом рынке часть долгосрочных спилловер-эффектов, которая может быть объяснена воздействием внешних экономических и политических факторов и косвенно свидетельствует о сравнительно быстром преодолении внутрироссийских идиосинкразических шоков.

Литература

1. *Diebold F.X., Yilmaz K.* Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers // *International Journal of Forecasting*. 2012. Vol. 28. No. 1. P. 57–66.
2. *Baruník J., Křehlík T.* Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk // *Journal of Financial Econometrics*. 2018. Vol. 16. No. 2. P. 271–296.
3. *Balash V., Faizliev A., Sidorov S. et al.* Conditional time-varying general dynamic factor models and its application to the measurement of volatility spillovers across Russian assets // *Mathematics*. 2021. Vol. 9. No. 19. P. 2484.

ПРИМЕНЕНИЕ МАРКОВСКИХ МОДЕЛЕЙ СО МНОЖЕСТВОМ СОСТОЯНИЙ ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ КРЕДИТНЫХ РЕЙТИНГОВ

Балаш О.С., Файзлиев А.Р.

г. Саратов, СГУ им. Н.Г. Чернышевского

E-mail: olgabalash@mail.ru

На сегодняшний день коммерческими банками России разработано множество подходов к моделированию ожидаемых кредитных убытков. В России в большинстве случаев заемщики не имеют рейтингов международных агентств, и поэтому моделирование оценки кредитного риска происходит преимущественно с использованием внутренних рейтингов банков.

Основная задача банка — формирование кредитных резервов, рассчитываемых на основе оценки вероятности дефолта заемщиков за определенный период времени. Если расчет ожидаемых кредитных потерь будет не столь точным, это станет причиной либо чрезмерного, либо недостаточного ассигнования капитала на покрытие убытков. Кроме того, помимо исчисления влияния индивидуальных характеристик заемщиков на вероятности дефолта на ожидаемые кредитные потери также оказывает влияние макроэкономическая ситуация в стране.

Удобный способ описания процесса, в котором индивидуум проходит через серию состояний в непрерывном времени, — модель Маркова с несколькими состояниями. Для нашей задачи таким индивидом является заемщик, у которого с течением времени меняется его кредитный рейтинг (состояние) в зависимости от срока задолженности. Интенсивность перехода из одного состояния в другое может варьироваться в зависимости от ковариат, что приводит к неоднородной Марковской модели. Ковариатами могут выступать как индивидуальные, так и групповые количественные и качественные характеристики заемщиков, а также макроэкономические показатели, меняющиеся со временем [1–4].

В рамках нашего исследования мы проводим анализ портфеля потребительских кредитов, основанный на предположении об однородности кредитного качества и уровня кредитного риска всех

заемщиков, входящих в портфель. Риск-классы выделялись в зависимости от времени просроченной задолженности.

Предполагается, что заемщик всегда начинает свой путь из состояния, соответствующего наивысшему возможному классу кредитоспособности. Заемщик может оставаться в любом состоянии, кроме состояния дефолта, неограниченное время. В зависимости от своевременности взносов класс кредитоспособности может ухудшаться или улучшаться в соответствии с применяемой банком методикой. Дефолт рассматривается как конечное состояние, переход из которого невозможен.

Мы рассматриваем две модели миграции кредитных рейтингов с различной структурой матрицы переходов. В первой модели допускаются только последовательные переходы между всеми состояниями в прямом и обратном направлении. При этом не исключается возможность перехода заемщика в состояние дефолта из любого состояния. Во втором случае допускается существенное улучшение рейтинга, позволяющее перешагнуть соседние состояния (например, погасить задолженность за несколько месяцев). Перейти в дефолт можно только из предпоследнего (преддефолтного) состояния. В обеих моделях предполагаются два поглощающихся состояния: успешное погашение кредита в заранее указанный в договоре срок и дефолт. Вероятность досрочного или своевременного погашения кредита зависит от числа оставшихся взносов.

Калибровка параметров и валидация моделей производились на двух наборах данных, один из которых был предоставлен банком, другой получен на основе симуляции. Дополнительно использовалась информация о кредитных историях заемщиков, такая как факты просрочки выплат по другим кредитам. Тестирование модели на эмпирических данных подтвердило существенное улучшение точности прогноза при использовании макроэкономических измерений при расчете числа дефолтов по кредитному портфелю.

Необходимо отметить, что добавление макроэкономических переменных в модели позволило улучшить ее прогностическую способность и одновременно оценить как интенсивности переходов, так и вероятности ошибочной классификации класса кредитоспособности.

Результаты тестирования моделей сравнивались с логистическими моделями множественного выбора (Multinomial Logistic Regression Model) и методикой анализа миграции кредитных рейтингов (Moody's Credit Transition Model) [5]. Можно утверждать, что

при правильном подборе факторов марковская модель со множеством состояний позволяет добиться высокой точности прогноза числа дефолтов.

Литература

1. *Djeundje V.B., Crook J.* Incorporating heterogeneity and macroeconomic variables into multi-state delinquency models for credit cards // *European Journal of Operational Research*. 2018. Vol. 271. No. 2. P. 697–709.
2. *Jackson C.* Multi-state models for panel data: The msm package for R // *Journal of Statistical Software*. 2011. No. 38. P. 1–28.
3. *Koopman S.J., Lucas A., Monteiro A.* The multi-state latent factor intensity model for credit rating transitions // *Journal of Econometrics*. 2008. Vol. 142. No. 1. P. 399–424.
4. *Régis D.E., Artes R.* Using multi-state markov models to identify credit card risk // *Production*. 2015. No. 26. P. 330–344.
5. *Trück S.* Forecasting credit migration matrices with business cycle effects — a model comparison // *The European Journal of Finance*. 2008. Vol. 14. No. 5. P. 359–379.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ФИНАНСОВЫХ ДОХОДНОСТЕЙ И ИНТЕРВАЛОВ ЦЕН ПРИ ПОМОЩИ ПРЕДСТАВЛЕНИЯ В ПРОСТРАНСТВЕ СОСТОЯНИЙ

Беляков А.О., Курбацкий А.Н., Мироненков А.А.

г. Москва, МШЭ МГУ им. М.В. Ломоносова

E-mail: akurbatskiy@gmail.com

Исследование поддержано грантом РФФ № 20-68-47030 «Эконометрические и вероятностные методы для анализа финансовых рынков сложной структуры».

Используется представление системы в пространстве состояний и выделение подпространства главных компонент, которые применяются в теории идентификации линейных систем. В рабо-

те прогнозируются недельные доходности, волатильности, а также объемы торгов индекса S&P500 и сравниваются с применением других эконометрических методов [1].

В общем случае авторегрессионная система может быть представлена в пространстве состояний следующим образом:

$$x_{t+1} = Ax_t + Bu_t + K\varepsilon_t, \quad y_{t+1} = Cx_t + Du_t + \varepsilon_t,$$

где x_t — ненаблюдаемый вектор $k \times 1$ переменных состояний; y_t — вектор $l \times 1$ наблюдаемых величин; u_t — наблюдаемый вектор внешнего воздействия; ε_t — ненаблюдаемый белый шум.

Рассмотрим частный случай этой системы: считая $u_t = 0$ и $\varepsilon_t = 0$, выражаем $y_{t+1} = CA^t x_0$. При помощи представления матрицы Ганкеля H как произведения матриц наблюдаемости $\Gamma_{1:n}$ и управляемости $\Omega_{1:n}$

$$H = \begin{pmatrix} y_1 & y_2 & \dots & y_n \\ y_2 & y_3 & \dots & y_{n+1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ y_n & y_{n+1} & \dots & y_{2n-1} \end{pmatrix} = \Gamma_{1:n} \Omega_{1:n}, \quad \Gamma_{1:n} = \begin{pmatrix} C \\ CA \\ \vdots \\ CA^{n-1} \end{pmatrix},$$

$$\Omega_{1:n} = (x_0 \quad Ax_0 \quad \dots \quad A^{n-1}x_0),$$

можно получить оценки $C = \Gamma_{1:1}$, $A = \Gamma_{1:n-1}^+ \Gamma_{2:n}$, $x_0 = \Omega_{1:1}$ и использовать их для прогнозирования. Для этого применим к матрице Ганкеля сингулярное разложение $H = USV'$, как в [2–4], где S — диагональная матрица сингулярных чисел, они неотрицательны и расположены по убыванию; U и V — ортогональные матрицы.

Разобьем эти матрицы на блоки, соответствующие, как мы полагаем, сигналу и шуму:

$$U = (U_{1:k} \quad U_{k+1:n}), \quad V = (V_{1:k} \quad V_{k+1:n}), \quad S = \begin{pmatrix} S_{1:k} & 0 \\ 0 & S_{k+1:n} \end{pmatrix}.$$

Отсюда находим оценки матриц наблюдаемости и управляемости:

$$\hat{\Gamma}_{1:n} = U_{1:k} S_{1:k}^{1/2}, \quad \hat{\Omega}_{1:n} = S_{1:k}^{1/2} V_{1:k}'.$$

Для подбора размерности k вектора состояний мы используем среднюю абсолютную ошибку прогноза (mean absolute prediction error, MAPE) на 4 недели по схеме rolling-sample с размером интервала для моделирования 200 недель.

Получается, что лучшими для прогнозирования доходности и волатильности являются $k = 1, 3, 7$, а для объема торгов — $k = 1$,

3, 7, 9, 11. При больших размерностях k вневыборочная ошибка возрастает, хотя внутривыборочная, разумеется, падает. Если из наблюдаемых величин исключить объем торгов, то MAPE для доходности и волатильности не увеличиваются. Прогнозы с максимальным горизонтом 50 недель показывают, что в нашем случае MAPE волатильности на порядок меньше, чем у R.Y. Chou [1] в GARCH- и CARR-моделях.

Литература

1. *Chou R.Y.* Forecasting financial volatilities with extreme values: The conditional autoregressive range (CARR) model // Journal of Money, Credit, and Banking. 2005. Vol. 37. No. 3.
2. *Kung S.Y.* A new identification and model reduction algorithm via singular value decomposition // Proc. 12th Asilomar Conf. on Circuits, Systems and Computers. Pacific Grove, CA, 1978. November.
3. *Viberg M.* Subspace-based methods for the identification of linear time-invariant systems // Automatica. 1995. Vol. 31. No. 12. P. 1835–1851.
4. *Беляков А.О., Блаженнова-Микулич Л.Ю.* Идентификация инерционной матрицы консервативной колебательной системы // Вестн. Моск. ун-та. Сер. 1. Математика, механика. 2005. № 3. С. 25–28.

КЛАССИФИКАЦИЯ РАЙОНОВ МОСКВЫ В КОНТЕКСТЕ УЯЗВИМОСТИ К ПРИРОДНЫМ И ТЕХНОГЕННЫМ ОПАСНОСТЯМ НА ОСНОВЕ ДАННЫХ СОТОВЫХ ОПЕРАТОРОВ

Бадина С.В., Бабкин Р.А., Березняцкий А.Н.

г. Москва, ЦЭМИ РАН
E-mail: artandtech@yandex.ru

В работе представлена оценка территориальных различий уязвимости населения Москвы к потенциальным природным и техногенным опасностям. В отличие от существующих подходов [3],

опирающихся на данные официальной статистики и существенно понижающих их прагматическую значимость, в данном исследовании анализируются данные сотовых операторов. Это позволило получить более точные оценки распределения населения по территории г. Москвы. Применение процедур кластерного анализа дало возможность выявить потенциально наиболее уязвимые районы Москвы, проведена их группировка по шести типам (табл. 1).

Таблица 1

Характеристики выявленных кластеров

Кластер (тип района)	Характерный район, размер кластера	Плотность населения	Внутри-дневные градиенты	Отклонение данных от официальной статистики
Transit residential (1)	Марьино, 24	Высокая	Средний	Низкое
High-density residential (2)	Южное Бутово, 54	Высокая	Средний	Низкое
Low-density residential (3)	Люблино, 27	Средняя/относительно низкая	Средний	Низкое
Center (4)	Тверской, 6	Очень высокая	Очень высокий	Низкое в ночное время/высокое в дневное время
Subcenter (5)	Беговой, 16	Высокая	Высокий	Низкое в ночное время/высокое в дневное время
Low-density peripherals (6)	Внуково, 19	Низкая	Низкий	Высокое

Среди множества основных факторов уязвимости крупнейших городов к природным и техногенным опасностям [2, 4–6] в данном исследовании акцент делался на высокой плотности и интенсивной мобильности населения.

В распоряжении исследователей были обезличенные данные сотовых операторов о положении абонентов в ячейках размером 500×500 м в Москве за 2019 г. с временным тактом 30 мин. На базе этих данных, согласно выбранным метрикам уязвимости, формировался вектор характеристик района Москвы. Рассматривалось 146 районов.

$$X^i = \begin{bmatrix} x_1^i \\ x_2^i \\ x_3^i \end{bmatrix}, \quad i = 1 \dots 146,$$

где x_1^i — медианная плотность населения по данным сотовых операторов; x_2^i — отношение численности населения района по данным Росстата к медианному суточному значению численности населения по данным сотовых операторов; x_3^i — общий суточный градиент (отношение максимального значения численности населения по данным сотовых операторов к минимальному).

Для выявления однородных групп использовались иерархические процедуры классификации [1]. Анализ дендрограмм и поведения функции межкластерных расстояний указывает на число кластеров, равное шести. Дополнительно проводились исследования на базе метода k -средних с перебором потенциального числа кластеров от 1 до 146 с последующим анализом совокупных расстояний элементов до центров кластеров. Исследовалась также устойчивость кластеров при многократном прогоне процедуры k -средних для числа кластеров, равным шести (рис. 1).

Литература

1. Айвазян С.А., Бухштабер В.М., Енюков И.С. и др. Прикладная статистика: классификация и снижение размерности. М.: Финансы и статистика, 1989.
2. Замятина Н.Ю., Медведков А.А., Поляченко А.Е. и др. Жизнестойкость арктических городов: анализ подходов // Вестн. Санкт-Петербург. ун-та. Науки о Земле. 2020. № 3.
3. Земцов С.П., Шартова Н.В., Константинов П.И. и др. Уязвимость населения районов Москвы к опасным природным явлениям // Вестн. Моск. ун-та. Сер. 5. География. 2020. № 4. С. 3–13.
4. Alexander D. Models of social vulnerability to disasters // RCCS Annual Review. A selection from the Portuguese journal Revista Crítica de Ciências Sociais. 2012. No. 4.
5. Carlson J.L., Haffenden R., Bassett G. et al. Resilience: Theory and application. Argonne National Lab. Argonne, IL, 2012. doi: 10.2172/1044521
6. World Risk Report 2020. URL: <http://weltrisikobericht.de/english/>.

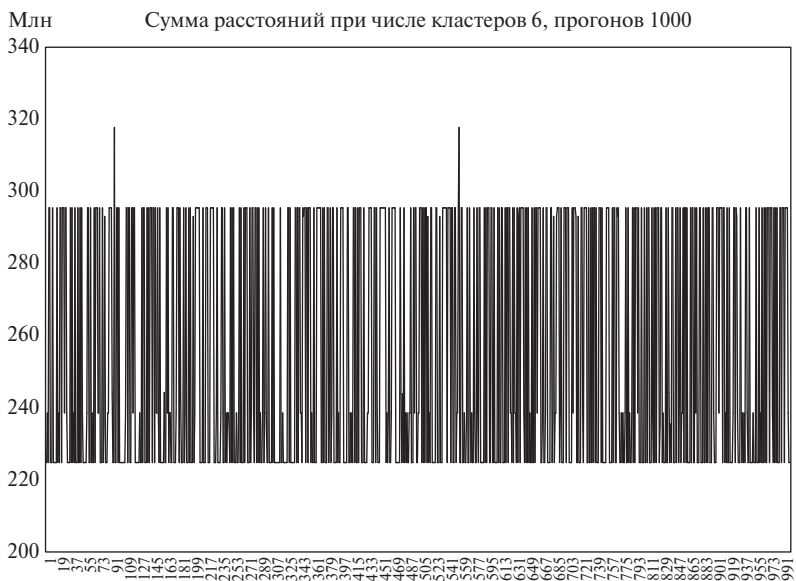
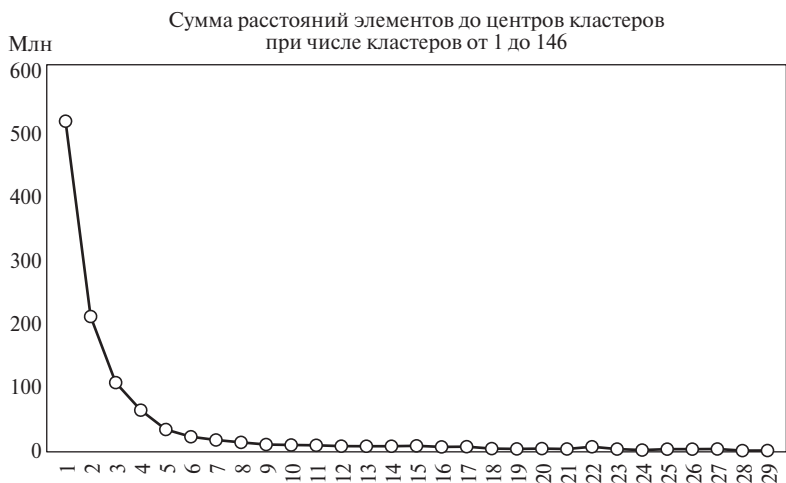


Рис. 1. Результаты экспериментов по оценке количества кластеров и устойчивости на базе процедуры k -средних

МОДЕЛИРОВАНИЕ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКОЙ ДИНАМИКИ ДОТАЦИОННОГО РЕГИОНА В РОССИИ

Березняцкий А.Н.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: artandtech@yandex.ru

Проблема выравнивания бюджетной обеспеченности широко освещается в экономической литературе [3]. Основная идея заключается в том, чтобы найти оптимальный способ перераспределения бюджетных ресурсов среди регионов с целью снижения разрыва между налоговыми поступлениями и расходами для получения максимального эффекта для экономического роста [2, 4]. Вопрос заключается в том, какие регионы относить к дотационным с целью последующего анализа?

На практике часто указывается [1], что за исключением ряда регионов все субъекты РФ являются дотационными. Исходя из объема дотаций на выравнивание бюджетной обеспеченности субъектов РФ строятся рейтинги наиболее дотационных регионов, где рассматриваются все регионы России. Подобный подход представляется ограниченным, как минимум, в силу того, что не учитывается размер экономики дотационного региона.

В данном исследовании мы используем другой подход. На первом этапе конструируется индекс дотационности региона:

$$Index_T^R = \frac{\sum_{i=2004}^T SUBSIDY_i^R}{\sum_{i=2004}^T GRP_i^R} \cdot 100\%,$$

где $SUBSIDY_i^R$ — номинальный объем дотаций региону R в период i ; GRP_i^R — номинальный ВРП региона R в период i .

Статистический анализ построенного индекса позволяет выделить «истинно» дотационные регионы и «технически» дотационные регионы (рис. 1, табл. 1). «Истинно» дотационные регионы формируются в качестве «аномалий» распределения. Таким образом, все множество дотационных регионов сводится к десятку «истинно» дотационных регионов. И именно они участвуют в последующем анализе.

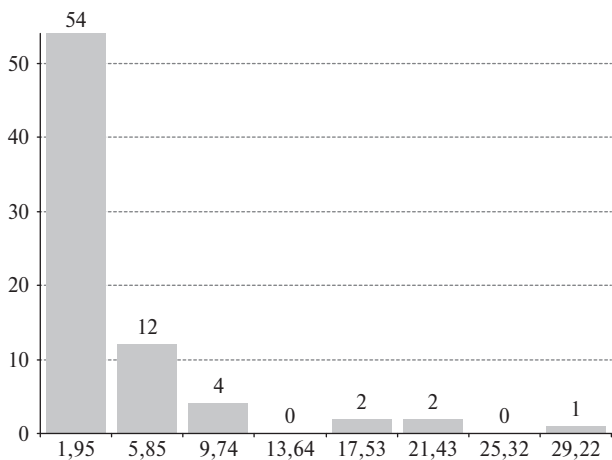
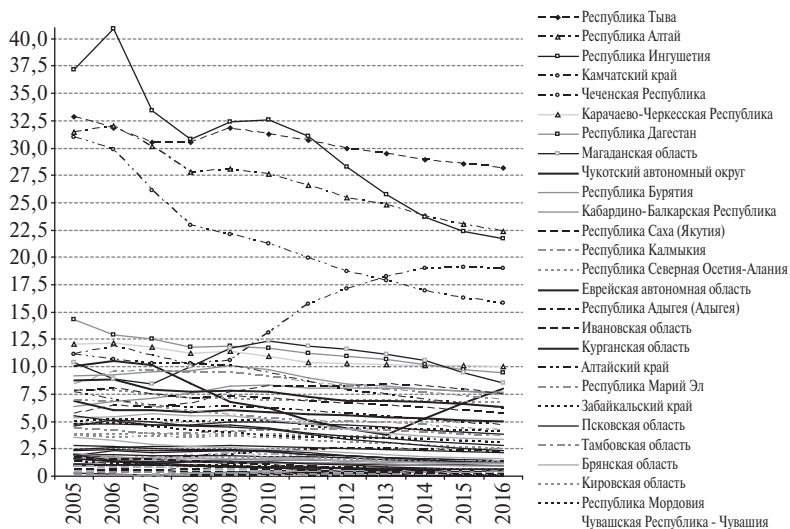


Рис. 1. Траектории индексов дотационности и распределение регионов России по значениям индекса на заданную дату

На втором этапе строится коинтеграционная модель для динамики индекса физического объема ВРП «истинно» дотационного региона в зависимости от реального объема трансфертов (см. пример в табл. 2).

Таблица 1

Группировка регионов России по значению индекса дотационности

Регион	Значение индекса
Республика Тыва	30,38
Республика Алтай	26,94
Республика Ингушетия	30,01
Камчатский край	14,53
Чеченская Республика	21,57
Карачаево-Черкесская Республика	10,90
Республика Дагестан	11,46
Магаданская область	10,41
Чукотский автономный округ	7,09
Республика Бурятия	7,67
Кабардино-Балкарская Республика	8,85

Примечание. Приводятся средние многолетние значения индекса для периода 2004–2016 гг.

Таблица 2

**Параметры эконометрической зависимости для динамики
валового выпуска Республики Дагестан**

Объясняющие переменные	Значение коэффициента
Константа	–28,075*** (0,931)
Логарифм базового индекса дотаций региону	1,841*** (0,055)
Объем выборки — 16 наблюдений: 2001–2016 гг. $R^2 = 0,99$ $F(1, 14) = 1120 (0,000)**$ AR 1–2 test: $F(2, 12) = 0,821 (0,463)$ ARCH 1–1 test: $F(1, 14) = 0,031 (0,862)$ Normality test: $\chi^2(2) = 3,163 (0,206)$	

Примечание. В скобках указаны значения стандартных ошибок.
***, **, * — значимость на 1%-, 5%-, 10%-м уровне соответственно.

В результате на базе построенного индекса дотационности, с одной стороны, можно строить альтернативные рейтинги дотационных регионов, интерпретируемые экономически, так как индекс учитывает размер экономики региона, куда направляются дотации. С другой стороны, оценка неизвестного коэффициента

при переменной дотации в коинтеграционной модели может трактоваться как эффективность трансфертов в регион, и можно строить вторичный рейтинг по эффективности освоения трансфертов дотационным регионом.

Литература

1. Статистика и показатели. Региональные и федеральные. URL: <https://rosinfostat.ru/dotatsionnye-regiony>.
2. *Leppanen S.* Inter-regional insurance and redistribution — a non-parametric application to Russia // *Comparative Economic Studies*. 2012. No. 54. P. 633–660.
3. *Martinez-Vazquez J., Searle B.* Fiscal equalization. Challenges in the design of intergovernmental transfers. Springer, 2007.
4. *Martinez-Vazquez J., Timofeev A.* Intra-regional equalization and growth in Russia // *Comparative Economic Studies*. 2014. P. 469–489.

ПРИМЕНЕНИЕ APC-МОДЕЛЕЙ ДЛЯ ИССЛЕДОВАНИЯ ПРОЦЕССОВ РОЖДАЕМОСТИ В РОССИИ

Вакуленко Е.С., Митрофанова Е.С.

г. Москва, НИУ ВШЭ
E-mail: evakulenko@hse.ru

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 22-28-00952 «Исследование динамики рождаемости в России: эконометрический подход» (<https://rscf.ru/project/22-28-00952/>).

В данной работе применяется подход моделей APC (age-period-cohort) для исследования рождаемости в России. Данные модели широко применяются для анализа в эпидемиологии, социологии и демографии, в том числе для изучения динамики рождаемости (см., например, [3] и др.).

Цель данной работы состоит в разделении влияния на динамику рождаемости трех эффектов: возраста, периода и когорты.

Эффект возраста проявляется в том, что деторождение — это возрастоспецифичный процесс, так как он происходит на протяжении не всей жизни, а определенного ее отрезка. Поэтому колебания в показателях рождаемости могут быть обусловлены сдвигом календарей деторождений (например, откладывание рождений всех порядков, происходящее вследствие второго демографического перехода [2, 4]). За счет таких подвижек показатели периода (общий, специальный, возрастной или суммарный коэффициенты рождаемости) могут временно повышаться или снижаться, тогда как итоговая рождаемость поколений не меняется. Эффект когорты учитывает различные социальные и институциональные характеристики, которые присущи матерям, рожденным в одно и то же время. Например, для более молодых когорт характерны более демографически модернизированные репродуктивные установки и календари рождений, что может приводить к описанным ранее изменениям периодных показателей рождаемости. Также на периодные показатели влияет численность когорт, находящихся в репродуктивных возрастах. Если людей детородного возраста много, то абсолютные числа рождений в этот период будут выше того времени, когда в репродуктивный возраст выйдут малочисленные когорты. Эффект периода — это изменения в динамике рождаемости, связанные с моментом времени, когда они произошли. Это макроэффекты, которые влияют на всех рожениц в конкретном году, например экономические кризисы, пандемия, государственные программы поддержки материнства.

Основная проблема, связанная с тремя обсужденными эффектами, — это то, что они влияют на каждого человека одновременно, и очень сложно декомпозировать их влияние так, чтобы в объясняющих факторах не было вложено еще какой-то временной компоненты. Например, рождаемость в году N стала ниже, так как молодые когорты стали откладывать рождения и их дети появятся через пять лет, а те когорты, что старше, уже родили своих детей, так как у них была установка на раннее наступление демографических событий. То есть мы явно имеем дело с эффектом возраста. Но этот эффект вызван изменением поколенческих установок, происходящих вследствие модернизации демографического поведения, а значит, тут есть и эффект когорты.

Но установки и особенно репродуктивные намерения могут изменяться под влиянием внешних обстоятельств, и, например, в нашем случае в год N мог произойти какой-то экономический

кризис или отмена мер государственной поддержки, что изменило краткосрочные планы людей относительно деторождения. То есть определенный вклад в текущие показатели рождаемость мог внести каждый фактор, и определение веса каждого фактора — нетривиальная математическая и исследовательская задача.

Один из классических подходов к ее решению — модель APC [6]. Эта модель имеет следующий вид:

$$Y_{ijt} = \mu + \alpha_i + \pi_j + \gamma_t + \varepsilon_{ijt},$$

где Y_{ijt} — количество рожденных детей у матерей возраста i когорты j в период времени t ; μ — константа модели; α_i — эффект возраста; π_j — эффект когорты; γ_t — эффект периода; ε_{ijt} — случайная ошибка регрессии.

APC-модель оценивают с помощью либо метода наименьших квадратов, либо метода максимального правдоподобия, если предполагается, что количество рожденных детей подчиняется Пуассоновскому процессу. Эффекты возраста, периода и когорты обычно включаются в модель как набор дамми-переменных на соответствующую категорию. И здесь возникает ключевая проблема при оценивании данной модели, которая заключается в линейной связи между включенными переменными, а именно

$$\text{Возраст} = \text{Период} - \text{Когорта}.$$

Данная проблема идентификации в APC-моделях обсуждается в литературе с 1970-х годов, однако ее однозначного решения и по сей день нет. В работе [1] приведен критический обзор методов, позволяющих решить проблему идентификации в APC-моделях.

В представляемом исследовании на данных о рождении детей по возрасту матери в России с 1990 по 2021 г. мы оцениваем APC-модели с применением различных методов решения проблемы идентификации, сравниваем результаты и проводим их критическое обсуждение. В частности, в данной работе применялись:

1) метод введения ограничений на параметры в явном виде (explicit constraints) — удаление одного из эффектов из моделей, ограничения равенства на коэффициенты для ближайших групп и т.д. Данный метод имеет ряд недостатков, в том числе связанных с выбором ограничений на параметры и чувствительностью результатов к ним;

2) механическое введение ограничений на параметры модели (intrinsic estimator, IE) — применение метода главных компонент;

3) метод прокси-переменных (*proxy variables*) — замена эффектов одной и/или нескольких компонент на схожую по смыслу переменную. В частности, в нашем случае для оценки эффекта периода мы применяли переменные, которые наилучшим образом показывают экономическую конъюнктуру в России, — цену на нефть, уровень безработицы для женщин различных возрастов. Для эффекта когорты в качестве прокси-переменной рассматривалась численность когорты, т.е. численность женщин, родившихся в определенный год;

4) подход, основанный на механизмах взаимодействия между переменными (*mechanism-based approaches*), — в отличие от предыдущего случая здесь предполагается, что может быть не один механизм, через который проявляется отделяемый эффект, а намного более сложная схема связей, в том числе многоступенчатая.

Каждый из перечисленных методов имеет свои преимущества и недостатки. Если первые два подхода не говорят о причинно-следственных связях и механически разделяют эффекты в APC-моделях, то последние два, наоборот, показывают механизмы, которые приводят к тем или иным эффектам. Но при этом данные подходы чувствительны к выбору механизмов или прокси-переменных, а также предлагаемой схеме взаимодействий. Поэтому в данной работе было принято решение применить различные подходы для решения проблемы идентификации.

В результате оцениваемые модели дали возможность разделить эффекты возраста, периода и когорты в динамике рождаемости в России и ответить на следующие вопросы: 1) как изменялась динамика рождаемости в России; 2) какой из эффектов (возраст, период или когорты) дает наибольший вклад в наблюдаемую динамику рождаемости; 3) связана ли наблюдаемая динамика эффекта периода с экономическими кризисами и введением государственных программ материнского капитала; 4) какие когорты больше рожали, а какие меньше; 5) на какой возраст приходится пик рождаемости.

Литература

1. *Fosse E., Winship C.* Analyzing age-period-cohort data: A review and critique // *Annual Review of Sociology*. 2019. Vol. 45. No. 1. P. 467–492.
2. *Kaa D.J., van de.* Europe's second demographic transition // *Population Bulletin*. 1987. No. 42. P. 3–57.

3. *Kye B.* Cohort effects or period effects? Fertility decline in South Korea in the twentieth century // *Popul. Res. Policy Rev.* 2012. No. 31. P. 387–415.
4. *Lesthaeghe R.* The second demographic transition in Western countries: An interpretation // *Gender and family change in industrialized countries.* Oxford: Clarendon Press, 1995. P. 17–62.
5. *Winship C., Harding D.J.* A mechanism-based approach to the identification of age-period-cohort models // *Sociol. Methods Res.* 2008. No. 36. P. 362–401.
6. *Yang Y., Land K.C.* Age-period-cohort analysis: New models, methods, and empirical applications. Boca Raton, FL: CRC Press, 2013.

АНАЛИЗ РЕГИОНАЛЬНОЙ СПЕЦИФИКИ КОНКУРЕНЦИИ НА РОЗНИЧНОМ РЫНКЕ НЕФТЕПРОДУКТОВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Галеева Е.А.

г. Москва, РАНХиГС

E-mail: galeeva-ea@ranepa.ru

Розничный рынок нефтепродуктов в России можно охарактеризовать как рынок с высокой концентрацией компаний. С теоретической точки зрения этот факт может свидетельствовать о наличии рыночной власти, позволяющей компаниям получать монопольную ренту. Согласно оценкам, в подавляющем большинстве субъектов РФ индекс Херфиндаля — Хиршмана превышает 0,18, что означает высокую концентрацию компаний в данных регионах [1]. Кроме того, в большинстве субъектов РФ наблюдается ярко выраженное доминирование одной из вертикально-интегрированных нефтяных компаний (ВИНК). Такая компания зачастую определяется наименьшим расстоянием до собственного нефтеперерабатывающего завода (НПЗ). ВИНК может выступать как фирма — ценовой лидер, реализуя при этом наибольший объем нефтепродуктов в регионе. Следом за ценовым лидером по реализуемым объемам нефтепродуктов находятся АЗС конкурирующих ВИНК, которые поставляют нефтепродукты с собственных НПЗ.

Наконец, на третьем месте по реализации нефтепродуктов находятся АЗС, принадлежащие независимым компаниям, которые закупают нефтепродукты на НПЗ и собственниками которых, как правило, являются ВИНК.

Структура рынка, описанная выше, обладает следующими существенными недостатками. Во-первых, существует возможность применения монопольной власти со стороны фирмы-лидера. Во-вторых, создаются условия для вытеснения независимых АЗС с рынка ввиду того, что НПЗ, принадлежащий ВИНК, реализует нефтепродукты сторонним компаниям по более высоким ценам по сравнению с родственными компаниями. В-третьих, существует потенциальная возможность для ценового сговора между различными ВИНК.

Работы, посвященные исследованиям розничного рынка бензина, можно разделить на две группы. К первой относятся исследования, в которых анализ конкурентного поведения фирм основан на оценке факторов, влияющих на пространственную дифференциацию, т.е. на расстояние между фирмами на рынке (например, количество или плотность фирм на рынке). Ко второй группе — работы, в которых оцениваются факторы, влияющие на цену или дисперсию цен либо на разницу между ценой и издержками напрямую [2]. Исследования, посвященные анализу влияния конкуренции на розничном рынке нефтепродуктов на уровень цен, начали регулярно появляться в конце 1990-х годов [3]. Однако работы по исследованию уровня конкуренции в целом на российских рынках и, в частности, на розничном рынке нефтепродуктов пока очень немногочисленны и, как правило, используют в качестве исходной базы для анализа опросов предпринимателей.

Несмотря на тот факт, что бензин и дизельное топливо на различных АЗС можно считать гомогенным товаром, потребители часто воспринимают его как гетерогенный товар и отдают предпочтение определенному бренду. Это является ключевым отличием данного рынка от большинства рынков других гомогенных товаров.

Конкуренция на розничном рынке нефтепродуктов начинается с выбора локации, в которой будет располагаться будущая АЗС. Выбор локации может определяться множеством факторов, в том числе распределением потребителей в пространстве, эластичностью их потребления и гетерогенностью их предпочтений по ключевым характеристикам существующих АЗС.

Так, в данном исследовании с использованием панельных данных (по субъектам РФ и месяцам) проводится оценивание эластичностей потребления нефтепродуктов в региональном разрезе. Для этого проводится оценка модели с фиксированными эффектами и гетерогенными по объектам угловыми коэффициентами.

Также с использованием панельных данных ежедневных цен на бензин на уровне АЗС проводится исследование влияния отдельных параметров конкурентного взаимодействия и характеристик АЗС на величину розничных цен на нефтепродукты с учетом региональной специфики. Описанный анализ проводится с помощью метода пространственной авторегрессии. Тестируются гипотезы о влиянии на цену топлива следующих факторов: дополнительных услуг АЗС; количества конкурентов на рынке в пределах заданного радиуса (либо среднего расстояния до ближайших конкурентов на рынке в пределах заданного радиуса); отличия от конкурентов на рынке в пределах заданного радиуса по характеристикам (в том числе бренду и дополнительным услугам) АЗС; уровня дохода в районе расположения АЗС и т.д.

Учитывая природно-географические и социально-экономические различия субъектов РФ, анализ конкуренции на розничном рынке нефтепродуктов на уровне регионов позволит принимать более взвешенные и обоснованные решения в вопросах регулирования отрасли.

Литература

1. Гордеев Д.С., Косухина Е.А. Оценка концентрации фирм в сфере розничной торговли нефтепродуктами в РФ // Экономическое развитие России. 2020. Т. 27. № 11. С. 52–68. URL: <http://edrussia.ru/analititsheskie-materialy/2020/nov-2020/1224-otsenka-kontsentratsii-firm-v-sfere-roznichnoj-torgovli-nefteproduktami-v-rf>.
2. Eckert A. Empirical studies of gasoline retailing: A guide to the literature // Journal of Economic Surveys. 2013. Vol. 27. No. 1. P. 140–166. URL: <https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2011.00698.x>.
3. Pinkse J., Slade M.E. Contracting in space: An application of spatial statistics to discrete-choice models // Journal of Econometrics. 1998. Vol. 85. No. 1. P. 125–154. URL: [https://doi.org/10.1016/S0304-4076\(97\)00097-3](https://doi.org/10.1016/S0304-4076(97)00097-3).

ПРОСТРАНСТВЕННАЯ ДЕЗИНТЕГРАЦИЯ ТРАЕКТОРИЙ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ РЕГИОНОВ

Герасимова И.А., Герасимова Е.В.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

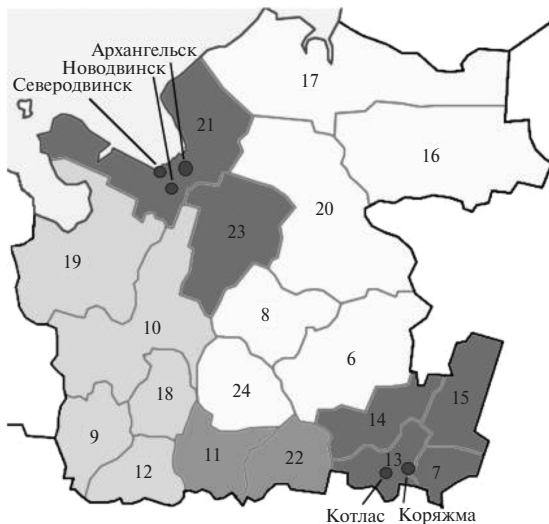
E-mail: irina.guerassimova@gmail.com

Актуальность разработки и применения методов и моделей пространственной дезинтеграции траекторий социально-экономического развития определяется системой государственного управления в России. Она включает федеральный, региональный и муниципальный уровни. Очевидно, что реализация Стратегии социально-экономического развития страны [1], достижение целей устойчивого развития (ЦУР 2030) требуют постоянного мониторинга и координации принятия решений на всех уровнях управления. Эти задачи могут быть решены только на основе адекватного и согласованного по уровням управления информационного обеспечения, а также эконометрического инструментария, позволяющего оценить влияние тенденций развития на «нижнем» уровне на достижение целевых показателей. Работа продолжает ранее начатые исследования [2, 3].

На примере Архангельской области Северо-Западного федерального округа рассматриваются проблемы согласования информационного обеспечения на трех уровнях управления. На основе имеющейся информации проводится сравнительный анализ уровня и динамики социально-экономического положения муниципальных образований. Для оценки внутрирегиональной неравномерности в распределении доходов и заработной платы населения рассматриваются кривые Лоренца, коэффициент Джини и индекс потенциала развития [4]. Для интерпретации полученных результатов использованы категории социально-экономического развития муниципальных образований (рис. 1) [5].

Проведенный анализ позволяет сделать следующие предварительные выводы.

1. Отсутствие предварительного ретроспективного анализа уровня и тенденций развития муниципальных образований не позволяет научно обоснованно сформулировать цели и задачи развития субъекта РФ в целом.



- «Полюса роста»: ГО Архангельск (1), ГО Котлас (2), ГО Коряжма (3), ГО Новодвинск (4), ГО Северодвинск (5)
- Территории влияния «полосов роста»: МО Вилегодский (7), МР Котласский (13), МР Красноборский (14), МР Ленский (15), МР Приморский (21), МР Холмогорский (23)
- Устойчиво развивающиеся территории: МР Вельский (11), МР Устьянский (22)
- Развивающиеся территории с системными проблемами: МО Каргопольский (9), МР Коношский (12), МР Нядомский (18), МР Онежский (19), МО Плесецкий (10)
- Слабоосвоенные территории: МО Верхнетоемский (6), МО Виноградовский (8), МР Лешуконский (16), МР Мезенский (17), МР Пинежский (20), МР Шенкурский (24)

Рис. 1. Категории социально-экономического развития муниципальных образований Архангельской области [5]

2. Неполнота и несогласованность статистических данных на региональном и муниципальном уровнях делают трудновыполнимой задачу мониторинга целевых показателей Стратегии Архангельской области.

3. Применение эконометрических методов указывает на рост внутрирегиональной неоднородности социально-экономического развития территорий.

Литература

1. Федеральный закон от 28 июня 2014 г. № 172-ФЗ «О стратегическом планировании в Российской Федерации». URL: <http://www.kremlin.ru/acts/bank/38630>.
2. Герасимова И.А., Герасимова Е.В. Муниципальные образования как объект и субъект стратегического планирования социально-экономического развития // Стратегическое планирование и развитие предприятий: матер. XXII Всероссийского симпозиума. Москва, 13–14 апреля 2021 г. М.: ЦЭМИ РАН, 2021. С. 325–327. doi: 10.34706/978-5-8211-0796-1-s4-17
3. Герасимова И.А., Герасимова Е.В., Щетинкина А.Ю. Динамика межрегионального неравенства среднедушевых денежных доходов населения России (1995–2007 гг.). Препринт # WP/2011/280. М.: ЦЭМИ РАН, 2011.
4. Gerasimova I., Dunford M. Russian regional evolutions: Comparative gross regional product dynamics of the subjects of the Russian Federation, 1995–2013 // Area Development and Policy. 2017. Vol. 2. No. 3. P. 332–359. doi: 10.1080/23792949.2017.1359638
5. Стратегия социально-экономического развития Архангельской области до 2035 года. URL: <https://dvinaland.ru/gov/iogv/mines/strategy/>.

РОЖДАЕМОСТЬ В РОССИИ В ПЕРИОДЫ РЕЦЕССИЙ

Горский Д.И.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: d.gorskiy8@gmail.com

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 22-28-00952 «Исследование динамики рождаемости в России: эконометрический подход» (<https://rscf.ru/project/22-28-00952/>).

В данной работе изучается вопрос взаимосвязи показателей рождаемости и экономических кризисов для России. Для многих стран рождаемость имеет проциклический характер, и на экономические спады приходится снижение рождаемости, а на подъ-

емы — рост деторождений [1, 3], а показатели рождаемости (например, число зачатий) начинают падать ровно через год после начала рецессии. Однако другие авторы [2] предполагают, что рождаемость является прогнозным индикатором для экономического роста. В частности, в указанной работе делается вывод, что темпы роста числа зачатий очень быстро снижаются в начале экономических спадов, причем снижение начинается за несколько кварталов до начала рецессии. Мы проверяем эту гипотезу на российских макроданных для рецессии 2014 г.

Для того чтобы найти точный момент, когда рождаемость реагирует на рецессию, применяется метод разности разностей (difference in differences) (рис. 1). Наличие данных по западноевропейским странам, которые не сталкивались с экономическим кризисом в 2014–2015 гг., позволяет использовать их в качестве контрольной группы для регрессионного анализа. Однако поскольку тренды рождаемости в России и странах Западной Европы полностью сопоставимы, используется метод синтетического контроля (synthetic control method), позволяющий избежать проблемы непараллельности трендов (parallel trends assumption) и иметь возможность впоследствии применить метод разности разностей. Моделирование на панельных данных дает возможность контролировать в модели временные и специфичные для стран эффекты. Отметим,

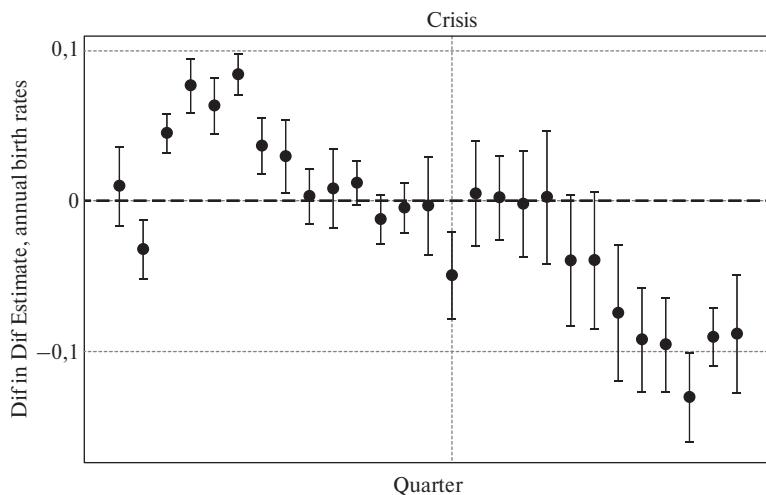


Рис. 1. Оценка методом разности разностей

что мы рассматриваем годовой темп прироста числа рождений по отношению к тому же месяцу предыдущего года, что помогает нивелировать проблему сезонности, особенно часто встречающуюся при работе с данными по рождаемости.

В ходе исследования используются базы данных The Human Fertility Database и Организации экономического сотрудничества и развития (ОЭСР). В первой представлено ежемесячное число рождений для различных европейских стран (в том числе России). Во второй, сравнив показатели квартального ВВП по западноевропейским странам, мы выбираем те, в которых ВВП был стабилен в период с 2014 по 2016 г. В качестве проверки робастности результатов для показателей экономических циклов также используются цена на нефть и уровень безработицы. Отметим, что в данных ОЭСР доступны дополнительные контрольные переменные на макроуровне (доля женщин в населении, показатели детской смертности на 1000 человек) для России и других интересующих нас стран.

Представим основные результаты исследования. Разница в годовых темпах прироста рождаемости, вызванная экономическим кризисом, составляет 7 п.п. при оценке методом разности разностей и 6 п.п. при оценке методом синтетического контроля (рис. 2).

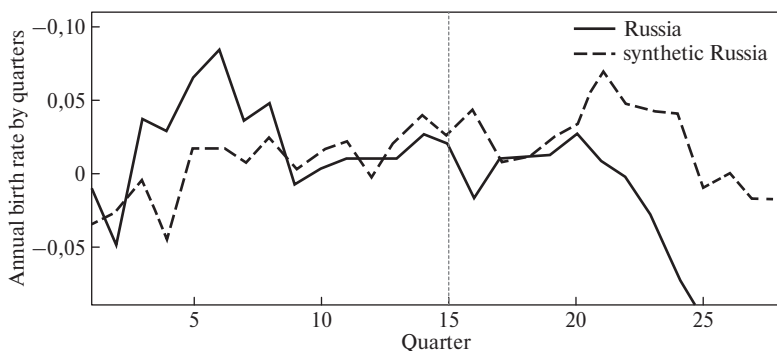


Рис. 2. Оценка методом синтетического контроля

Оба метода показывают, что рождаемость реагирует на рецессию с запаздыванием в полтора года, что может являться показателем долгосрочного эффекта кризиса. Используя метод синтетического контроля, мы также замечаем краткосрочный эффект:

падение рождаемости происходит через квартал после начала рецессии, но показатели рождаемости возвращаются на предыдущий уровень уже в следующем квартале.

К выступлению на конференции планируется обобщить результаты данного исследования. Во-первых, проверить устойчивость результатов при использовании других методов сглаживания проблемы непараллельности трендов в модели разности разностей. Во-вторых, рассмотреть разные группы стран (такие как страны Восточной Европы и Южной Америки) в качестве контрольной группы. В-третьих, аналогичный анализ может быть проведен на данных о рождении детей по порядку рождений.

Литература

1. *Adsera A.* Where are the babies? Labor market conditions and fertility in Europe // *European Journal of Population / Revue Européenne de Démographie.* 2011. Vol. 27. No. 1. P. 1–32.
2. *Buckles K., Hungerman D., Lugauer S.* Is fertility a leading economic indicator? // *The Economic Journal.* 2021. Vol. 131. No. 634. P. 541–565.
3. *Sobotka T., Skirbekk V., Philipov D.* Economic recession and fertility in the developed world // *Population and Development Review.* 2011. Vol. 37. No. 2. P. 267–306.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ АСПЕКТЫ ОТНОШЕНИЯ К ИММИГРАНТАМ В РОССИИ

Демидова О.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: demidova@hse.ru

Доля трудоспособного населения в России в последние годы сокращается, поэтому привлечение иммигрантов позволяет частично смягчить эту проблему. Однако это может несколько увеличивать уровень социального напряжения в России. В связи с этим актуально выявление факторов, влияющих на отношение россиян к иммигрантам, причем одним из важных факторов является место

проживания респондентов. Полученные ранее результаты исследований, посвященных этому вопросу, несколько различаются. Например, А. Бессуднов [1] по результатам опроса ФОМ за 2011 г. показал, что лучше к иммигрантам относятся жители небольших городов и деревень, а Н. Мاستикова [3] по данным Европейского социального исследования за 2016 г. продемонстрировала, что доля населения, негативно настроенного по отношению к иммигрантам, выше в малых городах.

В проведенном исследовании для ответа на вопрос о том, насколько место проживания респондентов влияет на их отношение к иммигрантам, были использованы данные 7-й волны WVS (World Value Survey) о 1810 российских респондентах из 61 российского региона. В качестве зависимой переменной был использован ответ на вопрос о том, какое влияние иммигранты оказывают на развитие России (ответы респондентов: 1 — «очень плохое», 5 — «очень хорошее»). В качестве основных были выбраны наборы переменных, характеризующих тип населенного пункта (1 — Москва, 2 — столица региона, 3 — областной центр, 4 — нестоличный город, 5 — сельский населенный пункт) или численность жителей населенного пункта (1 — менее 2 тыс., 2 — 2–5 тыс., 3 — 5–10 тыс., 4 — 10–20 тыс., 5 — 20–50 тыс., 6 — 50–100 тыс., 7 — 100–500 тыс., 8 — более 500 тыс.). В качестве контрольных использовались переменные, характеризующие пол, возраст, образование, семейное положение, положение на рынке труда, доход респондента. Согласно полученным результатам, москвичи действительно скептически относятся к иммигрантам, наиболее толерантными являются жители нестолических городов. Из российских регионов лучше всего к иммигрантам относятся в Самарской и Свердловской областях. При добавлении переменных, характеризующих макроэкономическую ситуацию в регионе, было получено, что отношение местных жителей к иммигрантам тем лучше, чем выше доля строительства и торговли в экономике региона, это отрасли, аккумулирующие наибольшее количество иммигрантов.

Для выявления разницы во влиянии индивидуальных характеристик респондентов на их отношение к иммигрантам была также оценена модель географически взвешенной регрессии (незаслуженно редко используемая в российских исследованиях, одной из наиболее известных работ с применением этой техники к анализу цен на недвижимость является [2]). Результаты оценки этой модели показали, что отношение индивидуальных характеристик

респондентов очень сильно варьируется по регионам РФ. В частности, наличие высшего образования повышает степень доверия к иммигрантам во многих регионах, больше всего в Тюменской области, но не влияет на отношение жителей Москвы и Санкт-Петербурга. Также отношение к иммигрантам улучшается с ростом дохода, особенно в Бурятии.

Полученные результаты могут быть использованы для воздействия на наиболее негативно настроенные по отношению к иммигрантам группы населения, например, через СМИ.

Литература

1. *Bessudnov A.* Ethnic hierarchy and public attitudes towards immigrants in Russia // *European Sociological Review*. 2016. Vol. 32. No. 5. P. 567–580.
2. *Балаш В.А., Балаш О.С., Харламов А.В.* Эконометрический анализ геокодированных данных о ценах на жилую недвижимость // *Прикладная эконометрика*. 2011. Т. 22. № 2. С. 62–77.
3. *Мастикова Н.С.* Отношение к мигрантам в малых городах // *Малые города в социальном пространстве России: монография / А.Ю. Ардалянова, П.В. Бизюков, Р.Г. Браславский и др.; отв. ред. В.В. Маркин, М.Ф. Черныш; предисл. ак. М.К. Горшкова. М.: ФНИСЦ РАН, 2019. С. 189–207. Текст электрон. URL: https://www.isras.ru/index.php?page_id=1198&id=7795.*

АНАЛИЗ ЦИФРОВОЙ АКТИВНОСТИ В РАЗЛИЧНЫХ РАЗМЕРНЫХ ГРУППАХ ПРЕДПРИЯТИЙ

Дуброва Т.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

Есенин М.А.

г. Москва, МИРЭА

E-mail: dokladt@mail.ru

В современных условиях формирование предпосылок для повышения конкурентоспособности экономики неразрывно связано с развитием цифровизации в различных отраслях и сферах, с рос-

том цифровой активности в предпринимательском секторе. При этом возможности для цифровой трансформации значительно отличаются в сегменте крупных предприятий, в малом и среднем предпринимательстве. Усилия многих стран направлены на снижение своеобразного «цифрового разрыва» между различными категориями предприятий, на оказание мер поддержки малым и средним предприятиям в этой сфере.

В рамках данного исследования проведен анализ развития цифровизации в различных размерных группах предприятий европейских стран и России. Рассмотрено распространение как базовых, так и продвинутых цифровых технологий, показана различная значимость отдельных барьеров и ограничителей для их распространения на крупных, малых и средних предприятиях. В качестве информационной основы работы выступали данные Федеральной службы государственной статистики, Евростата, статистических сборников, масштабных опросов предпринимателей, проведенных в России и европейских странах, научных публикаций [1–3]. С помощью многомерных статистических методов построены рейтинги европейских стран по уровню развития цифровизации в отдельных размерных группах предприятий, проведена оценка степени согласованности позиций стран в этих рейтингах.

Построение индексов цифровизации и последующее ранжирование стран на их основе проводились в пространстве обобщенных факторов, выделенных с помощью метода главных компонент. Реализованный подход позволил в анализируемых странах оценить сбалансированность развития цифровизации на предприятиях различных категорий, выделяя приоритетные направления их поддержки. Кроме того, исследование показало необходимость совершенствования статистического наблюдения за распространением цифровых технологий (повышение межстрановой сопоставимости, расширение спектра показателей с учетом категорий предприятий и др.), что будет способствовать получению более полной аналитической информации.

Литература

1. Дуброва Т.А., Есенин М.А. Анализ развития процессов цифровизации в малом и среднем предпринимательстве // Состояние и тенденции развития науки, технологий и инновационной деятельно-

сти: сб. ст. по итогам международной научно-практической конференции. М.: ИПРАН РАН, 2021. С. 43–52.

2. Цифровая экономика: глобальные тренды и практика российского бизнеса / отв. ред. Д.С. Медовников. М.: НИУ ВШЭ, 2018. 121 с.

3. Flash Eurobarometer 486. Report. SMEs, start-ups, scale-ups and entrepreneurship. European Commission. 2020. September. 190 p.

МНОГОУРОВНЕВОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ В АНАЛИЗЕ ДОХОДОВ И ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ

Елисеева И.И., Декина М.П.

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

E-mail: masha_dekina@mail.ru

Заработная плата традиционно выступает основным источником доходов населения, а также является одним из макроэкономических индикаторов. При исследовании заработной платы важную роль играет анализ ее дифференциации. Особое внимание при изучении заработной платы уделяется таким факторам, как территория (федеральный округ/субъект РФ), тип населенного пункта, вид экономической деятельности, пол работника, уровень образования, социально-профессиональная группа, семейное положение, наличие несовершеннолетних детей [1].

Оценка влияния факторов может производиться различными методами, одним из которых является построение многоуровневых моделей [2]. Для моделирования используется модифицированная модель логарифма заработной платы минцеровского типа, которая включает факторы дифференциации в качестве выделяемых уровней, что позволяет оценить процент вариации заработной платы и дать оценку влияния включенных в модель факторов. При построении нулевых моделей, т.е. моделей, в которых используется только выделенный уровень, на основе микроданных Выборочно-го наблюдения доходов населения и участия в социальных программах за 2012, 2014, 2016, 2017 и 2019 гг. на первом месте практически во все годы находится уровень образования [3]. При оценке данных за 2020 г. по 54482 работникам получено, что уровень об-

разования без включения каких-либо других факторов позволил оценить 29,1% вариации заработной платы. На втором месте по своему вкладу оказалась социально-профессиональная группа, к которой принадлежит работник (25,2%), и территориальный фактор, т.е. субъект РФ (20,5%). Следует отметить, что максимальный процент объясненной вариации за счет выделения уровня «образование работника» наблюдался в 2019 г. — 30,4%.

При построении многоуровневых моделей с включением предикторов первого уровня объясняющая сила моделей также существенна при выделении уровня образования.

Литература

1. Заработная плата в России: эволюция и дифференциация / под ред. В.Е. Гимпельсона, Р.И. Капелюшников. М.: Изд. дом ГУ ВШЭ, 2007. 575 с.
2. *Goldstein H.* Multilevel statistical models. 4th ed. Chichester: John Wiley & Sons, 2011. 384 p.
3. *Декина М.П.* Заработная плата в России: соответствие общественной оценке труда / под науч. ред. чл.-кор. РАН И.И. Елисеевой. СПб.: Изд-во СПбГЭУ, 2019. 187 с.

ОЦЕНКА ЭЛАСТИЧНОСТИ ПРЕДЛОЖЕНИЯ ТРУДА ПО ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ ДЛЯ ЗАМУЖНИХ ЖЕНЩИН В РОССИИ

Замниус А.В., Полбин А.В.

г. Москва, РАНХиГС

E-mail: zamnius-av@ranepa.ru

В работе проводится эконометрический анализ функции предложения труда замужних женщин в России за период 2000—2018 гг. на основе микроданных РМЭЗ НИУ ВШЭ по методологии из работ Дж. Хекмана и Т. Макарди [4], в которой решения о выходе на рынок труда и об интенсивности работы принимаются из динамической оптимизационной задачи.

Согласно этой методологии, одновременно оцениваются функция предложения труда и зарплатное уравнение, где первая

выступает в роли уравнения отбора, а последнее — в роли целевого. Расчетное значение заработной платы из уравнения отбора также является регрессором во втором уравнении, что позволяет избежать эндогенности заработных плат. Более того, в обоих уравнениях присутствуют фиксированные индивидуальные эффекты, которые отвечают за все ненаблюдаемые характеристики индивидов и позволяют учесть гетерогенность последних.

Таким образом, оцениваемая функция правдоподобия аналогична функции правдоподобия для тобит-3 модели и имеет вид

$$\mathcal{L} = \prod_{\ln L_{it}^* \geq \ln \bar{L}} P(\ln L_{it} \geq \ln \bar{L}) \prod_{\ln L_{it}^* < \ln \bar{L}} f(\ln L_{it}; \ln W_{it}),$$

где L_{it} — время, посвященное досугу; \bar{L} — все доступное время в периоде; $P(\ln L_{it} \geq \ln \bar{L})$ — вероятность отказа от выхода на работу индивидом i в период t ; $f(L_{it}; \ln W_{it})$ — совместная плотность нормального распределения.

Первый множитель функции \mathcal{L} соответствует цензурированным наблюдениям и представляет собой произведение вероятностей не работать, в то время как второй описывает уравнения досуга и заработной платы для работающих.

Во всех моделях только дети до 13 лет оказывают положительное влияние на часы досуга для женщин. Таким образом, каждый новорожденный ребенок будет уменьшать отработываемые часы матери в среднем на 26–30%. Влияние же ребенка в возрасте 4–6 лет становится заметно слабее — 9–13%, в то время как дети в возрасте 7–12 лет снижают отработываемые часы матери на 6–9%. Такое ослабевающее воздействие количества детей логично: маленький ребенок требует большего ухода со стороны матери, чем более взрослый. Подростки (13–18 лет) не оказывают значимого влияния на отработанные часы матери, ровно как и общее количество детей в домохозяйстве. Вероятно, это объясняется тем, что по достижении ребенком совершеннолетия фиксированные издержки труда для женщины достигают минимального уровня, из-за чего работа становится для нее более предпочтительной альтернативой.

Наличие пенсии у мужа, которое играет роль прокси для инвалидности или принадлежности к соответствующей возрастной группе, не оказало значимого влияния на отработываемые часы женщины, что, вероятно, связано с двусторонним воздействием этой переменной: муж инвалид повышает фиксированные из-

держки труда своей жены, так как он нуждается в дополнительном уходе, однако в то же время этот уход может требовать дополнительных денежных средств, из-за чего жена будет вынуждена работать интенсивнее.

Коэффициент перед логарифмом досуга мужа представляет собой эластичность досуга жены по досугу мужа, которая оказалась примерно равной 0,98. Это свидетельствует о преобладании эффекта отчаявшегося работника над эффектом дополнительного работника.

Вероятнее всего, причина различия между результатами [4] и нашими кроется в институциональных механизмах российского рынка труда, в частности особом режиме приспособления к макроэкономическим шокам, который заключается в преобладании механизма ценовой адаптации, проявляющегося в изменении уровня заработных плат или неполной занятости, над количественным изменением занятости [1, 2]. Исходя из этого альтернативные издержки занятости для жены, если рассматривать ее как «дополнительного» работника, во время экономических спадов, когда реальный доход ее семьи и отработываемые часы мужа будут сокращаться, заметно возрастают, из-за чего вступление на рынок труда становится значительно менее выгодным [3]. В то же время позитивный шок будет увеличивать интенсивность работы как мужа, так и жены, что согласуется с положительной эластичностью досуга жены по досугу мужа. Эластичность же предложения труда по заработной плате по Фришу лежит в пределах 0,15–0,17.

Литература

1. *Гуртов В., Степуть И.* Российский рынок труда в годы кризисных процессов в экономике // Общество и экономика. 2017. С. 81–91.
2. *Капелюшников Р.И.* Конец российской модели рынка труда. М.: Фонд «Либеральная миссия», 2009.
3. *Ehrenberg R.G., Smith R.S.* Modern labor economics: Theory and public policy. Routledge, 2016.
4. *Heckman J.J., MaCurdy T.E.* A life cycle model of female labour supply // The Review of Economic Studies. 1980. Vol. 47. No. 1. P. 47–74.

МОДЕЛИ ПРОМЫШЛЕННЫХ БИЗНЕС-ЦИКЛОВ СТРАН СРЕДНЕЙ АЗИИ В АНАЛИЗЕ МЕЖСТРАНОВОГО ВЛИЯНИЯ УГРОЗ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ

Зарова Е.В., Коваленко Н.Н.

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Турсунов Б.О.

г. Ташкент, ТГЭУ

E-mail: zarova.ru@gmail.com

Ситуация в большинстве государств Средней Азии с позиций возможности возникновения как внутренних экономических угроз, так и внешних дестабилизирующих выплесков является сложной, что обусловлено в числе многих причин и взаимным влиянием кризисных ситуаций этих стран и Российской Федерации.

Выявление и оценка устойчивых компонент в динамике макроэкономических показателей развития стран (в том числе многолетних циклических компонент) — необходимый информационный ресурс моделирования взаимного влияния тенденций, циклических фаз и кризисных состояний экономики стран, находящихся в тесном взаимодействии. Актуальность данных исследований имеет возрастающее значение для Российской Федерации и стран Средней Азии, находящихся между собой в тесном взаимодействии в сфере производственных, финансовых, торговых, социальных и других групп отношений.

Для проведения сравнительного анализа тренд-циклических характеристик динамики промышленного производства по республикам Средней Азии (Узбекистану, Казахстану, Кыргызстану, Таджикистану) были построены динамические модели, включающие аддитивно связанные трендовую и циклическую компоненты, на основе рядов месячных индексов промышленного производства за период с января 2000 по февраль 2021 г.

Регрессионные модели имеют вид

$$\bar{y} = a_0 + a_1 t + a_3 \sin(k_1 t) + a_4 \cos(k_2 t),$$

где \bar{y} — месячные значения индексов промышленного производства (в сопоставимых ценах); t — переменная времени (номера ме-

сяцев с января 2000 по февраль 2022 г.); $a_0, a_1, a_2, a_3, a_4, k_1, k_2$ — параметры тренд-циклической модели.

Представленная модель включает две компоненты: первая ($a_0 + a_1t$) аппроксимирует линейный тренд динамики, вторая ($a_3\sin(k_1t) + a_4\cos(k_2t)$) формирует периодическую компоненту динамики, выражаемую периодической функцией времени в виде ряда Фурье [1, с. 327].

Для оценивания периода (длины волны) колебательных изменений индексов промышленного производства используется формула

$$T = \frac{2\pi}{\text{Abs}(k_{\max})} : 12.$$

Оценивание параметров тренд-циклических колебаний динамики промышленного производства в рассматриваемых республиках Средней Азии производилось с использованием модуля Non-linear Estimation пакета программ STATISTICA, который реализует алгоритм Гаусса — Ньютона (http://www.optimization-online.org/DB_FILE/2013/10/4074.pdf) [2].

На рис. 1 представлены фактические значения и график тренд-циклической компоненты динамики промышленного производства в Республике Узбекистан за период с января 2000 по февраль 2022 г.

Результаты оценивания параметров тренд-циклических моделей динамики промышленного производства представлены в табл. 1. Следует отметить, что модель, построенная по Республике Кыргызстан, оказалась статистически незначимой, что подтверждается весьма низким значением коэффициента множественной корреляции. При этом в данной модели оказались статистически значимыми по критерию Стьюдента параметры при периодических компонентах и незначимым параметр при трендовой компоненте. Это дает возможность в последующий анализ включить (хотя и с определенной долей условности) оценку промышленного цикла и не рассматривать оценки тенденции промышленной динамики по Республике Кыргызстан.

В табл. 1 рассматриваемые в данном исследовании республики Средней Азии расположены по убыванию продолжительности выделенных и оцененных промышленных циклов: от максимального (9 лет 3 месяца — по Республике Узбекистан) до минимального (2 года 2 месяца — по Республике Кыргызстан). При этом

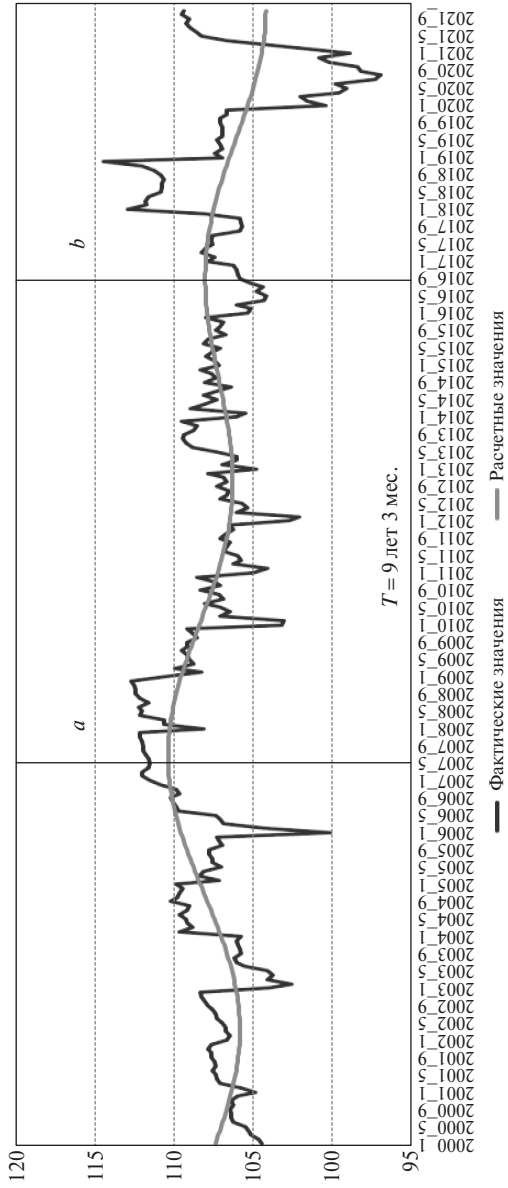


Рис. 1. Фактические и расчетные (по тренд-циклической модели) значения индексов промышленного производства по Республике Узбекистан, по месяцам за январь 2000 — февраль 2022 г.

Примечание. Здесь и на последующих рис. 2–4 слева указано значение показателя T — продолжительности промышленного цикла (лет и месяцев).

Таблица 1

Параметры тренд-циклических моделей динамики промышленного производства по республикам Средней Азии, разработанных на основе временных рядов ежемесячных темпов роста промышленного производства (к соответствующему периоду предыдущего года), за январь 2000 — сентябрь 2021 г., %

Республика	Параметр линейного тренда (a_1) — оценка ускорения промышленного роста, п.п.	Продолжительность промышленного цикла	Коэффициент множественной корреляции (R)
1	2	3	4
Узбекистан	-0,0073	9 лет 3 месяца	0,540
Таджикистан	+0,0220	5 лет 6 месяцев	0,708
Казахстан	-0,0612	2 года 4 месяца	0,789
Кыргызстан	+0,0115	2 года 2 месяца	0,237

под продолжительностью цикла понимается временная продолжительность между однозначными точками циклической кривой. На рис. 1–4 продолжительность цикла обозначена расстоянием между линиями a и b , проходящими через точки соседних пиков.

В табл. 1 (графа 2) указаны также параметры линейного тренда в структуре построенных тренд-циклических моделей. Данные параметры характеризуют направление основной тенденции динамики промышленного производства и показатели ее среднемесячного ускорения (изменения темпов роста в процентных пунктах) за рассматриваемый период. Как следует из данных графы 2 (см. табл. 1), имела место тенденция снижения темпов роста промышленного производства в Республике Узбекистан (с меньшим ускорением снижения — 0,0073 п.п. в месяц) и в Республике Казахстан (с большим ускорением снижения — 0,0612 п.п.). По Республике Таджикистан выявлена тенденция роста промышленного производства с ежемесячным приращением темпов на 0,022 п.п. в месяц.

Полученные результаты определяют необходимые структурные компоненты на следующем этапе моделирования межстранового экономического взаимодействия — перекрестного моделирования влияния высокочастотных факторных показателей динамики промышленного производства (месячные данные) рассматриваемых стран на относительно низкочастотные (<https://www.jstatsoft.org/article/view/v072i04>) [3] (квартальные) оценки индексов валово-

вого внутреннего продукта экономически сопряженных с ними государств.

Литература

1. *Mascarenhas W.F.* The divergence of the BFGS and Gauss Newton Methods. 2013. P. 21. URL: http://www.optimization-online.org/DB_FILE/2013/10/4074.pdf.
2. *Шмойлова Р.А., Минашкин В.Г., Садовникова Н.А. и др.* Теория статистики: учебно-метод. компл. 5-е изд. М., 2014. С. 656.
3. *Ghysels E., Kvedaras V., Zemlys V.* Mixed frequency data sampling regression models: The R package midasr // Journal of Statistical Software. 2016. Vol. 72. No. 4. P. 1–35. URL: <https://www.jstatsoft.org/article/view/v072i04>.

ВЛИЯНИЕ УРОВНЯ НЕРАВЕНСТВА НА РАБОТУ ТРАНСМИССИОННОГО МЕХАНИЗМА ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ ЦЕНТРАЛЬНОГО БАНКА РФ

Зверева В.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: vazvereva@edu.hse.ru

Гетерогенность денежно-кредитной политики Центрального банка РФ и ее взаимосвязь с неравенством представляют один из самых актуальных вопросов в научном сообществе, так как для Центрального банка важно идентифицировать и по возможности контролировать факторы, оказывающие воздействие на его работу и эффективность проводимой политики. Целью данного исследования является изучение влияния уровня неравенства на трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики на примере экономики России. В отличие от предшествующих работ, посвященных эндогенности денежно-кредитной политики, в данном исследовании учитывается региональная специфика вместе с уровнем неравенства по доходам в России при эконометрическом моделировании основных макроэкономических показателей для ана-

лиза асимметричного влияния денежно-кредитной политики Центрального банка. В исследовании рассматривается несколько моделей оценки влияния неравенства, представленного с помощью коэффициента Джини и коэффициента фондов, на процентный, кредитный (широкий и узкий) и валютный каналы трансмиссионного механизма.

Методологической базой для исследования служит динамический анализ панельных данных с учетом эндогенности по внешним шокам. Для того чтобы минимизировать проблему потенциальной эндогенности, в качестве индикатора шока ставки денежно-кредитной политики в работе используются остатки из оцененного монетарного правила Тейлора. Подобный подход встречается во многих работах зарубежных и российских ученых [1–3]. Дополнительно была проведена кластеризация регионов России по методу *k*-medians с целью выявления асимметричного влияния денежно-кредитной политики в кластерах с разным уровнем регионального неравенства и выделения групп с большей и меньшей чувствительностью к мерам денежно-кредитной политики в зависимости от уровня неравенства. В выборку для исследования вошли панельные данные по 80 регионам России за временной интервал с 2012 по 2019 г., включающий 32 квартала.

Основными результатами исследования являются установление эмпирической связи между неравенством и денежно-кредитной политикой в России, а также возможность дать рекомендации по учету ситуации с неравенством при разработке эффективных механизмов воздействия денежно-кредитной политики. Полученные в ходе эмпирического анализа предельные эффекты явно указывают на большие потери в выпуске и более сильное снижение темпов роста реальных доходов населения в регионах со стабильно высоким неравенством при реализации сдерживающей денежно-кредитной политики, что подтверждает основную гипотезу исследования. Данный результат может быть связан с преобладающим влиянием богатых домашних хозяйств с большей предельной склонностью к сбережениям в экономике регионов с высоким уровнем неравенства. Реализованная дополнительно кластеризация также подтверждает полученные выводы. Представленные на ее основе результаты свидетельствуют о том, что регионы с более высоким уровнем неравенства демонстрируют более сильную, отличную от кластеров со средним и низким уровнями неравенства реакцию на меры денежно-кредитной политики Центрального банка.

Таким образом, для повышения эффективности проводимой денежно-кредитной политики и работы отдельных ее каналов следует рассматривать конкретные кластеры регионов РФ в зависимости от уровня неравенства и оценивать возможное асимметричное влияние мер денежно-кредитной политики на реальные макроэкономические переменные в них, как это было сделано в данной работе посредством расчета предельных эффектов для каждого региона в зависимости от уровня неравенства и исследуемого канала.

Литература

1. Демидова О.А., Карнаухова Е.Е., Коршунов Д.А. и др. Асимметричные эффекты денежно-кредитной политики в регионах России // Вопросы экономики. 2021. № 6. С. 77–102.
2. Hansen N.-J., Lin A., Mano R. Should inequality factor into central banks' decisions? IMF Working Papers 2020/196. International Monetary Fund, 2020.
3. Igityan H. Asymmetric effects of monetary policy on the Armenian economy // Russian Journal of Money and Finance. 2021. Vol. 80. No. 1. P. 46–103.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ИНТЕГРАЦИОННОЙ АКТИВНОСТИ В РОССИИ С УЧЕТОМ ФАКТОРОВ ESG

Карелина М.Г.

г. Магнитогорск, МГТУ им. Г.И. Носова

E-mail: marjshka@mail.ru

В 2020 г. пандемия COVID-19 заставила компании задуматься о том, насколько прочен и устойчив их бизнес и насколько он соответствует сегодняшним реалиям. Многим компаниям пришлось сфокусироваться на цифровизации и реорганизации собственных бизнесов. И хотя интеграционные сделки являются одним из самых быстрых способов провести данную трансформацию, важное значение приобретают продуманные и просчитанные инвестиции с учетом факторов ESG.

В 2020 г. на российском рынке слияний и поглощений (M&A) количество сделок по отношению к 2019 г. (который был для России самым удачным с точки зрения инвестиционной активности с момента введения санкций 2014 г.) уменьшилось на 15% и составило 567, при этом их общая стоимость сократилась на 5% до 60 млрд долл. США. К ключевым трендам интеграционной активности в России можно отнести ускоренную цифровизацию и инвестиции в секторе технологий, медиа и телекоммуникаций, а также активизацию на рынке возобновляемых источников энергии (ВИЭ) и ориентацию на ESG-инвестирование.

Анализ теоретических концепций, лежащих в основе ESG-подхода, позволяет выявить, что в современном мире происходит постепенный переход от акционерной стоимости к стейкхолдерской. Инвесторы, государственные органы и сами компании считают, что применение критериев ESG позволит выявить факторы (нефинансового характера), которые могут оказать долгосрочное влияние на деятельность компании (ее финансовые показатели). Таким образом, стратегические пересмотры портфелей и факторы устойчивого развития стимулируют активность в области M&A.

Для адекватного описания механизма функционирования рынка слияний и поглощений с учетом факторов ESG была предложена эконометрическая модель в виде рекурсивной системы одновременных уравнений, основанная на месячных статистических данных с января 2015 по декабрь 2020 г. В качестве эндогенных были использованы следующие переменные: y_1 — количество интеграционных сделок; y_2 — сумма сделок M&A. Причинно-следственная связь между эндогенными переменными была выявлена на основе теста Грейнджера (Granger causality test), который включает в себя применение теста Фишера.

Выделенные авторами работы 25 факторов, оказывающих влияние на интенсивность интеграционных процессов в России в 2015–2020 гг., были разбиты на пять функциональных блоков:

- 1) индикаторы устойчивого развития (четыре переменные);
- 2) макроэкономические индикаторы (пять переменных);
- 3) финансовые индикаторы (пять переменных);
- 4) российский фондовый рынок и инвестиции (восемь переменных);
- 5) институциональные преобразования (три переменные).

При этом на основе метода исключения квазиинвариантных переменных при критическом значении коэффициента вариации

$v^* = 0,1$ были признаны квазиинвариантными и исключены из множества потенциальных объясняющих переменных как не несущие значимой информации шесть признаков из предложенных пяти функциональных блоков. С целью сокращения количества объясняющих переменных также был реализован метод главных компонент с последующим вращением *Biqartimax*.

Поскольку в реальной действительности планирование и проведение типичной сделки М&А занимают не один месяц, в некоторых случаях логично предположить влияние не самих переменных, а их лагов. В связи с этим величина лагов предопределенных переменных определялась на основе частных автокорреляционных и кросскорреляционных функций.

С учетом дискретного характера зависимой переменной y_t при построении модели, описывающей количество сделок М&А, была использована модель счетных данных, в частности модель регрессии Пуассона:

$$Y_i = e^{\beta'x_i + \varepsilon_i},$$

т.е. предполагается, что число событий y_t распределено по закону Пуассона с параметром $\lambda_t = e^{\beta'x_t}$.

В результате с помощью пошаговых алгоритмов регрессионного анализа была получена эконометрическая модель интеграционной активности в России в виде системы рекурсивных уравнений, учитывающая факторы ESG. В данной модели все два уравнения и вошедшие в них коэффициенты регрессии значимы на уровне $\alpha < 0,05$, а множественные коэффициенты детерминации — соответственно 0,81 и 0,88.

Анализ полученной модели позволил выявить однонаправленное изменение индекса устойчивого развития и стоимости интеграционных сделок, однако показал противоположную зависимость между отчислениями на природоохранную деятельность и количеством сделок М&А. Таким образом, полученные результаты могут стать основой для выявления благоприятных для ведения бизнеса в России условий на основе стратегии М&А с учетом факторов устойчивого развития.

Литература

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. Т. 1: Теория вероятностей и прикладная статистика. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001. 656 с.

2. *Мхитарян В.С. и др.* Анализ данных / под ред. В.С. Мхитаряна. М.: Юрайт, 2020. 490 с.
3. *Карелина М.Г.* Комплексная оценка интеграционной активности бизнес-структур в российских регионах // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2016. № 5 (47). С. 103–121.

ВЫБОР РЕЖИМА МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ И НЕОПРЕДЕЛЕННОСТЬ ИНФЛЯЦИОННЫХ ОЖИДАНИЙ

Картаев Ф.С., Гуров И.Н.

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

E-mail: kartaev@gmail.com

В текущем и прошлом годах инфляция в США ускорилась впервые за последние 20 лет и достигла 7%. За ней последовал всплеск в Европейском союзе, где инфляция по итогам 2021 г. превысила 5%. В условиях вызовов, с которыми столкнулась российская экономика, ускорение инфляции по сравнению с 2021 г. также является неизбежным. Устойчивое отклонение инфляции вверх по сравнению с заявленными целевыми ориентирами связано также с увеличением уровня и волатильности инфляционных ожиданий.

Высокая неопределенность инфляционных ожиданий является одним из источников макроэкономической нестабильности, которая, в свою очередь, может негативно сказываться на инвестиционной активности фирм, устойчивости банковского сектора и в конечном счете на долгосрочном экономическом росте [1, 2].

Поэтому задача снижения неопределенности инфляционных ожиданий и их закоревания вблизи цели по инфляции чрезвычайно важна. В представленной работе предпринимается попытка оценить, как выбор режима денежно-кредитной политики сказывается на неопределенности инфляционных ожиданий.

В работе осуществляется эконометрическое моделирование на основе межстрановых панельных данных с применением аппарата моделей с фиксированными эффектами и системного обоб-

щенного метода моментов. Показано, что выбор целевого ориентира денежно-кредитной политики может сказываться на неопределенности как напрямую, так и косвенно — через воздействие на фактические темпы роста цен. Корректный выбор целевого ориентира может способствовать достижению ценовой стабильности, что в соответствии с работой [3] создает условия для долгосрочного роста экономики.

Литература

1. *Гуров И.Н., Бурдин Т.Т.* Влияние неопределенности инфляционных ожиданий на срочность долгового финансирования компаний // Вестник ВолГУ. Экономика. 2021. № 4.
2. *Гуров И.Н., Куликова Е.Ю.* Зависимость между уровнем развития страны и влиянием структуры банковского кредитования на экономический рост // Вопросы экономики. 2021. № 10. С. 51–70.
3. *Картаев Ф.С.* Полезно ли инфляционное таргетирование для экономического роста // Вопросы экономики. 2017. № 2. С. 62–74.

ГЕОМЕТРИЧЕСКАЯ ИНТЕРПРЕТАЦИЯ МНОГОСЛОЙНОГО ПЕРЦЕПТРОНА С КУСОЧНО-ЛИНЕЙНЫМИ ФУНКЦИЯМИ АКТИВАЦИИ

Коваленко А.П.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: a.p.kovalenko@yandex.ru

Аналитическое агентство Gartner включило разработку интерпретируемого искусственного интеллекта (ИИ, eXplainable AI, XAI) в первую десятку наиболее актуальных задач в области анализа больших данных [1]. Ожидается, что набор методов интерпретации обученной модели ИИ позволит объяснить ее поведение в каждом конкретном случае, выявить потенциальные ошибки, повысить прозрачность и надежность предлагаемых решений. Особенно это важно в областях с высокой стоимостью ошибки (в управлении беспилотными транспортными средствами, медицинской диагностике

и т.п.). Недостаточное понимание пользователями процесса принятия решений моделями ИИ, например нейросетями, которые обычно сравнивают с «черным ящиком», представляет собой серьезное препятствие для их внедрения в бизнес и повседневную жизнь [2].

Ряд моделей ИИ (нейронные сети, машины опорных векторов, ансамбли решающих деревьев) считаются «плохо» интерпретируемыми (в отличие от «хорошо» интерпретируемых деревьев решений и линейной регрессии), хотя все происходящие внутри них вычисления известны. Здесь имеется в виду то, что процесс принятия решения не удается представить в «прозрачной» форме, в частности:

- показать, какие признаки входных данных существенно влияют или, наоборот, не влияют на решение;
- представить алгоритм принятия решения в виде понятных шагов;
- объяснить смысл промежуточных результатов вычислений;
- представить результаты обучения модели ИИ в удобной для восприятия форме (с привлечением средств визуализации). Обзор методов интерпретации моделей ИИ можно найти, например, в [3].

Однако в некоторых частных случаях «плохо» интерпретируемая модель может быть преобразована в эквивалентную ей «прозрачную» модель без существенных затрат вычислительных и временных ресурсов.

В докладе представлен новый метод геометрической интерпретации результатов обучения многослойного перцептрона, основанный на преобразовании полносвязной многослойной сети с широко применяемыми кусочно-линейными функциями активации нейронов скрытых слоев (типа ReLU, LeakyReLU, ABS) в объясняющее двоичное дерево (eXplanatory Binary Tree, eXBTtree).

Показано, что временная и пространственная сложность алгоритма построения eXBTtree по обученной нейронной сети такого типа составляет

$$O(ndK),$$

где n — объем обучающей выборки; d — размерность входного пространства; K — общее число нейронов во внутренних слоях сети.

Основываясь на результатах работы [4], сформулированы асимптотические условия, при которых двоичный классификатор на основе eXBTtree является строго состоятельным при увеличении объема обучающей выборки, т.е. выборочная ошибка eXBTtree-клас-

сификатора в пределе с вероятностью единица совпадет с байесовской ошибкой.

В основе полученных результатов лежит тот факт, что многослойный перцептрон с кусочно-линейными функциями активации строит иерархическое (по слоям нейросети) рассечение компакта (например, гиперпараллелепипеда) исходного d -мерного пространства, в котором решается задача нейросетевой аппроксимации функции, на выпуклые политопы (ячейки), формируя тем самым гистограмму, зависящую от данных.

Такая связь многослойного перцептрона с хорошо известным классификатором на основе гистограммной оценки плотности делает алгоритм нейросетевой классификации «прозрачным» как с содержательной, так и со статистической точек зрения. Однако сразу возникает понятная для гистограммы, но «непрозрачная» для перцептрона проблема «проклятия размерности». В [4] показано, что число ячеек, на которое первый скрытый слой перцептрона рассекает гиперпараллелепипед, пропорционально числу нейронов первого слоя в степени размерности пространства. Поскольку в современных нейросетевых моделях ИИ размерность пространства измеряется сотнями, а число нейронов в скрытых слоях достигает тысяч, получаемая «мегагистограмма» не сопоставима ни с каким объемом выборки! Поэтому ни о какой содержательной статистической постановке задачи нейросетевой классификации в общем случае речь идти не может.

Этот вывод означает, что нейросетевой классификатор решает задачу не статистической, а структурной классификации, особенности которой предполагается обсудить с учетом сформулированных выше признаков «прозрачности» в завершение доклада.

Литература

1. URL: <https://www.gartner.com/smarterwithgartner/gartner-top-10-data-analytics-trends/>.
2. URL: <https://rb.ru/opinion/uzhe-ne-black-box/>.
3. *Li et al.* Interpretable deep learning: Interpretation, interpretability, trustworthiness, and beyond. 2021. arXiv:2103.10689.
4. *Devroye L. et al.* A probabilistic theory of pattern recognition. Springer, 1996.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ОТКЛОНЕНИЯ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН ПО ДАННЫМ ВЫБОРОЧНОГО ОБСЛЕДОВАНИЯ БЮДЖЕТОВ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ

Козлова М.А.

г. Екатеринбург, УрФУ

E-mail: kozlova_mary@mail.ru

Концепция истинного индекса стоимости жизни А. Конюса была сформулирована в середине 1920-х годов и сегодня является одним из источников развития методологии индекса потребительских цен (ИПЦ). Основная идея данной концепции заключается в том, что «истинный индекс стоимости жизни» является отражением поведения домашних хозяйств, поэтому «бюджетный индекс, как бы тщательно он ни составлялся, неточно передает изменения стоимости жизни» [1, с. 41]. ИПЦ сегодня и представляет бюджетный индекс.

Идея минимизации различия между ИПЦ и индексом стоимости жизни трансформировалась на практике в оценку отклонений или искажений, который в англоязычной литературе обозначается термином *bias*. Она стала активно развиваться с 1990-х годов, когда, кроме отклонений согласно концепции А. Конюса, поднимались вопросы оценки вследствие изменения качества товаров и появления новых товаров [2]. Такого рода отклонения стало возможным оценивать с помощью сканированных данных, которые предполагают большую детализацию информации о покупках потребителями. С 1997 г. в рамках работы «Оттава групп» стали представлять исследования по расчету индексов цен на основе сканированных данных, а также получили свое развитие гедонистическая регрессия и гедонистические индексы.

Для оценки отклонения ИПЦ по разнице между фиксированным количеством товаров, определенными формулами индексов класса Ласпейреса, и фактическим количеством, определяемым согласно изменениям цен в отчетном периоде относительно предыдущего периода, существуют две стратегии. Первая стратегия характеризуется заменой формул расчета, которые учитывают эластичность спроса по цене и замещение одного товара другим. С 2000-х годов на низких уровнях агрегации (уровне города) была

произведена замена формулы со средней арифметической величины на среднюю геометрическую, которая учитывает изменение потребления одного товара из-за изменения цен на него и замещение его товаром из одной группы. Данная замена была применена в расчете ИПЦ национальными статистическими службами. На высоких уровнях обобщения формула в практике расчета ИПЦ остается прежней. Однако в качестве дополнительного ИПЦ, например, Бюро статистики труда США оценивает инфляцию с помощью формулы Торнквиста. Данная формула и формулы Фишера и Уолша относятся к классу суперлативных индексов, учитывающих различие реакции потребителей на изменения цен на товары разных групп и замещение этих товаров.

В квартальном измерении (веса для суперлативных индексов доступны в квартальном измерении) с использованием агрегированных данных не всегда получаются однозначные результаты, но в целом можно отметить, что суперлативные индексы по своим значениям меньше ИПЦ.

Другая стратегия оценки отклонений ИПЦ заключается в использовании данных выборочных наблюдений доходов и расходов домашних хозяйств и эконометрических методов анализа данных. Такие работы публикуются регулярно. Для России оценки отклонения ИПЦ проводили в 2008 г. исследователями из Новой Зеландии для периода 1994–2001 гг. [3]. В качестве базы данных использовалась статистика Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ.

В основе использованной новозеландскими исследователями модели эконометрической оценки лежит представление доли расходов на продовольственные товары как функции от логарифмов реального дохода населения и темпов роста цен на товары и услуги, а также дамми-переменных, характеризующих отношение к конкретному периоду и определяющих качественные характеристики домашних хозяйств. Отношение двух коэффициентов регрессии дает оценку отклонения ИПЦ по концепции Конюса при условии равенства инфляции цен на продовольственные и непродовольственные товары. Доступность микроданных Выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств позволяет использовать данную модель для оценки отклонения ИПЦ с 2003 г.

Литература

1. Конюс А.А. Проблема истинного индекса стоимости жизни // Экономический бюллетень Конъюнктурного института. 1924. № 9–10. С. 64–71 / Избранные труды Кондратьевского Конъюнктурного института. М.: Изд-во «Экономика», 2010. С. 39–54.
2. Gordon R.J., Davis R.G., Rich G. Measurement the aggregate price level: Implication for economic performance and policy // Price Stabilization in the 1990s. L.: Palgrave Macmillan, 1993. P. 233–276.
3. Gibson J., Stillman S., Le T. CPI bias and real living standards in Russia during the transition // Journal of Development Economics. 2008. No. 87. P. 140–160.

УСТОЙЧИВОСТЬ ПЕРЕХОДНЫХ ПЛОТНОСТЕЙ ДИФFUЗИЙ И ЦЕПЕЙ МАРКОВА ОТНОСИТЕЛЬНО ВОЗМУЩЕНИЙ КОЭФФИЦИЕНТОВ

Конаков В.Д., Биттер И.И.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: vkonakov@hse.ru

Для фиксированного горизонта $T > 0$ рассмотрим следующее СДУ:

$$dX_t = \beta(t, X_t)dt + \sigma(t, X_t)dW_t, \quad t \in [0, T], \quad (1)$$

где W_t — d -мерное броуновское движение на некотором вероятностном пространстве с фильтрацией.

Наряду с уравнением (1) будем рассматривать возмущенное уравнение

$$dX_t^\varepsilon = \beta_\varepsilon(t, X_t^\varepsilon)dt + \sigma_\varepsilon(t, X_t^\varepsilon)dW_t, \quad t \in [0, T], \quad (2)$$

где $\varepsilon > 0$ — малый параметр, который в дальнейшем будет стремиться к нулю. Коэффициенты уравнения (1) соответствуют предельному значению $\varepsilon = 0$.

Хорошо известно, что при некоторых предположениях переходные плотности процессов (1) и (2) существуют и удовлетворяют гауссовским границам [1, 4, 7]. Наша цель — выяснить, как бли-

зость $(\beta_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ и (β, σ) влияет на близость соответствующих переходных плотностей.

Упомянем некоторые из возможных приложений:

- если динамика (1) моделирует эволюцию (логарифмической) цены финансового актива, часто бывает полезно знать, как возмущение волатильности влияет на плотность и, следовательно, на соответствующие цены опционов [2, 3];

- в рамках оценки параметров может быть полезно, имея оценки $(\beta_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ истинных параметров (β, σ) и некоторый контроль разностей $|\beta - \beta_\varepsilon|, |\sigma - \sigma_\varepsilon|$, количественно оценить разность $|p - p_\varepsilon|$ плотностей, соответствующих динамике с оцененными параметрами и динамике исходной модели;

- другое важное применение включает случай сглаживания путем пространственной свертки. Этот специальный вид возмущения полезен для исследования погрешности между плотностями невырожденной диффузии типа (1) с гёльдеровыми коэффициентами (или с кусочно-гладким ограниченным трендом) и его схемой Эйлера. В связи с этим некоторые явные результаты о сходимости можно найти в [6].

Для класса цепей Маркова также получены результаты об устойчивости. Рассматривалась цепь Маркова со следующей динамикой:

$$Y_{t_{k+1}} = Y_{t_k} + b(t_k, Y_{t_k})h + \sigma(t_k, Y_{t_k})\sqrt{h}\xi_{k+1}, \quad Y_0 = x, \quad (3)$$

и ее возмущение

$$Y_{t_{k+1}}^\varepsilon = Y_{t_k}^\varepsilon + b_\varepsilon(t_k, Y_{t_k}^\varepsilon)h + \sigma_\varepsilon(t_k, Y_{t_k}^\varepsilon)\sqrt{h}\xi_{k+1}, \quad Y_0^\varepsilon = x, \quad (4)$$

где $h > 0$ — заданный шаг по времени, $t_k = kh$; $(\xi_k)_{k \geq 1}$ — центрированные независимые одинаково распределенные случайные векторы, удовлетворяющие некоторым условиям интегрируемости.

Как для процессов, так и для цепей Маркова основным инструментом решения поставленной задачи является метод параметрика в форме Мак-Кина — Зингера. Так, с помощью вспомогательного диффузионного процесса специального вида строятся формальные аналоги разложений Тейлора переходных плотностей процессов (1) и (2) в бесконечный «степенной» ряд [4]. Далее доказывается равномерная сходимость полученных рядов, что позволяет рассматривать $|p - p_\varepsilon|$ как сумму почленных разностей соответствующих разложений. В случае цепей этот метод применяется

в комбинации с классическими «гауссовскими» локальными предельными теоремами.

Литература

1. *Aronson D.G.* The fundamental solution of a linear parabolic equation containing a small parameter // *Ill. Journ. Math.* 1959. Vol. 3. No. 4. P. 580–619.
2. *Benhamou E., Gobet E., Miri M.* Expansion formulas for European options in a local volatility model // *Inter. J. Theor. Appl. Finance.* 2010. No. 13. P. 602–634.
3. *Corielli F., Foschi P., Pascucci A.* Parametrix approximation of diffusion transition densities // *SIAM J. Financial Math.* 2010. No. 1. P. 833–867.
4. *Delarue F., Menozzi S.* Density estimates for a random noise propagating through a chain of differential equations // *J. Func. Anal.* 2010. Vol. 259. No. 6. P. 1577–1630.
5. *Konakov V., Kozhina A., Menozzi S.* Stability of densities for perturbed diffusions and Markov chains // *ESAIM: Probability and Statistics.* 2017. No. 21. P. 88–112.
6. *Konakov V., Menozzi S.* Weak error for the Euler scheme approximation of diffusions with non-smooth coefficients // *Electron. J. Probab.* 2017. Vol. 22. No. 46.
7. *Sheu S.J.* Some estimates of the transition density of a nondegenerate diffusion Markov process // *Ann. Probab.* 1991. Vol. 19. No. 2. P. 538–561.

ИМПОРТОЗАМЕЩЕНИЕ НА УРОВНЕ ФИРМЫ: ВЗГЛЯД С ПОЗИЦИЙ СОВОКУПНОЙ СТОИМОСТИ ВЛАДЕНИЯ

Лугачев М.И., Скрипкин К.Г.

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

E-mail: skriprinkg@my.msu.ru

Проблемы импортозамещения обычно рассматриваются на макроуровне, или уровне отраслевого рынка, с точки зрения выявления некоторых «провалов рынка» и предложения набора мер по их преодолению [1, 4]. Между тем промышленная политика реализуется через множество актов выбора на уровне отдельных фирм, поэтому для прогнозирования ее результатов следует прежде всего представлять себе задачу выбора, стоящую перед фирмой. Мы рассмотрим частный случай такой задачи — выбор аппаратных и/или программных ИТ-решений в условиях экономических санкций.

Аналитический инструментарий работы основан на модели совокупной стоимости владения — ССВ (total cost of ownership, TCO). Классическая модель включает затраты на оборудование, ПО и эксплуатацию систем (поддержку, сопровождение, администрирование, обучение сотрудников и др.), а также потери рабочего времени вследствие недостатков системы и вынужденных простоев [3]. В нашей работе учитываются также затраты на обеспечение непрерывности бизнеса и потери от «брешей» в таковой. Речь идет о крупных инцидентах, связанных с потерей данных, хакерскими атаками, потерями от стихийных бедствий, техногенных аварий/катастроф, террористических актов и др. Особенность инцидентов этого класса — вероятностный характер самих инцидентов и потерь от них. Мероприятия по предотвращению таких инцидентов несут характер реальных опционов, ограничивая потери от определенного класса неблагоприятных событий. Если для сравнительно частых событий, таких как потеря данных или хакерская атака, есть статистика, позволяющая определить частотные вероятности, то для редких событий речь пойдет скорее о субъективной вероятности.

Мы рассмотрим выбор между отечественным решением с более низким качеством и сопоставимыми затратами и импортным

решением с более высоким качеством, но возможностью отключения вследствие санкций. В этой ситуации выбор определяется p_I — субъективной вероятностью отключения импортного ПО или прекращения поддержки импортного оборудования вследствие санкций. Для отечественного ПО/оборудования такая вероятность $p_D = 0$. Таким образом, выбор фирмы определяется двумя группами параметров — соотношением качества и стоимости отечественного и импортного ПО/оборудования, а также восприятием угрозы отключения вследствие санкций.

Такой анализ приводит к следующим выводам:

1) качество отечественного решения не сводится к чисто инженерным вопросам. Оно также определяется наличием обученных специалистов, учебной литературы, справочных ресурсов и др.;

2) это, в свою очередь, требует координации действий фирмы, вузов и издательств со стороны государства, включающей рекомендательные стандарты технических решений, разработанные отраслью и ключевыми потребителями под патронажем государства, их широкую публикацию, госзаказ на обучение специалистов, издание учебной и справочной литературы и др.;

3) создание аналога репозитория GitHub, дополненного функциональностью сбора требований заказчиков и согласования этих требований с разработчиками. В противном случае вероятна ситуация, когда разработанные системы будут неудовлетворительными с точки зрения заказчика [2], т.е. иметь, по сути, запретительные издержки, связанные с качеством системы;

4) особый пласт проблем представляет восприятие угрозы отключения импортного оборудования и ПО. Как всякая субъективная величина, p_I имеет значительную психологическую составляющую, что неизбежно приведет к многочисленным ошибкам первого и второго рода. Для сокращения числа и последствий таких ошибок желательно сформировать дорожную карту по подготовке к действию санкций и регулярно контролировать практическую реализацию этих шагов. Такая практика отлично зарекомендовала себя в ходе решения так называемой «Проблемы 2000».

Таким образом, подход к проблеме импортозамещения с позиций ССВ позволяет обеспечить более целостный подход и выявить необходимость ряда практических мер.

Литература

1. Тамбовцев В.Л. Нуждается ли промышленная политика в теоретических оправданиях? // Вопросы экономики. 2017. № 5. С. 1–16.
2. Крупные российские компании протестировали сервера на отечественных процессорах и пока недовольны их производительностью. URL: <https://habr.com/ru/news/t/596239/> (дата обращения: 30.03.2022).
3. *Opfer N.* Total cost ownership for information technology // 2001 AACE International Transactions. IT.07.
4. *Rodrik D.* Industrial policy for the twenty-first century. CERP Discussion Paper No. 4767. 2004. November.

ЭКСПОРТ В ЭКОНОМИКЕ КИТАЯ

Лукашин Ю.П.

г. Москва, ИМЭМО РАН

E-mail: loukashin@rambler.ru

В докладе внешняя торговля Китая рассматривается как важнейший фактор быстрого экономического развития страны после реформ 1979 г. и перехода к открытости, к рыночной экономике [1, 2].

На данных, представленных на рис. 1 и 2, нами построена регрессионная модель, связывающая ВВП Китая с величиной экспорта. Зависимость оказалась квадратической (рис. 3).

Регрессионная модель:

$$\text{ВВП} = 683 + 0,0018 \cdot (\text{ЭКСПОРТ})^2, \quad (1)$$

$R^2 = 0,985$; статистики t для коэффициентов $t = 6,17$ и $t = 49,9$ соответственно.

Полученную регрессию в целях интерпретации можно переписать как

$$\text{ВВП} = a + b_v \cdot \text{ЭКСПОРТ}, \quad (2)$$

где коэффициент при переменной ЭКСПОРТ не является константой, а меняется во времени и зависит от уровня экспорта. Судя по оцененной модели, он меняется по линейному закону:

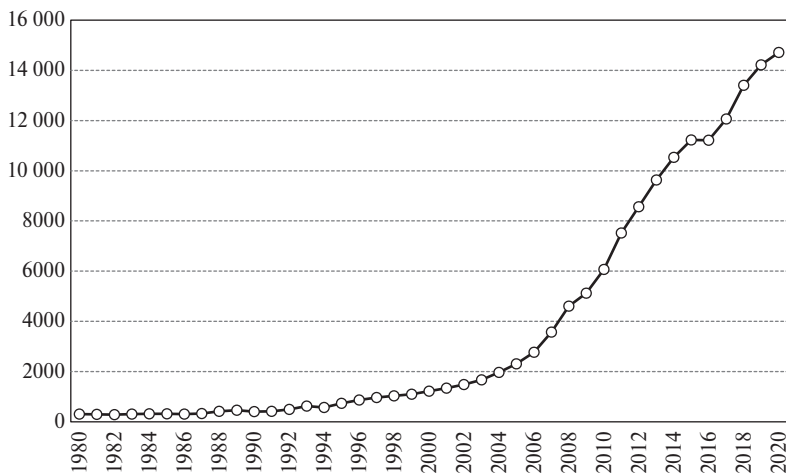


Рис. 1. ВВП Китая, млрд текущих долларов США

Источник: График построен по данным в текущих ценах МВФ. URL: <http://global-finances.ru/vvp-kitaya-po-godam/>.

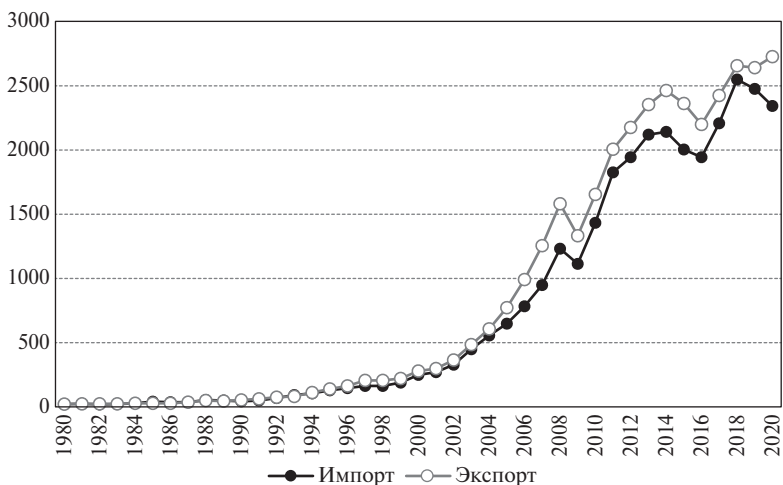


Рис. 2. Экспорт и импорт Китая, млрд долларов США в текущих ценах

Источники: URL: [https://be5.biz/makroekonomika/export/cn.html#main](https://be5.biz/makroekonomika/export/cn.html#main;); <https://be5.biz/makroekonomika/import/cn.html>.

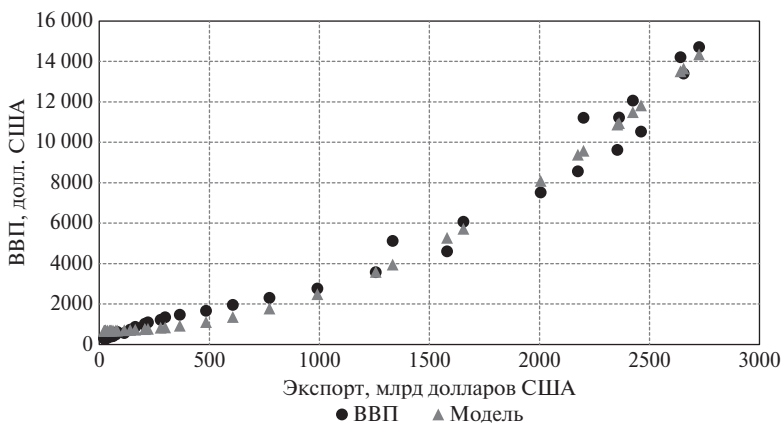


Рис. 3. Зависимость ВВП Китая от экспорта, 1980–2020 гг.

$$b_v = 0,0018 \cdot \text{ЭКСПОРТ}, \quad (3)$$

$$\text{ВВП} = 683 + (0,0018 \cdot \text{ЭКСПОРТ}) \cdot \text{ЭКСПОРТ}. \quad (4)$$

То есть ВВП линейно связан с экспортом, но коэффициент связи растет пропорционально уровню экспорта. В этом случае значения коэффициента b_v при переменной ЭКСПОРТ по годам указаны на графике, представленном на рис. 4, и достигают значения 5 в 2020 г. Это означает, что увеличение экспорта на 1 долл. приводит к увеличению ВВП на 5 долл.

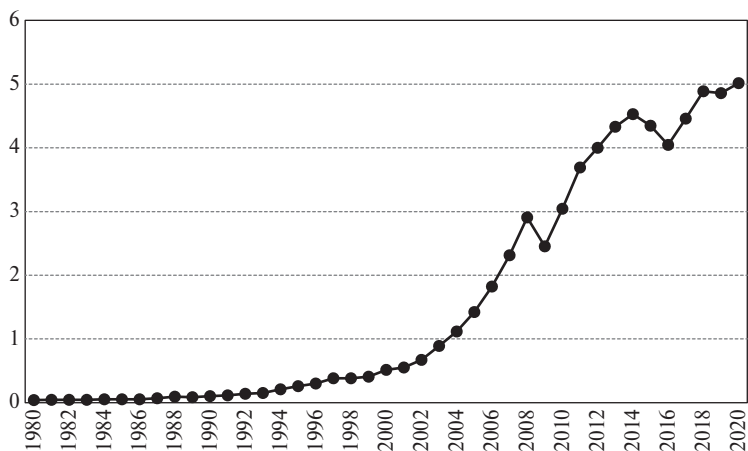


Рис. 4. Значения коэффициента b_v при переменной ЭКСПОРТ

Литература

1. *Варнавский В.* Китайский феномен экономического роста // *Мировая экономика и международные отношения.* 2022. Т. 66. № 1. С. 5–15. URL: <https://doi.org/10.20542/0131-2227-2022-66-1-5-15>.
2. *China's economic rise: History, trends, challenges, and implications for the United States.* Washington: Congressional Research Service, 2019. 48 p.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА МАТЕРИАЛЬНОГО БЛАГОСОСТОЯНИЯ ЛОКАЛЬНЫХ СОЦИУМОВ В РОССИИ. ПРОБЛЕМЫ И НАПРАВЛЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЙ

Луппов А., Суринов А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: aluppov@hse.ru

Измерение материального благосостояния в большинстве исследований базируется на показателе душевого располагаемого дохода, рассчитанного для населения страны или региона, провинции, субъекта РФ. По нашему мнению, проблема таких оценок состоит в том, что их средние по стране или региону значения не дают возможности оперировать в анализе категорией среднего дохода как обобщающей характеристики уровня жизни совокупности резидентов населенного пункта, образующих локальный социум. Важно приблизить экономический анализ к месту проживания людей, используя для оценки пространственного фактора дифференциации доходов наименьшие административно-территориальные образования, населенные пункты и муниципалитеты. Именно общая экономическая среда, отличающая поселение или район, важным компонентом которой является доход, играет немаловажную роль в создании условий для потребления. Анализ на уровне страны или региона нивелирует имеющие место быть в действительности общие различия между резидентами поселений и муниципалитетов как локальных социумов.

В последнее время стали появляться публикации, нацеленные на исследование субрегиональных различий в доходах населения,

пытающиеся установить пропорции между городским и сельским населением, между мегаполисами и периферией страны. Важно, что часть исследований не ограничивается измерением дифференциации муниципалитетов на основе концепции номинального дохода, а привлекает для этого инструменты территориальных паритетов покупательной способности национальной валюты. Такой подход создает возможность изучения доходного неравенства через призму территориальных различий в стоимости жизни. Региональные диспропорции в уровнях цен наблюдаются во всех странах, по которым доступна такая информация. Для крупных по территории стран оценка благосостояния на местном уровне путем сочетания фактора дохода и фактора стоимости жизни имеет особое значение. Именно для таких стран характерны существенные различия в условиях жизни людей, обусловленные природой и климатом, развитостью экономики и рынка труда, ресурсной обеспеченностью региональных социальных программ.

Таким образом, задача состоит в проведении анализа дифференциации муниципальных образований в России по уровню номинального дохода, скорректированного на различия в ценах на локальных потребительских рынках. В качестве исходных данных использовались официальные публикации Росстата о доходах населения в муниципальных районах и городских округах. Однако реализация такого подхода ограничена отсутствием данных о стоимости жизни по всем муниципальным районам и городским округам. Единственным надежным источником данных о разнице в региональных ценах являются данные об индексе стоимости жизни населения 276 городов. Это так называемые базовые города, в которых организована регулярная регистрация цен для измерения инфляции. Нами предложено провести классификацию муниципальных образований на основе применения таких методов, как кластерный анализ, деревья классификации и регрессии и т.п. Цель классификации — сгруппировать более 2 тыс. муниципальных образований России так, чтобы можно было для отдельных их групп использовать индекс стоимости жизни по одному из базовых городов.

Мы рассматриваем такие группы муниципальных образований в качестве «периферии», имеющей устойчивые коммуникационные связи с городом-ядром, который обеспечивает прилегающую территорию рабочими местами, предложением широкого ассортимента товаров и услуг и проч. Мы признаем, что цены

на периферийных рынках могут отличаться от цен в базовом городе, который мы выбираем в качестве ядра для группы муниципальных образований. Но считаем, что даже в этом случае мы получаем новые важные для выработки социально-экономической политики показатели доходного неравенства внутри субъектов РФ.

Сегодня Росстат «привязал» базовые города к населенным пунктам, где наблюдение за ценами не проводится, и взвешивает региональные индексы цен с учетом численности населения не только базовых городов, но и той территории, для которой они являются городами-представителями. В основе формирования однородных групп территорий в методике Росстата лежит сопоставимый уровень прожиточного минимума на душу. Мы считаем, что классификация должна быть более тонко настроена. Необходимо учитывать и размеры территорий, и локацию, включая транспортную связь, и численность населения, и демографический фактор, так как в крупных территориальных образованиях проявляется эффект экономии на масштабе. Важны и экономические характеристики, например уровень душевого дохода, который обеспечивает платежеспособный спрос. Нельзя не учитывать и фактор конкуренции на местном рынке.

Дальнейшие исследования предполагается продолжить в направлении включения в анализ доходного неравенства между жителями муниципального образования. Здесь решение может быть найдено только в случае доступа к обезличенной информации о доходах населения из баз данных Федеральной налоговой службы и Пенсионного фонда РФ. Других источников таких сведений в России нет, в отличие от ряда стран, например США и Казахстана, где собирают данные о доходах при переписях населения. Выборочные обследования доходов населения и участие в социальных программах даже с охватом 160 тыс. домохозяйств (такой объем выборки предусмотрен раз в пять лет, а в промежутках — 60 тыс. домохозяйств) не обеспечат приемлемую точность оценок на уровне муниципальных образований, а жители многих из них в выборку не попадут, по крайней мере при текущем плане формирования выборки.

Также в перспективе есть планы использовать шкалы эквивалентности для получения оценок благосостояния на основе концепции эквивалентного дохода. Для этого потребуется доступ к базе данных переписи населения 2020 г. о числе и составе домохозяйств по муниципальным образованиям. Различия в представ-

ленности типов домохозяйств по территории страны могут играть заметную роль при сопоставлении доходов и потребностей жителей сельских поселений, малых и средних городов, мегаполисов.

Представленная работа проводится в рамках одного из направлений исследований Научно-учебной лаборатории измерения благосостояния, созданной в НИУ ВШЭ на факультете экономических наук в 2019 г.

Литература

1. Суринов А.Е., Луппов А.Б. Влияние региональных различий в стоимости жизни на национальные оценки неравенства по доходам // Экономика региона. 2021. Т. 17. Вып. 3. С. 814–827. URL: <https://doi.org/10.17059/ekon.reg.2021-3-7>.
2. Суринов А.Е., Луппов А.Б. Неравенство в России: регионы, стоимость жизни и эквивалентный доход // Экономическая политика. 2021. Т. 16. № 3. С. 82–111. doi: 10.18288/1994-5124-2021-3-82-111
3. Суринов А.Е., Луппов А.Б. Неравенство по доходам в России. Измерение на основе эквивалентного дохода // Экономический журнал ВШЭ. 2020. Т. 24. № 4. С. 539–571.

ВСПОМИНАЯ РАБОТУ С С.А. АЙВАЗЯНОМ

Макарчук Н.И.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: nina_iv_makar@mail.ru

По просьбе Сергея Артемьевича я 34 года была ученым секретарем отделения, возглавляемого С.А. Айвазяном, и более 10 последних лет ученым секретарем семинара «Многомерный статистический анализ и вероятностное моделирование реальных процессов», который был создан в 1969 г. и существовал до 2020 г. исключительно при большом желании и труде С.А. Айвазяна.

Мне хочется поделиться воспоминаниями о работе Сергея Артемьевича, его отношении к тому, что он создавал. Например, вспоминаю как Сергей Артемьевич готовил заседания семинара. Напомню, что заседания проходили два раза в месяц, иногда каж-

дую неделю, по средам. Чтобы семинар был интересен для его участников, Сергей Артемьевич просматривал научные журналы, созванивался с ведущими учеными Москвы и других городов, узнавал, что есть нового и интересного в их институтах по теме семинара, приглашал ученых выступить и рассказать о задачах своих исследований и полученных результатах. Так, получив до 10 тем, он мне давал список отобранных им докладчиков, чтобы я с ними уточнила тему доклада и день, когда ученый сможет приехать к нам, предварительно прислав мне аннотацию. Сергей Артемьевич не ждал, когда кто-то напишет или позвонит с просьбой выступить на семинаре. Конечно, было и такое. Тогда, если исследование еще не вышло в печати, Сергей Артемьевич просил прислать подробную аннотацию доклада, изучал ее и приглашал выступить на семинаре, если нравились поставленная задача и полученные результаты. Я хочу подчеркнуть, что С.А. Айвазян серьезно и творчески подходил к выбору тем семинара, чтобы не лишь бы провести заседание, а чтобы доклад был интересен слушателям, чтобы он был новым исследованием, чтобы слушатели получили новые дополнительные знания по прикладной статистике, эконометрике или познакомились с исследователями, которых ранее не знали. Так мы познакомились с работами ученых многих городов России, Белоруссии, республик Прибалтики и других республик.

В конце июня перед отпуском Сергей Артемьевич всегда проводил последнее заседание семинара с выездом за город, на природу. Он заранее продумывал, кто в этот день будет делать доклады, кого поощрить приглашением на загородную поездку. Несколько раз были организованы выезды в пансионат г. Звенигорода. Эти поездки были связаны с 10-, 20-, 30-летием образования семинара. Тогда С.А. Айвазян на эти дни готовил целую программу с выступлениями ведущих ученых Москвы на утренних и вечерних заседаниях.

Особенно много сил и времени требовала организация международной конференции в Республике Армения. Регулярно, начиная с 1979 г., по инициативе ядра постоянно действующего в Москве при ЦЭМИ РАН семинара по многомерному статистическому анализу (МСА) проводилась один раз в четыре года школа-семинар в г. Цахкадзоре. За прошедшие годы произошли большие изменения — и в основных научных направлениях прикладного МСА, и в тематике школы, и в составе ее участников. За эти годы акценты сместились в область максимального использования

современных компьютерных технологий, создания интеллектуализированных систем поддержки принятия решений, свое законное место в ряду эффективных инструментов исследования завоевала эконометрика, математические средства которой почти полностью относятся к МСА.

К Международной школе-семинару Сергей Артемьевич начал готовиться почти за год: созванивался с ректорами ведущих институтов Еревана, договаривался об их участии в проведении школы. Определял пансионат, в котором будут жить участники конференции, договаривался с его директором, когда будет заезд и сколько человек будет проживать, о питании приезжих. Дальнейшее общение с администрацией пансионата Сергей Артемьевич передавал мне. Он составлял программу с указанием тематики школы на данный год, список приглашенных ученых для утренних докладов, информационные письма о школе-семинаре с приглашением участвовать в работе конференции. Сергей Артемьевич лично руководил всей подготовкой к мероприятию, проверял, что сделано, подсказывал, что еще нужно сделать, кому позвонить, чтобы не было упущено что-то или кому-то не отослали приглашения.

С.А. Айвазян обязательно прочитывал все тезисы и замечания проверяющих. Только после этого тезисы либо включались в сборник трудов конференции, либо отклонялись, если не отвечали программе. В результате отбора тезисов Сергей Артемьевич составлял вечерние секционные выступления, старался, чтобы в них больше участвовало молодых ученых. Из всех отобранных тезисов для утренних и секционных выступлений готовился сборник трудов школы-семинара этого года и отправлялся в печать.

В воскресные дни для участников школы организовывали отдых: экскурсии по Армении, г. Еревану или прогулки по г. Цахкадзору. Красивых и интересных исторических мест в Армении очень много. До сих пор воспоминания об экскурсиях рождают желание снова и снова полететь в Армению.

В последний день школы организовывался круглый стол для преподавателей университетов и вузов, на котором участники делились планами об основных направлениях прикладного статистического анализа в их институтах, методах преподавания, о задачах, которые возникают, и их решениях.

Последнюю IX Международную школу-семинар «Многомерный статистический анализ и эконометрика» Сергей Артемьевич организовал и провел в июне 2016 г.

Работать с Сергеем Артемьевичем было интересно, получаешь положительный заряд на следующие дни, не замечаешь усталости, так как отношение к тебе было добрым, без унижительных замечаний. Тепло, без отрицательных эмоций всегда говорят мне о Сергее Артемьевиче люди, которым посчастливилось общаться и работать с ним.

СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ДЕТЕРМИНАНТЫ АЛЬТРУИЗМА В РАЗВИТЫХ И РАЗВИВАЮЩИХСЯ СТРАНАХ

Микитчук М.Д.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: mikitchuk_md@mail.ru

Исследование альтруистического поведения ставит сегодня фундаментально новые вопросы: феномен рассматривается в качестве гаранта распространения всеобщего благосостояния [3]. В большинстве работ изучение детерминант альтруистического поведения реализовано на экспериментальных группах или опросах внутри отдельного региона, что приводит к неоднозначным выводам [1, 4, 5]. Межстрановой анализ проводился только в контексте исследования агрегированных показателей социально-экономического благосостояния [2]. Тестирование набора факторов, предполагаемого философией сотрудничества, для широкой выборки стран является актуальной задачей.

На основе данных Организации Объединенных Наций, Всемирного банка, Ассоциации всемирного обзора ценностей, Фонда благотворительной помощи, Института по вопросам демократии и помощи в проведении выборов, неправительственной организации Freedom House за 2010–2019 гг. была сформирована выборка из 25 развитых и 9 развивающихся стран. В качестве зависимой переменной использован всемирный индекс благотворительности. Социальное благосостояние, толерантность, политическое участие, счастье, доверие, религиозность общества, индивидуализм, государственные расходы на инновационное развитие тестировались как регрессоры.

На основе сформированной выборки были оценены многомерные модели с фиксированными и случайными эффектами,

а также сквозные регрессии. Модели пула оказались статистически предпочтительными, что может быть объяснено инертностью исследуемого поля. Социальное благосостояние, счастье и политическое участие продемонстрировали статистическую значимость, подтвердив результаты, полученные ранее на менее масштабных выборках. Также на эмпирических данных было установлено, что страна с более развитой культурой толерантности и доверия имеет большую склонность к альтруистическому поведению. Тестирование квадратичных зависимостей в сквозной регрессии позволило выдвинуть гипотезу о нелинейной глобальной динамике альтруистического поведения — с периодами быстрого роста и затухания.

Деление стран на кластеры и проведение внутригруппового регрессионного анализа внесли уточнения в результаты исследования. Согласно расчетам, основной детерминантой альтруизма для развитых стран является счастье, для развивающихся — социальное благосостояние. Проявления гражданской культуры выступают фундаментальным компонентом для обеих категорий государств, однако при включении данной переменной в уравнение необходимо учитывать особенности политического устройства государства.

Дифференциация внутри группы развитых стран также позволила выявить новые закономерности: для кластера ведущих стран с высокой культурой толерантности была обнаружена значимая положительная корреляция между альтруизмом и индивидуализмом, для более консервативного блока — между альтруизмом и инновационным развитием, что сопоставимо с теоретическими построениями философии сотрудничества. Кроме того, эконометрический анализ внутри данных подгрупп позволил выявить сложность и неоднородность влияния счастья на альтруистическое поведение. Для более толерантных стран характерны высокие коэффициенты взаимосвязи между степенью удовлетворенности жизнью и социально-экономическим контекстом. В консервативных развитых странах альтруистическое поведение определено непосредственно ощущением счастья или скрытыми компонентами, которые требуют дополнительного изучения.

Выявленные закономерности могут быть использованы для дальнейшого изучения иных механизмов сотрудничества, прежде всего в рамках исследования вопросов эффективности международной помощи развивающимся странам.

Литература

1. *Carkoglu A., Aytac S.E., Campbell D.A.* Determinants of formal giving in Turkey // *Journal of Muslim Philanthropy & Civil Society*. 2018. No. 1. P. 40–50.
2. *List J.A., Price M.K.* Charitable giving around the world: Thoughts on how to expand the pie // *CESifo Economic Studies*. 2012. No. 58. P. 1–30.
3. *Polterovich V.* Positive collaboration: Factors and mechanisms of evolution // *Russian Journal of Economics*. 2017. No. 3. P. 24–41.
4. *Schwarze J., Winkelmann R.* What can happiness research tell us about altruism? Evidence from the German Socio-Economic Panel // *DIW Discussion Papers*. 2005. No. 475. P. 1–28.
5. *Smith T.* Altruism and empathy in America: Trends and correlates. 2005. URL: <http://www-news.uchicago.edu/releases/06/060209.altruism.pdf>.

ИНТЕРВАЛЬНЫЕ ОЦЕНКИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ИНТЕГРАЛЬНОГО ИНДИКАТОРА КАЧЕСТВА ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ВЫБОРА ВЕСОВ ВЗВЕШЕННОЙ ГЛАВНОЙ КОМПОНЕНТЫ

Мироненков А.А.

г. Москва, МШЭ МГУ им. М.В. Ломоносова

E-mail: alexey.mironenkov@gmail.com

Интегральный индикатор качества жизни населения, как правило, строится как линейная свертка унифицированных частных критериев (переменных). Часто [1–3] интегральный индикатор строится как первая главная компонента, одним из свойств которой является максимизация доли сохраняемой вариации исходных признаков. В докладе [4] предложено ввести веса ценности вариации каждой переменной, сохраняемой в главной компоненте. То есть подбирать интегральный индикатор так, чтобы он сохранял вариацию исходных признаков, взятых с наперед заданными весами. В [5] предложены разные подходы к подбору указанных весов.

Было замечено, что при изменении весов ценности переменных во взвешенной главной компоненте (wPC1) показатели интегрального индикатора стран меняются. Выбор критерия оптимальности для весовых коэффициентов порождает дискуссию и не может быть определен однозначно.

В настоящей работе предложено на использованном в [1] наборе данных многократно смоделировать всевозможные случайные распределения указанных весовых коэффициентов, для каждого набора весовых коэффициентов вычислить значения интегрального индикатора для каждой страны. Таким образом получены множественные значения интегрального индикатора КЖН для каждой страны, и можно говорить об интервальном распределении признака. Отсюда могут быть сделаны выводы, что: «При любом выборе весовых коэффициентов страна А обладает более высоким значением показателя качества жизни по сравнению со страной Б». Или «Примерно для половины наборов весовых коэффициентов значение ИИ КЖН у страны А выше, чем у страны Б».

Литература

1. *Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни населения / Центральный экономико-математический институт РАН. М.: Наука, 2012. 432 с.
2. *Лещайкина М.В.* Межстрановой эконометрический анализ социальной комфортности проживания населения // Прикладная эконометрика. 2014. № 36 (4). С. 102–117.
3. *Волкова М.И.* Анализ факторов качества жизни населения России и Европы в рамках метода обобщенных главных компонент // Экономика и математические методы. 2019. Т. 55. № 3. С. 34–46.
4. *Мироненков А.А.* Введение весов в метод главных компонент и его применение в задаче анализа качества жизни населения // XXI Апрельская международная конференция по проблемам развития экономики и общества, Москва, 6–10 апреля 2020 г. Секция У «Инструментальные методы в экономических и социальных исследованиях».
5. *Мироненков А.А.* Межстрановое ранжирование по показателям качества жизни населения в условиях дифференцированной ценности переменных // Материалы конференции Ломоносовские

чтения 2020. 23 октября 2020 г. Секция «Экономика и математические методы».

ВЛИЯНИЕ ПЕРВОЙ ВОЛНЫ COVID-19 НА РЕПРОДУКТИВНЫЕ НАМЕРЕНИЯ РОССИЯН (МАРТ—МАЙ 2020 г.)

Митрофанова Е.С., Вакуленко Е.С., Горский Д.И.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: emitrofanova@hse.ru

Исследование выполнено за счет гранта Российского научного фонда № 22-28-00952 «Исследование динамики рождаемости в России: эконометрический подход» (<https://rscf.ru/project/22-28-00952/>).

Пандемия COVID-19, распространившаяся во всем мире в 2019 г. и продолжающаяся по сей день, повлияла на разные сферы жизни общества и экономики. Ее влияние на рождаемость мы только начинаем изучать, так как деторождение — протяженный во времени процесс, результат принятия решения о котором становится виден с лагом в 8–9 месяцев.

COVID-19 — не первая пандемия, случившаяся в мире, и оценки влияния эпидемий на рождаемость уже проводились. Например, пандемия гриппа в Швеции в 1918–1919 гг. привела к снижению рождаемости не только в годы пандемии, но и десятилетия спустя [5]. Понимая, какими могут быть последствия пандемии в самом широком смысле, в том числе ее воздействие на воспроизводство населения, правительства стран быстро перешли к принятию довольно серьезных ограничений, призванных сдержать распространение ковида. Радикальным и довольно эффективным решением стало введение карантинных или локдаунов по всему миру. Это приостановило социальную, экономическую, культурную жизнь, так как под запрет попали не только массовые мероприятия, но и даже выход из дома без уважительной причины. Такая заморозка деловой активности сильно сказалась как на мировой экономике, так и на экономике отдельных стран, что привело к экономическому кризису, который, по мнению Всемирного банка, только начинается [11].

В условиях неопределенности, вызванной пандемией, люди могли корректировать свои планы и откладывать принятие решений, в частности, о деторождении до того момента, пока предсказуемости не станет больше. Такой механизм описан в работе [7]. Новизна и непредсказуемость «поведения» COVID-19 могли послужить фактором, приводящим к «паузе», к дополнительному обдумыванию при принятии долгосрочных решений. Исследователи [10] ожидают, что в постпандемический период изменятся гендерные и социальные роли, ценности людей и изменение параметров деторождения будет неизбежным. Семьи, которые задумывались о деторождении в условии понятных горизонтов планирования, могли изменить свои планы, поскольку, как нам известно из теорий о взаимосвязи экономической ситуации и репродуктивного поведения, деторождение может восприниматься потенциальными родителями как рациональное решение [4], где задача актора — максимизировать «полезность» детей для себя. Таким образом, возможный перерыв в занятости или снижение доходов, вызванное ковидом, могут повлиять на рождаемость.

Часть воздействий пандемии на экономику и рождаемость поддается прямому измерению (например, возможное снижение доходов и экономический спад, вызванные повсеместными карантинами, которые в том числе могут снижать и государственные расходы на семейную политику, сверхсмертность в репродуктивных возрастах, вызванная коронавирусом), а часть воздействий влияет опосредованно (например, более консервативное принятие решений о деторождении в условиях неопределенного будущего и неясных доходов). В данной работе мы изучим последнюю.

Цель данного исследования — оценить влияние коронавирусной инфекции на репродуктивные намерения россиян. Для анализа мы использовали данные обследования «Человек, семья, общество», которое было проведено в марте—мае 2020 г. Безусловно, такие данные не дают нам возможности сделать выводы относительно изменения рождаемости под воздействием коронавируса, так как в этот период рождались дети, зачатые в 2019 г., но изменение репродуктивных намерений является доступным и информативным показателем, отражающим настроения и планы граждан России. Время проведения опроса позволило нам сопоставить ответы респондентов, участвовавших в опросе до объявления режима самоизоляции, а также находящихся в эпицентре введения ковидных ограничений. В качестве методов анализа мы исполь-

зовали логистические и разрывные регрессии (regression discontinuity).

В логистической регрессии зависимой переменной было намерение родить ребенка в течение ближайших трех лет (1 — если планировали стать родителями, 0 — иначе), а среди объясняющих были переменные, улавливающие эффекты периода (время проведения опроса, отношение респондента к материнскому капиталу на первого ребенка (влияет ли на планы о деторождении), который был введен в 2020 г.), социально-демографические характеристики респондента, положение на рынке труда и материальное благосостояние, а также характеристики инфраструктуры места его жительства. Результаты оценивания моделей показали, что значимого влияния пандемии на намерения родить ребенка на этих данных обнаружить не удалось, тогда как важность для респондента программы материнского капитала статистически значимо влияет на репродуктивные планы.

Для проверки устойчивости результатов мы использовали альтернативный подход — метод разрывной регрессии. Этот метод позволяет оценить влияние пандемии на намерение родить ребенка. Мы разделили всех респондентов на две группы по дате прохождения опроса — до 10 апреля 2020 г. (контрольная группа) и после 10 апреля 2020 г. (группа воздействия) и показали, что средние значения наблюдаемых социально-демографических характеристик респондентов в этих двух группах равны, а единственным отличием является влияние на них эпидемии COVID-19 (дата объявления режима самоизоляции). Как и с использованием логистической регрессии, мы не обнаружили влияния пандемии на намерение родить ребенка: отсутствует резкое изменение (скачок) количества намеревающихся родить при сравнении контрольной группы и группы воздействия. Отметим, что важную роль при использовании метода разрывной регрессии играет высокочастотность имеющихся у нас данных, что позволяет использовать небольшую (в три месяца) ширину диапазона вокруг точки отсечения. В качестве пороговой точки мы берем не только 10 апреля, но и другие даты. Также мы используем данные по двум непанельным волнам обследования «Человек, семья и общество» — опросов 2017 и 2020 гг., чтобы нивелировать проблему сезонности, особенно часто встречающуюся при работе с данными по рождаемости.

Литература

1. *Андреева Е.И., Бычков Д.Г., Феоктистова О.А.* COVID-19 и антикризисная социальная поддержка // *Финансовый журнал*. 2021. Т. 13. № 1. С. 28–38.
2. *Матвеева Н.С., Невзорова К.А.* Сравнительный анализ социально-экономического развития России в годы экономических кризисов // *Наукосфера*. 2021. № 1–2.
3. Министерство экономического развития РФ. Прогноз социально-экономического развития Российской Федерации на 2021 год и на плановый период 2022 и 2023 годов, 2020.
4. *Becker G.S.* An economic analysis of fertility // *Demographic and Economic Change in Developed Countries*. Columbia University Press, 1960. P. 209–240.
5. *Boberg-Fazlic N. et al.* Disease and Fertility: Evidence from the 1918 Influenza Pandemic in Sweden. Rochester, NY: Social Science Research Network, 2017.
6. *Gerszon D., Lakner M.C.* The impact of COVID-19 (Coronavirus) on global poverty: Why Sub-Saharan Africa might be the region hardest hit // *World Bank Blogs*. 2020.
7. *Grant J. et al.* Low fertility and population ageing: Causes, consequences, and policy options. 2004.
8. ILO. Monitor 2nd Edition: COVID-19 and the World of Work. Updated Estimates and Analysis. 2020.
9. Oxford Economics. World Economic Prospects: Executive Summary, 2020.
10. *Voicu M., Bădoi D.* Fertility and the COVID-19 crisis: Do gender roles really matter? // *European Societies*. 2021. No. 23. P. S199–S214.
11. World Bank. Global Economic Prospects. Washington, DC, 2021.

КОНЦЕПТУАЛЬНЫЕ ОСНОВЫ ПРОЕКТИРОВАНИЯ ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНОЙ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Михайлова С.С., Антоханова И.В.

г. Улан-Удэ, ВСГУТУ

E-mail: ssmihailova@mail.ru

Задача интеграции методологических основ, информационного и программного обеспечения анализа и прогнозирования численности населения на сегодняшний день очевидна и актуальна. Связано это прежде всего с государственной демографической политикой России и интенсивным развитием цифровых технологий.

Анализ мирового опыта работы с демографическими данными показывает необходимость создания специальным образом организованной интеллектуальной системы [1]. Такая система должна будет использовать как государственные реестры населения (обладателями демографических данных по отдельным показателям являются различные государственные органы управления), так и данные цифрового следа отдельных граждан на основе использования больших данных из социальных сетей, данных операторов сотовой связи, операторов интернет-доступа и т.д.

Работа с данными из различных источников, с одной стороны, требует специальных подходов для безошибочного слияния данных, а с другой — дает большие возможности для аккумулирования различной информации о населении для проведения анализа демографических процессов и выявления их зависимостей от других социально-экономических показателей. Поэтому создание единой интеллектуальной информационной системы, обладающей достоверностью и системностью демографических данных, является актуальной задачей. Она позволит на макроуровне выполнять как кратко-, так и долгосрочное прогнозирование, нацеленное на повышение уровня жизни населения региона, а на локальном уровне — лицам, принимающим решения на различных уровнях управления, эффективно и в кратчайшие сроки оказывать государственные услуги.

Задачи, решаемые интеллектуальной информационной системой: систематизация, структуризация и интеграция методологи-

ческих основ и используемого программного обеспечения в анализе и прогнозировании численности населения; формирование единых сквозных процессов прогнозирования численности населения верхнего уровня на основе процессов, имеющих в разных подсистемах государственного, регионального и муниципального управления, а также формирование интеллектуального центра принятия решений по выявлению и решению демографического кризиса; формализация и интеллектуализация процессов демографического прогноза на основе методов искусственного интеллекта, в том числе с применением базы знаний; обеспечение вариативности процессов демографического прогнозирования путем интеллектуального анализа прогнозного фона в условиях высокого динамизма внешней среды; обеспечение непрерывности прогнозирования за счет повышения скорости обработки и предоставления статистической информации; обеспечение корректности работы системы на основе верификации моделей и сценариев прогнозирования демографических показателей в режиме реального времени; сокращение трудозатрат расчета прогнозных демографических показателей, необходимых государственным органам при разработке программ социально-экономического развития на определенный период [2].

Основными компонентами системы являются: база знаний о демографии; подсистема подготовки демографических данных; подсистема оценки и прогнозирования демографических показателей; хранилище данных о демографической ситуации; подсистема интеллектуального анализа и прогнозирования демографических показателей.

В процессе разработки системы подлежат реализации следующие основные процессы: цифровизация демографических показателей и методологии прогнозирования; цифровизация сценариев демографического прогнозирования; сбор и подготовка данных, оценка полноты собранной информации для прогнозирования; оценка и прогноз демографических показателей; интеллектуальный анализ данных; верификация моделей и сценариев прогнозирования; визуализация статистических данных; выработка альтернативных рекомендаций для лица, принимающего решение, по принятию комплекса мер для достижения требуемого прогнозного демографического показателя.

В рамках цифровизации демографической ситуации региона и для принятия оптимальных управленческих решений на основе

демографических данных необходимо прежде всего накопить релевантный объем этой информации, достаточный для корректного обучения алгоритмов Machine Learning (ML) в аналитической системе Big Data. Основным инструментарием статистического исследования являются актуарные расчеты, которые позволяют изучать демографические и экономические процессы во взаимосвязи. Комплекс актуарных моделей предоставляет возможность дать прогнозную оценку демографического состояния, а также разрабатывать сценарии социально-экономического развития в зависимости от изменения демографической ситуации.

Таким образом, создаваемая система позволит проводить прогноз демографических показателей как с помощью классических методов, так и посредством применения методов искусственного интеллекта.

Литература

1. *Alburez-Gutierrez D., Aref S., Gil-Clavel S. et al.* Demography in the digital era: New data sources for population research. Book of Short Papers SIS2019. 2019.
2. *Михайлова С.С., Шулунова И.Р., Евдокимова И.С. и др.* Методологические основы создания интеллектуальной информационной системы демографических прогнозов региона: монография. Улан-Удэ: Изд-во ВСГУТУ, 2020. 224 с.

ПРИКЛАДНАЯ СТАТИСТИКА И УПРАВЛЕНИЕ

Михненко О.Е.

г. Москва, РУТ (МИИТ)

E-mail: stat0243@yandex.ru

Прикладная статистика, которая, по нашему мнению, должна рассматриваться как одно из значимых направлений математической статистики, играет большую роль в познании разнообразных явлений, представленных как совокупность данных о множестве факторов их проявления. И в этом качестве она объективно имеет определенные отношения к проблемам управления массовыми явлениями, в первую очередь в сфере экономического производства.

Все многообразие таких отношений надо свести к двум предназначениям прикладной статистики, а именно: она есть орудие познания в условиях неопределенности и служит информационному обеспечению принятия управленческого решения [1, 2].

Отмечая значительные достижения в развитии деятельности первого типа, надо признать, что в наименьшей мере исследуется деятельность второго типа, прогресс в которой в конечном итоге определяется решением проблем в части места и роли прикладной статистики в процессах принятия управленческих решений.

В подавляющем большинстве случаев управленческое решение направлено на изменение количественных параметров, данных нам как размеры явлений, соотношения между размерами явления во времени, реже в пространстве, соотношения между размерами разноименных явлений. И, как следствие, *знания об изменении количественной стороны явлений реальной действительности принимают форму информационной модели как системы описания величины зависимого показателя от величины показателей определяющих его факторов. Адекватность такой модели как образа оригинала — поведения конкретного объекта (изолированное явление или система взаимосвязанных явлений) в условиях внешней и внутренней среды обеспечивает:*

- наблюдение за ним на основе производной от структуры информационной модели системы показателей;
- формирование в процессе моделирования новых знаний, объясняющих то, что происходит в настоящем, и то, что может произойти в будущем.

Качество полученных знаний зависит от свойств информационной модели, на основе которой они получены. Поэтому в управлении действует принцип *парности категорий «управленческое решение» и «информационная модель»*, следствием которого служит положение: *высококачественное управленческое решение можно принять на основе высокоадекватной информационной модели, где определяющим выступает такое свойство, как соответствие образа оригиналу*. С позиций этого положения следует рассматривать отношения прикладной математики и управления.

Принимая во внимание направленность и развитие инструментария прикладной статистики как науки и вида деятельности, можно утверждать, что высшее ее предназначение — это, опираясь на все богатство знаний о совокупности данных о фактах проявления явлений как таковой, во-первых, построение информацион-

ной модели реального объекта, учитывая, что управление поведением сложного осуществляется через изменение его факторов; во-вторых, моделирование с помощью построенной модели изменений, которые являются результатом осуществления конкретных действий, приводящих к изменению факторов.

При всем разнообразии факторных моделей прикладная статистика для управления массовыми явлениями предлагает математические модели, данные нам как уравнения линейной и нелинейной регрессии, что нашло отражение в инструментарии и эконометрики [3], и статистического моделирования и прогнозирования [4]. Причем полученные факторные модели анализируются с помощью всего арсенала методов анализа взаимосвязи признаков и проверки статистических гипотез, разработанных математической статистикой.

Однако при этом вне рассмотрения остается главное: *даже высокие показатели корреляции и детерминации не могут служить гарантией того, что уравнение регрессии точно описывает зависимость резульативного показателя от факторных*. И, как следствие, не изучаются причины, определяющие степень неточности параметров связи и в конечном итоге условия применения регрессионных моделей.

Факторы, определяющие степень адекватности регрессионной модели, должны изучаться на основе ее сравнения с моделью явления, обеспечивающей наиболее адекватное отображение реальной действительности. При этом в случае сложного объекта должны быть: во-первых, выделены явления различной степени сложности; во-вторых, на основе информации наблюдения построены высокоадекватные факторные функциональные модели и, как альтернативы им, модели полной множественной регрессии, неполной множественной регрессии, парной регрессии; в-третьих, при всем множестве характеристик уравнений регрессии рассчитаны востребованные в процессе принятия управленческих решений характеристики зависимостей в виде относительного прироста резульативного показателя под влиянием нормированного изменения факторных.

Реализация таких требование в случае рассмотрения объекта, описание которого основано на 10-факторной функциональной модели [5, 6], позволило сделать следующие выводы.

1. В процессах принятия управленческих решений практически недопустимо использование уравнения парной регрессии в ка-

честве информационных моделей как относительно простых, а тем более относительно сложных явлений.

2. Чем больше факторов *не включено* в модель — уравнение неполной множественной регрессии, тем сильнее расхождение получаемых для нее оценок и нормативных. Наиболее существенно расхождение, если в уравнение не включены факторы, которые имеют высокую степень сопряженной вариации с включаемыми факторами.

3. Наименьшее расхождение имеет место в случае информационной модели — уравнения полной множественной регрессии. Однако по мере того как усложняется явление за счет набора и механизма влияния определяющих факторов, степень расхождения возрастает, достигая такого уровня, когда правомерность использования уравнений полной множественной регрессии ставится под сомнение.

4. В информационных процессах принятия управленческих решений в анализе управленческой ситуации, моделировании поведения управляемого объекта, в том числе при реализации функции прогнозирования, в максимальной степени должны использоваться информационные модели — факторные функциональной модели.

Последнее не отменяет того положения, что в управлении должны использоваться информационные модели — уравнения неполной множественной регрессии. Однако, делая выбор в пользу уравнения регрессии, следует учитывать, что достаточно адекватные характеристики взаимосвязи признаков экономических явлений различной степени сложности можно получить при выполнении ряда условий.

Во-первых, регрессионные модели должны строиться для элементарных явлений, выступающих в качестве элементов — целостной системы (целостного комплекса) явлений, представляющей поведение объекта управления.

Во-вторых, необходимо по возможности отказаться от использования принципа исключения не представляющих интереса факторов.

В-третьих, вместе с тем следует по возможности сокращать число факторов в регрессионной модели, а для этого в регрессионную модель вместо множества «побочных» факторов включать один фактор, представляющий все это множество.

В-четвертых, оценки факторов на уровне элементарного принимаются во внимание при обращении к явлениям любой степени

сложности. Для этого используются соответствующие информационные модели в виде функциональной модели высокой степени адекватности.

Таким образом, повышение эффективности управления на основе трансформации информационных процессов принятия управленческих решений на базе прорывных цифровых технологий анализа массовых данных (аналитики big data) предполагает использование в первую очередь инструментария корреляционного и регрессионного анализа явлений — объектов управления различной степени сложности.

Рассмотрение последних достижений теории и практики статистического моделирования показывает, что, во-первых, основные свойства регрессионных моделей как информационных моделей недостаточно изучены и, во-вторых, не определены условия применения регрессионных моделей в процессах принятия управленческих решений. В итоге это не позволяет находить наиболее рациональные решения в совершенствовании как процессов изучения поведения экономических объектов в целях организации управления, так и информационных процессов принятия управленческих решений по целенаправленному изменению поведения.

Литература

1. *Михненко О.Е.* Проблемы управления экономическими процессами на железнодорожном транспорте: информационный аспект. М.: МИИТ, 2001. 200 с.
2. *Михненко О.Е., Салин В.Н.* От анализа статистических данных к анализу реальных явлений на основе статистической информации // Наука о данных: материалы международной научно-практической конференции. Санкт-Петербург, 5–7 февраля 2020 г. СПб.: Изд-во СПбГЭУ, 2020. С. 196–199.
3. *Айвазян С.А., Мхитарян В.С.* Прикладная статистика и основы эконометрики: учебник. М.: ЮНИТИ, 2001. 1000 с.
4. Статистическое моделирование и прогнозирование / под ред. А.Г. Гранберга. М.: Финансы и статистика, 1990. 381 с.
5. *Михненко О.Е.* К вопросу применения регрессионных моделей // Вестник статистики. 1984. № 9. С. 50–57.

6. *Михненко О.Е.* Информационные модели в управлении экономическими явлениями. М.: МИИТ, 2009. 48 с.

МОДЕЛЬ ПРОГРЕССИВНОЙ ШКАЛЫ НАЛОГООБЛОЖЕНИЯ И ВОЗМОЖНОСТИ ЕЕ ПРИМЕНЕНИЯ В РОССИИ

Мхитарян В.С.

г. Москва, НИУ ВШЭ

Шишов В.Ф., Искоркин Д.В.

г. Пенза, ВА МТО

E-mail: vmkhitarian@hse.ru

Налог на доходы физических лиц (НДФЛ) является основным — на его долю во многих странах приходится до 90–99% суммы всех налогов, взимаемых с физических лиц.

В общей системе доходов государства НДФЛ входит в группу бюджетобразующих налогов. Доходы от данного налога с физических лиц зависят от особенностей национальной налоговой системы страны и уровня доходов населения. В среднем по странам ЕС подоходный налог составляет около 33,4% обязательных отчислений [1].

При этом практически во всех странах мира применяется общеподоходный налог, который определяет налогообложение совокупного дохода физического лица и включает все доходы в виде заработной платы, авторских гонораров, от предпринимательской деятельности и от собственности (недвижимость, ценные бумаги, счета в банке) и др. Такой вид налога соответствует принципу справедливости, так как позволяет учесть платежеспособность населения, семейное положение и установленный прожиточный минимум.

Основы современного подоходного налогообложения физических лиц в России были заложены с принятием Закона Российской Федерации от 7 декабря 1991 г. № 1998-1 «О подоходном налоге с физических лиц».

Важный элемент в организации подоходного налогообложения — вопрос о ставке налога и шкале ставок в случае прогрессив-

ного налогообложения. В начале XX столетия в работах В. Вагнера, Э. Селегина, А. Исаева и других экономистов показано, что в наибольшей степени принципу справедливости удовлетворяет прогрессивная шкала налогообложения, при которой бóльшим доходам соответствует бóльшая процентная ставка [3]. Практически во всех развитых странах существует прогрессивная шкала налогообложения в отношении доходов физических лиц.

Важным элементом, обуславливающим справедливость налогообложения, является величина минимального дохода, освобождаемого от налогов, которая определена практически во всех странах. Его величина, как правило, зависит от уровня развития страны, уровня инфляции и других факторов. Во многих странах этот уровень определен величиной прожиточного минимума. В целом в мире наблюдается тенденция назначения высоких ставок на большие доходы и полного освобождения от налога доходов населения, меньших прожиточного минимума.

Важная функция подоходного налогообложения населения — выравнивание доходов в обществе, формирование среднего класса, решение социально значимых задач. За счет использования прогрессивной шкалы налогообложения, определения не облагаемого налогом минимума, предоставления налоговых льгот малоимущим и многодетным семьям реализуется важнейшая в современном обществе распределительная (социальная) функция налогообложения. Таким образом, устраняются резкие различия в уровнях доходов высоко- и низкооплачиваемых слоев населения, формируется так называемый средний класс.

В России с начала политических и экономических реформ наблюдается значительная дифференциация доходов населения. Это говорит о том, что принятая в России система налогообложения доходов физических лиц в ее сегодняшнем виде не выполняет распределительной функции, а с учетом регрессивности косвенных налогов только способствует расслоению общества на сверхбогатых и бедных. В настоящее время Россия является практически одной из развитых стран мира, в которой еще остается плоская шкала налогообложения. Все это позволяет определить, что одной из проблем налогообложения физических лиц в России сегодня является социально несправедливая плоская шкала налоговой ставки, равная 13%.

Очевидно, что пришло время сделать налогообложение в России прогрессивным, которое должно иметь дифференцированные

ставки для различных категорий граждан в зависимости от размера их доходов. Также целесообразным представляется увеличить число льгот и размеры вычетов, дать больше налоговых льгот для слабозащищенных слоев населения. В таких условиях подоходный налог в России будет в большей степени реализовывать принцип справедливости и соответствовать существующим нормам налогообложения в развитых странах [2].

В последние годы экономическая ситуация в стране заметно изменилась и поэтому настало время введения прогрессивной шкалы налога. В работе предлагается использовать так называемую кусочно-линейную шкалу налогообложения. За счет использования этой шкалы и определения не облагаемого налогом минимума появляется возможность реализовать важнейшую в современном обществе распределительную функцию налогообложения, значительно уменьшить различия в уровнях доходов населения, повысить уровень социальной справедливости, снизить социальную напряженность в обществе, вызванную большой дифференциацией доходов населения.

Литература

1. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Искоркин Д.В.* К вопросу об оценке эффективности кусочно-линейной модели прогрессивной шкалы налогообложения // Вопросы статистики. 2020. № 27 (6). С. 79–85.
2. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю.* Анализ данных в MS Excel: учеб. пособие. М.: КУРС, 2018. 368 с.
3. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. URL: <http://www.gks.ru>.

ИНТЕГРИРОВАННАЯ ОЦЕНКА ТРАНСПОРТНОЙ ДОСТУПНОСТИ ЖИЛИЩНЫХ КОМПЛЕКСОВ МОСКВЫ

Мхитарян С.В.

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

E-mail: mkhitaryan.sv@rea.ru

Оценка транспортной доступности жилищных комплексов (ЖК) мегаполиса является важной задачей, направленной на создание комфортной городской среды. Проблема заключается в том, что на транспортную доступность влияет множество факторов и степень влияния этих факторов различна. Поэтому возникает необходимость в разработке интегрированных показателей оценки транспортной доступности.

Интегрированная оценка транспортной доступности должна учитывать следующие факторы:

- 1) доступность ЖК в утренний и вечерний час пик на личном транспорте;
- 2) доступность ЖК в утренний и вечерний час пик на общественном транспорте;
- 3) доступность парковочной инфраструктуры;
- 4) беспересадочная доступность объектов социальной инфраструктуры и станций скоростного внеуличного транспорта (точек притяжения) наземным транспортом;
- 5) пешая доступность точек притяжения.

Показатели доступности ЖК в утренний и вечерний час пик на личном и общественном транспорте представляют собой среднее время поездки от ЖК до центра Москвы и обратно, рассчитанные с помощью алгоритма Дейкстры на основе соответствующей геоинформационной базы данных транспортных потоков и геоинформационных данных портала открытых данных правительства Москвы [2].

Доступность парковочной инфраструктуры оценивалась на основе геоанных с учетом вероятностей припарковаться в Москве.

Показатели беспересадочной и пешей доступности ЖК точек притяжения наземным транспортом рассчитываются на основе соответствующей геоинформационной базы данных и представляют собой взвешенное число точек притяжения.

Предлагается вести расчет интегрированной оценки транспортной доступности по 100-балльной шкале, где 1 — наихудший, а 100 — наилучший показатель транспортной доступности.

Для учета различной значимости факторов транспортной доступности для жителей мегаполиса необходимо их классифицировать следующим образом:

- А — факторы, характеризующие доступность центра города;
- Б — характеризующие доступность точек притяжения;
- В — характеризующие доступность парковочной инфраструктуры.

Для москвичей одинаково важна доступность как центра города (доступность объекта на личном и общественном транспорте), так и ближайших точек притяжения (беспересадочной и шаговой доступности). Для людей, передвигающихся преимущественно на личном транспорте, одинаково важна доступность парковочной инфраструктуры, центра города и точек притяжения. Следовательно, совокупный вес факторов, определяющих доступность центра города, должен быть равен совокупному весу факторов доступности точек притяжения.

На основании исследований, проведенных РЭУ им. Г.В. Плеханова, определено, что доля москвичей, передвигающихся преимущественно на общественном транспорте, составляет 70%, на личном — 30% [2].

С учетом полученных пропорций веса для трех групп факторов транспортной доступности следует распределить следующим образом:

- А — доступность центра города — 0,35;
- Б — доступность точек притяжения — 0,35;
- В — доступность парковочной инфраструктуры — 0,3.

Беспересадочная доступность крайне важна для людей с ограниченными возможностями (прежде всего инвалидов 1-й и 2-й групп — 5,6% населения Москвы) [3, 4].

Шаговая доступность точек притяжения, безусловно, более привлекательна, чем беспересадочная доступность. Поскольку беспересадочная доступность по сравнению с шаговой доступностью предполагает три действия вместо одного: переход к остановке наземного городского пассажирского транспорта (НГПТ), проезд на НГПТ, переход от остановки НГПТ к точке интереса, следовательно, шаговая доступность привлекательнее в 3 раза, чем беспересадочная.

Интегрированная оценка транспортной доступности ЖК представляет собой средневзвешенное отношение фактических и эталонных значений показателей транспортной доступности.

Литература

1. Портал открытых данных Правительства Москвы. URL: <https://data.mos.ru/opendata?categoryId=13&IsActual=true>.
2. Разработка единой концепции, правил и методологии работы по комплексному пересмотру маршрутной сети наземного городского пассажирского транспорта Москвы: отчет по НИР по заказу АНО «Московская дирекция транспортного обслуживания», 2020–2021 гг.
3. Федеральная государственная информационная система. Федеральный реестр инвалидов. Численность инвалидов. URL: <https://sfri.ru/analitika/chislennost/chislennost?territory=undefined>.
4. Федеральная служба государственной статистики. Численность населения Российской Федерации по полу и возрасту. URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284?print=1>.

АНАЛИЗ РАЗВИТИЯ СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА В РЕГИОНАХ ЦЕНТРАЛЬНО-ЧЕРНОЗЕМНОГО ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЙОНА

Мхитарян В.С.

г. Москва, НИУ ВШЭ

Попова Г.Л.

г. Тамбов, ТГТУ

E-mail: galina2011.popova@yandex.ru

В современных условиях все большую актуальность приобретает проблема продовольственной безопасности страны, которая тесно связана с тенденциями развития сельского хозяйства, одной из первоочередных задач которого является выпуск сельскохозяйственной продукции в объемах, необходимых для удовлетворения потребности населения в продуктах питания.

Целью исследования стал анализ реализации устойчивого развития сельского хозяйства в регионах Центрально-Черноземного экономического района (ЦЧР), к которым относятся Белгородская, Воронежская, Курская, Липецкая и Тамбовская области. Информационной базой для исследования послужили данные Федеральной службы государственной статистики, пересчитанные в сопоставимые цены 2020 г. (на основе индексов цен производителей сельскохозяйственной продукции). С 2000 по 2020 г. удельный вес данных территорий в производстве сельскохозяйственной продукции на территории России возрос с 8,68 до 16,68% (рис. 1), в том числе в Центральном федеральном округе (ЦФО) — с 38,13 по 59,60%.

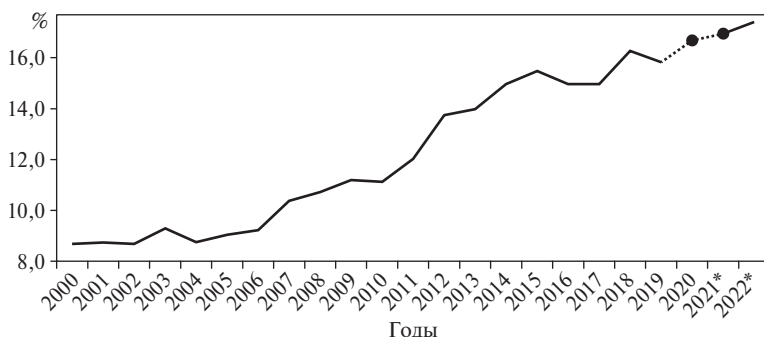


Рис. 1. Удельный вес сельскохозяйственной продукции ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России, %

* — прогноз.

Для построения модели тренда (1) удельного веса сельскохозяйственной продукции ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России (y) введены следующие показатели:

- t — время с 2000 по 2020 г., годы ($t = 1, 2, \dots, 21$);
- d_{t1} — фиктивная переменная, характеризующая повышенный удельный вес ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России в 2000 г.:

$$d_{t1} = \begin{cases} 1, & \text{при } t = 1; \\ 0, & \text{при } t \neq 1; \end{cases}$$

- d_{t2} — фиктивная переменная, характеризующая более высокий удельный вес ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России в 2012, 2014 и 2015 гг.:

$$d_{t2} = \begin{cases} 1, & \text{при } t = 13, 15, 16; \\ 0, & \text{при } t \neq 13, 15, 16. \end{cases}$$

В результате расчетов построена модель тренда с фиктивными переменными удельного веса сельскохозяйственной продукции ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России:

$$\hat{y}_{t \text{ ЦЧР}} = 6,82 + 0,46t + 1,40d_{t1} + 1,14d_{t2}; \quad (1)$$

(*t*-статистика) (21,7) (2,4) (3,3)

$$R^2 = 0,972, \quad F(3,18) = 196,7.$$

Модель тренда статистически значима. Согласно прогнозу, в 2021 г. удельный вес ЦЧР в объеме сельскохозяйственной продукции России должен составлять 16,94%, а в 2022 г. — 17,7%.

Относительный вклад данных регионов в производство сельскохозяйственной продукции России различен, но все они в 2020 г. входили в состав 15 регионов — лидеров по производству сельскохозяйственной продукции в стране. Лидирующие позиции в 2020 г. занимала Белгородская область, которой принадлежит 3-е место, затем — Воронежская (5-е место), Курская (6-е), Тамбовская (11-е) и Липецкая (12-е место) области [4].

Регионы ЦЧР занимают лидирующие позиции в РФ и по объемам валового сбора зерновых на душу населения. В 2020 г. в первую десятку регионов по анализируемому показателю вошли: Воронежская (3-е место), Курская (4-е) и Тамбовская (9-е место) области. Среди регионов России лидирующие позиции по производству скота и птицы в убойном весе на душу населения также занимают регионы ЦЧР. В первую десятку регионов-лидеров в 2020 г. вошли четыре региона — Белгородская, Курская, Тамбовская и Воронежская области, занявшие соответственно 1-е, 2-е, 3-е и 6-е места.

Следует ожидать, что устойчивое развитие сельского хозяйства в регионах станет стимулом для создания комплекса предприятий по переработке, хранению и транспортировке сельскохозяйственной продукции, а также по селекции новых сортов растений и пород животных. Комплексное развитие сельскохозяйственного комплекса позволит создать условия для производства продукции с высокой добавленной стоимостью, что обеспечит устойчивое развитие регионов.

Литература

1. Денисова Н.И., Гравшина И.Н. Факторы устойчивого развития сельского хозяйства региона в рамках политики импортозамещения // Вестник Мичуринского государственного аграрного университета. 2019. № 1. С. 162–165.
2. Доктрина продовольственной безопасности Российской Федерации. Утверждена Указом Президента Российской Федерации от 21 января 2020 г. № 20. URL: <https://base.garant.ru/73438425/#friends>.
3. Панаедова Г.И., Горлов С.М. Драйверы обеспечения продовольственной безопасности и устойчивого развития сельского хозяйства: обзор последних исследований // Вестник Северо-Кавказского федерального университета. 2021. № 1 (82). С. 88–93. doi: 10.37493/2307-907X.2021.1.12
4. Федеральная служба государственной статистики. URL: <https://rosstat.gov.ru/>.

ЭКОНОМИЧЕСКАЯ НЕАКТИВНОСТЬ: ДИНАМИКА И РЕГИОНАЛЬНЫЕ ОСОБЕННОСТИ

Нанавян А.М.

г. Москва, ЦЭМИ РАН
E-mail: ashchenn@mail.ru

Реализация программ инновационного развития предъявляет повышенные требования к механизмам формирования занятости населения. Соответственно, в современных условиях одной из актуальных задач является обеспечение необходимыми кадрами, их эффективное использование и развитие трудового потенциала. В связи с этим большое внимание уделяется анализу показателей занятости и безработицы, но, как отмечается в литературе, назрела необходимость в специальных исследованиях, в которых центральным объектом изучения выступает экономически неактивное население (лица, не входящие в состав рабочей силы), которое может рассматриваться как резерв потенциальных работников [1]. Во многих странах мира уровень участия в рабочей силе сокраща-

ется, а уровень экономической неактивности соответственно увеличивается. По данным Международной организации труда, значение этого показателя в мире в 2000 г. составляло 64,5%, в 2019 г. — 60,5%, а в 2021 г. — 59,0%. В России до 2017 г. уровень участия в рабочей силе увеличивался. Однако до 2017 г. обследование рабочей силы проводилось в отношении лиц 15–72 лет, с января 2017 г. — в возрасте 15 лет и старше, что в результате привело к увеличению численности рабочей силы и сокращению значений относительных показателей [2]. На рис. 1 представлена динамика уровней экономической неактивности, занятости и безработицы в России.



Рис. 1. Динамика уровня экономической неактивности, уровня занятости и уровня безработицы в России, 2000–2021 гг., п.п.

За рассматриваемый период с 2000 по 2021 г. уровень экономической неактивности увеличился на 3,1 п.п. В большинстве регионов РФ также наблюдается увеличение значения этого показателя (в табл. 1 представлены регионы, в которых отмечен наибольший рост). Необходимо отметить, что рост уровня экономической неактивности в этих субъектах РФ сопровождался снижением как уровня занятости, так и уровня безработицы (исключение — Республика Северная Осетия — Алания, где наблюдалось значительное сокращение безработицы, а уровень занятости увеличился на 1,3 п.п.). Но в 11 регионах произошло снижение уровня экономической неактивности (правая часть табл. 1), причем в Республике Ингушетия в наиболее значительной степени, что связано с существенным ростом уровня занятости населения и небольшим снижением уровня безработицы, который остается очень высоким и составлял в 2021 г. более 30%.

Таким образом, анализ показал, что в большинстве регионов за рассматриваемый период увеличение доли лиц, не входящих

Таблица 1

Темпы роста уровня экономической неактивности (*N*), уровня занятости (*E*) и уровня безработицы (*U*) в регионах России, 2000–2021 гг., п.п.

	<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>		<i>N</i>	<i>E</i>	<i>U</i>
Чувашская Республика	7,2	-3,9	-4,3	Республика Ингушетия	-24,5	16,6	0,6
Иркутская область	7,3	-3,0	-5,6	Чукотский автономный округ	-2,7	8,5	-7,7
Орловская область	8,5	-5,6	-3,9	г. Санкт-Петербург	-2,3	5,0	-4,2
Республика Бурятия	8,8	-1,7	-9,6	Забайкальский край	-2,2	5,0	-5,1
Республика Карелия	8,9	-5,2	-4,7	Кабардино-Балкарская Республика	-1,9	4,9	-5,2
Архангельская область	9,0	-4,4	-5,8	Магаданская область	-1,7	6,0	-6,1
Архангельская область без автономных округов	9,1	-4,6	-5,8	Сахалинская область	-1,6	6,8	-8,0
Вологодская область	9,2	-6,3	-3,6	г. Москва	-1,4	2,3	-1,3
Кировская область	9,7	-7,0	-3,3	Республика Тыва	-1,0	5,6	-8,6
Республика Северная Осетия — Алания	10,0	1,3	-15,1	Тульская область	-1,0	4,8	-6,2
Курганская область	11,3	-7,0	-5,3	Челябинская область	-0,8	3,1	-3,7

Источник: Рассчитано по: [3, 4].

в состав рабочей силы, помимо демографических факторов во многом связано с сокращением уровня безработицы. Однако необходимо отметить, что в указанных 11 регионах увеличение уровня занятости происходило не только из-за сокращения уровня безработицы, но и за счет притока в категорию занятых лиц, не входящих в состав рабочей силы. Следует отметить также, что в этой группе представлены как регионы, в которых проблема сокращения уровня безработицы сохраняет свою актуальность (республики Ингушетия, Кабардино-Балкария и Тыва), так и субъекты РФ с низким уровнем безработицы и высоким уровнем участия в рабочей силе (Москва и Санкт-Петербург, Чукотский автономный округ).

Литература

5. *Варшавская Е.Я., Денисенко М.Б.* Экономически неактивное население России: численность, динамика, тенденции // Социологические исследования. 2015. № 5 (353). С. 42–51.
6. *Зайнуллина З.Ж.* О внедрении в статистическую практику обновленных стандартов МОТ в соответствии с «Резолюцией о статистике трудовой деятельности, занятости и недоиспользования рабочей силы» // Вопросы статистики. 2017. № 3. С. 9–12.
7. Рабочая сила, занятость и безработица в России (по результатам выборочных обследований рабочей силы): стат. сб. / Росстат. М., 2020. 145 с.
8. Итоги выборочного обследования рабочей силы. 2021. URL: <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13265>.

ВАЛОВОЙ РЕГИОНАЛЬНЫЙ ПРОДУКТ И УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ ТРУДОМ В РЕГИОНЕ

Наринян Н.Е.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: nari9ne@yandex.ru

В настоящее время особенно важно понимать степень взаимовлияния социологических параметров по удовлетворенности работников своим трудом и их вклада в экономику каждого конкретного региона.

Экспериментальная статистическая группировка регионов по количеству в них крупных и средних организаций способствует удобному сопоставлению социально-экономических данных в группах, состоящих из относительно равновесных субъектов РФ. Она позволяет с высокой достоверностью выявлять существующие взаимосвязи и тенденции. Число крупных и средних предприятий и организаций в регионе играет роль своеобразной априорной мощности данного субъекта РФ.

Построенная группировка регионов состоит из 10 групп с равными интервалами по 200 единиц. Из-за специфичности распределения производственных сил в РФ группы сформировались с высоким разбросом по количеству — от 1 до 28 регионов [1].

На фоне результатов соцопроса по удовлетворенности работой тестируются показатели валового регионального продукта (ВРП) за 2018 г. При необходимости в группировку возможно добавление других данных, распределяемых по группам с применением макроса на основе пользовательской программы Vision Basic, встроенной в Excel [2].

Рассмотрим особенности некоторых групп регионов с учетом ВРП и данных опроса (рис. 1). Самой результативной по ВРП является 10-я группа, в которой каждый регион включает свыше 1800 предприятий. В нее входят всего три субъекта РФ (Московская область и города Москва и Санкт-Петербург), которые приносят государству ВРП на сумму 26 276,8 млрд руб. Такой экономический результат складывается в основном за счет торговли (6979,1 млрд руб.), обрабатывающего производства (4498,1 млрд), операций с недвижимым имуществом (28 515,5 млрд), профессиональной и научной деятельности (1995,6 млрд), транспортировки

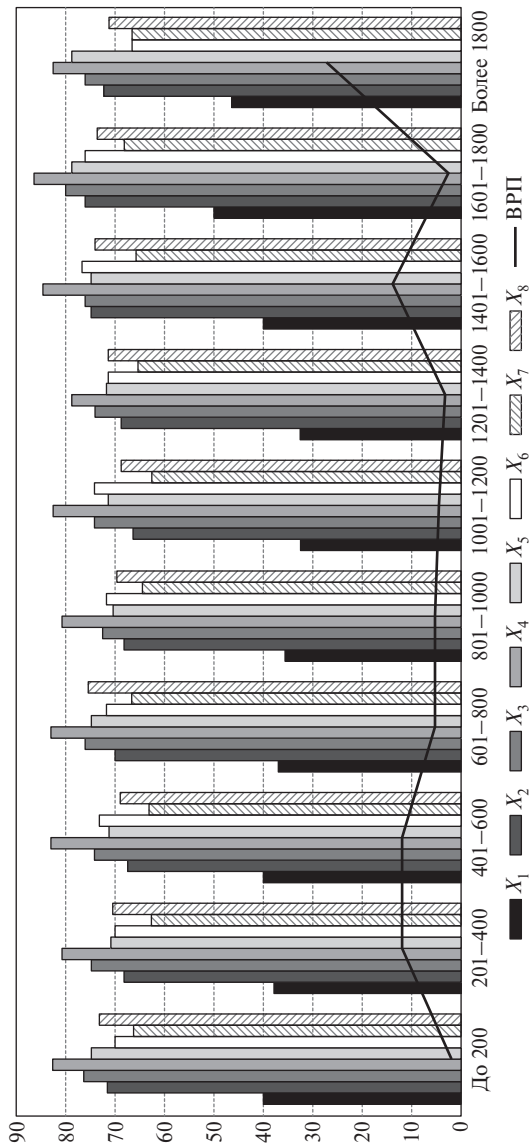


Рис. 1. Факторы удовлетворенности работой (%) и ВРП (трлн руб.) по группам регионов в зависимости от числа крупных и средних предприятий

и хранения (1993, 3 млрд), деятельности в области информации и связи (1461,4 млрд руб.).

Группа регионов 10 отличается среди прочих групп еще и заметным абсолютным темпом прироста ВРП, в сравнении с предыдущим годом составляющим 2983,9 млрд руб. По относительному темпу прироста ВРП группа 10 всего лишь на 5-м месте среди остальных групп — 12,8%.

Результаты соцопроса по группе 10 весьма позитивные, кроме удовлетворенности оплатой труда, но располагаются по положительным ответам отнюдь не на первом месте. По всем частным структурным факторам удовлетворенности работой группа мегаполисов уступает группе 9, но в основном превосходит прочие группы.

На втором месте по вкладу ВРП находится группа 8 (от 1401 до 1600 организаций), также включающая три региона и создающая ВРП на сумму 13 537,2 млрд руб. В эту группу входят Республика Татарстан, Тюменская и Свердловская области. ВРП по группе 8 формируется преимущественно за счет добычи полезных ископаемых (6386,5 млрд руб.), обрабатывающего производства (1516,7 млрд) и торговли (1060,9 млрд руб.). Группа 8 находится на втором месте по абсолютному темпу прироста ВРП (2291,3%) и на первом — по относительному темпу прироста ВРП (20,4%) по сравнению с предыдущим годом.

По результатам опроса группа 8 в основном не уступает группе 10, а по некоторым факторам незначительно превышает ее.

На третьем месте находится группа 2 (от 201 до 400 предприятий), включающая 28 субъектов РФ и создающая ВРП на сумму 12 213,2 млрд руб., складывающуюся в основном из добычи полезных ископаемых (2529,7 млрд руб.), обрабатывающего производства (2013,1 млрд), торговли (1288,6 млрд) и сельского хозяйства (1005,1 млрд руб.).

Почти по всем факторам удовлетворенности трудом группа 2 незначительно уступает рассмотренным выше.

Исходя из изложенного предполагается, что вклад в экономику региона и удовлетворенность работой взаимно сопряжены. Для проверки наличия связи между экономическими и социологическими параметрами целесообразно применение методов корреляционно-регрессионного анализа. Малочисленные группы регионов при этом необходимо объединить.

Литература

1. *Наринян Н.Е.* Крупные и средние организации как априорная экономическая мощьность региона // Вестник ЦЭМИ РАН. 2020. Т. 3. Вып. 4.
2. *Наринян Н.Е.* От чего зависит удовлетворенность работой по регионам России в эпоху цифровизации // Цифровая экономика. 2022. № 1 (17).

ДЕКОМПОЗИЦИЯ ДОХОДНОГО НЕРАВЕНСТВА НА МИКРОУРОВНЕ

Ниворожкина Л.И.

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

E-mail: lin45@mail.ru

Оценка и анализ феномена неравенства, возникающего при распределении доходов, представлены широким спектром работ отечественных и зарубежных авторов, рассматривающих его под разным углом зрения. На макроуровне неравенство традиционно измеряется коэффициентом Джини, что при согласованности дефиниций доходов и периодов их измерения позволяет сравнивать его во времени, между странами, регионами и др. В этом контексте оценки доходного неравенства публикуются статистическими учреждениями, международными организациями, и на сегодняшний день Россия входит в число стран с высоким уровнем неравенства.

Однако измерение доходного неравенства не ограничивается лишь макроэкономическими измерениями. Совершенствование методов сбора, накопления и обмена информацией о доходах и расходах населения, базирующихся на репрезентативных микроданных различных стран, позволяет привлечь к анализу методы эконометрического моделирования, многомерной статистики и на этой основе получать обоснованные оценки доходного неравенства, которые в пределах статистической погрешности совпадают с макроэкономическими показателями, но позволяют выявлять и обосновывать факторы, лежащие в основе неравенства доходов. Разложение неравенства по компонентам доходов может служить инструментом

экономической политики в сокращении неравенства и бедности. Условия, которым должны отвечать меры неравенства, позволяющие декомпозицию, сформулированы Э. Шорроксом [1], который доказал, что меры, дающие возможность анализировать неравенство в терминах долей общего неравенства, объясняемого различными источниками дохода или различными характеристиками домохозяйств (индивидов), должны быть симметричным, непрерывным и равными нулю, если все доходы равны.

Коэффициент Джини, применяемый для измерения неравенства в распределении доходов, отвечает указанным выше условиям его декомпозиции по источникам общего дохода. Разложение коэффициента Джини можно представить как

$$G = 2 \operatorname{cov} \left[e, \frac{F(y)}{\bar{y}} \right] = \sum_{k=1}^K S_k G_k R_k,$$

где G — индекс Джини для общего дохода; G_k — Джини для дохода i из источника k ; S_k — доля общего дохода, полученного из источника k ; R_k — корреляция Джини между доходом из источника k и общим доходом; y — общий душевой доход домохозяйства; \bar{y} — средний душевой доход [2].

Кумулятивная функция распределения этого дохода — $F(y)$ принимает значение ноль для самого низкодогодного домохозяйства и значение единица — для самого высокодогодного. Корреляция Джини определяется как

$$R_k = \frac{\operatorname{cov}[y_k, F(y)]}{\operatorname{cov}[y_k, F(y_k)]},$$

где $F(y_k)$ — функция кумулятивного распределения душевых доходов из источника k , принимает значения в интервале от -1 до 1 .

Воздействие любой компоненты дохода на общий доход зависит от того, насколько важен источник дохода в общем доходе S_k , насколько равномерно или неравномерно распределен источник дохода G_k , как коррелируют между собой распределение доходов из источника k с общим распределением доходов R_k [3]. Абсолютный вклад источника дохода k в неравенство в общем душевом доходе есть $S_k G_k R_k$. Если источник дохода составляет значительную долю в общем доходе, он потенциально может оказывать большое влияние на неравенство. Однако, если этот источник дохода распределен равномерно ($G_k = 0$), он не будет влиять на неравенство,

даже если его величина велика. С другой стороны, если этот источник дохода значителен и распределен неравномерно (G_k и S_k большие), то он может либо увеличивать, либо уменьшать неравенство в зависимости от того, какие домохозяйства (индивиды) и в каких точках распределения дохода его получают. Если источник дохода распределяется неравномерно и непропорционально перераспределен к тем, кто находится на вершине распределения доходов (R_k положительный и большой), его вклад в неравенство будет положительным. Если же он распределяется неравномерно, но преимущественно среди бедных домохозяйств (индивидов), источник дохода может оказывать уравнивающее влияние.

На основе представленного метода можно оценить влияние небольших изменений в конкретном источнике дохода на неравенство, сохраняя постоянным доход из всех других источников. Пусть изменения в доходе домохозяйства за счет источника k равны $e y_k$, тогда частная производная коэффициента Джини по процентному изменению e в источнике k есть

$$\frac{\partial G}{\partial e} = S_k (G_k R_k - G).$$

Из последнего равенства можно показать, что процентные изменения в неравенстве вследствие предельных процентных изменений в доходе из источника k равны значению вклада компоненты дохода в индекс Джини минус ее вклад в общий доход. То есть для оценки предельного перераспределительного воздействия источника дохода k используется не индекс Джини для этого источника, а величина $G_k R_k$, которую называют «псевдо-Джини» [4].

Обозначив $\eta_k = \frac{G_k R_k}{G}$ доходную эластичность Джини (GIE) для источника k , найдем предельное процентное изменение в общем доходе по k источнику дохода (идентичному для всех домохозяйств) по отношению к Джини, вычисленному для общего дохода, как

$$\frac{\partial G}{\partial e} \frac{1}{G} = \frac{S_k G_k R_k}{G} - S_k = S_k (\eta_k - 1).$$

Из этого равенства следует, что в случае когда доходная эластичность Джини для k источника (GIE) больше (меньше) единицы, предельное изменение дохода из этого источника приводит к уве-

личению (уменьшению) неравенства по душевым доходам. Объяснение этого результата в том, что $GIE > 1$ означает увеличение доли источника дохода в общем доходе домохозяйства, в то время как общий доход растет. GIE для источника дохода может быть записана как

$$\eta_k = \frac{\text{cov}(y_k, F(y))}{\text{cov}(y, F(y))} \cdot \frac{1}{S_k}.$$

Отношение ковариаций есть инструментальная переменная оценки наклона кривой Энгеля источника дохода k по отношению к доходу y с инструментом $F(y)$. Отсюда отношение ковариаций может быть интерпретировано как наклон (или предельная склонность) кривой Энгеля по y . S_k есть средняя k -склонность доходной эластичности кривой Энгеля. В то же время GIE есть доходная эластичность Джини по отношению к увеличению дохода из источника k .

Зная долю каждой компоненты дохода, можно предпринять анализ эффективности политики доходов по каждой компоненте неравенства. Параметр, отражающий этот эффект, есть эластичность по доходу коэффициента Джини.

Поясним смысл этой эластичности на следующем примере: предположим, цена на некоторый предмет потребления выросла на несколько процентов. Как это отразится на индексе неравенства Джини? Если доходная эластичность (Джини) равна (больше или меньше) единице, то рост цены не повлияет (увеличит, уменьшит) неравенство. Это правило, которое традиционно применяется для объяснения эластичности по доходу предметов потребления, пригодно также и для доходной эластичности Джини.

Исходная информация для анализа доходного неравенства российских домохозяйств представлена проектом «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ» (RLMS-HSE) за 2000–2020 гг.¹, который репрезентативно представляет население России. Объект анализа — домашние хозяйства. В качестве индикатора благосостояния домохозяй-

¹ Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS-HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии РАН (сайты обследования RLMS-HSE: <http://www.cpc.unc.edu/projects/rlms> и <http://www.hse.ru/rlms>).

ства был сформирован показатель ежемесячных душевых располагаемых ресурсов домохозяйства (далее — доходов), включающий доход домохозяйства от оплаты труда (в том числе денежную оценку натуральных выплат) + социальные трансферты (пенсии, стипендии, пособия и др.) + частные трансферты (помощь родственников, благотворительных организаций и др.) + доходы от продажи продукции ЛПХ + другие доходы (деньги от возврата долгов, выплаты по страховкам, от продажи личного имущества, сдачи в аренду имущества, вложения капитала в виде процентов по вкладам, акций и иных ценных бумаг) + займы и израсходованные сбережения + скрытые доходы. Методология и эмпирическая оценка размера компоненты скрытых доходов россиян была осуществлена на основе модели Писсаридеса — Вебера [5, 6].

Осуществленная на основе представленного подхода декомпозиция неравенства по источникам дохода домохозяйств за период с 2000 по 2020 г. на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения показала, что в течение исследуемого периода уровень неравенства, измеряемого коэффициентом Джини, постепенно снижался, половину вклада в совокупное неравенство вносили оплата труда, четверть — израсходованные сбережения и займы, оставшиеся компоненты добавляли еще четверть. Влияние 1%-го изменения источника дохода на общее неравенство показало, что рост доходов от оплаты труда вел к росту неравенства, но наибольшее влияние на прирост неравенства оказывали займы и израсходованные сбережения. Рост социальных трансфертов вел к уменьшению неравенства. Другим фактором уменьшения неравенства стали скрытые доходы домохозяйств, несмотря на существенную неравномерность их распределения. Анализ общего неравенства подтвердил, что его динамика обусловлена весом источника дохода в общем доходе, неравномерностью его распределения и корреляцией с общим распределением доходов, и эти различия обусловлены тем, что в располагаемых ресурсах домохозяйств, находящихся в верхних и нижних позициях распределения, преобладают разные компоненты доходов.

Литература

1. *Shorrocks A.F.* Inequality decomposition by population subgroups // *Econometrica*. 1984. No. 52. P. 1369–1385.

2. *Lerman R., Yitzhaki S.* Income inequality effects by income source: A new approach and applications to the United States // *The Review of Economics and Statistics*. 1985. Vol. 67. No. 1. P. 151–156.
3. *Stark O., Taylor J., Yuitzhaki S.* Remittances and inequality // *Economic Journal*. 1986. No. 96. P. 722–740.
4. *Lopes-Feldman A.* Decomposing inequality and obtaining marginal effects // *The Stata Journal*. 2006. No. 1. P. 106–111.
5. *Pissarides C., Weber G.* An expenditure-based estimate of Britain's black economy // *Journal of Public Economics*. 1989. No. 39. P. 17–32.
6. *Ниворожкина Л.И., Арженовский С.В.* Оценка скрытых доходов домохозяйств с учетом длительности периода измерения // *Финансовые исследования*. 2020. № 3 (68). С. 27–39.

АНАЛИЗ ФАКТОРОВ, ВЛИЯЮЩИХ НА ДИНАМИКУ ЦЕН НА ЖИЛУЮ НЕДВИЖИМОСТЬ В РОССИИ

Никитина Н.С.

г. Москва, РАНХиГС

E-mail: nikitina-ns@ranepa.ru

В данной работе мы построили VAR-модель для идентификации и оценки влияния шоков реальной процентной ставки, спроса на недвижимость, цен на нефть и агрегированной деловой активности на цены жилой недвижимости в России. Актуальность исследования обусловлена следующим: динамика цен на недвижимость определяет потребительское и инвестиционное поведение домохозяйств, а серьезные колебания цен на недвижимость приводят к неблагоприятным последствиям во многих сферах жизни, поэтому все больше исследователей задаются вопросами наличия пузырей на рынке недвижимости, которые могут быть опасны для стабильности экономики. К тому же резкий рост стоимости жилья в России в 2020 г. — открытый вопрос для исследователей.

Наша цель — определить, из-за каких факторов происходил рост цен на недвижимость в России на временном промежутке с четвертого квартала 2000 г. по первый квартал 2021 г. Для оценки была использована VAR-модель с разложением по Холецкому. Рас-

сматривалось несколько спецификаций с включением реальной цены на нефть в качестве экзогенной переменной и набора эндогенных переменных: реального ВВП, реальной процентной ставки и индекса цен на жилье. Основной вывод работы заключается в том, что рынок жилья чувствителен к идентифицированным макроэкономическим шокам, а снижение процентной ставки приводит к росту спроса и цен на недвижимость.

Оценка долгосрочной эластичности цен жилья по ценам на нефть составила 0,35; динамика цен на нефть объясняла существенную долю вариации цен на недвижимость, однако превалирующая роль в колебаниях цен жилья отводится шокам спроса на жилье. Сами же шоки спроса на жилье, в отличие от экономики США, оказывали незначительное влияние на ВВП.

ДИНАМИЧЕСКИЕ ТРЕХФАКТОРНЫЕ ПРОИЗВОДСТВЕННЫЕ ФУНКЦИИ, УЧИТЫВАЮЩИЕ НЕЙТРАЛЬНЫЙ ПО ХИКСУ НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКИЙ ПРОГРЕСС

Проневич А.Ф.

г. Минск, ГрГУ им. Янки Купалы

Хацкевич Г.А.

г. Минск, ИБ БГУ

E-mail: pranevich@grsu.by

Рассмотрим динамическую производственную функцию (ПФ) [1]

$$Y = F(K, L, N, t), \quad (1)$$

где Y — выпуск продукции; K — капитал; L — труд; N — природные ресурсы (земля, нефть, газ и др.); t — параметр времени из числового луча $\mathbf{R}_+ = [0; +\infty)$, каждое значение которого выражает определенный уровень научно-технического прогресса (НТП), а неотрицательная функция F является дважды непрерывно дифференцируемой на множестве $D = G \times \mathbf{R}_+$, экономическая область

$$G \subset \mathbf{R}_+^3 = \{(K, L, N) : K \geq 0, L \geq 0, N \geq 0\}.$$

Отметим, что значимость использования трехфакторных ПФ (1) в экономическом анализе впервые была теоретически обоснована в монографии английского экономиста Д.Э. Мида [1]. В настоящее время модели экономического роста с трехфакторными ПФ активно исследуются и применяются для изучения «ресурсного проклятия» (см., например, [2, 3]).

В данной работе авторами для динамической *трехфакторной* ПФ (1) введено понятие нейтральности НТП по Хиксу и полностью описаны классы трехфакторных ПФ, учитывающие нейтральный по Хиксу НТП.

Статья продолжает исследования [4–6] по изучению классификаций нейтральности НТП в зависимости от соотношений между экономическими показателями.

Будем говорить, что НТП является *нейтральным по Хиксу первого* (второго, третьего) *типа*, если предельная норма замещения труда капиталом (природных ресурсов — капиталом, труда — природными ресурсами) не изменяется с течением времени при фиксированной фондовооруженности труда (фондовооруженности природных ресурсов, природовооруженности трудовых ресурсов),

т.е. $MRTS_{LK} = \text{const}$ при $\frac{K}{L} = \text{const}$ ($MRTS_{NK} = \text{const}$ при $\frac{K}{N} = \text{const}$, $MRTS_{LN} = \text{const}$ при $\frac{N}{L} = \text{const}$). Если для НТП имеют место одновременно нейтральности по Хиксу первого, второго и третьего типов, то НТП будем называть нейтральным по Хиксу.

Так, например, трехфакторная ПФ Кобба — Дугласа — Тинбергена

$$F(K, L, N, t) = AK^\alpha L^\beta N^\gamma e^{\delta t}, \quad A > 0, \quad \alpha, \beta, \gamma, \delta \in \mathbf{R} \setminus \{0\},$$

учитывает нейтральный по Хиксу НТП, а динамическая трехфакторная ПФ

$$F(K, L, N, t) = L \cdot \psi\left(\frac{K}{L}\right) \cdot \varphi(N, t),$$

где ψ и φ — произвольные неотрицательные непрерывно дифференцируемые функции, учитывает НТП, нейтральный по Хиксу первого типа, но в общем случае не учитывает НТП, нейтральный по Хиксу второго (третьего) типа.

Основные результаты работы выражают следующие утверждения.

Теорема 1. Динамическая трехфакторная ПФ (1) учитывает НТП, нейтральный по Хиксу первого типа, тогда и только тогда, когда ее можно представить в аналитическом виде

$$Y = \Phi(\Psi(K, L), N, t),$$

где Φ — некоторая неотрицательная непрерывно дифференцируемая функция трех переменных Ψ , N и t , а Ψ — линейно-однородная непрерывно дифференцируемая функция двух переменных K и L .

Аналитические формы ПФ, учитывающие НТП, нейтральный по Хиксу второго и третьего типов, соответственно будут иметь вид

$$Y = \Phi(\Psi(K, N), L, t) \text{ и } Y = \Phi(\Psi(L, N), K, t).$$

Теорема 2. Для того чтобы динамическая трехфакторная ПФ (1) учитывала нейтральный по Хиксу НТП, необходимо и достаточно, чтобы она имела аналитическую форму $F_1(K, L, N, t) = \Phi(K^{\alpha_1} L^{\alpha_2} N^{\alpha_3}, t)$ или

$$F_2 = (K, L, N, t) = \Phi(\beta_1 K^{1-\gamma} + \beta_2 L^{1-\gamma} + \beta_3 N^{1-\gamma}, t),$$

где Φ есть произвольная неотрицательная непрерывно дифференцируемая функция двух аргументов, а числа $\alpha_i, \beta_i \in \mathbf{R}, i = 1, 2, 3, \gamma \in \mathbf{R} \setminus \{1\}$.

Теорема 3. Однородной степени $q \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$ трехфакторная ПФ (1) учитывала нейтральный по Хиксу НТП, если только она может быть представлена в аналитической форме $F_1(K, L, N, t) = A(t)K^{\alpha_1}L^{\alpha_2}N^{\alpha_3}$ или

$$F_2(K, L, N, t) = A(t)(\beta_1 K^{1-\gamma} + \beta_2 L^{1-\gamma} + \beta_3 N^{1-\gamma}, t)^{q/(1-\gamma)},$$

где строго возрастающая функция A такая, что $A(0) = 1$, есть индекс НТП, а числа $\alpha_i, \beta_i \in \mathbf{R}, i = 1, 2, 3, \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = q, \gamma \in \mathbf{R} \setminus \{1\}$.

Литература

1. Meade J.E. A neo-classical theory of economic growth. N.Y.: Oxford University Press, 1961. 146 p.
2. Матвеев В.Д. Выбор технологий и экономический рост в ресурсозависимой экономике // ЭНСР. 2012. № 1 (56). С. 30–48.
3. Полтерович В.М., Попов В.В., Тонис А.С. Экономическая политика, качество институтов и механизмы «ресурсного проклятия» // Вопросы экономики. 2007. № 6. С. 4–27.

4. *Проневич А.Ф., Хацкевич Г.А.* Научно-технический прогресс и нейтральность по Хиксу, Харроду и Солоу: генезис, построение и обобщение // *Белорусский экономический журнал.* 2020. № 3. С. 87–105.
5. *Хацкевич Г.А., Проневич А.Ф.* Классификация Сато — Беккмана учета научно-технического прогресса: генезис, обобщение и дополнение // *Журнал Белорусского государственного университета. Экономика.* 2020. № 2. С. 4–16.
6. *Проневич А.Ф., Хацкевич Г.А.* Автономный экзогенный научно-технический прогресс и нейтральность по Хиксу, Харроду и Солоу // *Вестник института экономики НАН Беларуси.* 2021. № 2. С. 105–120.

КЛАСТЕРИЗАЦИЯ РЕГИОНОВ РФ ПО УРОВНЮ ИКТ

Радионова М.В.

г. Пермь, ПГНИУ

E-mail: m.radionova812@gmail.com

Одной из ключевых проблем развития информационного общества в России остается существенное неравенство различных регионов в возможностях использования и доступа к ИКТ. По ряду направлений использования ИКТ показатели наиболее развитых и отстающих в информационном плане субъектов РФ различаются в десятки раз, а по использованию ИКТ в домашних хозяйствах — в сотни. В наши дни потенциал ИКТ рассматривается как фактор повышения конкурентоспособности и содействия новым социально-экономическим возможностям развития.

Для кластеризации регионов РФ по уровню ИКТ были рассмотрены данные за 2019 г.¹ на основе 28 факторов, характеризующих ИКТ-доступ, использование ИКТ и ИКТ-навыки.

Индекс развития ИКТ (ICT development index, IDI) рассчитывается такой международной организацией, как International

¹ Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: <https://rosstat.gov.ru/>.

Telecommunication Union (Женева). IDI базируется на трех подындексах [1, 2]:

- ИКТ-доступа — состоит из пяти инфраструктурных индикаторов и показателей доступности (численность абонентов фиксированной связи, численность абонентов мобильной связи, международный интернет-трафик на одного пользователя, число домохозяйств, имеющих персональный компьютер, число домохозяйств, имеющих выход в сеть Интернет);

- использования ИКТ — фиксирует интенсивность ИКТ и состоит из трех индикаторов интенсивности и использования (индивидуальное использование сети Интернет, число абонентов фиксированного широкополосного доступа в Интернет, число абонентов мобильного широкополосного доступа в Интернет);

- ИКТ-навыков — фиксирует способности или навыки как незаменимые входные показатели. Он включает три косвенных показателя (уровень грамотности взрослого населения, общий охват средним образованием, общий охват высшим образованием).

По нормированным данные по 87 регионам РФ были рассчитаны значения интегрального показателя для каждого субиндекса по формуле [2]

$$I_j = \sum \frac{S_{ij}}{n}, \quad (1)$$

где I_j — значение субиндекса; $\sum S_{ji}$ — сумма значений субфакторов; n — число субфакторов. Субиндекс рассчитывается по формуле (1) для каждого подындекса. Итоговая оценка получена как сумма трех субиндексов.

Кластерный анализ регионов проводился на основании значений интегрального показателя, подсчитанного для каждого региона, с разбиением на три группы в соответствии с индексом развития ИКТ (IDI) методом Варда (табл. 1).

Таблица 1

**Средние значения интегрального показателя
по кластерам регионов РФ**

Кластер	Среднее значение индекса развития ИКТ (IDI)
1-й	1,34
2-й	1,49
3-й	1,6

В кластер 1 вошло 18 регионов с высоким уровнем информатизации и развитой экономикой, с низким уровнем безработицы. Практически все показатели этого кластера выше среднероссийских. Среди этих показателей фигурируют средняя заработная плата, индекс уровня жизни, качество здравоохранения и др. Интересно отметить, что в таких городах, как Москва, Санкт-Петербург, Новосибирск, Челябинск, Самара, Казань, которые попали в этот кластер, находится наибольшее число вузов, готовящих ИТ-специалистов, что означает высокий кадровый ИТ-потенциал этих регионов.

Самым многочисленным оказался кластер 2, который характеризует близость значений показателя к среднероссийским значениям.

Кластер 3 образуют 18 регионов с низким уровнем информатизации. Он характеризуется низкими среднедушевыми доходами, высокими уровнями бедности и безработицы, наименьшей долей лиц с высшим и средним специальным образованием. Эти регионы лучшие по показателю естественного прироста населения.

Результаты кластеризации в части состава кластеров схожи с результатами статьи [3], авторы которой проводили исследование регионов РФ и кластеризовали регионы методом k -средних на основании значений показателей ИКТ.

Литература

1. *Миролюбова Т.В., Карлина Т.В., Николаев Р.С.* Цифровая экономика: проблемы идентификации и измерений в региональной экономике // Экономика региона. 2020. Т. 16. Вып. 2. С. 377–390.
2. *Миролюбова Т.В., Радионова М.В.* Оценка влияния факторов цифровой трансформации на региональный экономический рост // Регионоведение. 2021. Т. 29. № 3. С. 486–510.
3. *Сафиуллин М.Р., Абдукаева А.А., Ельшин Л.А.* Оценка и анализ цифровой трансформации региональных экономических систем Российской Федерации: методические подходы и их апробация // Экономика: проблемы, решения и перспективы. Вестник университета. 2019. № 19. С. 133–143.
4. *Петрова Е.А.* Методические подходы к оценке влияния информационных технологий на экономический рост в регионах России // Вестник Волгоградского государственного университета. Экономика. 2020. Т. 22. № 1. С. 23–34.

РЕГИОНАЛЬНЫЕ ОСОБЕННОСТИ СЕЗОННОСТИ РОЖДЕНИЙ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ: ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ ПОДХОД

Родионова Л.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: lrodionova@hse.ru

В работе предпринята попытка объяснения феномена «летних» детей и сезонности числа рождений в целом. В России, как и во многих странах мира, большинство детей рождается летом (в июле, августе). Теорий, объясняющих сезонность рождений, существует несколько: биологические факторы, влияние климата, сезонности ведения сельского хозяйства и сбора урожая, социальные факторы и т.д. [1–3]. В настоящей работе попытаемся проверить некоторые гипотезы относительно факторов сезонности рождений для современной России, используя эконометрический инструментарий.

Актуальность выбранной темы определяется необходимостью изучения структуры демографических показателей и их мониторинга в рамках реализации национального проекта «Демография» (2019–2024 гг.).

В работе использовались временные ряды из базы данных ЕМИСС. Рассматривалось число родившихся (тыс. человек) по РФ и отдельно по регионам за период с января 2006 по март 2021 г. (рис. 1).

Для сопоставимости данных по регионам амплитуда числа рождений для каждого региона рассчитывалась в процентах и интерпретировалась как отклонение от средней линии тренда согласно подходу, предложенному в работе [4]. В регионах РФ наблюдается достаточно высокая амплитуда сезонных колебаний числа рождений — 11–27% от среднего. Далее на основе регрессионного анализа были выявлены факторы, влияющие на амплитуду колебаний в регионах. Важное влияние на сезонность рождений оказывает климат: в более теплых регионах амплитуда колебаний выше. Высокa роль степени урбанизации в сезонности рождений. В регионах с высокой долей сельского населения наблюдается большая вариация сезонности рождений. Не подтвердилось влияние качества питания (как фактора репродуктивных свойств организма) на сезонность рождений.

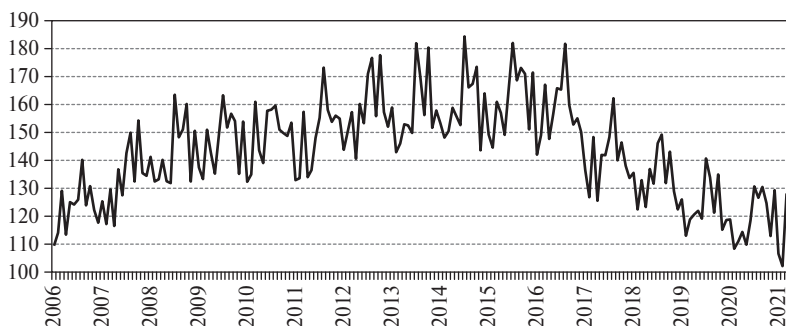


Рис. 1. Число зарегистрированных родившихся в России по месяцам рождений, тыс. человек

Источник: ЕМИСС.

На основе моделей коинтеграции рассматривалась взаимосвязь числа рождений и числа браков в регионах. Изучение общих тенденций выбранных показателей осуществлялось на основе коинтеграционного анализа в соответствии с подходом Йохансена [5]. Векторные модели коррекции ошибками (VECM) оценивались с включением сезонных фиктивных переменных. Оптимальная спецификация моделей подбиралась на основе информационных критериев и соответствия модели ее предпосылкам. Остатки моделей тестировались на отсутствие автокорреляции (Rao F-тест) и соответствие нормальному закону распределения (тест Дурника — Хансена). Анализ проводился в целом по России и для отдельно взятых регионов с самой высокой и самой низкой амплитудой сезонных колебания рождений. К регионам с самой низкой амплитудой относятся Республика Бурятия и Тюменская область, а к регионам с наибольшей амплитудой — Республика Ингушетия и Чукотский автономный округ.

Результаты теста Йохансена на наличие коинтеграции между числом рождений и числом браков по РФ указывают на то, что между процессами числа рождений и числа браков существует одно коинтеграционное соотношение. Аналогичный анализ был проведен для России в целом, Республики Ингушетии и Тюменской области (табл. 1) в сравнении двух периодов наблюдений для того, чтобы отследить возможные изменения в общих тенденциях числа родившихся и числа браков.

Далее на основе оценок VECM-модели была рассчитана декомпозиция дисперсии ошибки прогноза для периода 2006–

**Результаты теста Йохансена на наличие коинтеграции
между числом рождений и числом браков**

Регион	Период наблюдений	Наличие коинтеграции
Россия	2006–2014	Есть**
	2015–2021	Есть*
Республика Ингушетия	2006–2014	Нет**
	2015–2021	Нет**
Тюменская область	2006–2014	Есть**
	2015–2021	Есть**

Примечание. ** — результаты проверки нулевой гипотезы на 5%-м уровне значимости, * — на 10%-м уровне значимости. В спецификацию тестов добавлены сезонные фиктивные переменные.

2014 гг., которая указывает на то, что дисперсия числа родившихся в среднем на 40% объясняется шоками числа браков и на 60% собственными шоками. Влияние собственных шоков более значительное, нежели шоков числа браков. Отметим, что оценки аналогичной ВЕСМ-модели на подвыборке 2015–2021 гг. показали, что влияние числа браков снижается и становится статистически незначимым, декомпозиция дисперсии ошибки прогноза числа рождений для второго периода объясняется шоками числа браков лишь на 5%. Однако в целом полученный результат указывает на значимое влияние числа браков на число рождений.

Несмотря на высокие достижения технического прогресса, демографический переход, изменение роли сельского хозяйства в экономике, деторождение в России в начале XXI в. по-прежнему подвержено влиянию сезонных факторов. Однако можно предположить, что в настоящее время сезонность числа рождений в России связана с активным планированием населением сроков деторождения, а для объяснения причин выбора определенного месяца для рождения необходимо дальнейшее изучение проблемы на микроуровне.

Литература

1. Cowgill U.M. Season of birth in man: Contemporary situation with special reference to Europe and the Southern hemisphere // Ecology. 1966. Vol. 47. No. 4. P. 614–623. doi: <https://doi.org/10.2307/1933939>

2. *Lam D., Miron J.* Global patterns of seasonal variation in human fertility // *Annals of the New York Academy of Sciences*. 1994. Vol. 709. P. 9–28. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1749-6632.1994.tb30385.x>
3. *Dorelien A.* Birth seasonality in sub-Saharan Africa // *Demographic Research*. 2016. Vol. 34. No. 27. P. 761–796. doi: <https://doi.org/10.4054/DemRes.2016.34.27>
4. *Martinez-Bakker M., Bakker K., King A. et al.* Human birth seasonality: Latitudinal gradient and interplay with childhood disease dynamics // *Biological Sciences*. 2014. Vol. 281. No. 1783. P. 1–8. doi: <https://doi.org/10.1098/rspb.2013.2438>
5. *Johansen S.* Statistical analysis of cointegration vectors // *Journal of Economic Dynamics and Control*. 1988. No. 12. P. 231–250. doi: [https://doi.org/10.1016/0165-1889\(88\)90041-3](https://doi.org/10.1016/0165-1889(88)90041-3)

ТЕОРИЯ И МЕТОДОЛОГИЯ ИССЛЕДОВАНИЯ СОЦИАЛЬНОЙ КОМФОРТНОСТИ ПРОЖИВАНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНА

Сажин Ю.В.

г. Саранск, МГУ им. Н.П. Огарева

Скворцова М.А.

г. Саранск, РУК

E-mail: m.a.skvortsova@ruc.su

Важнейшей задачей современного этапа социально-экономического развития России является формирование сильной, ориентированной на интересы граждан социальной политики, направленной на создание условий, обеспечивающих достойное и полноценное развитие человека. В этих условиях важнейшей задачей регионального развития выступает формирование ориентированного на качество жизни территориального управления, которое предполагает удовлетворение потребностей жителей в максимально комфортных условиях проживания. В связи с этим возрастает интерес к исследованию такой экономической категории, как социальная комфортность проживания населения.

Социальная комфортность проживания населения трактуется авторами как характеристика физического, психологического, эмоционального и социального восприятия людьми своего положения в жизни в зависимости от культурных особенностей и системы ценностей и в связи с их целями, ожиданиями, стандартами и заботами [1]. Само понятие «комфортность» носит междисциплинарный характер и имеет множество аспектов, каждый из которых характеризует стороны и особенности данной категории. Среди основных аспектов комфортности следует выделить философский, медицинский, экономический, социологический и др. Очевидно, что среди исследователей нет единого мнения не только касательно трактовки данного показателя, но и о его месте среди остальных терминов, характеризующих жизненную среду обитания, таких как благосостояние, уровень жизни, образ жизни, стандарт жизни, качество жизни и т.д.

Органы регионального управления при реализации социально-экономической политики сталкиваются с проблемой отсутствия информации о социальной комфортности проживания населения (особенно с позиции населения), что не позволяет принимать эффективные управленческие решения. Индикаторы социальной комфортности проживания населения приобретают системообразующий характер в региональной политике, и в то же время следует констатировать, что ни дефиниции категории социальной комфортности проживания населения, ни адекватный российской действительности подход к исследованию данного социально-экономического феномена в региональном аспекте, развивающемся довольно фрагментарно, не обнаружены. Современная практика управления социально-экономическим развитием региона не скоординирована с индикаторами социальной комфортности проживания населения, что неизбежно снижает ее эффективность.

Необходимо сказать, что при разработке методики оценки индикаторов социальной комфортности проживания населения основное внимание должно уделяться набору характеристик жизни людей, которые важны либо по существу, как объективное выражение комфортности проживания, либо в инструментальном плане, поскольку с их помощью можно достичь хороших субъективных состояний.

Формирование информационной базы статистического анализа социальной комфортности проживания населения в регионе представляет собой двухэтапную процедуру. На первом этапе

с целью структуризации и классификации индикаторов (статистических показателей), частных индикаторов и интегрального индикатора социальной комфортности проживания населения в регионе строится их общая иерархическая система в виде схемы. На втором этапе эта система наполняется конкретным содержанием, учитывающим региональную специфику [2].

Рассматривая сущность социальной комфортности проживания населения в регионе, в конечном счете можно прийти к следующим базовым компонентам: жилищные условия населения, доступность образования, качество здравоохранения, досуговая жизнедеятельность, личная безопасность, социальная патология общества, социальная справедливость, оптимальность рынка труда, инфраструктурные процессы территории, демографическая безопасность.

Единого подхода к определению пороговых значений оцениваемых параметров тоже не существует. Каждый исследователь самостоятельно устанавливает пороги, что нельзя признать правильным. Во-первых, это повышает субъективизм оценки; во-вторых, такой подход сильно сокращает аналитические возможности исследований, поскольку не позволяет проводить сравнение между регионами, оценка ситуации в которых проведена на основе разных методик.

Считаем, что единой методики для оценки социальной комфортности проживания населения всех регионов такой огромной страны, как Российская Федерация, условия жизни и хозяйствования в которых объективно сильно различаются, выработать невозможно. В основу группировки субъектов в целях проведения сравнительной оценки их социальной комфортности проживания населения может быть положена классификация российских регионов, закрепленная в Стратегии пространственного развития: агропромышленный центр, геостратегическая территория, крупная городская агломерация, крупнейшая городская агломерация, минерально-сырьевой центр [3].

Литература

1. *Sazhin Y.V., Skvortsova M.A., Bakanach O.V. et al.* System diagnostics of the social comfort of living in the region: Methodological approach and the results of assessment // International Journal of Economics and Financial Issues. 2016. No. 6 (S5). P. 151–156.

2. Скворцова М.А., Лещайкина М.В. Разработка методики оценки уровня социальной комфортности проживания населения в регионе // Вестник Волжского университета им. В.Н. Татищева. 2010. № 19. С. 141–145.

3. Стратегия пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 года. Утверждена распоряжением Правительства РФ от 13.02.2019 № 207-р. URL: http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_318094/ (дата обращения: 12.04.2022).

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИМПОРТА И ЭКСПОРТА УГЛЯ ПО ПАНЕЛЬНЫМ ДАННЫМ

Сарычева Т.В.

г. Йошкар-Ола, МарГУ

E-mail: tvdolmatova@bk.ru

Развитие мирового региона тесно связано с тем, сколько угля потребляется на его территории. Особенно это характерно для стран с развивающейся экономикой, где ключевым ресурсом для производства энергии является уголь, а потребление энергии в них стремительно растет [1]. Развитые страны постепенно отказываются от потребления угля, делая выбор в пользу возобновляемых источников энергии [2]. Однако далеко не все регионы обеспечены природными ресурсами в достаточном объеме, что обусловлено тектоническим строением их территорий и геологическими особенностями.

Для выделения факторов, оказывающих определяющее влияние на объемы импорта и экспорта угля, в разрезе 15 мировых субрегионов был проведен регрессионный анализ, в основу которого легли панельные данные за 1990–2018 гг. В качестве результативных выступали объем импортируемого угольного сырья (y_{1it}) и объем экспортируемого угольного сырья (y_{2it}) по субрегионам, взятые в тераджоулях; объясняющими переменными послужили следующие показатели, взятые также в тераджоулях по i -му субрегиону в момент времени t : x_{1it} — энергоснабжение на базе угля; x_{2it} — производство электроэнергии на базе угля; x_{3it} — конечное потребление угольного топлива; x_{4it} — первичное производство угля; x_{5it} — из-

менение запасов угольного сырья; $x_{6_{it}}$ — переработка угольного топлива; $x_{7_{it}}$ — собственное использование угля. Таким образом, информационная база исследования содержала 435 наблюдений.

Проведенный анализ основывался на большом количестве построенных моделей, однако лучших результатов с точки зрения качества аппроксимации удалось добиться как для импорта, так и для экспорта угольного топлива с помощью моделей по пространственно-временным данным с фиксированными эффектами (доказательством послужило использование теста Хаусмана) [3].

Итоговые уравнения имеют вид

$$\hat{y}_{1_{it}} = 101135,8 + 0,219x_{1_{it}} - 0,263x_{6_{it}} - 0,473x_{7_{it}};$$

(t-статистика) (7,82) (7,31) (-5,26) (-4,73)

$$R^2_{within}(\hat{\beta}_W) = 0,85; \quad F(4,416) = 592,35; \quad \text{corr}(u_{-i}, Xb) = -0,1791;$$

$$\hat{y}_{2_{it}} = 137840,9 - 0,762x_{1_{it}} + 2,321x_{2_{it}} +$$

$$+ 0,961x_{4_{it}} + 0,853x_{5_{it}} - 0,226x_{6_{it}} - 0,487x_{7_{it}};$$

(t-статистика) (-25,41) (6,70) (52,24) (10,31) (-4,35) (-4,77)

$$R^2_{within}(\beta_W) = 0,87; \quad F(6,414) = 473,13; \quad \text{corr}(u_{-i}, Xb) = -0,5818.$$

Построенная модель для импорта угля по субрегионам мира показала, что увеличению его объема способствует рост энергообеспечения и производства электроэнергии на базе угля, что очень наглядно можно увидеть в развивающемся азиатском регионе, который в настоящее время является мировым лидером в области энергоснабжения, основанного на угольном сырье. Знаки при коэффициентах в модели доказывают, что потребности в импорте топлива значительно снижаются с углублением процесса переработки угля, так как значительно возрастают объемы генерируемой энергии. Сокращению поставок угля также способствует увеличение использования в энергетике собственных угольных ресурсов. Доказательством данного вывода может выступать Индия, где правительство страны в рамках программ импортозамещения установило курс на полное самообеспечение углем национальной экономики [4].

Анализ результатов моделирования объемов экспорта угля показал, что между первичным производством угля и его экспортом существует прямая зависимость, так как при расширении первичного угольного производства у субрегиона появляется возмож-

ность наращивать объемы экспорта данного вида сырья, с другой стороны, сокращение энергоснабжения на угольной основе приводит к снижению собственных потребностей в угольном топливе у стран-экспортеров, следовательно, излишки также могут быть направлены на экспорт. Данная зависимость отчетливо прослеживается в американском регионе [5]. Однако происходящее в настоящее время снижение производства электроэнергии из угля влечет за собой и сокращение спроса на энергетический уголь, что, в свою очередь, отрицательно влияет и на объемы экспортных поставок угольного сырья.

В соответствии с полученной моделью экспорт угля находится в обратной зависимости от переработки угольного топлива. При развитии технологий глубокой переработки угля открываются возможности создания новых продуктов на базе традиционного сырья, способные продвинуть экспортную отрасль субрегиона. Например, Китай способен делать из угля моторное топливо [6]. Рост собственного использования угля в энергетике увеличивает расход имеющегося угольного топлива субрегионом, в связи с чем количество выделяемого на экспортные поставки угля сокращается.

Литература

1. *Плакилкина Л.С., Плакилкин Ю.А., Дьяченко К.И.* Мировые тенденции развития угольной отрасли // Горная промышленность. 2019. № 1 (143). С. 24–29.
2. *Трушина Г.С.* Значение угольной промышленности на современном и перспективном этапах развития мировой и российской энергетики // Известия вузов: горный журнал. № 3. 2019. С. 81–89.
3. *Мхитарян В.С., Сарычева Т.В.* Прогнозирование занятости населения в Российской Федерации по видам экономической деятельности // Вопросы статистики. 2017. № 3. С. 18–29.
4. Уголь России и мира: производство, потребление, экспорт, импорт [Электронный ресурс]. URL: https://www.cdu.ru/tek_russia/articles/5/499/.
5. Современное состояние и перспективы развития нефтегазового комплекса латиноамериканских государств [Электронный ресурс]. URL: https://neftegaz.ru/analysis/oil_gas/329301-neft-i-gaz-latinskoy-ameriki-instrumenty-politiki-ili-sfery-sotrudnichestva/.

6. Добыча сильнейших. Как выжить предприятиям угольной промышленности [Электронный ресурс]. URL: <https://www.forbes.ru/biznes/352135-dobycha-silneyshih-kak-vyzhit-predpriyatiya-m-ugolnoy-promyshlennosti>.

РЕШЕНИЕ ПРОБЛЕМЫ ОТРИЦАТЕЛЬНОСТИ ВЕСОВЫХ КОЭФФИЦИЕНТОВ ОБЪЕДИНЕННОГО ПРОГНОЗА

Сурков А.А.

г. Москва, ИЭ РАН

E-mail: surkoff@inbox.ru

В практике прогнозирования зачастую появляется проблема повышения точности получаемых прогнозов. Сегодня перед прогнозистом стоят два пути решения этой проблемы: выбирать и применять один из методов прогнозирования, который дает наиболее точный прогноз, или же использовать параллельное прогнозирование отдельными методами с последующим объединением полученных результатов в общий прогноз — объединение прогнозов. При объединении прогнозов используются частные (отдельные) методы прогнозирования по выбранным моделям, после чего все полученные прогнозы объединяются в единый прогноз.

Определение весовых коэффициентов — основная задача при построении любого объединенного прогноза. Эти коэффициенты определяют долю и значимость частных методов прогнозирования, которые войдут в итоговое объединение прогнозов.

Обычно на весовые коэффициенты накладываются два ограничения. Первое ограничение определяет сумму всех коэффициентов в общем прогнозе, которая равна единице. Вторым ограничением является неотрицательность весовых коэффициентов, так как на практике достаточно часто встречаются ситуации, при которых весовые коэффициенты имеют отрицательные значения. Это условие выдвигается в связи с тем, что доля информации, используемой при разработке прогноза каким-либо частным методом прогнозирования, не может быть отрицательной и вклад частного прогноза в объединение также не может быть отрицательным.

Но ограничение на неотрицательность весовых коэффициентов не всегда является обязательным условием в различных методах объединения прогнозов. Достаточно часто при построении объединенного прогноза исследователь получает отрицательным один из весов. Это связано с тем, что один из прогнозов в объединении оказывается на порядок точнее относительно других. В связи с этим ему придается вес, больший единицы. И для того чтобы условие на сумму весов выполнялось, другие веса компенсируют разницу от единицы через отрицательность. Поэтому появляется необходимость приведения весовых коэффициентов к положительному виду по причине того, что отрицательный весовой коэффициент не может служить долей частного прогноза в объединенном. Для этой цели можно рассмотреть предложение по использованию постоянной константы для получения положительных весов.

Суть предлагаемой модификации заключается в следующем. На первом этапе проводится объединение прогнозов любым методом объединения, без каких-либо ограничений на положительность весов. На втором этапе выделяются отрицательные весовые коэффициенты и находится максимальное по модулю значение $w_{\max} = \max(|w_j|)$. После этого ко всем весовым коэффициентам, полученным на первом этапе модифицированного объединения прогнозов, прибавляется найденный максимальный модуль с добавлением постоянной константы ϵ . В качестве ϵ необходимо использовать положительное число, стремящееся к нулю и выбранное таким образом, что его значение на несколько порядков меньше возможной точности прогнозной модели.

Таким образом, модифицированные весовые коэффициенты имеют следующий вид:

$$w'_i = w_i + w_{\max} + \epsilon, \quad i = 1, \dots, n.$$

где w_i — весовые коэффициенты, полученные по исходному методу объединения прогнозов; w_{\max} — максимальный весовой коэффициент из w_i .

Третий этап заключается в преобразовании весов. Сумма весовых коэффициентов приводится к единице.

Обозначим R разницу между суммой модифицированных коэффициентов, полученных на втором этапе, и единицей:

$$R = (w'_1 + \dots + w'_n) - 1,$$

и определим новые весовые коэффициенты с учетом ограничения на сумму:

$$w_1'' = w_1' - r_1, \dots, w_n'' = w_n' - r_n,$$

где $r_1 + \dots + r_n = R$.

Для этого необходимо выполнение следующего соотношения:

$$\frac{w_1'}{w_1' + \dots + w_n'} = \frac{w_1''}{(w_1' + \dots + w_n') - R}, \quad i = 1, \dots, n.$$

Так как $(w_1' + \dots + w_n') - R = 1$, то

$$\frac{w_i'}{w_1' + \dots + w_n'} = w_i' - r_i, \quad i = 1, \dots, n.$$

Из этого следует, что

$$r_i = \frac{w_i' R}{w_1' + \dots + w_n'}.$$

Получив значение r_i и подставив его в уравнение для поиска новых весов, получим модифицированные коэффициенты, которые будут в сумме давать единицу. Таким образом можно модифицировать весовые коэффициенты с отрицательными значениями.

Литература

1. *Granger C.W.J., Ramanathan R.* Improved methods of combining forecasts // *Journal of Forecasting*. 1984. Vol. 3. P. 197–204.
2. *Сурков А.А.* К вопросу повышения точности прогнозирования // *Экономика и предпринимательство*. 2018. № 8 (97). С. 1285–1290.
3. *Френкель А.А., Сурков А.А.* Определение весовых коэффициентов при объединении прогнозов // *Вопросы статистики*. 2017. № 12. С. 3–15.

ПРИМЕНЕНИЕ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ МОДЕЛЕЙ ПРИ ОЦЕНКЕ ВЛИЯНИЯ РЕГИОНАЛЬНОГО СОЦИАЛЬНОГО КАПИТАЛА

Трофимова Н.А.

г. Москва, ЦЭМИ РАН

E-mail: nataly_trofimova@mail.ru

При анализе динамики макроэкономических показателей регионов часто встает вопрос о влиянии этих показателей в пространственном аспекте. Ответ на этот вопрос дает пространственная эконометрика. Основы пространственной эконометрики заложили Paelinck и Klaasen [1] и Anselin [2]. За последние 30 лет пространственная эконометрика получила дальнейшее развитие. За рубежом этими вопросами занимались LeSage, Пейс (2009), Гриффит (2011), Kelejian, Пирас (2017) и др.; в России — Луговой и др. (2007), Балаш (2011), Беляева (2012), Демидова (2014) и др. Число публикаций увеличилось после появления новых вычислительных средств, например в средах MATLAB, STATA и т.д.

Цель работы — анализ социального капитала региона с учетом пространственного взаимодействия регионов России.

Пространственные регрессионные модели можно разделить на пространственные авторегрессионные модели первого порядка FAR, смешанные пространственные авторегрессионные модели SAR, модели с пространственной ошибкой SEM.

В нашем случае использовалась модель SAR, которая представляет собой расширенный вариант простой авторегрессионной модели с добавлением матрицы объясняющих переменных. Модель имеет вид

$$Y = \rho WY + XB + \xi,$$

где Y — вектор зависимой переменной; X — матрица объясняющих переменных; W — пространственная матрица весов; B — вектор оценивающих коэффициентов при факторах; ξ — вектор нормально распределенного шума; ρ — параметр, отвечающий за силу пространственной зависимости.

В качестве исходных данных, характеризующих региональный социальный капитал, были выбраны плотность социальных сетей (определяется как отношение прямых связей в сети к общему ко-

личеству связей), отношение числа общественных организаций в регионе к общему числу организаций, рост ВРП за год, %.

Все расчеты были проведены для 2000–2017 гг. по 75 регионам России. Следуя традиции многих исследователей, все регионы были разделены на западные и восточные, которые включают соответственно 52 и 23 региона. Такое разбиение характерно для Германии и России. Реже разбиение проводят на северные и южные регионы. Например, Италия, в которой традиционно регионы делятся на южные и северные.

В работе использовалась взвешенная матрица весов W , построенная по правилам граничной матрицы, элементы которой равны единице, если регионы i и j содержат сухопутную границу, и нулю — в противном случае. Диагональные элементы матрицы равны нулю. Иногда в качестве матрицы весов используется матрица обратных расстояний. Применение такой матрицы довольно проблематично, так как измерение расстояния между регионами не имеет однозначной трактовки. Матрица весов W имеет блочную структуру. Каждый из блоков характеризует влияние регионов, как западных, так и восточных, друг на друга. Пространственный лаг зависимых переменных WY также разделялся на четыре части, соответственно показатель ρ , характеризующий пространственные эффекты, также используется в четырех градациях.

В качестве объясняющих факторов рассматривались доля городского населения в регионе, плотность населения, ВРП на душу населения. Все эти факторы существенно влияют на социальный капитал региона. Как показали исследования, в городах больше развиты социальные сети, общественные организации, чем в сельской местности, это относится и к плотности населения. Показатель ВРП на душу населения, особенно его рост, способствует положительной динамике регионального социального капитала. Кроме того, этот показатель позволяет проверить логику работы модели, так как во многих пространственных регрессионных моделях он присутствует. Все факторы разбиты на две части, соответствующие западным и восточным регионам.

Для анализа пространственных эффектов чаще всего применяются тесты Морана, Вальда, Гетиса и др. В нашем случае для исследования пространственных эффектов использовались индексы Морана, которые рассчитывались для каждого года по всем выбранным регионам России, а также отдельно для западных и восточных регионов.

Для оценки выбранных моделей обычно используется метод максимального правдоподобия совместно с МНК [2]. В работе использовался метод Ареллано — Бонда, который позволяет решить проблему коррелированности объясняющих факторов.

Результаты, полученные с помощью модели SAR, имеют более высокую статистическую значимость, чем результаты модели сквозной регрессии. Положительная оценка коэффициентов пространственных лагов для западных регионов свидетельствует о положительном влиянии факторов социального капитала в этих регионах. Положительная оценка коэффициентов пространственных лагов, характеризующих влияние западных регионов на восточные, свидетельствует о распространении влияния регионального социального капитала с запада на восток. Оценка коэффициентов пространственных лагов, характеризующих влияние восточных регионов на западные, показала неустойчивость в тенденциях и требует дальнейшего исследования.

Литература

1. *Paelinck J., Klaassen L.* Пространственная эконометрика. Фарнборо: Саксонский дом, 1979.
2. *Anselin L.* Spatial econometrics: Methods and models. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers, 1988.

НЕЙРОСЕТЕВЫЕ МОДЕЛИ БИНОМИАЛЬНЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ И ИХ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Харин Ю.С.

г. Минск, БГУ

E-mail: kharin@bsu.by

Адекватной моделью динамики многих реальных стохастических явлений выступает временной ряд $x_t \in A$ на вероятностном пространстве (Ω, F, P) , где t — дискретное время, x_t — регистрируемая в момент времени t величина, A — пространство (алфавит) состояний исследуемого явления. Статистический анализ времен-

ных рядов в настоящее время глубоко разработан «для непрерывного случая», когда A — множество ненулевой меры Лебега.

В последние годы из-за «цифровизации общества» растет интерес к дискретным временным рядам, для которых теория статистического анализа не разработана. Они адекватно описывают реальные явления в экономике, генетике, социологии, метеорологии, защите информации. Дискретный временной ряд — это случайный процесс x_t с дискретным временем $t \in Z = \{\dots, -1, 0, 1, \dots\}$ и дискретным множеством состояний A мощности $2 \leq |A| \leq +\infty$; на практике часто $|A|$ конечна. Именно этот случай рассматривается в данном докладе: $A = \{0, 1, \dots, N\}$, $N < +\infty$.

Биномиальный условно авторегрессионный временной ряд определяется соотношениями [1]

$$\begin{aligned} P\{x_t = j_t \mid X_{-\infty}^{t-1} = J_{-\infty}^{t-1}\} &\equiv P\{x_t = j_t \mid X_{t-s}^{t-1} = J_{t-s}^{t-1}\} = \\ &= C_N^{j_t} p_t^{j_t} (1 - p_t)^{N - j_t}, \quad j_t \in A, t \in Z; \\ p_t &= p(J_{t-s}^{t-1}) = F_0(J_{t-s}^{t-1}), \quad J_{t-s}^{t-1} \in A^s, \end{aligned} \quad (1)$$

где $X_{t-s}^{t-1} = (x_{t-1}, \dots, x_{t-s})' \in A^s$ — вектор-столбец s -предыстории процесса к моменту времени t ; s — конечная глубина предыстории, $1 \leq s < +\infty$; $p_t \in [0, 1]$ — параметр биномиального распределения вероятностей; $F_0(\cdot): A^s \rightarrow [0, 1]$ — некоторая неизвестная «функция обратной связи», задающая зависимость от s -предыстории. В [2] рассмотрен случай базисного представления $F_0(\cdot)$:

$$F_0(J_{t-s}^{t-1}) ::= F\left(\sum_{i=1}^m a_i \psi_i(J_{t-s}^{t-1})\right), \quad J_{t-s}^{t-1} \in A^s,$$

где $F(\cdot): R^1 \rightarrow [0, 1]$ — некоторая абсолютно непрерывная функция распределения; $\{\psi_i(\cdot)\}$ — заданный набор m линейно независимых на A^s базисных функций, $m \leq N^s$; $\{a_i\}$ — неизвестные параметры (коэффициенты) модели. Существенный недостаток этой модели — отсутствие рекомендаций по заданию базиса $\{\psi_i\}$.

Для преодоления этого недостатка в данном докладе предлагается аппроксимировать функцию $F_0(\cdot)$ в (1) с помощью двуслойной искусственной нейронной сети (ИНС):

$$F_0(J_1^s) = F\left(\sum_{i=1}^m b_i F_i\left(\sum_{k=1}^s a_{ik} j_k\right)\right), \quad J_1^s \in A^s, \quad (2)$$

где $F(\cdot), F_1(\cdot), \dots, F_m(\cdot): R_1 \rightarrow [0, 1]$ — некоторые заданные абсолютно непрерывные функции распределения; параметры модели:

$2 \leq m \leq m_+ = \frac{N^s}{s+1}$, $B = (b_1, \dots, b_m)' \in R^m$, $A_i = (a_{i1}, \dots, a_{is})' \in R^s$, $i = \{1, \dots, m\}$ — неизвестные вектор-столбцы коэффициентов. Нелинейная зависимость (2) реализуется двуслойной ИНС с s входами, одним выходом, m нейронами на первом слое и одним нейроном на втором слое.

В докладе построены состоятельные оценки параметров модели (1), (2) по наблюдаемой реализации $x_1, \dots, x_T \in A$ временного ряда длиной T .

Теоретические результаты иллюстрируются компьютерными экспериментами [3].

Литература

1. Харин Ю.С., Волошко В.А. Биномиальная условно нелинейная авторегрессионная модель дискретного временного ряда и ее вероятностно-статистические свойства // Труды Института математики НАН Беларуси. 2019. Т. 26. № 1.
2. Kharin Yu., Voloshko V., Medved E. Statistical estimation of parameters for binary conditionally nonlinear autoregressive time series // Mathematical Methods of Statistics. 2018. Vol. 27. No. 2.
3. Kharin Yu., Voloshko V. Robust estimation for Binomial conditionally nonlinear autoregressive time series based on multivariate conditional frequencies // Journal of Multivariate Analysis. 2021. Vol. 185. No. 2.

ТЕХНОЛОГИЧЕСКИЕ ТРЕНДЫ: АНАЛИЗ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ

Хохлова О.А., Хохлова А.Н.

г. Улан-Удэ, ВСГУТУ
E-mail: hohlovao@mail.ru

Технологические тренды в работе строились на основании больших данных рынка патентования технологий. Патентами обычно защищают то, что через пять—семь лет должно появиться

на рынке. Соответственно, если мы видим рост количества патентов по какому-то конкретному направлению, то можем спрогнозировать, что будет в тренде в ближайшие несколько лет.

Цели исследования — группировка классов патентов на основе динамических рядов и выявление по ним дальнейших технологических трендов, прогнозирование числа рассматриваемых патентов при помощи методов машинного обучения и выбор лучшей модели.

Исходной информацией для анализа явились большие данные с открытого портала <https://www.lens.org> за период 2010–2020 гг. — 2 250 000 записей, затем после обработки и очистки осталось 1 123 189 записей. Атрибутов — 31. Разработка программного кода на языке Python.

На первом этапе проводился анализ патентов для выявления технологических трендов: угасающие (если число патентов снижается), перспективные (стабильный рост) и «прорывные» (резкий рост). Это построение линейного и полиномиального трендов по основным классам патентов различных областей согласно Международной патентной классификации (исторические данные, характеризующие эволюционное развитие за 2010–2020 гг.). Примеры представлены на рис. 1–3. Высокие оценки коэффициента детерминации (r^2), близкие к единице, говорят о высокой значимости построенных трендов, т.е. зависимая переменная — число патентов

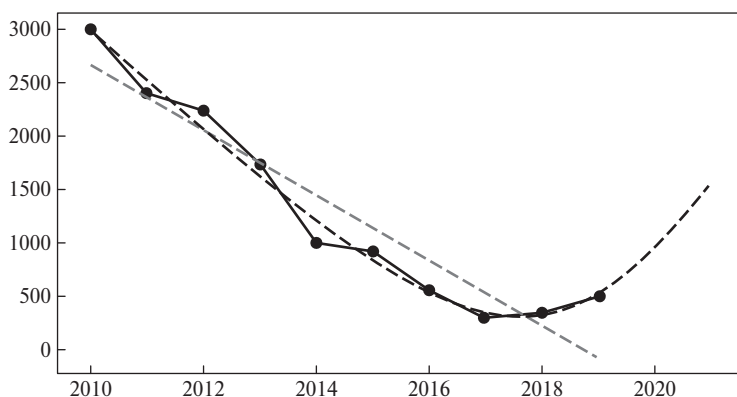


Рис. 1. Пример «перспективного» технологического развития — тренд количества патентов подраздела В82 «Нанотехнология» за 2010–2020 гг. и прогноз на 2021–2022 гг.

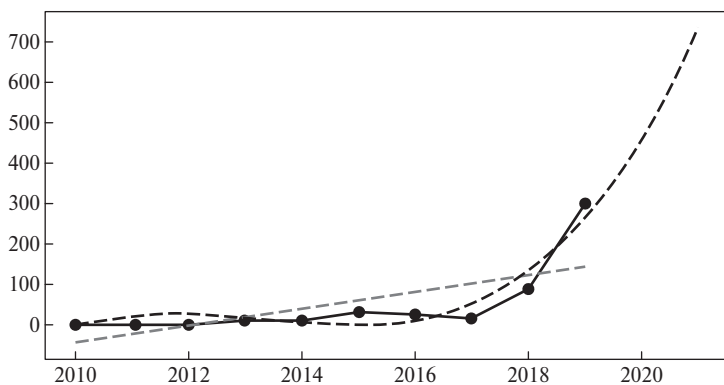


Рис. 2. Пример «прорывного» технологического тренда — тренд количества патентов подраздела В33 «Технология послойного синтеза» за 2010–2020 гг. и прогноз на 2021–2022 гг.

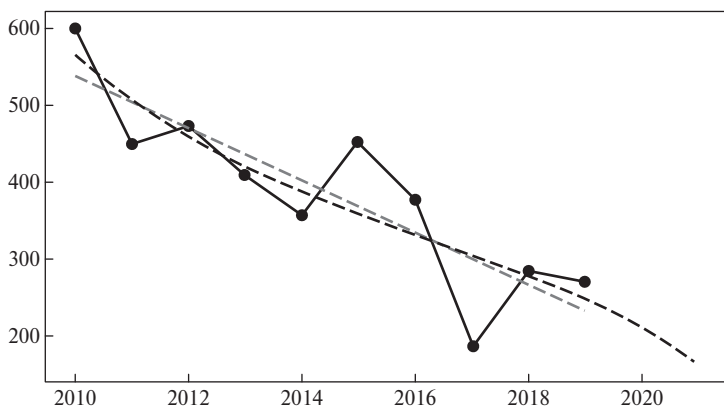


Рис. 3. Пример «угасающего» тренда технологического развития — тренд количества патентов подраздела В02 «Дробление или измельчение различных материалов; подготовка зерна к помолу» за 2010–2020 гг. и прогноз на 2021–2022 гг.

каждого подраздела сильно зависит от независимой переменной — показателя времени.

Несмотря на то что линейные и полиномиальные модели числа патентов разных подразделов Международной патентной классификации показывают общие направления технологического развития, построенные тренды не позволяют точно предсказать

прогнозные значения в будущих периодах. Поэтому в работе на втором этапе была поставлена задача построения предиктивных моделей при помощи методов машинного обучения — трех классических методов прогнозирования: наивное прогнозирование, простое экспоненциальное сглаживание и ARIMA; их сравнительный анализ по показателям качества моделей и выбор лучшей методики. В качестве обучающей выборки отобраны ряды динамики за 2010–2016 гг. (70%), тестовой выборки — за 2017–2019 гг. (30%), прогноз строился на 2020–2022 гг.

Литература

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. М.: ЮНИТИ, 1998. 1000 с.
2. Кун М., Кьелл Дж. Предиктивное моделирование на практике. СПб.: Питер, 2019. 640 с.
3. Brownlee J. Comparing classical and machine learning algorithms for time series forecasting. Machine learning mastery [Electronic resource]. URL: <https://machinelearningmastery.com/findings-comparing-classical-and-machine-learning-methods-for-time-series-forecasting/> (date of access: 21.10.2021).

ОЦЕНКА ПРОСТРАНСТВЕННОГО ВЗАИМОДЕЙСТВИЯ ФАКТОРОВ ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСКОЙ АКТИВНОСТИ

Шаклеина М.В., Шаклеин К.И.

г. Москва, МШЭ МГУ им. М.В. Ломоносова

E-mail: shakleina.mv@gmail.com

Исследование выполнено при поддержке Российского научного фонда (грант № 20-68-47030 «Эконометрические и вероятностные методы для анализа финансовых рынков сложной структуры»).

В последние годы возрастает интерес к географии предпринимательской деятельности, что проявляется в таких темах, как пространственное размещение предприятий и связь с экономиче-

ским ростом [1], усиление роли географии в стратегическом управлении фирмами [2]. Это связано с тем, что большое значение для регионального экономического развития играют, во-первых, местоположение как новых, так и существующих предприятий [3, 4], а во-вторых, пространственная зависимость факторов предпринимательской активности [5].

Цель исследования — оценка роли пространственного фактора в развитии предпринимательской деятельности в регионах России.

Для достижения данной цели определены следующие задачи:

1) предложить систему индикаторов предпринимательской активности и осуществить отбор наиболее информативных индикаторов;

2) определить влияние факторов предпринимательской активности с учетом и без пространственного лага зависимой и независимых переменных;

3) произвести оценку пространственных эффектов (прямых, косвенных, общих);

4) сформулировать предложения по учету пространственных взаимосвязей и направлениям возможной корректировки проводимой социально-экономической политики.

В работе построены следующие модели: с пространственным лагом, с пространственной структурой в ошибках, с пространственным лагом и пространственной структурой в ошибках, модель Дарбина, а также панельная регрессия.

Идентификация факторов пространственных моделей произведена на основе методики отбора информативных частных критериев С.А. Айвазяна, проведенного внутри каждого из семи блоков переменных, объясняющих появление малых и средних предприятий в регионах.

Согласно анализу построенных моделей, отмечается, что в России существуют сильные взаимосвязи между регионами и их взаимное влияние друг на друга по зависимой переменной — количеству малых и средних предприятий, а также по таким факторам предпринимательской активности, как заработная плата и уровень безработицы. Влияние заработной платы и уровня безработицы на изменение предпринимательской активности намного больше, если учитывать пространственные взаимодействия.

Для развития предпринимательства большое значение имеют размер средней заработной платы и уровень безработицы в сосед-

них регионах, а также образованность населения, развитие цифровизации, инновационных возможностей и уровень концентрации трудовых ресурсов в каждом конкретном регионе.

Результаты подтверждают актуальность использования при анализе предпринимательской деятельности не только региональных характеристик, но и пространственно-временных зависимостей. Ожидается, что полученные результаты представят практическую информацию директивным органам, стремящимся к содействию развитию предпринимательской деятельности на федеральном уровне.

Литература

1. *Krugman P.* Increasing returns and economic geography // Journal of Political Economy. 1991. Vol. 99. No. 3. P. 483–499. doi: 10.1086/261763
2. *Sorenson O., Baum J.A.C.* Editors' introduction: Geography and strategy // The Strategic Management of Space and Place. Advances in Strategic Management. 2003. No. 20. P. 1–19. doi: 10.1016/S0742-3322(03)20016-4
3. *Audretsch D., Keilbach M.* Entrepreneurship capital and economic performance // Regional Studies. 2010. Vol. 38. No. 8. P. 949–959. doi: 10.1080/0034340042000280956
4. *Fritsch M., Mueller P.* The effect of new business formation on regional development over time: The case of Germany // Small Business Economics. 2008. Vol. 30. No. 1. P. 15–29. doi: 10.1007/s11187-007-9067-9
5. *Acs Z.J., Armington C., Zhang T.* The determinants of new-firm survival across regional economies: The role of human capital stock and knowledge spillover // Papers in Regional Science. 2007. Vol. 86. No. 3. P. 367–391. doi: 10.1111/j.1435-5957.2007.00129.x

ПРИМЕНЕНИЕ НЕЧЕТКОЙ ЛОГИКИ ПРИ АНАЛИЗЕ ДАННЫХ И ПРОГНОЗИРОВАНИИ

Шведов А.С., Связов В.А.

г. Москва, НИУ ВШЭ

E-mail: ashvedov@hse.ru

Нечеткая логика разделяется на два направления. Нечеткая логика в узком смысле (нечеткая математическая логика) — это обобщение классической двузначной математической логики. Но в отличие от двузначной логики истинность высказывания может быть любым действительным числом из отрезка $[0, 1]$, а не только 0 или 1. По простым и наглядным формулам определяется истинность отрицания, конъюнкции, дизъюнкции. Сложнее дело обстоит с импликациями, в нечеткой математической логике существует несколько видов импликаций.

Нечеткая логика, обычно применяемая при анализе данных и прогнозировании, называется нечеткой логикой в широком смысле. Математическая модель, используемая при таком подходе, состоит из системы нечетких правил. Каждое из нечетких правил по форме напоминает импликацию, утверждение вида «если..., то...». Например, если значения, относящиеся к предшествующим моментам времени, принадлежат одному кластеру, то коэффициенты в уравнении типа авторегрессии одни, если другому кластеру, то другие. (Во многих случаях такие математические модели бывают локально-линейными.) Степень активации каждого нечеткого правила напоминает истинность высказывания из нечеткой логики в узком смысле. Здесь также используется термин «импликация», однако это другие импликации, не те, которые рассматриваются в нечеткой логике в узком смысле. Нечеткие системы с успехом применяются при математическом моделировании финансовых рынков, а также во многих других прикладных областях.

Однако более точные результаты, чем обычные нечеткие системы, могут давать нечеткие системы типа 2. Отличие нечеткого множества типа 2 от обычного нечеткого множества состоит в том, что для любого элемента универсального множества степень принадлежности к нечеткому подмножеству, в свою очередь, может быть нечетким числом, носитель которого принадлежит отрезку $[0, 1]$.

В докладе, в частности, будут представлены результаты, относящиеся к прогнозированию волатильности временного ряда.

Литература

1. *Бричкова А.П., Могилевич Е.О., Шведов А.С.* О вейвлет-преобразованиях при моделировании цен акций нечеткими системами // Экономический журнал ВШЭ. 2019. № 23. С. 444–464.
2. *Шведов А.С.* О нечетких множествах типа 2 и нечетких системах типа 2 // Итоги науки и техники. Современная математика и ее приложения. Тематические обзоры. 2019. № 165. С. 114–122.

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ ФУНКЦИЙ MS EXCEL ДЛЯ АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ

Шишов В.Ф., Искоркин Д.В.

г. Пенза, ВА МТО

E-mail: vfshishov@mail.ru

В настоящее время наиболее доступными инструментами для статистического анализа и прогнозирования являются надстройки MS Excel (Статистические функции и инструменты Пакета анализа). В MS Excel-2016 имеется 111 статистических функций и 18 инструментов Пакета анализа, которые позволяют:

- проводить предварительный анализ;
- определять числовые характеристики и проводить их интервальное оценивание;
- проверять статистические гипотезы различными методами;
- проводить дисперсионный, корреляционный анализ и строить регрессионные модели и др.

При проведении статистического анализа и прогнозирования в решении прикладных задач используются статистические функции под общим названием ПРЕДСКАЗ.ETS. При использовании статистической функции ПРЕДСКАЗ.ETS имеется возможность рассчитывать или прогнозировать будущие значения на основе существующих (ретроспективных) данных с использованием одной из версии AAA алгоритма экспоненциального сглаживания (ETS).

Спрогнозированное значение представляет собой продолжение ретроспективных значений на указанную целевую дату, которая должна продолжать временную шкалу.

При применении ETS используется один из вариантов модели Хольта — Уинтерса. Прогноз по этой модели на τ шагов вперед определяется зависимостью

$$y_t(\tau) = [a_t + b_t(\tau)]F_{t-L+\tau}, \quad (1)$$

где τ — время упреждения прогноза; a_t и b_t — текущие оценки коэффициентов модели линейного роста; $F_{t-L+\tau}$ — мультипликативный сезонный фактор. В нем L — количество фаз в полном сезонном цикле (длина интервала сезонности), т.е. если наблюдения ежемесячные, то $L = 12$.

Оценки коэффициентов модели корректируются по процедуре экспоненциального сглаживания. В данной модели имеются три параметра адаптации (сглаживания) α , β и γ , которые определяются путем подбора, причем все они принимают значение от нуля до единицы.

Расчет параметров в тренд-сезонной модели Хольта — Уинтерса проводится по формулам

$$\begin{aligned} a_t &= \alpha \frac{y_t}{F_{t-L}} + (1 - \alpha)(a_{t-1} + b_{t-1}), \\ b_t &= \gamma(a_t - a_{t-1}) + (1 - \gamma)b_{t-1}, \\ F_t &= \beta \frac{y_t}{a_t} - (1 - \beta)F_{t-L}. \end{aligned} \quad (2)$$

При этом начальные оценки параметров линейной модели a_0 и b_0 рассчитываются с помощью МНК по первой половине исходных данных. Начальные значения коэффициентов сезонности определяются делением фактических значений первой половины временного ряда на их оценки, вычисленные по данной линейной модели с последующим их усреднением по одноименным периодам.

Однако современный подход подразумевает, что все коэффициенты моделей экспоненциального сглаживания автоматически подбираются путем минимизации какого-нибудь критерия. А полученные коэффициенты и параметры линейной модели a_0 и b_0 , рассчитываемые в данном случае по предварительно десезонализированному ряду данных, обычно служат стартовыми значениями при подборе оптимальных значений.

Таким образом, при построении модели Хольта — Уинтерса требуется помимо трех постоянных сглаживания подобрать еще L сезонных коэффициентов и два коэффициента для оценки трендовой компоненты

Важно и то, что для построения модели должен быть ряд данных, состоящий хотя бы из трех периодов. По первому периоду рассчитываются сезонные коэффициенты, по второму строится сама модель (но в расчете используются еще не адаптированные сезонные коэффициенты из первого периода), и только по третьей части можно подобрать оптимальные постоянные сглаживания для сезонной компоненты.

При использовании данной функции (ПРЕДСКАЗ.ETS) необходима временная шкала, заданная с фиксированным интервалом между точками. Например, это может быть месячная временная шкала со значениями на 1-е число каждого месяца, годовая временная шкала или шкала числовых индексов. Для этого типа временной шкалы очень удобно агрегировать подробные необработанные данные, прежде чем составлять прогноз. В этом случае точность прогноза также будет выше. Применение данной статистической функции показано на примере.

Литература

1. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю.* Анализ данных в MS Excel: учеб. пособие. М.: КУРС, 2018. 368 с.
2. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю. и др.* Теория вероятностей и математическая статистика с использованием MS Excel: учебник и практикум. Ч. 1: Теория вероятностей. М.: КУРС, 2019. 240 с.
3. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю. и др.* Теория вероятностей и математическая статистика с использованием MS Excel: учебник и практикум. Ч. 2: Математическая статистика. М.: КУРС, 2019. 253 с.

CRYPTO EXCHANGES AND CREDIT RISK: MODELING AND FORECASTING THE PROBABILITY OF CLOSURE

Fantazzini D.

Moscow, MSE MSU

E-mail: dean.fantazzini@gmail.com

While there is increasing interest in crypto assets, the credit risk of these exchanges is still relatively unexplored. To fill this gap, we considered a unique dataset of 144 exchanges, active from the first quarter of 2018 to the first quarter of 2021. We analyzed the determinants surrounding the decision to close an exchange using credit scoring and machine learning techniques. Cybersecurity grades, having a public developer team, the age of the exchange, and the number of available traded cryptocurrencies are the main significant covariates across different model specifications. Both in-sample and out-of-sample analyzes confirm these findings. These results are robust in regard to the inclusion of additional variables, considering the country of registration of these exchanges and whether they are centralized or decentralized.

A cryptocurrency is generally defined as a digital asset designed to work as a medium of exchange, while cryptography is used to protect transactions and to control the creation of additional units of currency¹. Over the past ten years, since the advent of Bitcoin in 2009, cryptocurrency research has become one of the most relevant topics in the field of finance, see Burniske and Tatar [1], Fantazzini [3], and Brummer [2], Schar and Berentsen [4] for more details.

Some studies show that cryptocurrencies have been used, not only as an alternative way to carry out transactions, but also as investment assets. According to Glaser et al. [5], users view their cryptocurrency investments as speculative assets rather than a means of payment. Moreover, Baur et al. [6] show that the largest cryptocurrency — Bitcoin — is not related to traditional asset classes, such as stocks or bonds, thus indicating the possibility of diversification. Fama et al. [7] used the empirical strategy originally proposed by Baek and Elbeck [8], and they found that it is more reasonable to consider Bitcoin as a highly speculative financial asset rather than a peer-to-peer cash system. Furthermore, White et al. (2020) obtained that Bitcoin is diffusing, i.e., it is a technology-based product rather than a currency, so it seems Bitcoin and other cryptocur-

rencies can be mostly considered as assets rather than currency. However, we should also note that some authors recently derived the fundamental value of Bitcoin as a means of payment, see [9–12], and references therein. Therefore, as of writing this paper, a clear distinction between being an asset and a payment mechanism cannot be made.

One of the most popular ways to trade and hold cryptocurrencies is by using crypto exchanges. Moore et al. [13] were the first to notice that traders can face the risk of crypto exchange closing down with accounts wiped out. They showed that nearly 45 percent of exchanges that opened before 2013 failed, taking the users' money with them. This result shows the need to develop models that can discriminate between safe and vulnerable exchanges. This goal is important because crypto exchanges are the most popular way to exchange fiat currencies with cryptocurrencies and vice versa, and it is therefore essential to know which exchange to use based on its security and safety profiles. Moreover, the risks of crypto exchanges may significantly contribute to the value of cryptocurrencies as assets, as the famous bankruptcy of the Mt. Gox exchange and the hacks of several exchanges highlighted, see Feder et al. [14], Gandal et al. [15], Chen et al. [16], Twomey and Mann [17], and Alexander and Heck [18] for a detailed discussion.

Based on our knowledge, this topic has not been investigated so far. The few studies focused on this topic analyze data before 2015 (at the latest), see Moore et al. [13, 19], and Fantazzini [3]. A quick look at CoinMarketCap2 highlights that the total cryptocurrency market capitalization in 2021 has grown more than 400 times since 2015, with the total number of listed cryptocurrencies exceeding 10000. Consequently, there is no doubt that the cryptocurrency market has experienced major changes over the past 6 years.

This paper aims to forecast the probability of a crypto exchange closure using previously identified factors, as well as new ones that have emerged recently. In this regard, recent IT research has suggested that, instead of focusing on specific procedures, it is better to pay attention to the overall security grade of the crypto exchange, as well as to new factors, such as the possibility of sending money to the exchange by wire transfer and/or credit card, the presence of a public developer team, etc., see Votipka et al. [20] and Hacken Cybersecurity Services [21] for more details. Therefore, to reach the paper's objective, we first employed a set of models to forecast the probability of closure, using a unique set of covariates (some of which were never used before), including both traditional credit scoring models and more recent machine learning models.

The latter are employed because recent literature show their superiority over traditional approaches for credit risk forecasting, see Barboza et al. [22] and Moscatelli et al. [23] for more details.

The second contribution of this paper is a forecasting exercise, using a unique set of 144 exchanges that were active from the beginning of 2018 until the end of the first quarter of 2021. Our results show that the cybersecurity grades, having a public developer team, the age of the exchange, and the number of available traded cryptocurrencies are the main factors across several model specifications. Both in-sample and out-of-sample forecasting confirm these findings.

The third contribution of the paper is a set of robustness checks to verify that our results also hold when considering the country of registration of the crypto exchanges and whether they are centralized or decentralized.

References

1. *Burniske C., Tatar J.* Cryptoassets: The Innovative Investor's Guide to Bitcoin and Beyond. N.Y.: McGraw-Hill, 2018.
2. *Brummer Ch.* Cryptoassets: Legal, Regulatory, and Monetary Perspectives. Oxford: Oxford University Press, 2019.
3. *Fantazzini D.* Quantitative Finance with R and Cryptocurrencies. Seattle: Amazon KDP, 2019.
4. *Schar F., Berentsen A.* Bitcoin, Blockchain, and Cryptoassets: A Comprehensive Introduction. Cambridge: MIT Press, 2020.
5. *Glaser F., Zimmermann K., Haferkorn M. et al.* Bitcoin-asset or currency? Revealing users' hidden intentions. Revealing Users' Hidden Intentions. 15 April 2014. ECIS. URL: <https://ssrn.com/abstract=2425247> (date of access: 01.08.2021).
6. *Baur D.G., Hong K., Lee A.D.* Bitcoin: Medium of exchange or speculative assets? // Journal of International Financial Markets, Institutions and Money. 2018. No. 54. P. 177–189.
7. *Fama M., Fumagalli A., Lucarelli S.* Cryptocurrencies, monetary policy, and new forms of monetary sovereignty // International Journal of Political Economy. 2019. No. 48. P. 174–194.
8. *Baek Ch., Elbeck M.* Bitcoins as an investment or speculative vehicle? A first look // Applied Economics Letters. 2015. No. 22. P. 30–34.

9. *Schilling L., Uhlig H.* Some simple Bitcoin economics // Journal of Monetary Economics. 2019. No. 106. P. 16–26.
10. *Biais B., Bisiere Ch., Bouvard M. et al.* Equilibrium Bitcoin Pricing. 2020. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3261063 (date of access: 01.08.2021).
11. *Giudici G., Milne A., Vinogradov D.* Cryptocurrencies: Market analysis and perspectives // Journal of Industrial and Business Economics. 2020. No. 47. P. 1–18.
12. *Chen Y.-H., Vinogradov D.* Coins with Benefits: On Existence, Pricing Kernel and Risk Premium of Cryptocurrencies. Technical Report. Berlin: Humboldt University of Berlin, International Research Training Group 1792. Discussion Paper No. 2021-006. 2021.
13. *Moore T., Christin N., Szurdi J.* Revisiting the risks of Bitcoin currency exchange closure // ACM Transactions on Internet Technology. 2018. No. 18. P. 1–18.
14. *Feder A., Gandal N., Hamrick J.T. et al.* The impact of DDoS and other security shocks on Bitcoin currency exchanges: Evidence from Mt. Gox // Journal of Cybersecurity. 2017. No. 3. P. 137–44.
15. *Gandal N., Hamrick J.T., Moore T. et al.* Price manipulation in the Bitcoin ecosystem // Journal of Monetary Economics. 2018. No. 95. P. 86–96.
16. *Chen W., Wu J., Zheng Z. et al.* Market manipulation of Bitcoin: Evidence from mining the Mt. Gox transaction network. Paper presented at the IEEE INFOCOM 2019 — IEEE Conference on Computer Communications. Paris, France, April 29 — May 2, 2019. P. 964–972.
17. *Twomey D., Mann A.* Fraud and manipulation within cryptocurrency markets // Corruption and Fraud in Financial Markets: Malpractice, Misconduct and Manipulation. N.Y.: Wiley, 2020. P. 205–50.
18. *Alexander C., Heck D.F.* Price discovery in Bitcoin: The impact of unregulated markets // Journal of Financial Stability. 2020. No. 50. P. 100776.
19. *Moore T., Christin N., Szurdi J.* Revisiting the risks of Bitcoin currency exchange closure // ACM Transactions on Internet Technology. 2018. No. 18. P. 1–18.
20. *Votipka D., Stevens R., Redmiles E. et al.* Hackers vs. testers: A comparison of software vulnerability discovery processes. Paper presented at

2018 IEEE Symposium on Security and Privacy. San Francisco, CA, USA, May 21–23, 2018. P. 374–391.

21. Hacken Cybersecurity Services. 2021. Cryptocurrency Exchange Security Assessment Methodology. URL: <https://hacken.io/researches-and-investigations/cryptocurrency-exchange-security-assessment-methodology/> (date of access: 01.08.2021).

22. *Barboza F., Kimura H., Altman E.* Machine learning models and bankruptcy prediction // *Expert Systems with Applications*. 2017. No. 83. P. 405–417.

23. *Moscatelli M., Parlapiano F., Narizzano S. et al.* Corporate default forecasting with machine learning // *Expert Systems with Applications*. 2020. No. 161. P. 113567.

CONFLICTING EXPERTS' OPINIONS IN BAYESIAN PROBLEMS

Kelbert M., Kasyanova X.

Moscow, HSE

E-mail: mkelbert@hse.ru

The aim of this work is to develop an effective tool-kit for the analysis of clinical trials. We start with one treatment with a binary response with an unknown probability p . Several (n) experts have an opinion on the distribution of p . Also we assume that their responses are correlated with each other: they can either agree or disagree with each other. The goal of this research is to construct a prior, which takes into consideration the additional information on the degree of conflict in experts' opinions. Note, that a treatment can possibly have multiple responses, hence in a classical setting with no conflict a prior would take a form of multivariate generalization of the beta distribution, or Dirichlet distribution. Also the experts can be asked about several treatments at once. These topics are interesting to investigate but are in the scope of further research for now. Let there be m conditionally independent random variables ξ_i , $i = 1, \dots, m$ identically distributed with $\text{Be}(p)$. Let $x_i \in \{0, 1\}$ be the outcome of the i -experiment, $S_m = x_1 + x_2 + \dots + \xi_m$, and $x = \sum x_i$. Consider the PDF f , defined as follows:

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n) = \frac{1}{\Xi(\alpha, \beta, \gamma)} \prod_{i=1}^n t_i^{\alpha-1} (1-t_i)^{\beta-1} \prod_{1 \leq i < j \leq n} |t_i - t_j|^{2\gamma}, \quad (1)$$

where $\Xi(\alpha, \beta, \gamma)$ stands for the Selbert integral [1]

$$\begin{aligned} \Xi(\alpha, \beta, \gamma) &= \int_0^1 \dots \int_0^1 \prod_{i=1}^n t_i^{\alpha-1} (1-t_i)^{\beta-1} \prod_{1 \leq i < j \leq n} |t_i - t_j|^{2\gamma} dt_1 \dots dt_n = \\ &= \prod_{j=0}^{n-1} \frac{\Gamma(\alpha + j\gamma)\Gamma(\beta + j\gamma)\Gamma(1 + (j+1)\gamma)}{\Gamma(\alpha + \beta + (n+j-1)\gamma)\Gamma(1 + \gamma)}. \end{aligned} \quad (2)$$

Here $\alpha, \beta, \gamma \in R, \alpha > 0, \beta > 0, \gamma > -\min\left[\frac{1}{n}, \frac{\alpha}{n-1}, \frac{\beta}{n-1}\right]$. Using the Aomoto's integral formula [2]

$$\begin{aligned} \int_0^1 \dots \int_0^1 \left(\prod_{j=1}^k t_j \right) \prod_{i=1}^n t_i^{\alpha-1} (1-t_i)^{\beta-1} \prod_{1 \leq i < j \leq n} |t_i - t_j|^{2\gamma} dt_1 \dots dt_n = \\ = \Xi(\alpha, \beta, \gamma) \prod_{j=1}^k \frac{\alpha + (n-j)j}{\alpha + \beta + (2n-j-1)\gamma}. \end{aligned} \quad (3)$$

Let n experts have a joint prior distribution given by a density function f . Hence, by Bayes theorem the posterior probability density that after m experiments we observe x successes takes the form:

$$\begin{aligned} f_m(t_1, \dots, t_n \mid S_m = x) = \\ = \frac{1}{\Xi_n(\alpha + x, \beta + n - x, \gamma)} \prod_{i=1}^n t_i^{x+\alpha-1} (1-t_i)^{m-x+\beta-1} \prod_{1 \leq i < j \leq n} |t_i - t_j|^{2\gamma}. \end{aligned} \quad (4)$$

Consider a random variable $Z_{m,\kappa}$ with the density $f_{m,\kappa}$ which has the form (4), for $x = x(m) = \lfloor \kappa m \rfloor$, $0 < \kappa < 1$. Hence, κ is mean of binomial r.v., i.e. true probability of success, and $\frac{\kappa(1-\kappa)}{m}$ is its variance. To formulate the theorem, $Z_{m,\kappa}$ should be normalised first. Thus, we introduce a new random variable $\tilde{Z}_{m,\kappa}$ with density $\tilde{f}_{m,\kappa}$, which is expressed in terms of $Z_{m,\kappa}$:

$$\tilde{Z}_{m,\kappa} = A(Z_{m,\kappa} - \kappa)^T, \quad (5)$$

where $A = \text{diag}\left(\sqrt{\frac{m}{\kappa(1-\kappa)}}, \dots, \sqrt{\frac{m}{\kappa(1-\kappa)}}\right)$.

Theorem. The following properties are true:

1. $\tilde{Z}_{m,\kappa}$ weakly converges in distribution to Z as $m \rightarrow \infty$ where $Z \sim N(0, 1)$.

2. The differential entropy $\tilde{Z}_{m,\kappa}$ weakly converges in distribution to Z as $m \rightarrow \infty$ where $Z \sim N(0, 1)$.

2. The differential entropy converges to the differential entropy of Z as $m \rightarrow \infty$:

$$h(\tilde{f}_{m,\kappa}) \rightarrow \frac{1}{2} \log[(2\pi e)^n] = h(\varphi), \quad (6)$$

where φ stands for the standard normal PDF in R^n .

3. Kullback — Leibler distance between $\tilde{f}_{m,\kappa}$ and φ converges to zero as $m \rightarrow \infty$:

$$KL(\tilde{f}_{m,\kappa} \parallel \varphi) \rightarrow 0, \quad (7)$$

where Kullback — Leibler divergence between distributions π_1 and π_2 is defined as

$$KL(\pi_1 \parallel \pi_2) = \int_{\Omega} \pi_1(\theta) \log \frac{\pi_1(\theta)}{\pi_2(\theta)} d\theta. \quad (8)$$

Sketch of proof. The formula (6) could be easily obtained from the following asymptotic expansion

$$\begin{aligned} h(\tilde{f}_{m,\kappa}) &= h(f_{m,\kappa}) + \log(|\det A|) = \\ &= \frac{1}{2} \log \left(\prod_{j=0}^{n-1} \frac{2\pi e(\kappa m + \alpha - 1 + j\gamma)((1 - \kappa)m + \beta - 1 + j\gamma)}{(\alpha + \beta + m - 2 + (n + j - 1)\gamma)(\alpha + \beta + (n + j - 1)\gamma)} \right) + \\ &\quad + \frac{n}{2} \log \left(\frac{m}{\kappa(1 - \kappa)} \right) + O\left(\frac{n \log n - 1}{m} \right). \end{aligned} \quad (9)$$

References

1. Selberg A. Remarks on a multiple integral // Norsk Mat. Tidsskr. 1944. No. 26. P. 71–78.
2. Aomoto K. On the complex Selberg integral // The Quarterly Journ. of Mathematics. 1987. Vol. 38. No. 4.

MELLIN TRANSFORM TECHNIQUES FOR THE STATISTICAL INFERENCE

Morozova E.A., Panov V.A.

Moscow, HSE

E-mail: vpanov@hse.ru

This talk is devoted to the application of the Mellin transform techniques to various statistical problems. The talk consists of two parts.

In the first part of the talk, we will give an overview of known facts and show some fresh ideas in this field. For instance, we will present a new method for the semiparametric statistical inference in the variance-mean mixture models. The model is of great interest for applications — in particular, it can be used for modeling the sizes of sand and the sizes of diamonds. We will show a new approach based on the properties of the superposition of Mellin and Laplace transforms. To the best of our knowledge, this is a unique known method for the joint estimation of unknown parameters and unknown mixture distribution without any rough parametric restrictions on the model. The convergence rates of the proposed estimates are determined by the properties of the Mellin transform of the density of the mixing distribution. The proposed approach is a significant contribution to this topic, because, unlike the previously known estimation methods, it is not based on the solution of difficult optimisation problems. The results of this study were published in [2].

Later, we will show an adaptation of this method to much more difficult model of moving average Levy processes. An algorithm was developed for the statistical estimation of the Levy measure and other parameters of the Levy process from the observations of the model, which is an integral over this process. The algorithm is new and can be further applied to a wide class of models known as the ambit fields, see [3].

In the second part of the talk, we present some new results for the statistical estimation in multiplicative mixture models. The initial model is rather simple:

$$X = Y\eta,$$

where Y and η are independent random variables distributed according to some probability laws F and G , respectively, which are supported on \mathbb{R}^+ . In this setting, we aim at estimating the distribution F given an independent sample X_1, X_2, \dots, X_n from the mixture model and assuming

that G is known. A problem of this type naturally arises in many practical applications, such as survival analysis [4, 6], or, in a slightly more general form with F and G supported on the whole real line, finance [5].

While certain methods for estimating the distribution F already exist, they mostly assume some particular form of the mixing distribution G . For instance, in the context of survival analysis it is typically assumed that η are uniformly distributed, while in case of a stochastic volatility model G corresponds to the c.d.f. of a normal law. The most general result is given by the paper of Belomestny and Goldenshluger [1], which presents a method for nonparametric density estimation based on the Mellin transform under very general assumptions on G . However, that paper significantly exploits the assumption that both F and G are absolutely continuous. In our work, we develop the ideas from [1] and construct the estimator for F while relaxing the assumption of absolute continuity of two distributions. We prove the rates of convergence of this estimator to the true c.d.f. F in L^2 under different assumptions on F and G and establish the lower and upper bounds for the difference between two functions. For instance, it is shown that in case when F is absolutely continuous, under certain assumptions on G the convergence is of polynomial order. In addition, as a supplementary result, we formulate the analogue of the Berry — Esseen inequality for the Mellin transforms.

References

1. *Belomestny D., Goldenshluger A.* Nonparametric density estimation from observations with multiplicative measurement errors // *Annales de l'Institut Henri Poincaré, Probabilités et Statistiques.* 2020. Vol. 56. No. 1. P. 36–67.
2. *Belomestny D., Panov V.* Semiparametric estimation in the normal variance-mean mixture model // *Statistics.* 2018. Vol. 52. No. 3. P. 571–589.
3. *Belomestny D., Panov V., Woerner J.* Low-frequency estimation of continuous-time moving average Levy processes // *Bernoulli.* 2019. Vol. 25. No. 2. P. 902–931.
4. *Van Es.B., Klaassen C.A., Oudshoorn K.* Survival analysis under cross-sectional sampling: Length bias and multiplicative censoring // *Journal of Statistical Planning and Inference.* 2000. Vol. 91. No. 2. P. 295–312.

5. *Van Es.B., Spreij P., Van Zanten H.* Nonparametric volatility density estimation // Bernoulli. 2003. Vol. 9. No. 3. P. 451–465.
6. *Vardi Y.* Multiplicative censoring, renewal processes, deconvolution and decreasing density: Nonparametric estimation // Biometrika. 1989. Vol. 76. No. 4. P. 751–761.

SPATIAL QUANTILE ANALYSIS OF REAL ESTATE PRICES IN GERMANY

Semerikova E.V., Blokhina A.O.

Moscow, HSE

E-mail: esemerikova@hse.ru

The aim of the paper is to identify and establish empirical facts on the determinants of the real estate prices by analyzing spatial regional data, considering the price level of the region. We prove empiricnasis on the panel data set of 397 German regions for the period 2004–2020 taking into account their relative geographical location and prices. The main contribution of our paper is the analysis of determinants and spatial effects in housing prices, taking into account whether the region belong to high-prices or low-prices clusters using quantile regression analysis.

The panel dimension of the analysis allows to account for regional heterogeneity, whereas spatial regional dimension catches the interaction of close-located regions: how shocks in real estate price determinants in neighboring regions affect the housing prices level and to what extent the shock in one region is expanded to other closely located regions. Finally, spatial quantile regression reveals the differences between high-prices and low-prices regions. Taken together they provide a unique opportunity to analyze the fundamental factors affecting real estate prices from the different perspectives.

First, we investigate whether real estate prices in German regions experience spatial correlation and whether this correlation is connected to the fundamental factors of the real estate prices. We find factors from the demand and supply side that affect housing prices. The prices may be influenced by socio-economic factors, such as the share of population with higher education, purchasing power, the quality of human capital, which affect the level of development of the region's economy and in turn

affects the real estate prices. Second, we perform spatial econometric analysis, various model specifications. As a method of estimation, the Method of Moments-Quantile Regression (MMQR) is used [3]. This approach is weaker in the prospect of robustness, but is applicable to panel data.

In our case the basic model's specification looks like

$$Q_Y(\tau | X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + X_{it}\beta_1(\tau) + Migration_{it}\beta_2(\tau).$$

We include the independent variables if logarithms, excluding migration factors because of some negative values. The independent variables are in logarithms as well, so the final variant of basic quantile model is following:

$$Q_{\ln Y}(\tau | X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + \ln X_{it}\beta_1(\tau) + Migration_{it}\beta_2(\tau).$$

To broaden the analysis, we include the additional regressors, which represent the determinants multiplied by weighting matrix W . This way we can estimate the effects of neighboring regions to the prices for housing in the considering ones. The specification is

$$Q_{\ln Y}(\tau | X_{it}) = (\alpha_i + \delta_i q(\tau)) + \ln X_{it}\beta_1(\tau) + Migration_{it}\beta_2(\tau) + W \ln X_{it}\beta_3(\tau) + WMigration_{it}\beta_4(\tau),$$

where W is a $n \times n$ spatial weighting matrix. Non-zero elements of the matrix W indicate that the region j is a neighbor for the region i . Diagonal elements of the matrix are zeros. Matrices are row standardized so that the weights of all neighboring regions sum up to 1. We employ two specifications of weighting matrices in our analysis: a matrix based on inverse geographical distances between the regional centers (inverse distance matrix) and a matrix based on regional common borders (contiguity matrix). These types of matrices are often used in spatial regional analysis (see e.g. [1, 2]), since they provide a good approximation for connectivity between regions.

We estimate one more model specification. We build IVQR (Instrument Variables Quantile Regression) to deal with the endogeneity of the independent variables [2]. The instrument variables are weighted determinants ($\ln X_{it}$, $Migration_{it}$, $W \ln X_{it}$, $WMigration_{it}$, $W^2 \ln X_{it}$, $W^2 Migration_{it}$).

The specification is following:

$$Q_{\Delta \ln Y}(\tau | \Delta X_{it}) = \alpha_0 + \rho W \Delta \ln Y + \Delta \ln X_{it}\beta_1(\tau) + \Delta Migration_{it}\beta_2(\tau),$$

where α_0 is constant, $\rho W \Delta \ln Y$ is the spatial lag of logarithm of housing prices.

The results of the analysis suggest that the demand-side factors increase the housing prices in most cases. Spatial allocation of regions plays an important role in real estate pricing: regions located close to regional centers benefit from it, which is easily accounted by spatial correlation. We also find spatial effects for the determinants: a demand change in a region affects the price also in the neighboring regions. From the spatial quantile regression analysis, we expect that regions with higher prices are more sensitive to infrastructural or policy changes, whereas low prices regions experience more sluggish reaction. More than that, the relative the positive spatial dependence is higher between regions with high housing prices and lower for less attractive regions.

References

1. *Burgess S., Profit S.* Externalities in the matching of workers and firms in Britain // *Labour Economics*. 2001. Vol. 8. No. 3. P. 313–33.
2. *Chernozhukov V., Hansen Ch.* Instrumental quantile regression inference for structural and treatment effect models // *Journal of Econometrics*. 2006. Vol. 132. No. 2. P. 491–525.
3. *Machado J.A.F., Santos Silva J.M.C.* Quantiles via Moments // *Journal of Econometrics*. 2019. Vol. 213. No. 1. P. 145–73.
4. *Niebuhr A.N., Haas G.A., Hamann S.* Does Labour Mobility Reduce Disparities between Regional Labour Markets in Germany? Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB), Nürnberg [Institute for Employment Research, Nuremberg, Germany], IAB Discussion Paper 46. 2009.



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Бакалаврская программа «Экономика и статистика»

Академический руководитель программы —

к.т.н., профессор департамента статистики и анализа данных
Сиротин Вячеслав Павлович

Направление подготовки: 38.03.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Первый набор на программу — 2008 г.

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ba/stat/>

Цель программы — подготовка на уровне требований ведущих университетов мира экономистов-статистиков с аналитическим креативным мышлением для статистической поддержки принятия оптимальных управленческих решений в экономике, бизнесе и социальной сфере.

В рейтингах наиболее престижных профессий издания Jobs Rated Almanac, а также кадрового портала CareerCast.com профессия статистика неизменно входит в топ-10 (из 200–250 профессий). Главное содержание деятельности экономиста-статистика — количественная оценка и прогнозирование экономических и социальных явлений.

Профессионализм будущих бакалавров обеспечивается фундаментальной подготовкой по экономической теории и математике, международной методологии социально-экономических измерений, теории и практике статистического анализа, эконометрического моделирования и прогнозирования.

Студенты образовательной программы «Экономика и статистика» получают также прочные знания в области информационных технологий и современного статистического инструментария, научатся

применять полученные знания на практике. Научно-исследовательская работа студентов связана с моделированием реальных социально-экономических явлений и процессов с использованием современных программных средств и компьютерных технологий.

Это позволит им стать широко востребованными аналитиками в области экономики, финансов и страхования, способными быть и умелыми управленцами.

Желающие заниматься наукой смогут развиваться в направлении фундаментальных математико-статистических исследований, в области теоретической и прикладной экономики и в широком поле других направлений.

Компетенции, приобретенные в процессе обучения, позволят выпускникам образовательной программы работать:

- в статистических и аналитических подразделениях органов федерального, регионального и муниципального управления;
- в финансовых и аналитических подразделениях, департаментах развития банков, страховых, инвестиционных, рекламных и маркетинговых компаний;
- в научных учреждениях, занятых подготовкой и анализом статистической информации, и учебных заведениях.



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа «Статистический анализ в экономике»

Академический руководитель программы —

д.э.н., профессор, руководитель департамента статистики
и анализа данных

Суринов Александр Евгеньевич

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Первый набор на программу — 2020 г.

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ma/statanalys/>

Цель программы — подготовка высококвалифицированных аналитиков, обладающих глубокими знаниями в области экономической теории, статистических методов измерения и моделирования экономических процессов, международных статистических стандартов.

Отличительной особенностью программы является обучение не только формальным методам анализа, но и международным методологическим стандартам, на основе которых формируются системы статистических показателей в подавляющем большинстве стран мира. Современный уровень знаний обеспечивается активным участием студентов в работе научных семинаров и конференций, организуемых департаментом с привлечением ведущих отечественных и зарубежных специалистов.

Программа построена таким образом, чтобы подготовить специалистов в области информационно-аналитической поддержки принятия управленческих решений и организации экономического мониторинга. Программа нацелена на получение знаний, позволяющих на профессиональном уровне обрабатывать и анализировать массивы

экономической информации (включая «большие данные»), выявлять закономерности, прогнозировать и моделировать социально-экономические явления и процессы с применением многомерных статистических методов и последних достижений статистического компьютеринга, интерпретировать результаты исследований и использовать их по направлениям, находящимся в мейнстриме современной экономической науки.

Наряду с дисциплинами, образующими ядро классического экономического образования, в программу вошли курсы дисциплин, нацеленных на получение знаний статистической методологии сбора, обработки, анализа данных и экономико-статистического моделирования. Обязательными курсами являются микроэкономика, макроэкономика и эконометрика. Программы дисциплин специализации знакомят слушателей с источниками статистической информации, принципами и алгоритмами измерений социально-экономических явлений. В процессе преподавания используются методические приемы, совместно разработанные со Статистическим институтом для стран Азии и Тихого океана ООН в Токио (SIAP).

Выпускники программы найдут себя в аналитических и финансово-экономических подразделениях предприятий и организаций различных форм собственности, в системе государственного и муниципального управления, международных организациях, научных учреждениях и учебных заведениях.



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа

«Стохастическое моделирование в экономике и финансах»

Академический руководитель программы —

PhD, доцент

Панов Владимир Александрович

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ma/actuar/>

Старое название программы — Статистическое моделирование и актуарные расчеты (2016–2022 гг.).

Концепция программы. Программа была разработана для выпускников бакалавриатов математических, технических и экономических вузов, которые связывают свою дальнейшую профессиональную деятельность со страховыми компаниями, финансовыми институтами, банками и хотят улучшить свои знания в области экономики и применения математических (чаще всего вероятностных и статистических) методов в финансово-экономических задачах. Экономические курсы, преподаваемые в данной магистерской программе, обеспечивают достаточную базу для понимания предметной области и являются мотивацией для углубленного изучения соответствующих математических дисциплин. Данная программа тесно связана с Международной лабораторией стохастического анализа и его приложений (<https://lsa.hse.ru/>). Ключевые курсы будут прочитаны специалистами лаборатории, имеющими многолетний опыт преподавания в университетах Франции, Германии, Великобритании, США.

Трудоустройство выпускников. Выпускники являются востребованными специалистами во всех сферах деятельности, в которых находят применение вероятностно-статистические методы.

Основные места трудоустройства выпускников:

- банки и инвестиционные компании;
- аналитические и финансовые службы, департаменты развития предприятий и фирм;
- страховые и аудиторские компании;
- компании, занимающиеся разработкой статистического программного обеспечения;
- наука и образование.

Тесная связь магистерской программы и Международной лаборатории стохастического анализа (<http://lsa.hse.ru/>) будет использована для содействия в трудоустройстве выпускников в академической сфере.

В основе данной программы лежат курсы, ориентированные на изучение методов стохастического (вероятностно-статистического) анализа и применение этих методов для моделирования экономических процессов. К данной линейке курсов относятся такие дисциплины, как «Случайные процессы и моделирование», «Введение в стохастические дифференциальные уравнения и числовую вероятность», «Введение в финансовую математику», «Элементы стохастического анализа», «Математико-статистические методы исследования экстремальных событий».

Кроме того, в рамках данной магистерской программы студенты имеют возможность изучить:

- базовые экономические дисциплины (микроэкономику, макроэкономику, эконометрику);
- методы анализа данных (программирование на Python, современные методы принятия решений и анализа данных, Data mining);
- основы теории страхования и банковского дела (актуарные расчеты, математическое моделирование банковской деятельности).

Научное издание

**Применение
многомерного статистического анализа
в экономике и оценке качества**

**XII Международная научная конференция
им. С.А. Айвазяна
(21–23 сентября 2022 г.)**

Труды конференции

Зав. книжной редакцией *Е.А. Бережнова*

Компьютерная верстка: *А.И. Паркани*

Корректор *Т.Г. Паркани*

Дизайн обложки: *О.А. Быстрова*

Подписано в печать 26.09.2022. Формат 60×88¹/₁₆
Гарнитура Newton. Усл. печ. л. 10,9. Уч.-изд. л. 8,7
Тираж 20 экз. Изд. № 2669

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20
Тел.: +7 495 624-40-27

Отпечатано ООО «Фотоэксперт»
109316, Москва, Волгоградский проспект, д. 42