

**Центральный экономико-математический институт РАН  
Московская школа экономики МГУ им. М.В. Ломоносова  
Российско-Армянский государственный университет  
Ереванский государственный университет  
Армянское математическое общество  
Журнал «Прикладная эконометрия»**



**X-я Юбилейная международная школа – семинар  
«Многомерный статистический анализ, эконометрия  
и моделирование реальных процессов»  
имени С.А. Айвазяна**

Цахкадзор, Республика Армения

**ТРУДЫ**

**ЧАСТЬ 2**

Москва  
2021

УДК 31,33  
ББК 65.05  
М73

DOI: 10.33276/978-5-8211-0797-8

М 73 **Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов** [Текст]: труды X-й Международной школы-семинара. Часть 2 / под ред. В.Л. Макарова. Цахкадзор, 2021 г. – М.: ЦЭМИ РАН, 2021. – 129 с. (Рус.)

**Multivariate statistical analysis, econometrics and simulation of real processes.** Proceedings of X-th International School-Seminar / By ed. V.L. Makarov. Tsakhkadzor, Republic of Armenia. – V. 2. M.: CEMI RAS, 2021. – 129 p. (Rus.)

УДК 31,33  
ББК 65.05

ISBN 978-5-8211-0797-8

© ФГБУН Центральный экономико-математический институт РАН,  
2021 г.

## ОГЛАВЛЕНИЕ

<i>Адамян Г.Л.</i> Оптимизация портфеля сверточными нейронными сетями .....	4
<i>Акопов А.С., Бекларян Л.А.</i> Моделирование движения ансамбля беспилотных транспортных средств при сложных характеристиках окружающего пространства .....	8
<i>Аракелян А.А., Бакарян А.С., Хачатрян С.А.</i> Оценка и анализ экономических последствий влияния Covid-19 .....	11
<i>Афанасьев А.А.</i> Год с начала распространения уханьского коронавируса в России: исполнение эконометрического прогноза на 13 октября 2020 г. – 28 февраля 2021г.....	13
<i>Афанасьев А.А., Пономарева О.С.</i> Эконометрическое прогнозирование на 1992–2020 гг. ВВП России и добычи природного газа Газпромом в Тюменской области .....	19
<i>Афанасьев М.Ю., Кудров А.В.</i> О свойствах вложенности структур сильных секторов региональных экономик .....	24
<i>Бакуменко Л.П.</i> Развитие ИКТ в РФ: региональная кластеризация.....	29
<i>Бекларян Л.А., Акопов А.С.</i> Разработка моделей поведения агентов-индивидуумов со сложными взаимосвязями.....	35
<i>Восканян М.А., Паронян Л.В.</i> Координация фискального и монетарного регулирования в Армении .....	37
<i>Восканян М.А., Паронян Л.В.</i> Решение фискальных задач механизмами монетарной политики: случай Армении .....	42
<i>Гаврилец Ю.Н., Тараканова И.В.</i> Восприятие населением регионов РФ каналов СМИ и интернет-сообщений.....	47
<i>Герасимова И.А., Герасимова Е.В.</i> Социально-экономическое разнообразие и неравенство муниципальных образований РФ как фактор реализации «национальных целей устойчивого развития» .....	51
<i>Жеребен Е.В., Житков В.А., Корнейчук А.А.</i> Оптимизация таможенных платежей по Нэшу в работе контролирующих органов.....	55
<i>Zilfjmitian L.Z.</i> Pseudo randomization: propensity score matching for eliminating selection bias in observational studies.....	59
<i>Исаева М.К.</i> Распознавания образов в машинных экспериментах с имитационными моделями экономических систем.....	63
<i>Камалян Р.А.</i> Оценка воздействия трудовой миграции на экономику РА .....	66
<i>Крамков В.А., Максимов А.Г.</i> О валютном курсе и долгосрочных паритетах .....	68
<i>Кудров А.В. Афанасьев М.Ю.</i> Прогноз появления новых сильных секторов в экономике региона..	69
<i>Лебедев В.В.</i> Применение функций с кусочно-постоянными параметрами для анализа структурной дифференциации работников организаций по заработной плате .....	74
<i>Малиновский В.К.</i> Меры риска и их применение в регулировании страховых и финансовых рынков	79
<i>Малюгин В.И.</i> Прогнозирование эпидемиологического процесса covid-19 в республике Беларусь на основе модели коррекции ошибок.....	81
<i>Нанавян А.М.</i> Удовлетворенность работой в регионах России .....	84
<i>Наринян Н.Е.</i> Оценка влияния некоторых факторов на степень удовлетворенности работой по регионам России .....	89
<i>Проневич А. Ф. Хацкевич Г.А.</i> Об обратных задачах теории производственных функций.....	94
<i>Semerikova E., Blokhina A.</i> Spatial analysis of housing prices in German regions.....	98
<i>Степанов В.С.</i> О связи онкологической заболеваемости в регионах со старением населения, загрязнением воздуха и воды .....	100
<i>Сухотин А.Б., Чернова Л.С.</i> Опыт прогнозирования качественных экономических показателей методом статистического анализа нелинейных взаимосвязей .....	105
<i>Тавадян А.А.</i> Эффект расширяющейся полосы неопределенности экономических процессов ....	109
<i>Тавадян Аг.А.</i> Динамика экспорта Армении в рамках ЕАЭС.....	111
<i>Трофимова Н.А.</i> Анализ социального капитала фирмы .....	114
<i>Черненко М.В, Карпенко Н.В.</i> Статистический анализ дифференциации регионов России по уровню доверия к средствам массовой информации .....	118
<i>Ширяева Л.К.</i> О свойствах повернутых версий копулы Граббса.....	123
<b>Сведения об авторах</b> .....	127

# ОПТИМИЗАЦИЯ ПОРТФЕЛЯ СВЕРТОЧНЫМИ НЕЙРОННЫМИ СЕТЯМИ

*Адамян Г.Л. (Ереван)*

## ВВЕДЕНИЕ

Предлагаемый подход является попыткой исследования характеристик временных рядов, а также определения сходства между ними. Он основан на новых подходах, базирующихся на принципах машинного зрения. Одним из первых результатов в направлении примирения машинного зрения для задач финансовой теории, является работа (Гушенг, Юхин и др. 2018), где авторы предложили новый метод формирования портфеля с помощью сверточных нейронных сетей и алгоритма кластеризации.

Предлагаемый в данной работе метод состоит из 3 основных частей: глубокое обучение признаков (deep feature learning), кластеризация и конструкция портфеля. Глубокое обучение признаков проводится с помощью сверточного автокодировщика (Convolutional Autoencoder). Такой подход позволяет распознавать нелинейные сходства временных рядов. На обученных глубоких признаках проводится детерминистическая кластеризация, этот шаг позволяет выбирать диверсифицированный портфель, который составляется на последнем шаге.

В работе представлено объяснение метода и механизмы оптимального выбора параметров. Для выбора оптимальных параметров использован метод грид сепарч (Лаваль, Браницкий, Линдеманн, 2004).

## МЕТОДОЛОГИЯ ОБУЧЕНИЯ «ГЛУБОКИХ» ПРИЗНАКОВ

Для обучения «глубоких» признаков, сначала дневные отрезки данных цен (цены открытия, закрытия, минимум и максимум) преобразовываются в изображения <японских свечей> (Рис.1). Каждая картинка имеет размеры (224,224,3).

Для кодировщика выбрана сверточная часть сверточной нейронной сети VGG, представленная в (Симонян, Зиссерман. 2014). Из полной архитектуры убран последний полносвязный слой размером 4096 и добавлен слой среднего глобального объединения (global average pooling) (Мин, Цян, Шуйчэн, 2014), который генерирует вектор размером 512. Этот вектор и будет репрезентацией для входных изображений, то есть отрезков временных рядов. Декодировщик состоит из полносвязного слоя с 784 нейронами с входным размером равным 512-ти и из 7 обратных сверточных слоев, которые из вектора размером 512 восстанавливают входное изображение размером (224,224,3). Тренировка автокодировщика осуществляется путем минимизации функции потерь евклидова расстояния (реконструкции) между входными и реконструированными изображениями.

## КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

Второй шаг метода – это кластеризация рынка для получения диверсифицированного портфеля. Большинство алгоритмов кластеризации является стохастическими алгоритмами (K-Means, GMM, и т.д.) или нуждаются в заранее выбранном числе кластеров. По этим причинам в данном методе предлагается выполнять кластеризацию методом *modularity maximization* (Ньюмен, 2006). Для использования алгоритма *modularity maximization* нужно рассмотреть множество ценных бумаг как граф.

Для входных данных  $X = \{X_i\}$ , кодировщика  $\mathcal{U}$  и выбранной функции подобия  $f$ , обозначим через  $S, n * n$  матрицу, где

$$S_{ij} = f(R_i, R_j) = f(u(X_i), u(X_j)).$$

Эту матрицу можно рассматривать как аналог ковариационной матрицы, для «глубоких» признаков. До этапа кластеризации, для каждой ценной бумаги генерируются изображение из данных для  $d$  дней. Вычисляется репрезентация изображений и матрица попарного подобия репрезентаций. Имея  $S$  множество ценных бумаг можно рассматривать, как взвешенный граф, с матрицей смежности попарного подобия  $S$ .

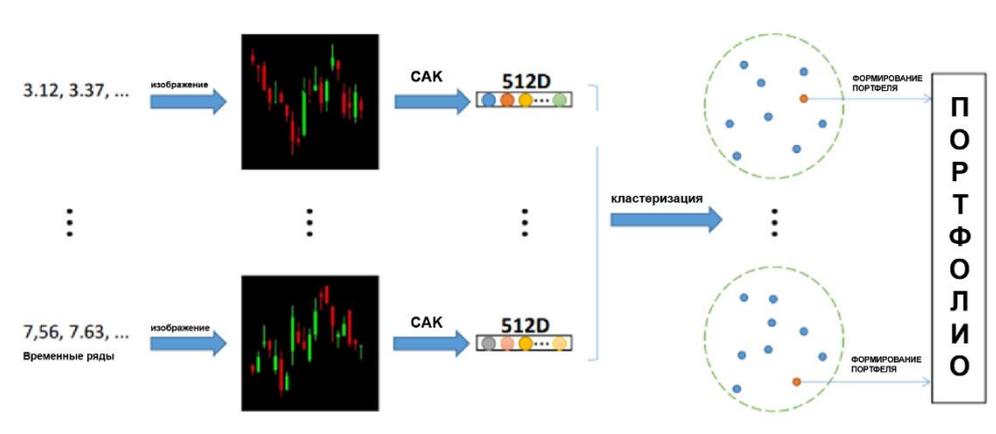


Рис. 1. Общий обзор метода

## ФОРМИРОВАНИЕ ПОРТФЕЛЯ

После получения кластеров ценных бумаг формируется портфель из ценных бумаг количеством, равным  $k$ . Оценка ценной бумаги в периоде  $d$  (количества дней для кластеризации) осуществляется с помощью коэффициента Шарпа (Sharpe Ratio) (Шарп, 1994)

$s = \frac{\bar{r}}{\sigma_r}$ . Где  $\bar{r}$  среднее значение, а  $\sigma_r$  стандартное отклонение переменной  $r$  в

данном  
периоде.

Предположим, что в некотором шаге кластеризации мы получили  $m$  кластеров. Если  $q$  и  $r$  соответственно целая и остаточная часть от  $\frac{k}{m}$ , тогда мы выбираем  $q$  акции из каждого кластера и  $r$  акций с самым большим показателем коэффициента Шарпа из всех оставшихся акций. После формирования портфеля, мы держим портфель  $h$  дней и рассчитываем показатели доходности и риска выбранного портфеля, после чего шаги кластеризации и формирования портфеля повторяются.

Обобщая, можно утверждать, что предлагаемый метод имеет 3 параметра:  $d$  – количество дней, для которых проводится кластеризация на основе изучаемых ценных бумаг,  $k$  – количество акций в портфеле и  $h$  – количество дней, в течение которого портфель остается неизменным (holding period).

## РЕЗУЛЬТАТЫ

Для оценки наилучших параметров описанного метода мы выбрали ежедневные данные о 39 акциях, обращающихся на Московской фондовой бирже и индекс РТС для сравнения результатов. Рассматривается срок с 12.02.2018 до 17.08.2020. Для обучения автокодировщика было сгенерирована база данных (224,224,3) размером 40,000 изображений <японских свечей> из 20 дневных отрезков временных рядов.

Выбор оптимальных параметров метода мы выполняем методом gridsearch – а (Лаваль, Браницкий, Линдемманн, 2004). Для каждого параметра определяется допустимый диапазон значений. Все комбинации параметров из допустимых диапазонов вместе формируют так называемое пространство параметров, где выполняется поиск наилучших значений. Лучшими значениями параметров являются те, для которых определённые метрики показывают наилучшие результаты. Для наших экспериментов диапазон значений выбран следующим образом:

$$d = [10,15,20,25,30], h = [5,10,15,20], k = [3,5,8,10].$$

В качестве метрики тестирования выбраны наиболее часто используемые метрики тестирования портфелей: Общий доход (Total Return) и Коэффициент Шарпа (Sharpe Ratio). В таблице 1 приведены числовые результаты экспериментов.

**Таблица 1.** Топ 5 результаты для каждой метрики, столбцы таблицы показывают тройки параметров d\_h\_k

	RTS	30_20_3	30_10_3	30_5_3	30_5_5	10_10_3
Sharpe Ratio	0.167	1.544	1.568	1.569	1.599	1.603

	RTS	30_15_3	30_5_3	30_20_3	10_10_3	30_10_3
Total Return	101.060%	190.061%	198.567%	200.283%	201.824%	204.770%

## ОБСУЖДЕНИЕ

В работе рассматривается новый метод для задачи оптимизации инвестиционных портфелей на основе алгоритмов компьютерного зрения. Приведенный метод поиска параметров позволяет формировать портфели для максимизации дохода или минимизации риска.

Для числовых экспериментов выбраны ежедневные данные по 39 акциям, обращающимся на Московской фондовой бирже и индекс РТС для сравнения результатов. Сформированные портфели превосходили результаты индекса РТС по приведенным метрикам.

Учитывая прогресс глубокого обучения в задачах компьютерного зрения и разнообразность архитектур моделей глубокого обучения, этот метод открывает новые возможности развития приложений компьютерного зрения для решения финансовых задач. Применения современных архитектур сверточных автокодировщиков. может позволить обучаться более информативным репрезентациям для временных рядов, что позволит проводить более эффективную кластеризацию.

### Литература

- Guosheng Hu, Yuxin Hu, et. all.* Deep Stock Representation Learning: From Candlestick Charts to Investment Decisions. 2018. ICASSP 2018 - 2018 IEEE International Conference on Acoustics, Speech and Signal Processing (ICASSP).
- Simonyan K., Zisserman A.* Very Deep Convolutional Networks for Large-Scale Image Recognition. 2014. arXiv preprint arXiv:1409.1556.
- Newman Mark E.J.* Modularity and community structure in networks. Proceedings of the national academy of sciences. 2006.
- Min Lin, Qiang Chen, Shuicheng Yan.* Network In Network. arXiv:1312.4400v3 [cs.NE] 4 March 2014.
- Steven M. LaValle, Michael S. Branicky, Stephen R. Lindemann.* On the Relationship between Classical Grid Search and Probabilistic Roadmaps. 2004.
- Sharpe William F.* The sharpe ratio. The journal of portfolio management. 1994.

# МОДЕЛИРОВАНИЕ ДВИЖЕНИЯ АНСАМБЛЯ БЕСПИЛОТНЫХ ТРАНСПОРТНЫХ СРЕДСТВ ПРИ СЛОЖНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ ОКРУЖАЮЩЕГО ПРОСТРАНСТВА<sup>1</sup>

*Акопов А.С., Бекларян Л.А. (Москва)*

В настоящее время актуализируется задача безопасного внедрения наземных беспилотных транспортных средств (БТС) в городские дорожные сети. При этом возникает множество проблем, обусловленных характеристиками окружающего пространства, среди которых можно выделить следующие:

- сложность маневрирования в интенсивном дорожном потоке, в котором также присутствуют обычные (т.е. управляемые) транспортные средства (ОТС), водители которых могут находиться в состоянии паники, что обуславливает возникновение эффектов «турбулентности» и «давки» [1];
- формирование множественных «дорожных заторов», существенно затрудняющих трафик выходного потока, для идентификации и объезда которых можно использовать предложенные алгоритмы нечёткой и иерархической кластеризации [2, 3];
- наличие агентов с непредсказуемым поведением, например, агентов-пешеходов, неожиданно возникающих на проезжей части, что может привести к аварийной ситуации, т.к. возможности быстрого распознавания и принятия решений в подобных ситуациях со стороны БТС ограничены;
- трудность управления БТС в условиях недостаточной видимости, обуславливающей снижение качества системы индивидуальной оценки окружающего пространства (например, с целью эффективного маневрирования при обгоне, смене полос движения, для объезда пробок и при экстренном торможении).

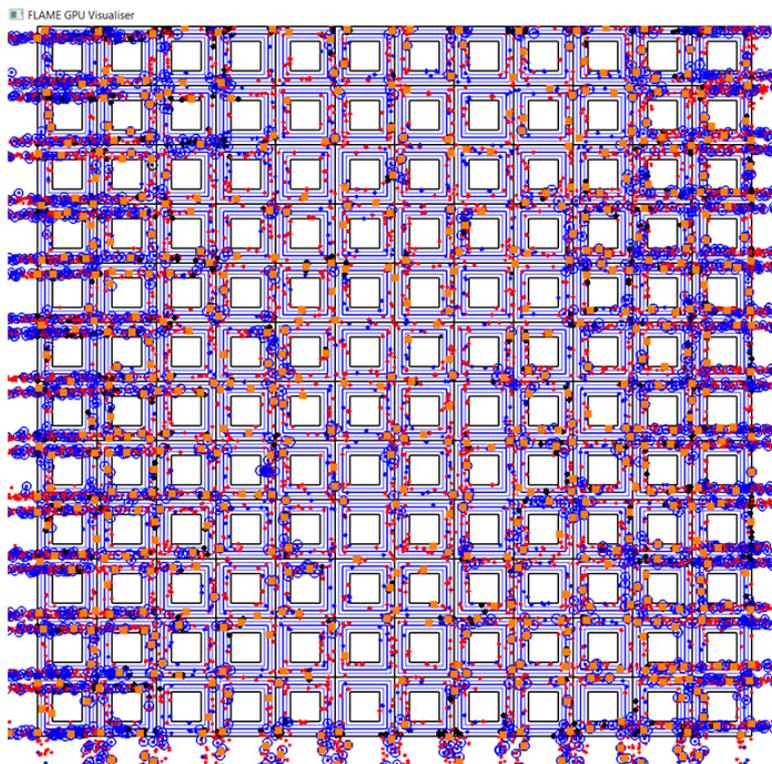
Для преодоления вышеуказанных трудностей был разработан новый класс имитационных моделей движения ансамбля БТС во взаимодействии с ОТС с нормальным и аномальным поведением, а также агентами-пешеходами, при сложной конфигурации окружающего пространства, в частности, на примере искусственной дорожной сети класса «Манхэттенская решётка» (рис 1). Важной особенностью подобных моделей является использование феноменологического подхода [1, 2], учитывающего понятие радиуса личного пространства агента, применение методов нечёткой кластеризации для оценки плотности трафика и маневрирования при смене полос движения [3], использование быстрой иерархической кластеризации для идентификации мест возникновения «дорожных заторов» и их объезда БТС на основе оценки плотности окружающего

---

<sup>1</sup> Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта №19-29-06003.

пространства и маневрирования в зонах принятия решений (на перекрестках) и выбора наилучшего маршрута из имеющихся альтернатив и др.

Программная реализация подобных моделей была выполнена с использованием платформы крупномасштабного агент-ориентированного моделирования FLAME GPU [5], с последующим проведением серии вычислительных экспериментов на суперкомпьютере ЦЭМИ РАН – FORSITE DSWS PRO (QUADRO RTX 6000) мощностью 16,3 Терафлопс. При этом в разработанных моделях обеспечивается создание и управление динамикой более 100 000 агентов (БТС, ОТС с нормальным и аномальным поведением, и пешеходов).



**Рис. 1.** Моделирование движения БТС и ОТС в искусственной дорожной сети с использованием FLAME GPU

Проведенные численные эксперименты, были направлены на оценку динамики потенциальных аварий с участием БТС, ОТС и пешеходов при различных сценарных условиях (например, в условиях недостаточной видимости, при наличии большого числа ОТС с аномальным поведением, при возникновении множественных «дорожных заторов» и др.). В результате были найдены характеристики интеллектуальной транспортной системы (например, скорости движения БТС и ОТС, интенсивности прибытия агентов-ТС, оптимальная конфигурация дорожной сети и др.), при которых обеспечивается требуемый уровень безопасности движения ансамбля БТС и ОТС, даже при неблагоприятных характеристиках внешней среды. Продемонстрирована эффективность и устойчивость разработанной системы управления БТС по отношению к внешним возмущающим воздействиям.

## Литература

- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Кузнецова Е.В.* Многоагентная система управления наземными беспилотными транспортными средствами // Информационные технологии. 2020. Т. 26. № 6. С. 342-353.
- Акопов А.С., Хачатрян Н.К., Бекларян Л.А., Бекларян А.Л.* Система управления беспилотными транспортными средствами на основе нечеткой кластеризации. Часть 1. Модель движения транспортных средств // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2020. Т. 17. № 9. С. 3-12.
- Акопов А.С., Хачатрян Н.К., Бекларян Л.А., Бекларян А.Л.* Система управления беспилотными транспортными средствами на основе нечеткой кластеризации. Часть 2. Нечеткая кластеризация и программная реализация // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2020. Т. 17. № 10. С. 21-29.
- Müllner D.* Fastcluster: Fast Hierarchical, Agglomerative Clustering Routines for R and Python // Journal of Statistical Software. 2013. Vol. 53, no. 9, Pp. 1-18.
- Richmond P.* FLAME GPU Technical Report and User Guide, University of Sheffield, Department of Computer Science Technical Report CS-11-03. <https://readthedocs.org/projects/flamegpu/downloads/pdf/latest/> (дата обращения: 21.02.2021).

## ОЦЕНКА И АНАЛИЗ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОСЛЕДСТВИЙ ВЛИЯНИЯ COVID-19

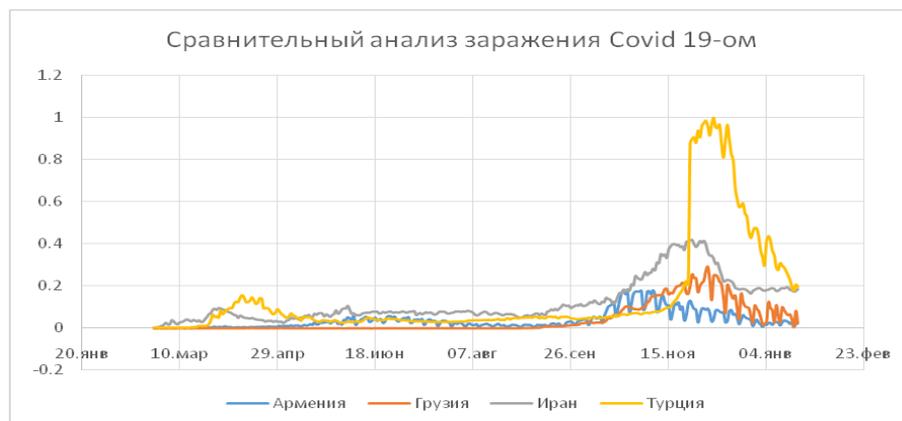
*Аракелян А.А., Бакарян А. С., Хачатрян С.А. (Ереван)*

Коронавирус, который стартовал в Китае, нанес огромный ущерб как в области здравоохранения, так и в экономике. Массовому заражению COVID-19 подверглись Япония, Корея, и впоследствии США, Западная Европа и особенно Италия, где на количество зараженных коронавирусом превзошло показатель Китая. Заражению COVID-19 подверглись также все страны, что и обусловило возможность охарактеризовать сложившуюся ситуацию как пандемию. С целью изучения последствий влияния COVID-19 проведены и проводятся работы по оценке ущерба, нанесенного коронавирусом экономике стран, подвергшихся влиянию пандемии, а также созданию условий для сокращения социально-экономического ущерба, вызванного быстрым ростом темпов заражения коронавирусом.

Предлагаемая работа посвящена изучению статистических данных о темпах заражения COVID-19 в четырех странах: Армении, Грузии, Иране и Турции. На основе этого проводится сравнительный анализ состояния и анализ отдельных макроэкономических показателей.

**Данные.** Для каждой страны с первого дня пандемии собирались ежедневные статистические данные, характеризующие: количество зараженных, смертность и выздоровление. В качестве макроэкономических показателей для этих стран изучены: инфляция, ВВП, импорт товаров и услуг, экспорт товаров и услуг, валовой капитал, текущий баланс, валовые сбережения.

**Метод сравнительного анализа.** Сравнительный анализ проведен на основе применения метода теории нечетких множеств. Результаты сравнительного анализа по состоянию на 2019 год приведены на рис. 1. Проведен сравнительный анализ полученных данных для периода, предшествующего пандемии. 1.



**Рис.1.** Сравнительный анализ заражения коронавирусом с 27.02.2020 до 20.01.2021

### **Спектральное разложение данных инфляции на примере экономики Армении.**

В течение 2018 г. инфляция колебалась в пределах 0.93–2.16, однако в течение первого квартала 2018 г. и первого квартала 2019 г. инфляция колебалась в пределах 0.85–0.93.

Модель инфляции на примере спектрального разложения (данные Центрального банка Армении 1 квартал 2003 г.- 4 квартал 2019 г.) приведена в (1).

$$INF_t = -12.88 - 5.67 \sin(\pi / 20) + 25.49 \cos(\pi / 50) - 12.88 \quad (1)$$

Результаты спектрального разложения между  $t=0$  и  $t=2$  показывают, что высокочастотная компонента ответственна за 14% изменения инфляции. Однако, если рассмотреть разность между средним значением ряда  $INF_t$  за период первый квартал 2003 г. - второй квартал 2004 г., первый квартал 2016 г. и второй квартал 2018 г., то высокочастотная компонента ответственна за 90.2% изменения инфляции. При этом медленная компонента также наблюдается.

### **Литература**

Bürgi C., Nisan Gorgulu N. Social Distancing and the Economic Impact of COVID-19 in the United States, CESifo Working Papers ISSN 2364-1428 (electronic version), 2020. <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators/Type/TABLE/preview/on>

**ГОД С НАЧАЛА РАСПРОСТРАНЕНИЯ УХАНЬСКОГО КОРОНАВИРУСА  
В РОССИИ: ИСПОЛНЕНИЕ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОГО ПРОГНОЗА  
НА 13 ОКТЯБРЯ 2020 г. – 28 ФЕВРАЛЯ 2021г.<sup>1</sup>**

*Афанасьев А.А. (Москва)*

2 марта 2021 г. исполнился год с момента официальной регистрации первого случая инфицирования человека уханьским коронавирусом (SARS-CoV-2) в России. В работах (Афанасьев, Пономарева, 2020; Афанасьев, 2021) проведено эконометрическое исследование функции официально публикуемой суточной численности инфицированных уханьским коронавирусом жителей России в сентябре – октябре 2020 г. Функция имеет вид квадратичной экспоненты Гаусса

$$Y_t = e^{at^2+bt+c}, \quad (1)$$

где  $Y_t$  – количество зараженных уханьским коронавирусом жителей России за сутки,  $t$  – время (сутки),  $e$  – основание натурального логарифма.

Результаты исследования функции (1) во временных промежутках с 22 сентября 2020 г. по 11–31 октября 2020 г. приведены в таблице. На основе результатов исследования функции (1) в работах (Афанасьев, Пономарева, 2020; Афанасьев, 2021) даны прогнозы официально публикуемой суточной численности зараженных уханьским коронавирусом жителей России. На данный момент (28 февраля 2021г.) представляется актуальным проверить точность их исполнения.

На рис. 1–3 мы можем видеть следующее. В течение первых 4-х недель - с 17 октября по 12 ноября 2020 г. - фактические данные находились около прогнозных значений функции 4, средняя ошибка прогноза за этот период составила 5%. В течение следующих 3-х недель (с 12 ноября по 2 декабря 2020г.) фактические значения располагались между прогнозными кривыми функций 4 и 2, а со 2 по 17 декабря – между прогнозными кривыми функций 2 и 1. В период с 17 декабря 2020 г. по 28 января 2021 г. фактические значения находятся между кривыми функций 1 и 0, а с 28 января по 17 февраля 2021г. – около функции 0 со средней ошибкой прогноза 8,6% на 21 день вперед. С 18 февраля 2021г. фактические значения стали отдаляться от прогнозных значений функции 0 в сторону прогнозных значений функции М, и 27–28 февраля ошибки прогноза по функциям 0 и М почти сравнялись: они составили соответственно 27 февраля – 40% и 42% и 28 февраля – 41% и 40%. За период с 14 января по 28 февраля 2021 г. средняя ошибка прогноза по функции 0 составила 15,3%.

Можно заметить (рис. 1, 3), что в период с 13 октября 2020 г. по 28 февраля 2021 г. средние ошибки  $APE$  следующие: по функции 4 (17 октября – 27 ноября 2020 г.) – 9,7%,

---

<sup>1</sup> Исследование выполнено при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 20-010-00629 А).

по функции 2 (15 октября - 9 декабря 2020 г.) - 12,0%, по функции 1 (27 ноября 2020 г. - 13 января 2021 г.) - 13,8%, по функции 0 (14 января - 28 февраля 2021г.) - 15,3%.

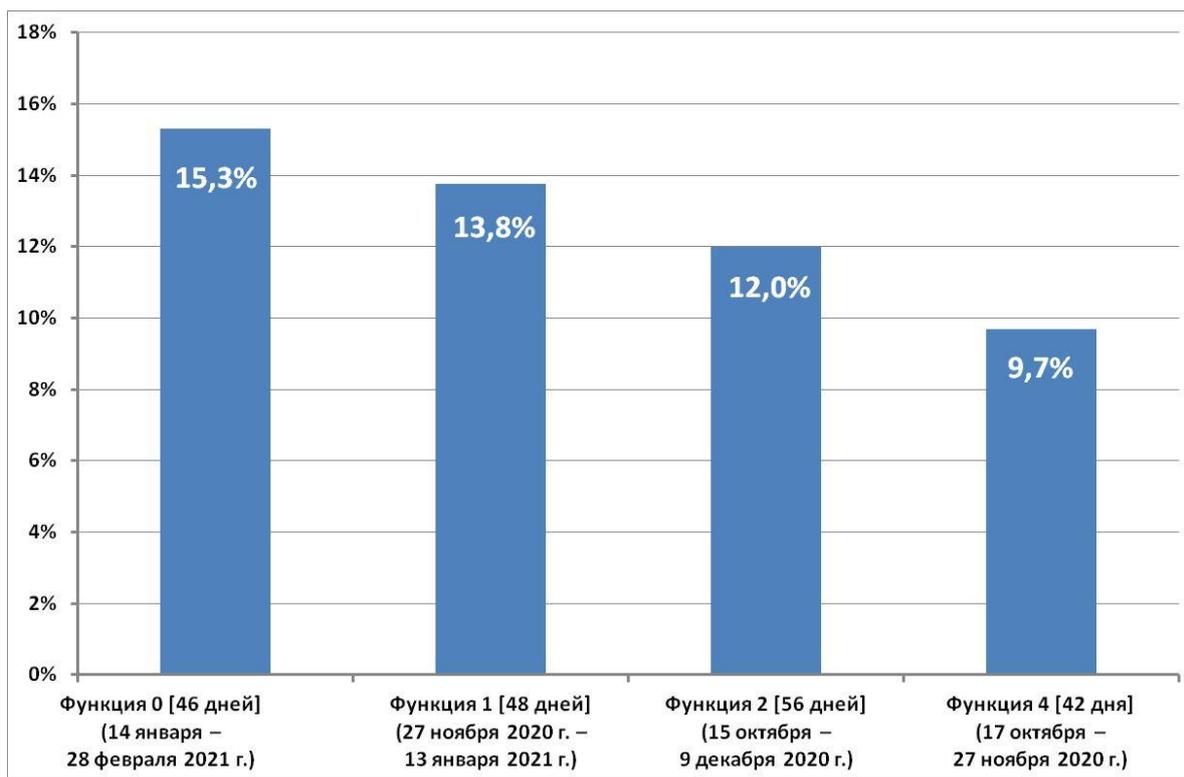
Отметим, что функция 2 достаточно точно предсказала пиковую численность – 30,2 тыс. чел., на 30 ноября, т.е. за 24 дня до достижения фактического пика 24 декабря (29,9 тыс. чел.) Между тем, функция М прогнозирует пиковую дату за день (23 декабря) до наступления фактической пиковой даты (24 декабря). Однако фактическое и прогнозное значения суточной численности - 30 тыс. чел. и 48 тыс. чел. соответственно, различаются сильно – на 18 тыс. чел. (Афанасьев, 2021). Функции 0 и М прогнозируют затухание (обнуление) эпидемического процесса в России 29 июня и 28 июля 2021 г. соответственно (см. табл. и рис. 2). Общее количество инфицированных уханьским коронавирусом жителей России прогнозируется на уровне 5–6,5 млн. чел. (табл.).

Таким образом, можно утверждать, что исследованные функции вида (1) в течение почти четырех с половиной месяцев указывают ориентиры (законы) динамики распространения уханьского коронавируса в России в виде прогнозных коридоров со средними ошибками 10–15 % (рис. 1).

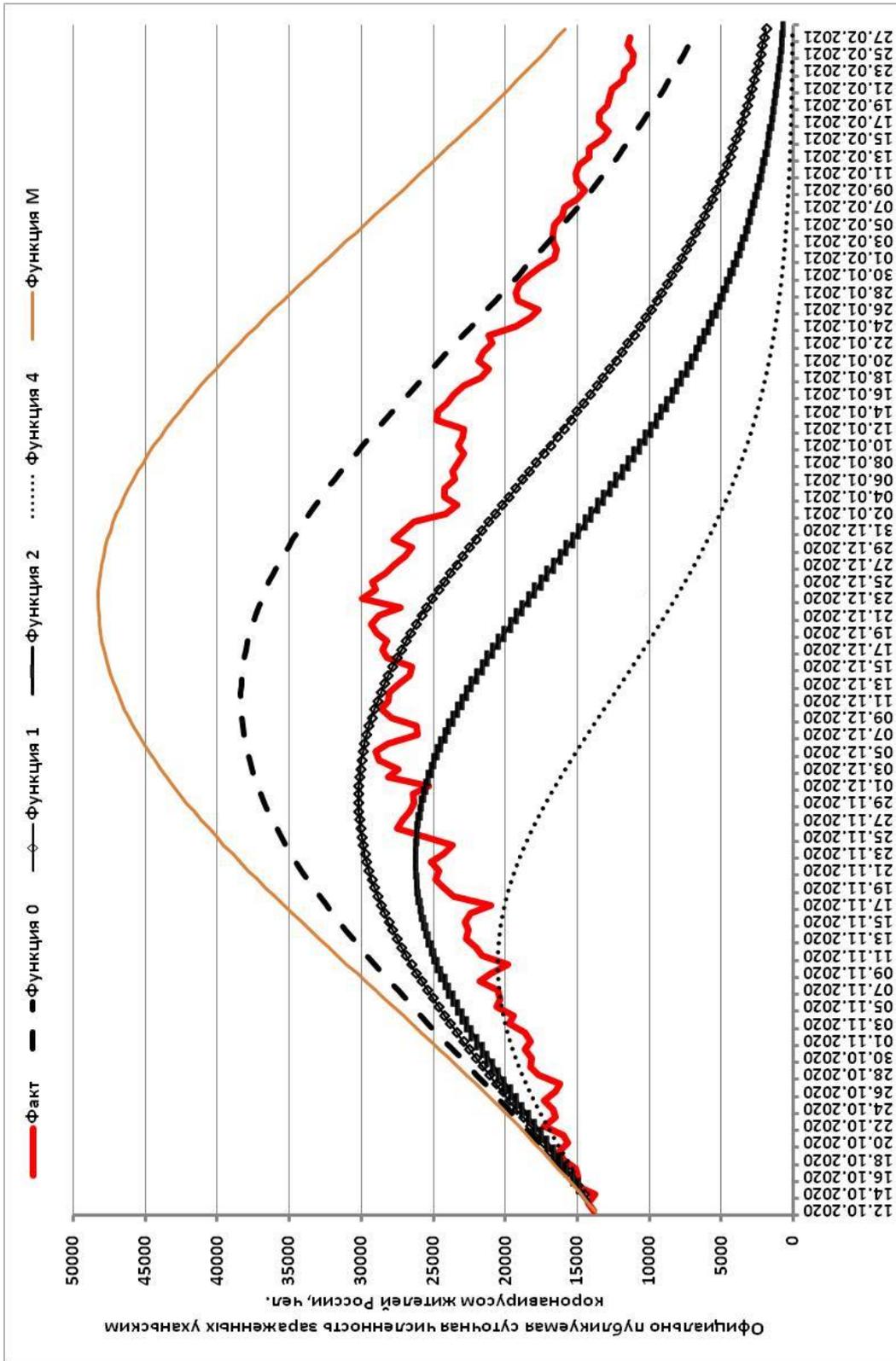
**Таблица** Результаты эконометрического исследования квадратичной экспоненциальной функции Гаусса (1) официально публикуемой суточной численности зараженных уханьским коронавирусом жителей России осенью 2020 г.

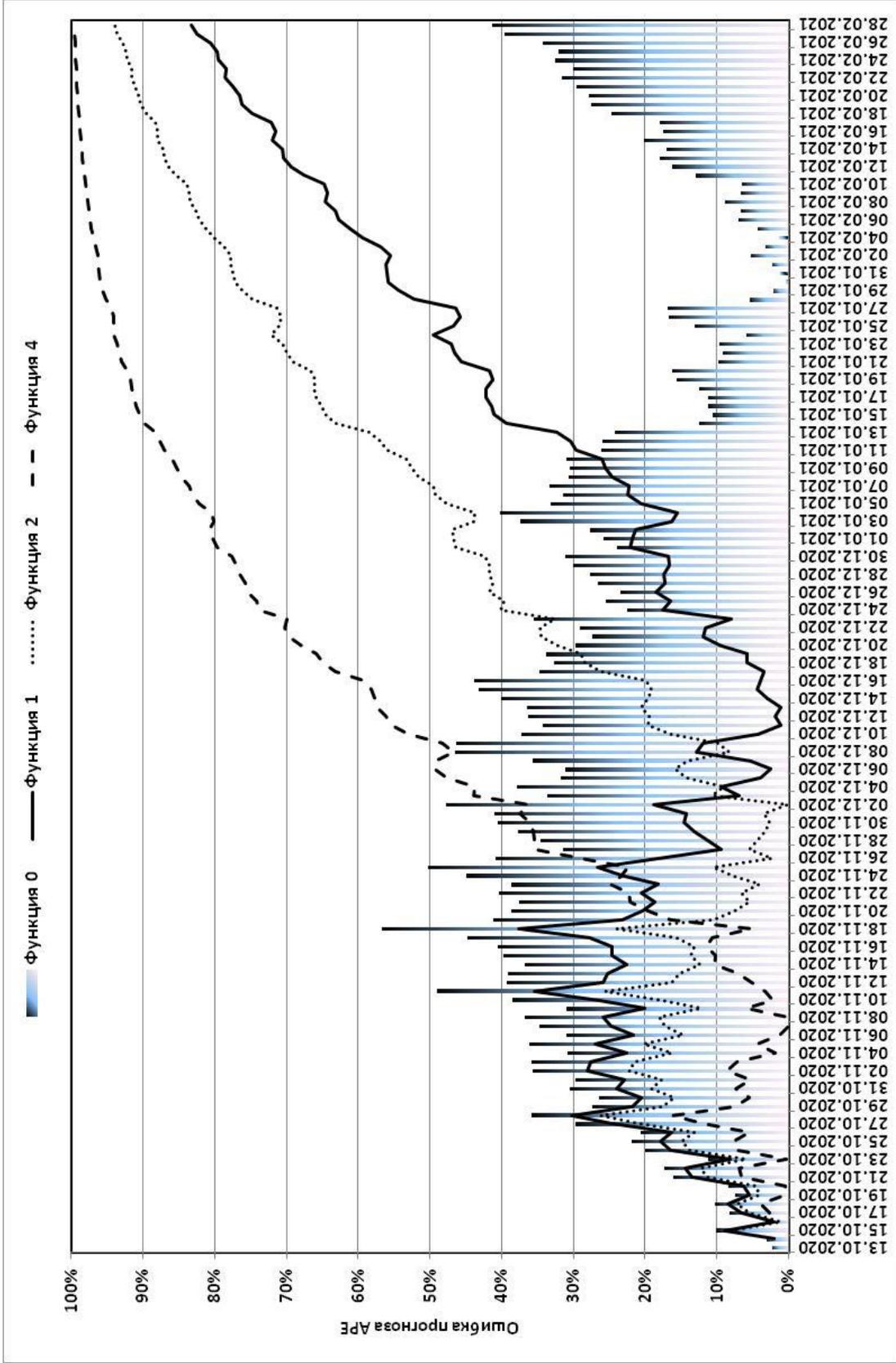
№ п/п	Временной промежуток	Коэффициенты (t-статистики)			$R^2$	DW	Прогноз на 2020 г. пика суточного заражения		Прогноз на 2021 г. наступления нулевого (единичного) суточного заражения	
		a	b	c			дата	число зараженных, чел.	дата	общее число зараженных с начала эпидемии, млн. чел.
М	22/IX–11/X	-0,0002 (-1,31)	0,1452 (1,81)	10,75 (1,25)	0,99	1,26	23/XII	48258	28/VII	6,5
0	22/IX–12/X	-0,0003 (-1,75)	0,1613 (2,32)	12,46 (1,66)	0,99	1,39	11/XII	38362	29/VI	5,0
1	22/IX–13/X	-0,0003 (-2,37)	0,1848 (3)	14,96 (2,26)	0,99	1,36	30/XI	30191	30/V	3,9
2	22/IX–14/X	-0,0004 (-3)	0,2040 (4)	17,01 (2,90)	0,99	1,33	22/XI 23/XI	26211	5/V	3,4
4	22/IX–16/X	-0,0005 (-4)	0,2540 (5)	22,35 (4)	0,99	1,51	10/XI	20512	5/IV	2,6

Источники: функции 0, 1, 2, 4 (Афанасьев, Пономарева, 2020), функция М (Афанасьев, 2021).



**Рис. 1.** Средние арифметические ошибки прогнозов *АРЕ* на 15 октября 2020 г. – 28 февраля 2021 г. (горизонты прогнозирования от 6 до 8 недель) по функциям 0, 1, 2, 4 (рис. 3)





## **Литература**

*Афанасьев А.А., Пономарева О.С.* Производственная функция народного хозяйства с учетом транспортно-коммуникационной инфраструктуры и распространения уханьского коронавируса в России // Бизнес-информатика. 2020. Т. 14. № 4. С. 76–95. DOI: 10.17323/2587-814X.2020.4.76.95

*Афанасьев А.А.* Эконометрическое прогнозирование на 2020–2021 гг. официально публикуемой суточной численности зараженных уханьским коронавирусом жителей России / В сб. Стратегическое планирование и развитие предприятий: пленарные доклады XXI всероссийского симпозиума. Москва, 9–10 ноября 2020 г. / под ред. чл.-корр. РАН Г.Б. Клейнера, к.э.н. А.А. Никоновой – М.: ЦЭМИ РАН, 2021.

## ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ ПРОГНОЗИРОВАНИЕ НА 1992–2020 гг. ВВП РОССИИ И ДОБЫЧИ ПРИРОДНОГО ГАЗА ГАЗПРОМОМ В ТЮМЕНСКОЙ ОБЛАСТИ

*Афанасьев А.А., Пономарева О.С. (Москва)*

Мы провели эконометрическое исследование следующих производственных функций:

1) народного хозяйства России с учетом мировой цены на нефть марки «Брент» за 1990–2019 гг.

$$Y_t = e^\alpha (z_t K_t)^\beta L_t^{1-\beta} e^{\gamma p_{t(2010)}}, \quad (1)$$

2) добычи природного газа Газпром в Тюменской области за 1985–2020 гг.

$$\Gamma_t = e^\alpha \Phi_{t-1}^{\beta+\gamma} G_{1963,t-2}, \quad (2)$$

где  $Y_t$  – ВВП России в сопоставимых ценах 1990 г. в году  $t$ ,  $K_t$  – среднегодовая стоимость основных фондов экономики России в сопоставимых ценах 1990 г. в году  $t$ ,  $z_t$  – среднегодовой уровень загрузки производственных мощностей в российской промышленности в году  $t$ ,  $L_t$  – среднегодовая численность занятых в экономике в году  $t$ ,  $p_{t(2010)}$  – мировая цена нефти марки «Брент» в сопоставимых ценах 2010 г. в году  $t$ ,  $\Gamma_t$  – валовая добыча газа в году  $t$ ,  $\Phi_t$  – среднегодовая стоимость основных промышленно-производственных фондов в добыче газа в сопоставимых ценах 1990 г. в году  $t$ ,  $G_{1963,t-1}$  – накопленная добыча газа с года начала добычи в Тюменской области (1963 г.) по год  $t - 1$ .

Некоторые результаты проведенного исследования представлены в таблице. Как можно видеть, коэффициенты функции (1) практически не изменились в 1990–2019 гг. по сравнению с 1990–2018 гг.

**Таблица** Результаты эконометрического исследования производственных функций (1) и (2)

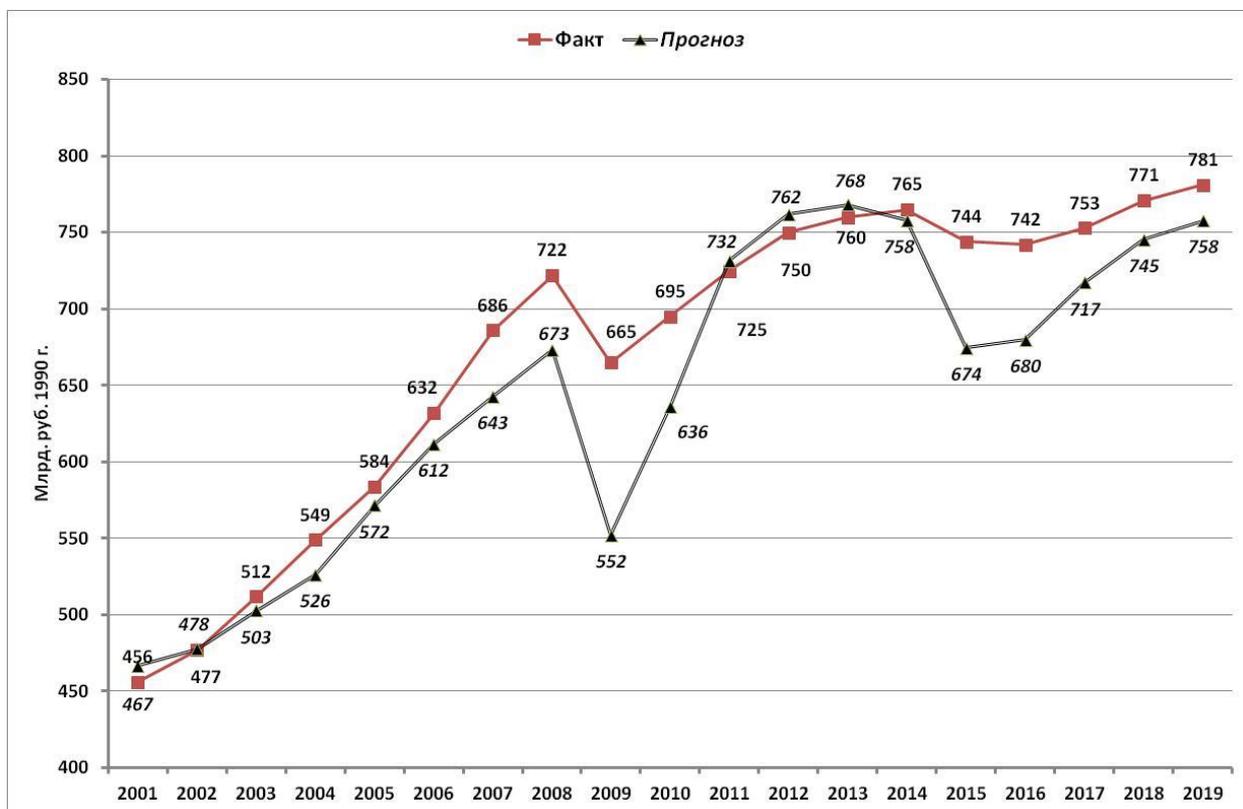
Временной промежуток	Коэффициенты и в скобках $t$ -статистики			$R^2$	$DW$
	$\alpha$	$\beta$	$\Gamma$		
Функция (1)					
1990–2000*	–7,35 (–29)	0,76 (8)	0,0028 (1,02)	0,92	1,80
1990–2018*	–7,46 (–37)	0,80 (12)	0,0031 (6)	0,96	1,25
1990–2019	–7,45 (–41)	0,80 (13)	0,0030 (7)	0,96	1,24
Функция (2)					
1985–1991*	4,61 (4)	0,56 (6)	$-5,12 \times 10^{-9}$ (–2,04)	0,99	1,52

\*См. (Афанасьев, Пономарева, 2020).

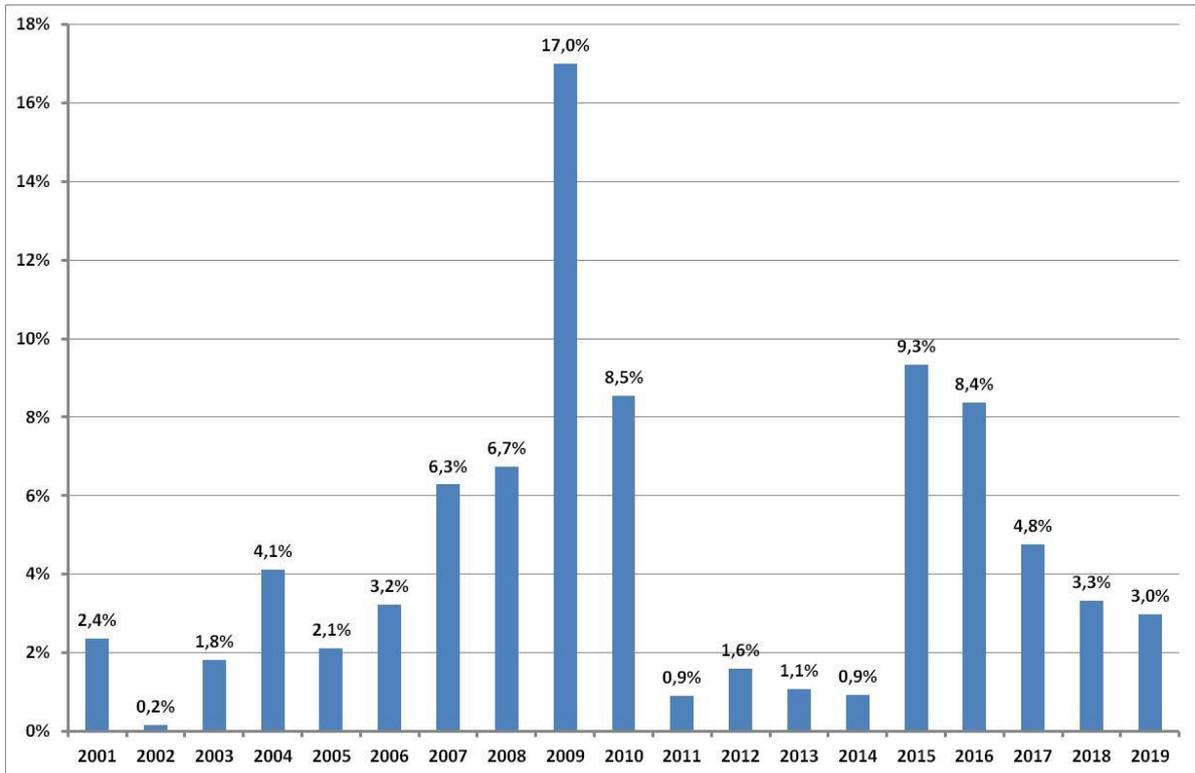
Ошибка прогноза *APE* на 2019 г. ВВП России по функции (1), исследованной в 1990–2000 гг., равна 3,0% (рис. 1 и 2), средняя арифметическая ошибка прогноза на 2001–2019 гг., т.е. на 19 лет вперед, составляет 4,5% (рис. 5).

Ошибка прогноза *APE* на 2020 г. валовой добычи природного газа Газпромом из месторождений Тюменской области по функции (2), исследованной в 1985–1991 гг., равна 3,8% (фактические данные за 2020 г. приведены по товарной добыче, рис. 3 и 4), средняя арифметическая ошибка прогноза на 1992–2020 гг., т.е. на 29 лет вперед, составляет 4,7% (рис. 5).

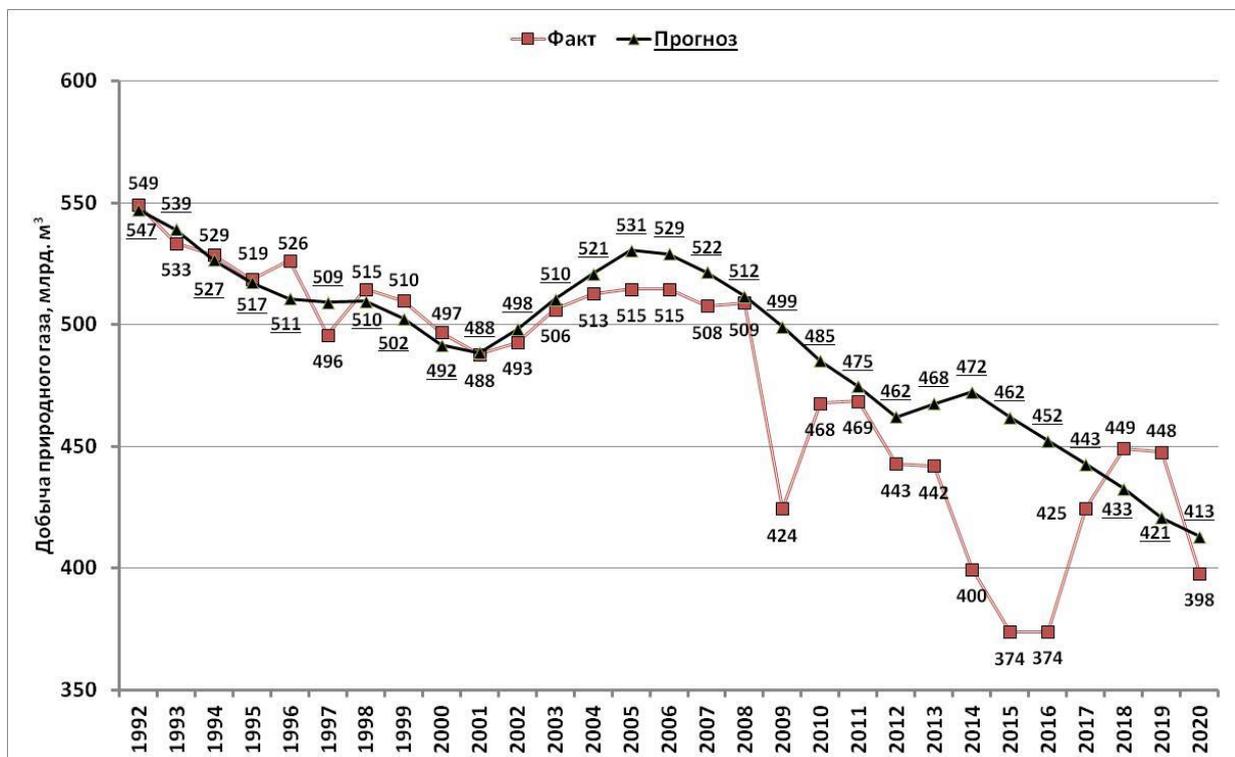
Таким образом, функции (1) и (2) имеют хорошую прогнозную силу и могут быть использованы для целей дальнейшего прогнозирования ВВП России и добычи газа Газпромом.



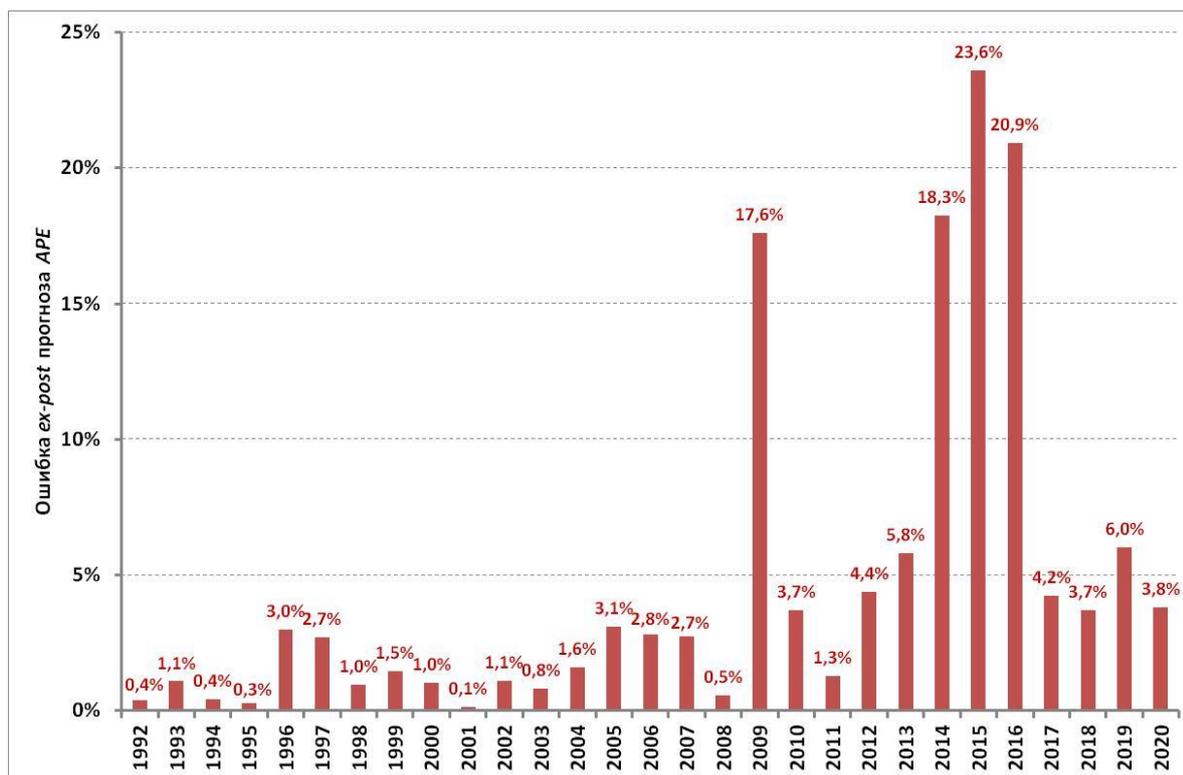
**Рис. 1.** Фактический и *ex-post* прогнозный на 2001–2019 гг. ВВП России в сопоставимых ценах 1990 г. по функции (1), исследованной в 1990–2000 гг.



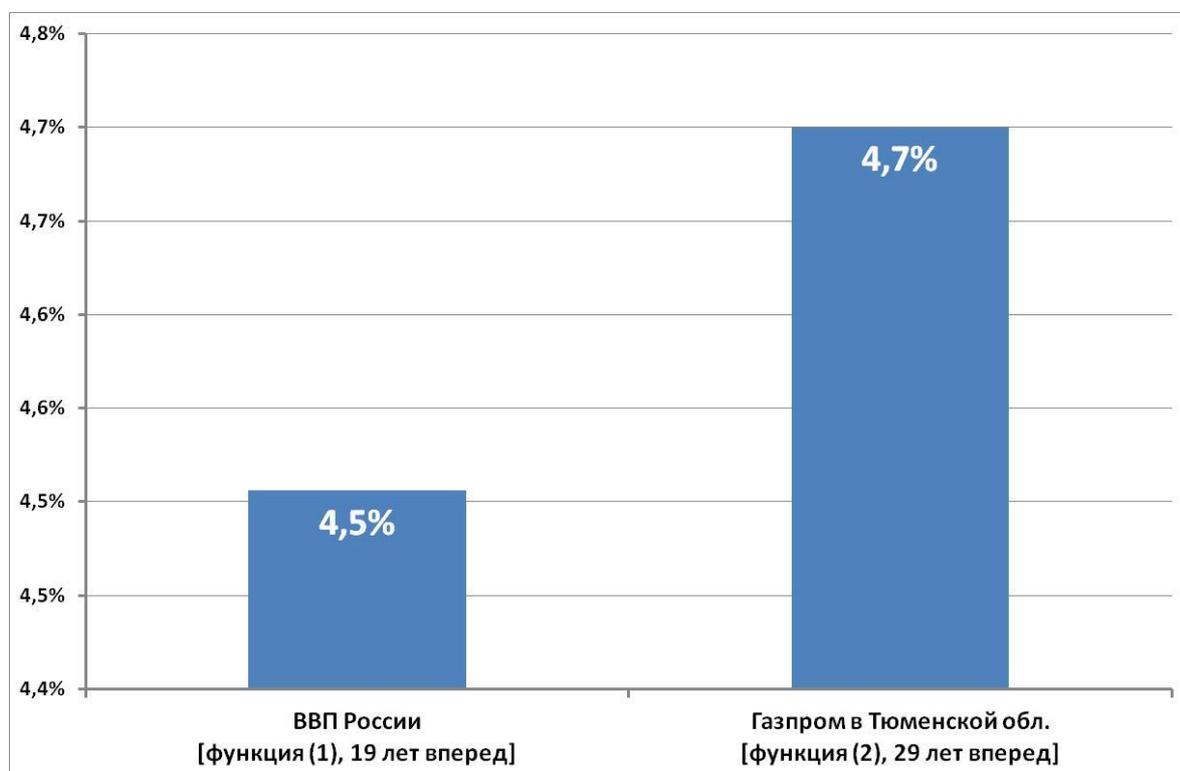
**Рис. 2.** Ошибки *ex-post* прогноза APE на 2001–2019 гг. по функции (1), исследованной в 1990–2000 гг. (рис. 1).



**Рис. 3.** Фактическая и *ex-post* прогнозная на 1992–2020 гг. валовая добыча природного газа Газпромом в Тюменской обл. по функции (2), исследованной в 1985–1991 гг. (факт за 2020 г. – товарная добыча газа).



**Рис. 4.** Ошибки *ex-post* прогноза АРЕ на 1992–2020 гг. по функции (2), исследованной в 1985–1991 гг. (рис. 3)



**Рис. 5.** Средние арифметические ошибки *ex-post* прогноза по функциям (1) и (2) (рис. 2 и 4)

## **Литература**

*Афанасьев А.А., Пономарева О.С.* Производственные функции народного хозяйства России и добычи природного газа Газпромом в 1985–2019 гг. / В сб.: Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов // Труды X-й Международной школы-семинара / Под ред. акад. В.Л. Макарова. Цахкадзор, 2020 г. – М.: ЦЭМИ РАН, 2020. – С. 18–20.

## О СВОЙСТВАХ ВЛОЖЕННОСТИ СТРУКТУР СИЛЬНЫХ СЕКТОРОВ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЭКОНОМИК<sup>1</sup>

*Афанасьев М.Ю., Кудров А.В. (Москва)*

Рассмотрим показатель  $RCA_{cp}$  выявленных сравнительных преимуществ:

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

где  $y_{cp}$  — объем производства сектора  $p$  экономики региона  $c$ . Показатель  $RCA_{cp}$  представляет собой 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 (Hausmann, Klinger, 2006), для выявления сравнительных преимуществ для показателя  $RCA_{cp}$  проверяется условие типа ограничения снизу. Более формально:

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

Матрица  $A = (a_{c,p})$  содержит данные о секторах экономики, которые в разных регионах развиты на уровне выявленных сравнительных преимуществ, определенных при помощи выражения (1). Строки этой матрицы соответствуют регионам, столбцы — секторам экономики. Далее будем называть вектор  $(a_{c,p_1}, \dots, a_{c,p_m})$  *структурой сильных секторов* экономики региона  $c$ . Рассмотрим матрицу  $R$  элемент  $w_{i,j}$  которой на пересечении

$i$ -ой строки и  $j$ -го столбца задается формулой:

$$\frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_t \frac{a_{c_i,p_t} a_{c_j,p_t}}{k_{p_t,0}}, \text{ где } k_{c,0} = \sum_p a_{c,p}, k_{p,0} = \sum_c a_{c,p}.$$

В соответствии с подходом (Hausmann, Hidalgo, Bustos, Coscia, Simoes, Yildirim, 2011) на основе матрицы  $R$  могут быть получены оценки экономической сложности регионов. Так как матрица  $R$  является стохастической, в качестве таких оценок предлагается использовать стандартизированные значения собственного вектора этой матрицы, соответствующего второму максимальному собственному значению. Отметим некоторые свойства элементов  $w_{i,j}$  матрицы  $R$ .

1. Поскольку матрица  $R_1 R_2$  является стохастической, то для каждого  $i, j \in \{1, \dots, n\}$ :  $w_{i,j} \geq 0$ ,  $\sum_{j=1}^m w_{i,j} = 1$ . Таким образом,  $w_{i,1}, \dots, w_{i,n}$  можно интерпретировать как распределение вероятностей.

2. Если в регионе  $c_i$  существует хотя бы один сильный регион, то  $w_{i,i} > 0$ . Справедливость этого утверждения легко показать, поскольку

<sup>1</sup> Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ, проект 20-010-00223.

$$w_{i,i} = \frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_{t=1}^m \frac{a_{c_i,p_t}}{k_{p_t,0}} \geq 0.$$

3. Элементы  $w_{i,j}$  равны нулю тогда и только тогда, когда выполняется условие:

$$\{t: a_{c_i,p_t} = 1\} \cap \{t: a_{c_j,p_t} = 1\} = \emptyset.$$

Выполнение этого условия означает отсутствие общих сильных секторов в структурах экономики регионов  $c_i$  и  $c_j$ .

4. В каждой строке матрицы  $(w_{i,j})$  максимальный элемент отвечает диагональному элементу, то есть  $w_{i,i} = \max_{j \in \{1, \dots, n\}} (w_{i,j})$ . Действительно, в силу справедливости

$$w_{i,j} = \frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_{t=1}^m \frac{a_{c_i,p_t} a_{c_j,p_t}}{k_{p_t,0}} \leq \frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_{t=1}^m \frac{a_{c_i,p_t}}{k_{p_t,0}} = \frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_{t=1}^m \frac{a_{c_i,p_t} a_{c_i,p_t}}{k_{p_t,0}}$$

получаем, что  $w_{i,j} \leq w_{i,i}$ . Причем равенство в последнем неравенстве достигается только тогда, когда выполняется следующее условие:

$$\{t: a_{c_i,p_t} = 1\} \subseteq \{t: a_{c_j,p_t} = 1\}.$$

Выполнение этого условия означает то, что все сильные сектора структуры экономики региона  $c_i$  также являются сильными секторами в структуре региона  $c_j$ . Если это условие не выполняется, то имеем строгое неравенство:

$$\frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} < 1.$$

5. Величина  $w_{i,j}$  монотонно возрастает с ростом числа элементов множества:

$$\{t: a_{c_i,p_t} = 1\} \cap \{t: a_{c_j,p_t} = 1\}.$$

6. Асимметричность матрицы  $(w_{i,j})$ . Легко показать, что  $w_{j,i} = \frac{k_{c_i,0}}{k_{c_j,0}} w_{i,j}$ . Если уровень диверсификации региона  $c_i$  совпадает с уровнем диверсификацией региона  $c_j$ , тогда  $w_{j,i} = w_{i,j}$ ; если диверсификация региона  $c_i$  больше (меньше) диверсификации региона  $c_j$ , тогда  $w_{j,i} > w_{i,j}$  ( $w_{j,i} < w_{i,j}$ ). Таким образом, различные уровни диверсификации регионов гарантируют асимметричность матрицы  $(w_{i,j})$ .

Из свойств элементов  $w_{i,j}$  следует, что отношение  $\frac{w_{i,j}}{w_{i,i}}$  можно интерпретировать как характеристику *степени вложенности* множества сильных секторов региона  $c_i$  в множество сильных секторов региона  $c_j$ . Чем ниже это отношение, тем меньше сильных секторов региона  $c_i$  входит в множество  $\{t: a_{c_j,p_t} = 1\}$  сильных секторов региона  $c_j$ .

Агрегированный показатель

$$I_i^{(1)} = \sum_{j=1}^m \left( \frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} \right)^2, i = 1, \dots, m$$

характеризует степень вложенности структуры сильных секторов региона  $c_i$  в структуры сильных секторов других регионов. Назовем этот показатель *агрегированной вложенностью структуры* экономики региона. Минимальное значение  $I_i^1$ , которое равняется единице, возникает в условиях, когда структура сильных секторов региона  $c_i$  состоит из уникальных секторов, для которых  $w_{i,j} = 0$  для всех  $i \neq j$ . Близкое к единице значение  $I_i^1$  возникает тогда, когда распределение  $w_{i,j}$  мало отличается от равномерного распределения.

$$\text{Показатель} \quad I_j^{(2)} = \sum_{i=1}^m \left( \frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} \right)^2, j = 1, \dots, m$$

характеризует степень вложенности в структуру сильных секторов региона  $c_j$ . Назовем этот показатель *агрегированной вложенностью в структуру* региона. При увеличении числа сильных секторов региона  $c_j$  величина  $I_j^{(2)}$  не убывает. Минимальное значение  $I_j^2$ , равное единице, возникает в условиях, когда структура сильных секторов региона  $c_j$  состоит из уникальных секторов, то есть когда  $w_{i,j} = 0$  для всех  $i \neq j$ .

#### **Связь экономической сложности с показателями агрегированной вложенности.**

В работе (Afanasyev, Kudrov, 2020) представлены оценки экономической сложности регионов РФ, рассчитанные на основе данных о налоговых поступлениях по 82 секторам экономики.

**Таблица 1.** Регрессия для экономической сложности регионов. Примечание: данные по оценкам экономической сложности взяты из работы (Afanasyev, Kudrov, 2020)

	Оценка	Стандартное отклонение	t-статистика	p-значение
Константа	-4,18	0,45	-9,22	0
Log(Агрегированная вложенность структуры)	0,96	0,19	5,14	0
Log(Агрегированная вложенность в структуру)	0,97	0,15	6,65	0
R-квадрат	0,55			
Скор.R-квадрат	0,54			

В таблице 1 представлены оценки параметров регрессии экономической сложности регионов РФ, полученной в работе (Afanasyev, Kudrov, 2020), на логарифм агрегированной вложенности структуры сильных секторов экономики и логарифм агрегированного вложения в структуру.

Для российских регионов получены оценки экономической сложности, для которых были использованы и другие региональные данные. А именно, данные по экспорту регионов РФ. В работе (Любимов, Гвоздева, Казакова, Нестерова, 2017), с использованием этих данных вычислены две оценки экономической сложности регионов РФ: оценка

экономической сложности, полученная по данным о структуре экспорта регионов РФ; оценка экономической сложности, полученная по данным о структуре экспорта регионов РФ и странам мира. В таблице 2 показаны результаты построения регрессии этих оценок экономической сложности на логарифмы показателей агрегированной вложенности структуры сильных секторов региона и агрегированной вложенности в структуру сильных секторов региона.

**Таблица 2.** Слева - регрессия для экономической сложности регионов по данным со странами; справа - регрессия для экономической сложности регионов по данным без стран  
Примечание: данные по оценкам экономической сложности взяты из работы (Lyubimov, Gvozdeva, Kazakova, Nesterova, 2017)

<i>экономическая сложность (по данным со странами)</i>	Оценка	Стандартное отклонение	t-статистика	p-значение	<i>экономическая сложность (по данным без стран)</i>	Оценка	Стандартное отклонение	t-статистика	p-значение
Константа	0,15	0,25	0,61	0,54	Константа	-1,03	0,67	-1,55	0,13
Логарифм агрегированной вложенности структуры	-0,19	0,10	-1,87	0,06	Логарифм агрегированной вложенности структуры	0,06	0,27	0,22	0,82
Логарифм агрегированной вложенности в структуру	0,31	0,08	3,92	0,00	Логарифм агрегированной вложенности в структуру	0,42	0,21	1,95	0,06
	R-квадрат		0,17			R-квадрат		0,05	
	Скор.R-квадрат		0,15			Скор.R-квадрат		0,03	

Большие значения экономической сложности из работы (Afanasyev, Kudrov, 2020) соответствуют высокому уровню показателя вложенности структуры экономики и высокому уровню показателя вложенности в структуру. Для экономической сложности низкого уровня характерно соответствие низкому уровню показателя вложенности структуры экономики и показателя вложенности в структуру. Таким образом, показатель экономической сложности можно интерпретировать в качестве измерителя уровня развитости смежных секторов и технологических цепочек или цепочек добавленной стоимости.

Два показателя экономической сложности из работы (Lyubimov, Gvozdeva, Kazakova, Nesterova, 2017) характеризуются низким соответствием показателям вложенности. Как представляется, объяснением этому может служить то, что экспортные товары встроены в международные цепочки формирования добавленной стоимости. Поэтому если мы ограничиваемся только экспортными данными по регионам, то, в силу отсутствия для экспортных товаров длинных цепочек формирования добавленной стоимости на локальном российском уровне, оценка экономической сложности не отражает связей между товарами российского экспорта. Напротив, если мы подключаем к имеющимся

данным по структуре экспорта регионов РФ информацию по структуре экспорта стран мира и оцениваем экономическую сложность по ним, то такая оценка уже отражает технологические цепочки формирования добавленной стоимости на международном уровне и позволяет количественно оценивать место регионов РФ в них. В результате, как видно из таблицы 2 (слева), для этого показателя имеется значимая связь с показателем вложенности в структуру.

Показатели, характеризующие вложенность структур сильных секторов региональных экономик, могут быть использованы для построения модели, которая позволяет объяснить появление и отсутствие сильного сектора в структуре экономики региона и оценить вероятность возникновения в его структуре конкретного сектора в качестве сильного.

### **Литература**

- Любимов И.Л., Гвоздева М.А., Казакова М.В., Нестерова К.В.* Сложность экономики и возможность диверсификации экспорта в российских регионах // Журнал НЭА. 2017. №2 (34), С. 94–122.
- Afanasiev M.Yu., Kudrov A.V. (2020).* Estimates Of Economic Complexity In The Structure Of The Regional Economy // *Montenegrin Journal of Economics*. 2020. Vol. 16, No. 4, 43-54. DOI: 10.14254/1800-5845/2020.16-4.4.
- Hausmann R., Hidalgo C., Bustos S., Coscia M., Simoes A., Yildirim M.A.* The Atlas of Economic Complexity: Mapping Paths to Prosperity. 2011. Cambridge: Center for International Development, Harvard University, MIT.
- Hausmann R., Klinger B.* Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space. 2006. CID Working Paper No. 128.

## РАЗВИТИЕ ИКТ В РФ: РЕГИОНАЛЬНАЯ КЛАСТЕРИЗАЦИЯ

*Бакуменко Л.П. (Йошкар-Ола)*

Наблюдение различных характеристик цифровой экономики и развитие информационно-коммуникационных технологий как определяющего фактора имеет решающее значение для понимания и анализа экономических изменений, связанных, в частности, с ростом, производительностью, инфляцией, занятостью, а также благополучием (Аброскин А.С., 2019).

Цифровизация экономики любой страны может быть полностью реализована только при расширении доступа к сетям ИКТ и связанным с ними услугами для населения и предприятий на ее территории. Для этого крайне важны меры по созданию и модернизации коммуникационных инфраструктур для удовлетворения растущего спроса на услуги ИКТ.

В настоящее время Российская Федерация активно стремится усовершенствовать ИКТ сектор. В Указе Президента «О Стратегии развития информационного общества в Российской Федерации на 2017 – 2030 годы» (целями и задачами Российской Федерации являются развитие информационного общества, формирование национальной цифровой экономики, обеспечение национальных интересов и реализацию стратегических национальных приоритетов). Также в России с 2011 года реализуется Государственная программа «Информационное общество (2011-2020 гг.)», которая направлена на массовое внедрение информационных технологий в повседневную жизнь граждан. Однако развитие ИКТ в субъектах РФ идет различными темпами.

Проведенный анализ развития сектора ИКТ в России по системе показателей, определенных Росстатом России для данного сектора, выявил ряд проблем, ключевой из которых можно назвать цифровое неравенство между субъектами РФ.

Применение методов многомерного статистического анализа позволило не только выявить основные региональные кластеры, но и определить основные факторы, участвующие в кластеризации регионов по уровню развития информационно-коммуникационных технологий.

При анализе развития ИКТ в субъектах РФ были использованы следующие показатели:  $x_1$  – Число персональных компьютеров, используемых в учебных целях, на 100 обучающихся государственных и муниципальных общеобразовательных учреждений, шт.;  $x_2$  – Число персональных компьютеров, используемых в учебных целях, имеющих доступ к Интернету, в расчете на 100 студентов (обучающихся) по образовательным учреждениям высшего образования, шт.;  $x_3$  – Затраты на обучение сотрудников, связанное с развитием и использованием ИКТ, млн. руб.;  $x_4$  – Доля организаций, использовавших персональные компьютеры, в общем числе обследованных организаций, %;  $x_5$  – Доля организаций, использовавших локальные вычислительные сети, в общем числе обследованных организаций, %;  $x_6$  – Затраты на приобретение вычислительной

техники, млн. руб.;  $x_7$  – Доля организаций, использовавших Интернет, в общем числе обследованных организаций, %;  $x_8$  – Доля организаций, имевших веб-сайт, в общем числе обследованных организаций, %;  $x_9$  – Затраты на оплату доступа к сети Интернет, млн. руб.;  $x_{10}$  – Число персональных компьютеров на 100 домашних хозяйств, шт.;  $x_{11}$  – Число мобильных телефонов на 100 домохозяйств, шт.;  $x_{12}$  – Абонентская плата за доступ к сети Интернет, рублей в месяц;  $x_{13}$  – Тариф на предоставление абоненту в постоянное пользование абонентской линии независимо от ее типа, рублей в месяц;  $x_{14}$  – Услуги местной телефонной связи при абонентской системе оплаты услуг – абонентская плата (за месяц).

Классификация регионов проводилась методами иерархического кластерного анализа. Предварительный анализ исследуемых показателей выявил наличие между переменными мультиколлинеарности. Для устранения мультиколлинеарности и сокращения данных переменных без потери информации был предварительно применен метод факторного анализа – метод главных компонент.

Одним из вариантов при определении количества факторов явилось выделение 5 групп - главных компонент, соответствующие трем необходимым условиям определения количества главных факторов.

Собственные значения характеризуют вклад соответствующих главных компонент в суммарную дисперсию. Так как суммарный вклад главных компонент составил 78%, то данные факторы были использованы для анализа.

Факторные нагрузки на главные компоненты, полученные после вращения факторов методом «Варимакс исходных» могут быть интерпретированы как корреляции между соответствующими переменными и факторами – чем выше нагрузка по модулю, тем больше близость фактора к исходной переменной; они представляют наиболее важную информацию для интерпретации полученных факторов (таблица 1). Еще одним методом отбора являлся расчет уровня информативности главных компонент:

$$K_{\text{инф}} = \frac{\sum a_{jr}^2 \{w_2 - w_3\}}{\sum a_{jr}^2}, \quad (1)$$

где  $w_2 - w_3$  – подмножество значимых факторов, у которых коэффициент корреляции показателя с компонентой больше чем 0,7;  $a_{jr}$  – факторные нагрузки.

**Таблица 1** – Факторные нагрузки для 5 главных компонент методом «Вармикс исходных»

	Фактор 1(f1)	Фактор 2(f2)	Фактор 3(f3)	Фактор 4(f4)	Фактор 5(f5)
$x_1$	0,123001	0,234827	0,080158	0,098716	<b>0,885152</b>
$x_2$	-0,059184	0,152993	-0,094339	0,088881	<b>0,913280</b>
$x_3$	<b>0,973980</b>	0,050023	0,082777	0,007709	0,006555
$x_4$	0,067220	0,110811	<b>0,880546</b>	0,185880	-0,145772
$x_5$	0,034290	0,101526	<b>0,708261</b>	0,538778	0,220733
$x_6$	<b>0,988911</b>	0,030008	0,091373	0,011492	0,015059
$x_7$	0,101582	0,013671	<b>0,945627</b>	0,111864	-0,049520

X <sub>8</sub>	0,228981	-0,192339	<b>0,823559</b>	-0,181298	0,104708
X <sub>9</sub>	<b>0,969119</b>	0,019016	0,111325	0,025500	0,034120
X <sub>10</sub>	0,303578	0,227167	0,147840	<b>0,674148</b>	0,139478
X <sub>11</sub>	0,057784	-0,018299	-0,168417	<b>-0,881433</b>	-0,101135
X <sub>12</sub>	0,185452	<b>0,750362</b>	0,121877	-0,353675	0,139777
X <sub>13</sub>	0,047253	<b>0,842141</b>	-0,044285	0,184215	0,288576
X <sub>14</sub>	-0,080667	<b>0,720949</b>	-0,034122	0,373318	0,179098
Общ.дис.	3,091483	1,986035	2,960573	1,918489	1,866968
Доля общ	0,220820	0,141860	0,211470	0,137035	0,133355

Первая главная компонента (f1) тесно связана со следующими переменными: затраты на обучение сотрудников, связанные с развитием и использованием ИКТ, млн. руб.; затраты организаций на приобретение вычислительной техники, млн. руб.; затраты на оплату доступа к сети Интернет, млн. руб. Все показатели, находящиеся в данной группе, отражают затраты на ИКТ, т.е. ее можно назвать ***f1 - затраты организаций на ИКТ.***

Вторая главная компонента (f2) имеет тесную связь с абонентской платой за доступ к сети Интернет (в месяц, рублей); тариф на предоставление абоненту в постоянное пользование абонентской линии независимо от ее типа (в месяц, рублей); услуги местной телефонной связи при абонентской системе оплаты услуг - абонентская плата (за месяц). Таким образом, данная компонента отражает ценовую доступность услуг ИКТ, т.е. ***f2 - ценовая доступность услуг ИКТ.***

Третья главная компонента (f3) тесно связана со следующими переменными: доля организаций, использовавших персональные компьютеры, в %; доля организаций, использовавших локальные вычислительные сети, в %; доля организаций, использовавших Интернет, в %; доля организаций, имевших веб-сайт, в %. Все показатели, находящиеся в данной группе, отражают использование информационных и коммуникационных технологий (ИКТ) для развития бизнеса: ***f3 - использование информационных и коммуникационных технологий (ИКТ) для развития бизнеса.***

Четвертая главная компонента (f4), тесно связана со следующими переменными: число персональных компьютеров на 100 домашних хозяйств, шт.; число мобильных телефонов на 100 домохозяйств, шт. Все показатели, находящиеся в данной группе, отражают использование ИКТ в домашних хозяйствах: ***f4 - использование ИКТ в домашних хозяйствах.***

Пятая главная компонента (f5) тесно связана со следующими переменными: число персональных компьютеров, используемых в учебных целях, на 100 обучающихся государственных и муниципальных общеобразовательных учреждений, шт.; число персональных компьютеров, используемых в учебных целях, имеющих доступ к Интернету, в расчете на 100 студентов (обучающихся) по образовательным учреждениям высшего

образования, шт. Все показатели, находящиеся в данной группе, отражают использование ИКТ в образовательных организациях: *f5 - использование ИКТ в образовательных организациях.*

По полученным обобщенным показателям был проведен кластерный анализ. Лучший вариант разбиения был получен методом Варда.

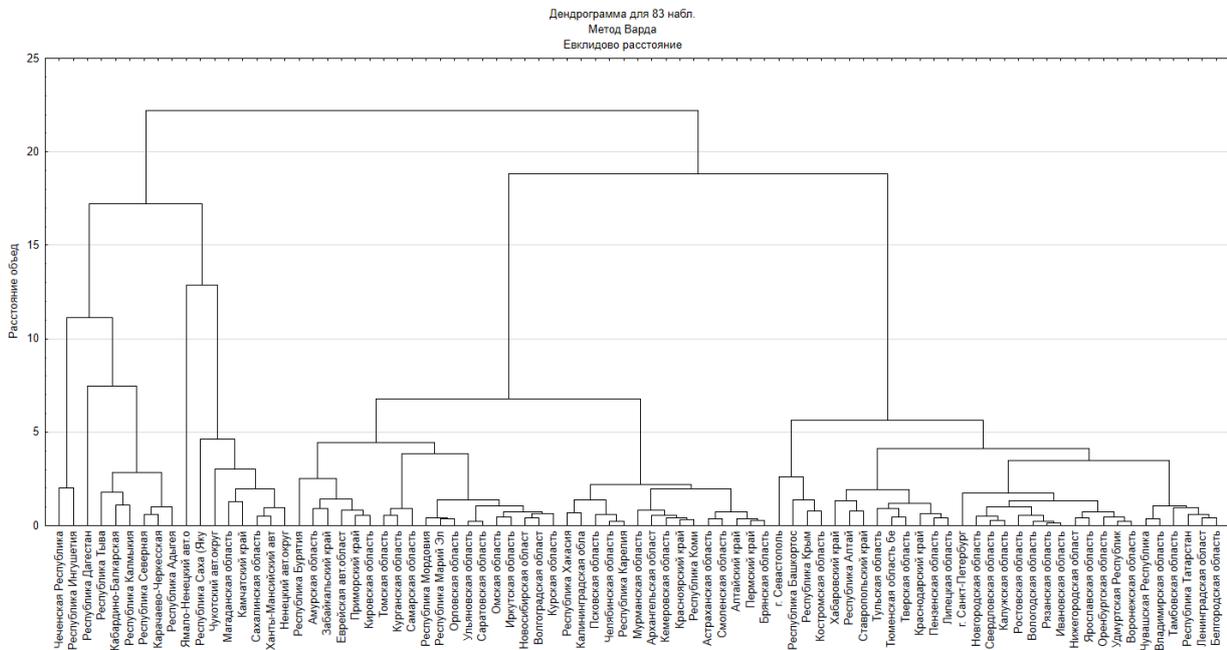
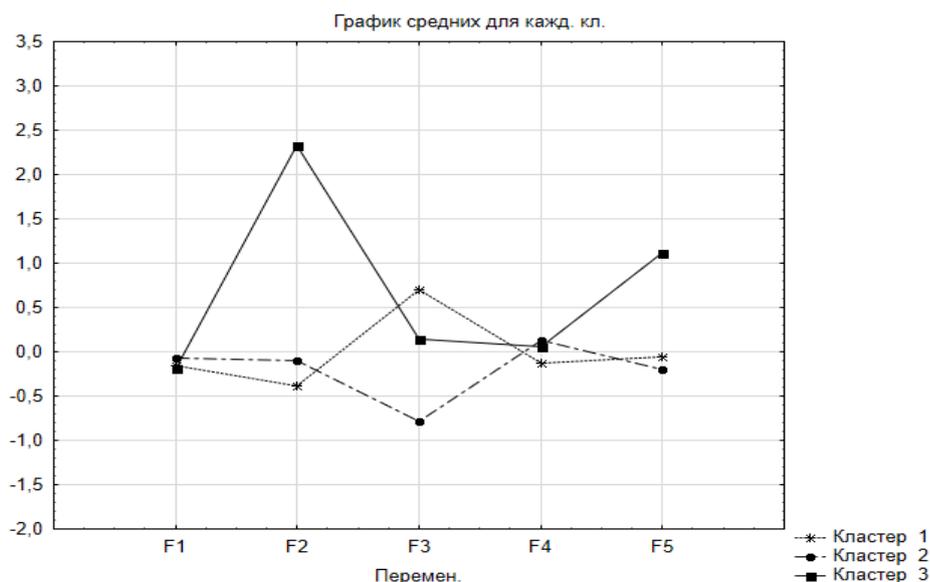


Рис. 1 – Дендрограмма для 83 субъектов РФ (метод Варда)

Выбор количества кластеров (разбиение на три или четыре группы) было подтверждено с использованием расчетов функционалов качества. Критерий качества показал, что субъекты необходимо разбить на 3 кластера, и групповые средние значительно отличаются от общего среднего значения.

Дисперсионный анализ факторов показал, что наибольшее различие между кластерами происходит в основном по фактору *f2 - ценовая доступность услуг ИКТ* и фактору *f3 - использование информационных и коммуникационных технологий (ИКТ) для развития бизнеса.* Это отражено на графике *k-средних* (Рис. 2).



**Рис. 2** - График средних

По фактору *f2 - ценовая доступность услуг ИКТ* можно сделать вывод, что в третьем кластере стоимость услуг ИКТ выше по сравнению с регионами из других кластеров. Действительно, как видно из визуального представления (Рис. 3), в 3 кластер вошли субъекты РФ, которые в основном входят в Уральский федеральный округ и Дальневосточный федеральный округ (это 8 субъектов: Ненецкий автономный округ, Ханты-Мансийский автономный округ - Югра, Ямало-Ненецкий автономный округ, Республика Саха (Якутия), Камчатский край, Магаданская область, Сахалинская область, Чукотский автономный округ). Это связано в целом с уровнем жизни населения, а, в частности, с высокими зарплатами населения. У регионов из второго и первого кластеров ценовая доступность услуг ИКТ находится примерно на одном уровне.

Третий фактор *f3 - использование информационных и коммуникационных технологий (ИКТ) для развития бизнеса* характеризует использование информационных и коммуникационных технологий (ИКТ) для развития бизнеса. На рисунке 3 видно, что регионы первого кластера наиболее развиты по использованию ИКТ в бизнесе. Из визуального представления (рисунок 3) можно заметить, что в данный кластер вошли регионы в основном европейской части РФ, которые наиболее развиты, например, г. Санкт-Петербург, Республика Татарстан, Нижегородская область и другие. Наименьшее среднее значение имеет второй кластер, в который вошли субъекты Сибирского федерального округа, Северо-Западного федерального округа и некоторые регионы Приволжского федерального округа (Республика Марий Эл, Саратовская и Самарская области, Ульяновская область). Действительно, данные регионы находятся на отстающих позициях в развитии бизнеса.



**Рис. 3** - Распределение субъектов РФ по кластерам (классификация по главным компонентам)

Таким образом, можно сделать вывод, что информатизация в субъектах РФ проходит неравномерно, о чем свидетельствует разделение регионов на кластеры по показателям уровня развития ИКТ.

### Литература

Аброскин А.С., Зайцев Ю.К., Идрисов Г.И. Экономическое развитие в цифровую эпоху. - М.: Издательский дом «Дело» РАНХиГС, 2019. - 88с.

О Стратегии развития информационного общества в Российской Федерации на 2017–2030 годы: Указ Президента РФ № 203 от 09.05.2017 г. // База данных «Консультант плюс».

Программа «Цифровая экономика Российской Федерации». Распоряжение Правительства РФ от 28 июля 2017 г. № 1632-р.

Регионы России. Основные характеристики субъектов Российской Федерации. 2020: Статистический сборник: 2020. – М.: Росстат, 2020. – 751 с.

Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. – Режим доступа: <http://www.gks.ru>

## РАЗРАБОТКА МОДЕЛЕЙ ПОВЕДЕНИЯ АГЕНТОВ-ИНДИВИДУУМОВ СО СЛОЖНЫМИ ВЗАИМОСВЯЗЯМИ<sup>1</sup>

*Бекларян Л.А., Акопов А.С. (Москва)*

В современных условиях, при подготовке принятия решений, влияющих на состояние отдельных социальных групп и общества в целом, необходимо учитывать сложные взаимосвязи между агентами-индивидуумами, реализуемые в частности, в рамках:

- моделей ограниченного соседства, описывающих процессы сегрегации, обусловленные паттернами поведения агентов-индивидуумов [1];
- моделей сегрегации населения с предложенным механизмом сложного многочастичного взаимодействия между местными (коренными жителями) и внешними агентами [2];
- моделей поведения толпы в чрезвычайных ситуациях, использующих кластерно-ориентированную оптимизацию процесса эвакуации с использованием параллельного би-критериального генетического алгоритма вещественного кодирования (P-RCGA) [3].

В результате, на основе ранее предложенных методов [1-3], была разработана крупномасштабная агент-ориентированная имитационная модель сегрегации населения класса ограниченного соседства со встроенным алгоритмом нечёткой кластеризации [2], обеспечивающая возможность управления характеристиками агентных кластеров, определяющих размерность и другие характеристики окружающего пространства (например, число и концентрацию рабочих мест, дифференцируемых по различным отраслям экономики, размерность дискретного пространства, выделяемую для проживания и деятельности агентов-индивидуумов и др.). При этом, в отличие ранее предложенных моделей ограниченного соседства класса Шеллинга [4], существенно детализированы характеристики окружающего дискретного пространства, влияющие на эффекты сегрегации агентов, в частности, добавлены ресурсы-рабочие места, дифференцируемые по отраслям экономики и уровню заработной платы, а для свободных ячеек дискретного пространства задана стоимость проживания (большая – в центральной части дискретного пространства и меньшая на периферии). Программная реализация детализированной имитационной модели сегрегации населения класса ограниченного соседства была выполнена с использованием платформы крупномасштабного агент-ориентированного моделирования FLAME GPU [5], с последующим проведением серии вычислительных экспериментов на суперкомпьютере ЦЭМИ РАН – FORSITE DSWS PRO (QUADRO RTX 6000). При этом, реализовано управление характеристиками среды,

---

<sup>1</sup> Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 20-01-00002.

обеспечивающей динамику десятков тысяч агентов-индивидуумов со сложными взаимосвязями.

Проведенные численные эксперименты, были направлены на исследование эффектов сегрегации населения и их влияния на результаты деятельности искусственного сообщества (ВВП, численности населения и мигрантов, уровня безработицы и др.) через реализацию механизмов ассимиляции и адаптации агентов-индивидуумов.

### **Литература**

- Акопов А.С., Бекларян А.Л.* Кластеризация агентов в модели ограниченного соседства // Искусственные общества. – 2020. – Т. 15. – Выпуск 3 [Электронный ресурс]. URL: <https://artsoc.jes.su/s207751800011151-5-1/> (дата обращения: 23.02.2021).
- Акопов А.С., Бекларян А.Л., Бекларян Л.А., Белоусов Ф.А., Хачатрян Н.К.* Кластеризация агентов в модели сегрегации населения // Искусственные общества. – 2020. – Т. 15. – Выпуск 4 [Электронный ресурс]. URL: <https://artsoc.jes.su/s207751800012764-9-1/> (дата обращения: 23.02.2021).
- Akopov A.S., Beklaryan L.A., Beklaryan A.L.* Cluster-Based Optimization of an Evacuation Process Using a Parallel Bi-Objective Real-Coded Genetic Algorithm // Cybernetics and Information Technologies. 2020. Vol. 20. No. 3. P. 45-63.
- Schelling T.C.* Dynamic models of segregation. // The Journal of Mathematical Sociology. 1971. 1 (2): 143–186.
- Richmond P.* FLAME GPU Technical Report and User Guide, University of Sheffield, Department of Computer Science Technical Report CS-11-03. <https://readthedocs.org/projects/flamegpu/downloads/pdf/latest/> (дата обращения: 21.02.2021).

## КООРДИНАЦИЯ ФИСКАЛЬНОГО И МОНЕТАРНОГО РЕГУЛИРОВАНИЯ В АРМЕНИИ

*Восканян М.А., Паронян Л.В. (Ереван)*

*Основополагающей задачей государственного регулирования является достижение высокого уровня благосостояния населения. Опыт многих стран показывает, что гармонизация налогово-бюджетной и денежно-кредитной политики, а также направленность на обеспечение устойчивых темпов экономического роста приводят к повышению уровня и качества жизни в стране. Исследование теоретических и практических основ сбалансированности фискального и монетарного регулирования достаточно хорошо раскрыто в мировой научной литературе (Alan S. Blinder, 1982; Christian H. Beddies, 2000; Bernard Laurens and Enrique G. de la Piedra, 1998). При этом различные авторы, исследуя ту или иную группу стран, приходят во многом к противоречивым выводам. Основной упор исследований сводится к поиску компромисса между ростом ВВП и уровнем безработицы с одной стороны, и обеспечением стабильных и низких темпов инфляции, с другой стороны. При этом за основу берётся допущение о необходимости доминирования или фискальной, или монетарной политики.*

*Теория, как правило, утверждает, что доминирование монетарного регулирования более предпочтительно. Однако опыт некоторых стран доказывает, что излишняя независимость центрального банка и его сосредоточенность на низких темпах инфляции зачастую приводит к замедлению темпов экономического роста. Опыт Армении в этом смысле можно считать ярким примером (Восканян М.А., Галстян А.Г., 2017). В этой связи, на наш взгляд, акцент должен быть не сколько на доминировании налогово-бюджетных или денежно-кредитных целей, сколько на обеспечении сбалансированной и скоординированной политики, как стороны Центрального Банка, так и со стороны Правительства. В рамках данного исследования ставится задача определить модель координации монетарного и фискального регулирования, которая будет адаптирована под опыт армянской экономики.*

### **Описание модели координации фискального и монетарного регулирования**

В рамках исследования за основу была взята модель, описанная в исследовании Ирены Вороньецкой–Лецьевич «Стратегии равновесия в фискально-денежной игре. Модельный анализ» (2015 г.). Научная работа автора посвящена оценке ключевых параметров, характеризующих эффективность инструментов фискальной или монетарной политики, а также анализу воздействия монетарного и фискального регулирования на основные макроэкономические цели. В качестве ключевого допущения за основу берется тезис о том, что при прочих равных условиях увеличение дефицита государственного бюджета вызывает увеличение темпов роста ВВП.

Модель представляет собой две логистические регрессии, имеющие одинаковые независимые переменные и разные зависимые, которые описывают монетарную и

фискальную политики, а также выявляют взаимосвязь и взаимозависимость между механизмами денежно-кредитного и налогово-бюджетного регулирования.

Исходная модель представляет собой два уравнения:

$$y_{ij} = f(b_i, r_j) = \frac{\alpha_1}{1 + \beta_1 e^{-\chi_1 b_i}} + \frac{\alpha_2}{1 + \beta_2 e^{-\chi_2 r_j}} + \delta_1$$

$$p_{ij} = f(b_i, r_j) = \frac{\alpha_3}{1 + \beta_3 e^{-\chi_3 b_i}} + \frac{\alpha_4}{1 + \beta_4 e^{-\chi_4 r_j}} + \delta_2,$$

где  $y$  - это инфляция,  $p$  - эк. рост,  $b$  - рост бюджетного дефицита,  $r$  - процентная ставка.

Исследование, представленное в работе Ирены Вороньецкой–Лецьевич, выявило закономерность, согласно которой наиболее низкий уровень инфляции и наиболее низкие темпы экономического роста соответствуют значениям наиболее жестких рестриктивных мер регулирования, и, наоборот, высокие значения инфляции и роста ВВП сопровождались экспансиональными мерами со стороны правительства.

В исследовании рассматриваются два случая: первый, в котором предполагается, что фискальные органы стремятся максимизировать темпы роста ВВП, а монетарные власти стремятся минимизировать инфляцию, и второй, в котором предполагается, что монетарные и фискальные органы определяют конкретные цели, то есть желаемый уровень инфляции и некоторую запланированную динамику ВВП.

В первом из этих случаев для каждой монетарной стратегии  $j$  фискальные органы выбирают оптимальный фискальный ответ  $i^*(j)$ , который максимизирует скорость роста ВВП. Аналогично действуют и монетарные власти: каждой выбранной фискальными властями стратегии  $i$ , монетарные органы отвечают оптимальной для них стратегией  $j^*(i)$ , которая соответствует минимизации темпа инфляции.

В такой ситуации фискальные органы обладают доминирующей стратегией, которая является оптимальным ответом с точки зрения правительства независимо от решений, принятых ЦБ в отношении процентной ставки. Доминирующей стратегией фискальных властей является самая экспансионистская бюджетная политика. Аналогично, наиболее радикально ограничивающая денежно-кредитная политика представляет собой доминирующую стратегию для монетарных властей, то есть такую, которая является оптимальной независимо от того, какую фискальную стратегию выбирает правительство.

Таким образом, равновесие в игре определяется доминирующими стратегиями, мотивирующими сочетание самой крайней сильно-ограничительной денежно-кредитной политики и самой сильно-экспансивной фискальной политики.

Во втором рассматриваемом случае предполагается, что фискальные и монетарные власти стремятся совместно минимизировать отклонения роста ВВП и инфляции от желаемых значений  $y^*$  и  $p^*$ , соответственно. По-прежнему предполагается, что для каждой монетарной стратегии  $j$  фискальные органы выбирают оптимальный фискальный ответ  $i^*(j)$ , и для фискальной стратегии  $i$  монетарные власти выбирают оптимальный

денежный ответ  $j^*(i)$ . Таким образом, оптимальные ответы бюджетной политики характеризуют реакцию фискальных органов на потенциальные шаги Центрального банка, и, наоборот, оптимальные монетарные ответы описывают реакцию монетарных властей на различные фискальные стратегии.

Для случая, когда фискальные и монетарные власти стремятся минимизировать квадратичные расхождения реального экономического роста и уровня инфляции от желаемых значений, расчеты проводились при различных допущениях. Расположение точки равновесия более не являлось очевидным и зависело, в частности, от эффективности, принятой налогово-бюджетной и денежно-кредитной политик, а также от приоритетов правительства и Центрального банка.

Оптимальные значения фискальных и монетарных показателей, а также индикаторы экономических целей по равновесию Нэша (рост ВВП = 3,5%, ИПЦ = 2,5%). Автор допускает незначительные, близкие к нулю изменения инструмента налогово-бюджетной политики ( $\Delta b_i$ ) и инструмента денежно-кредитной политики ( $\Delta r_j$ ).

### **Применение модели на примере Армении**

В качестве модели координации монетарного и фискального регулирования в Армении были взяты за основу два регрессионных уравнения. Зависимой переменной, характеризующей монетарное регулирование, была взята динамика обменного курса драма, а показателем эффективности фискальной политики – динамика темпов роста ВВП РА.

За основу базы данных, используемой для апробации модели на примере экономике Армении были взяты квартальные данные с 2004 по первый квартал 2019 года следующих показателей: курс национальной валюты по отношению к доллару (AMD-USD), ВВП, внешний долг, прямые инвестиции, трансферты, экспорт и импорт в абсолютном выражении ИПЦ<sup>1</sup>. Все данные были откорректированы с учетом сезонности. Затем данные прологарифмированы, рассчитаны их изменения, после чего были приведены к нормальному распределению. Была также проведена проверка на нормальность распределения с помощью тестов Шапиро–Уилк и Шапиро–Франция.

На первом этапе исследования, как было сказано выше, за независимые переменные был взят индекс потребительских цен и внешний долг. В результате регрессионного анализа были получены следующие уравнения:

$$1) \quad ExR = const - b_1 * CPI - b_2 * ED \quad \text{Уравнение (1)}$$

$$2) \quad GDP = const + c_1 * CPI - c_2 * ED \quad \text{Уравнение (2)}$$

Однако после проведения регрессионного анализа было выявлено, что внешний долг в обеих моделях является незначительной переменной, поскольку на 95%-ом уровне значимости подтверждается гипотеза о том, что коэффициент он равен 0 с вероятностью 25,5% для Уравнения (1), и с вероятностью 46,5% для Уравнения (2). Также для модели с

---

<sup>1</sup> Источник: База данных ЦБ РА - <https://www.cba.am>.

зависимым переменным Обменным курсом драма на 95%-ом уровне значимости незначительным является ИПЦ с вероятностью 92,5%, а для Уравнения (2) регрессор является значимым на 90%-ом уровне значимости, с вероятностью 8,9%. Таким образом, было доказано, что изменения во внешнем долге Армении не влияют ни на ВВП страны, ни на динамику курса национальной валюты, и свыше 90%-й вероятностью инфляция в стране также не влияет на изменение валютного курса.

В связи с этим независимые переменные были изменены на Частные денежные Трансферты и Прямые инвестиции. Полученные уравнения представлены следующим образом:

$$1) \quad ExR = const + b1*Trans - b2*D. Inv \quad \text{Уравнение (3)}$$

$$2) \quad GDP = const + c1*Trans + c2*D. Inv \quad \text{Уравнение (4)}$$

В новой модели было выявлено, что Прямые Инвестиции с вероятностью 46,6% для первой (Уравнение 3) и 26,7% для второй регрессии является незначительным регрессором, а трансферты является незначительным фактором в Уравнении 4.

На следующем этапе, был проведен дополнительный регрессионный анализ, включающий следующие независимые переменные: Внешний Долг, ИПЦ, Прямые Инвестиции, трансферты, экспорт и импорт.

Сопоставляя обе модели с основными показателями фискальной и монетарной политик на 90%-ом уровне значимости в результате анализа не были выявлены индикаторы, которые имели бы воздействие как на показатели монетарного регулирования, так и на показатели фискальной политики в Армении.

### **Заключение**

Анализ, проведенный в работе, позволил сформулировать следующие основные выводы:

✓ Апробация модели координации монетарной и фискальной политик на примере Армении показала отсутствие зависимости между всеми рассмотренными факторами, что в свою очередь свидетельствует, с одной стороны, о нерыночных механизмах регулирования, которые присутствуют как в налогово-бюджетном регулировании, так и в политике ЦБ РА, а с другой, об отсутствии координации между двумя регуляторами экономики в настоящее время.

✓ Анализ на предмет наличия координации монетарного и фискального регулирования в Армении показал, что на данном этапе политики **проводятся** не сбалансированно, а значит, не могут способствовать устойчивому росту экономики в обозримом будущем.

## **Литература**

*Blinder Alan S.* Issues in the Coordination of Monetary and Fiscal Policy. 1982.

*Bernard Laurens and Enrique G. de la Piedra* Coordination of monetary and fiscal policy. 1998.

*Beddies Christian H.* Selected Issues Concerning Monetary Policy and Institutional Design for Central Banks: A Review of Theories, August 2000.

*Woronecka–Leciejewicz I.* Equilibrium strategies in a fiscal – monetary game. A simulation analysis, 2015.

*Восканян М.А., Галстян А.Г.* Ловушка инфляционного таргетирования и ее воздействие на экономический рост: случай Армении. // *Управленец*, 2017. № 5(69). С. 72–88.

## РЕШЕНИЕ ФИСКАЛЬНЫХ ЗАДАЧ МЕХАНИЗМАМИ МОНЕТАРНОЙ ПОЛИТИКИ: СЛУЧАЙ АРМЕНИИ

*Восканян М.А., Паронян Л.В. (Ереван)*

*Проблема фискального доминирования, как правило, наиболее ярко проявляется в странах с развивающимися рынками. Данная статья посвящена анализу и оценке фискального доминирования в макроэкономическом регулировании экономики Армении. Предметом исследования является монетарная политика ЦБ РА с точки зрения ее участия в решении налогово-бюджетных задач. Методологической базой исследования являются теоретические модели фискального доминирования, а также использованы результаты апробации оптимальных моделей, рассмотренных на примере экономики Армении. Ключевой целью исследования стала попытка выявить и дать оценку фискального доминирования в макроэкономической политике Армении. Результатом исследования стал вывод о том, что в приоритете макроэкономического регулирования стоят задачи налогово-бюджетной политики, монетарная политика направлена на решение фискальных проблем.*

Выбор приоритетов макроэкономического регулирования в экономике, как правило, носит адаптивный характер. В особенности такой подход присущ странам с развивающейся или транзитной экономикой, поскольку условия неопределенности и отсутствия макроэкономической стабильности зачастую являются хроническим явлением. Вместе с тем, такой подход не позволяет строить стратегическое направление развитие экономики, и во многом, препятствует достижению устойчивых темпов экономического роста.

Одной из ключевых проблем, присущих развивающимся странам, является фактор высокого уровня государственного долга и отсутствие возможности его погашения в обозримом будущем, что в свою очередь очень тесно связано с низкими темпами экономического роста. В таких условиях макроэкономическая политика склонна к решению задач, связанных с государственным долгом и высоким уровнем дефицита государственного бюджета, любыми возможными средствами, включая монетарные механизмы. Именно по этой причине страны с развивающейся экономикой предпочитают делать выбор фискального доминирования в макроэкономической политике. Армения - достаточно показательный пример. В рамках данного исследования нами была дана оценка степени фискального доминирования в рамках макроэкономического регулирования в Армении, используя монетарные механизмы решения налогово-бюджетных задач.

### ***Монетизация дефицита государственного бюджета***

Дефицит государственного бюджета присущ большинству стран с развивающейся экономикой. В случае фискального доминирования, правительство может прибегнуть к механизмам монетизации дефицита государственного бюджета, что, безусловно,

негативно скажется на степени независимости «денежных властей» в макроэкономическом регулировании. В качестве математической модели, описывающей наличие фискального доминирования посредством монетизации дефицита государственного бюджета, нами была выбрана модель Фратианни и Спинелли (2001). Модель представляет собой поэтапное определение степени фискального доминирования в макроэкономическом регулировании в стране. Модель была адаптирована к специфике экономики Армении, с учетом ключевых особенностей и факторов взаимодействия бюджетного дефицита и денежного предложения в стране. Для выявления корреляции между ростом денежной базы и ростом количества государственных ценных бумаг, была построена VAR модель. Перед построением модели был проведен тест на критерий порядка модели, и был выбран первый порядок. Модель была проверена на тест Грейнджера на «причинность», где нулевой гипотезой является то, что переменная с лагом (в данном случае с одним лагом) не является причиной изменения зависимой переменной. Результаты теста показали, что для модели с учетом денежной базы в роли зависимой переменной, нулевая гипотеза принимается с вероятностью 4,3%, что означает опровержение нулевой гипотезы, а именно - изменения в денежной базе находятся в обратной зависимости от изменений в объемах государственных ценных бумаг.

Следующим этапом исследования стала оценка воздействия изменения дефицита государственного бюджета на изменения в объеме государственных ценных бумаг. После расчета критерия порядка был выбран лаг-4 для модели. Была построена VAR модель с этими тремя переменными. В результате исследования стало ясно, что изменения в дефиците государственного бюджета не влияют на изменения в объемах государственных ценных бумаг. Тест причинности Грейнджера также доказывает этот тезис.

Последним этапом стало выявление связи между денежной базой и дефицитом государственного бюджета. С этой целью также был проведен анализ на порядок VAR модели и был выбран 4-ый порядок. Результат построенной модели представлен в таблице 5. На 5%-ом уровне значимости взаимозависимости дефицита государственного бюджета и денежной базы не было выявлено. Однако на 10%-ом уровне значимости дефицит государственного бюджета имеет положительное воздействие на изменения в денежной базе, что означает, что при увеличении дефицита в следующем квартале увеличивается денежная база, а, следовательно, и денежная масса. Проверка на тест причинности Грейнджера связи между данными переменными не выявила.

Также в исследовании рассмотрено влияние внешних и внутренних шоков на отдельные регрессоры и ответы на эти импульсы остальных регрессоров с помощью импульсно-переходной функции и ортогонализированной импульсно-переходной функции. Поскольку шоки, выявленные при помощи импульсно-переходной функции, носят внутренний характер, можно утверждать, что эти шоки обусловлены резким увеличением или сокращением самих переменных, что может быть связано с

непредвиденными обстоятельствами (пандемия COVID-19 и значительное увеличение государственных расходов). В данном случае импульсы изменений будут определяться переменной государственных расходов, а ответная реакция будет отражена на остальных переменных.

Что касается ортогонализированной импульсно-переходной функции, то она скорее показывает «внешние» шоки данного фактора. Это шоки, связанные, например, с инновациями или технологическим прогрессом. На шоки регрессора сильнее остальных отвечает объем государственных ценных бумаг.

Резюмируя все вышесказанное, можно отметить следующее: 1) наблюдается отрицательная взаимосвязь объемов государственных ценных бумаг и денежной базы, а, следовательно, и денежной массы; 2) отсутствует взаимосвязь дефицита государственного бюджета и государственных ценных бумаг; 3) наблюдается слабая, но положительная взаимосвязь дефицита государственного бюджета и денежной базы.

Таким образом, можно сделать вывод о том, что проблема дефицита государственного бюджета очень редко решается с помощью механизмов монетизации.

#### ***Фискальное доминирование: государственные расходы и инфляция***

Важнейшей макроэкономической проблемой является контроль над ростом государственных расходов. С целью определения взаимосвязи между государственными расходами и инфляцией в рамках данного исследования была использована модель, описанная в работе Олубукун С., Аёлувадэ Э. и Фавехинми Ф.О. (2016). Краткое описание этой модели представляет собой следующее Уравнение (1):

$$\alpha_t = \sum_{i=1}^k A_i \times \alpha_{t-1} + \mu_t \quad \text{Уравнение (1)}$$

где  $\alpha_t$  это вектор-столбец наблюдений всех переменных в модели в момент  $t$ ,  $\mu_t = V_1 - V_5$  – это импульсы, инновации и другие шоки.

Полученная модель позволила сформулировать следующие тезисы:

1) на государственные расходы отрицательно влияют сами государственные расходы с лагом 1, 2 и 3, что логично, потому что если в одном квартале расходы государственного бюджета большие, то в следующих кварталах необходимо сокращать свои расходы;

2) отрицательным является также влияние волатильности валютного курса на государственные расходы: если драм к доллару дорожает, то через один лаг увеличиваются государственные расходы;

3) на инфляцию положительно влияют с лагами сама инфляция, волатильность валютного курса и изменения в денежной массе;

4) на волатильность валютного курса положительно влияет только сам валютный курс лагом. Такая же картина и с денежной массой, но на нее еще отрицательно влияет волатильность валютного курса с лагом;

5) на реальный ВВП влияет только сам реальный ВВП с лагом (квартал), причем – отрицательно.

Анализ импульсно-переходной функции ортогонализированной импульсно-переходной функции, показал что на внутренние шоки сильно реагируют государственные расходы (реагируют на шоки самих государственных расходов, валютного курса, инфляции и денежной массы), реальный ВВП (рагирует на шоки со стороны валютного курса, инфляции, денежной массы и самого реального ВВП), но реакция инфляции на изменение государственных расходов довольно-таки незначительная.

Ответная реакция индикаторов на внешние шоки практически совпадает с реакцией на внутренние шоки, за исключением показателя государственных расходов, реагирующих на изменения реального ВВП значительнее, чем на изменение в уровне цен. Наиболее значимыми для реального ВВП факторами явились волатильность обменного курса, инфляция и экзогенные изменение самого ВВП.

Также анализ показал, что инфляция не реагирует на внутренние и внешние шоки, что означает, что на нее действуют не рыночные механизмы, что обусловлено высоким уровнем концентрации на рынке товаров в Армении, а также активным вмешательством ЦБ РА на валютный рынок, что подробно отражено в наших предыдущих исследованиях. Проведенный анализ также доказывает этот тезис, очевидно указывая на отсутствие реакции со стороны обменного курса национальной валюты на какие-либо внутренние или внешние шоки, включенные в регрессионный анализ, что может быть обусловлено нерыночными механизмами формирования валютного курса драма и активным валютным регулированием со стороны «денежных властей» Армении.

Наконец, рассматривая динамику роста ВВП, дефлятора ВВП и ИПЦ, можно отметить, что рост ВВП в большинстве случаев опережает рост Дефлятора ВВП, что по сути свидетельствует о не инфляционном росте объемов ВВП, а также о низких темпах роста потребления, при котором предложение опережает спрос. Такая динамика, в свою очередь, свидетельствует об отсутствии эффективности роста экономики.

Подводя итоги в данном разделе исследования можно сказать, что построенная модель указывает на неэффективность монетарного регулирования в рамках инфляционного таргетирования в Армении, поскольку наряду с отсутствием стабильности в уровне цен, денежно-кредитной регулирования направлено на решение фискальной задачи по контролю роста расходов государственного бюджета.

### **Заключение**

Обобщая выше изложенное исследование, можно резюмировать, что фискальное доминирование в экономике Армении очевидно присутствует, в той или иной степени. Безусловно, монетарная политика направлена на достижение стабильного уровня цен в стране. Однако выбранный целевой ориентир, а также инструменты регулирования во многом способствуют, а зачастую напрямую направлены на решение задач, связанных с налогово-бюджетной политикой.

Построенные в работе модели доказали, что все три механизма фискального доминирования используются при денежно-кредитном регулировании со стороны ЦБ РА. Наиболее ярко наблюдается фискальное доминирование по линии регулирования расходной части государственного бюджета, а также проблемы внешнего государственного долга. Очевидно, приоритетность этих задач в макроэкономическом регулировании диктует необходимость фискального доминирования. Однако с учетом негативных последствий для экономического роста и уровня благосостояния населения в долгосрочной перспективе, на наш взгляд, требуют пересмотра подходы в макроэкономической политике страны.

### **Литература**

- Fratianni, Michele & Spinelli, Franco.* Fiscal Dominance and Money Growth in Italy: The Long Record. *Explorations in Economic History*. 2001. 38. 252–272.
- Olubokun, Sanmi; Ayooluwade, Ebiwonjumi; Fawehinmi, F.O.* Government expenditure, inflation rate and economic growth in Nigeria (1981–2013): A vector autoregressive approach, *Romanian Journal of Fiscal Policy (RJFP)*, ISSN 2069-0983, Editura ASE, Bucharest, 2016. Vol. 7, Iss. 1, Pp. 1–12.

## ВОСПРИЯТИЕ НАСЕЛЕНИЕМ РЕГИОНОВ РФ КАНАЛОВ СМИ И ИНТЕРНЕТ-СООБЩЕНИЙ

*Гаврилец Ю.Н., Тараканова И.В. (Москва)*

Влияние информации на общественное мнение и поведение людей в настоящее время ни у кого не вызывает сомнения. Особенно это проявляется при формировании морально-этических установок, а также в электоральном поведении и политических протестах, зачастую приводя к цепи самых различных событий (Гаврилец Ю.Н., Черненко М.В., Никитин С.А., Тараканова И.В., 2020). В работе (Гаврилец Ю.Н., Кудров А.В., Тараканова И.В. 2020) нами были рассмотрены отдельные стороны доверия населения средствам mass media возможности формировать группы сторонников с помощью СМИ. В настоящей работе, как и в (Гаврилец Ю.Н., Тараканова И.В., 2021), делается попытка провести анализ имеющихся статистических данных для европейской части регионов РФ. (Федеральная служба государственной статистики, 2019) об оценках экономической и политической ситуации, а также выявить связи между условиями жизни, деятельностью СМИ и субъективными оценками. В настоящем тексте приводятся некоторые предварительные результаты общего анализа.

Статистические данные.

«Внешние условия», в которых происходят процессы взаимодействия СМИ и населения  $j$ -регионов, характеризуются следующими показателями:

1. Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума (в % от общей численности населения субъекта)  $n_j$ .
2. Количество преступлений экономической направленности в регионе ( $v_j$ ).
3. Преступления в регионах, связанные с незаконным оборотом наркотиков  $w_j$ .
4. Число организаций, осуществляющих образовательную деятельность по образовательным программам начального, основного и среднего общего образования на начало 2018/2019 учебного года  $q$ .
5. Численность студентов, обучающихся по программам подготовки квалифицированных рабочих, служащих  $l$ )  $z$ .
6. Число образовательных организаций высшего образования и научных организаций  $p$ .

Рассматривались также следующие информационные каналы:

Радио России, Радио "Эхо Москвы", телеканал "Звезда", телеканал "Россия 1".  
Фейсбук.

Для этих каналов имеются данные о доле пользователей, зрителей и слушателей, доверяющих их содержанию.

Кроме того рассматривалась активность интернет-авторов в сообщениях с упоминанием известных официальных деятелей, которым авторы Интернета далее давали положительные, отрицательные или нейтральные оценки.

Для каждого  $j$ -региона известны:

- количество *авторов* сообщений ( $x_{1j}$ ),
- количество *сообщений*, в которых упоминается данная персона ( $x_{2j}$ ),
- количество вовлечённых пользователей Интернетом, высказавших своё отношение к персонам ( $x_{3j}$ ),
- количество сообщений с *позитивными* оценками деятелей ( $x_{4j}$ ),
- количество сообщений с *негативными* оценками ( $x_{5j}$ ),
- количество сообщений с *нейтральными* оценками ( $x_{6j}$ ).

Социально-экономическая ситуация в регионах и её связь с доверием СМИ.

Первичное общее представление о ситуации в европейской части России дают так называемые описательные статистики (Таб.1а, Таб.1б).

**Таб.1а**

	довер- радио России	довер- Эхо Москвы	довер- Звезда	довер- Россия 1	довер- Facebook	эконом. преступлен ия	оборот наркотиков
Среднее	15.68	5.95	13.79	30.65	11.04	1273.3	2146.68
Медиана	14.70	4.50	14.00	30.84	10.25	722.00	1060.50
Мода	22.70	4.20	16.33	29.33	10.70	#Н/Д	#Н/Д
Стандарт.откл	7.41	5.02	6.18	9.44	5.22	2009.5	3214.48
Минимум	1.30	0.50	2.33	3.50	1.50	69.00	37.00
Максимум	40.70	23.60	32.18	57.76	34.20	12997.	17107.0
коэф. вариации	0.47	0.84	0.45	0.31	0.47	1.58	1.50

**Таб.1б**

	Студенты (тыс)	Орган. образователь ную деятельность	Число организ. выс. и научн. организ.	Числен. населения (тыс)	Числ. насел. ниже мин. (% от насел. региона)
Среднее	5.88	432.84	13	1811.73	13.47
Медиана	4.25	349.50	5	1110.5	13.30
Мода	2.70	166.00	3	1144	13.60
Стандарт отклон.	5.32	354.82	31.84	2253.11	4.90
Минимум	0.30	17.00	0	44	6.60
Максимум	23.10	1512.00	203	12615	30.40
коэф. вариации	0.91	0.82	2.45	1.24	0.36

Как легко заметить, по данной группе показателей регионы европейской части России нельзя считать однородной группой в том смысле, что по средним значениям

нельзя судить о всей совокупности. В частности, слушатели радио «Эхо Москвы», в отличие от двух других каналов, в наименьшей степени могут представлять слушателей России. По остальным показателям (Таб.1) однородность выполняется только для уровня бедности; значения остальных показателей по-разному распределены по регионам.

Простейший корреляционный анализ показал, что доверие ТВ и радио-каналам тем меньше, чем больше в регионе бедных семей. Кроме того, в регионах с большим количеством экономических преступлений и связанных с наркотиками – наибольшее количество числа слушателей «Эхо Москвы», хотя и с другими каналами корреляция числа слушателей положительна. Заметим, количество этих преступлений в регионах связаны между собой на уровне корреляции 0.91. Численность студентов в регионе также даёт относительно высокую корреляцию с названными видами правонарушений, и высокую положительную корреляцию с числом научно-образовательных учреждений.

Дополнительный анализ интернет-каналов показал следующее. Во-первых, фейсбук имеет распространение в регионах более благополучных и со значительным числом научно-образовательных организаций. Что касается характеристик интернет-сообщений и отношения подписчиков к политическим персонам, то здесь наблюдается ещё большая неоднородность по регионам.

Имеющиеся данные по интернет-сообщениям дают не вполне определённую картину о связи между ними и официальными СМИ. Чтобы оценить интернет-активность с оценками политических деятелей по регионам РФ. были просуммированы количество авторов и вовлечённых. После этого ранжирование по суммам авторов и вовлечённых показала, что на первые места выходят Москва, Петербург, Краснодарский край, Ростовская, Московская, Архангельская и некоторые другие. Северо-Кавказские республики вообще не попали в рейтинг (кроме Дагестана), а области Центрального округа занимают промежуточные места. Выявить какие-то связи с условиями жизни в регионах кроме тех, что определяются региональным развитием, не удаётся.

Проведенный анализ распределений и парных связей между региональными показателями показал, что условия жизни в регионах определяют доверие средствам массовой информации весьма неоднозначно. В целом объяснение характера связей на уровне корреляционных зависимостей противоречивы, что требует в дальнейшем проведение исследования структуры непосредственных связей.

## **Литература**

*Гаврилец Ю.Н., Черненко М.В., Никитин С.А., Тараканова И.В.* Статистический анализ структуры общественного мнения России в 2012–2018 годы, 2020, в журнале Экономика и математические методы, издательство Наука (М.), том 56, № 1, с. 79–94, DOI: 10.31857/S.

*Гаврилец Ю.Н., Кудров А.В., Тараканова И.В.* Optimization of the media messages structure for recruiting supporters. В журнале 50th International Scientific Conference on Economic and Social Development. 2020. с. 257–263.

*Гаврилец Ю.Н., Тараканова И.В.* Модель изменения индивидуальных мнений в группе под влиянием межличностных контактов и внешних факторов. ЭММ. 2021. №1.

Федеральная служба государственной статистики. Регионы России. Социально-экономические показатели - 2019 г.

## СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЕ РАЗНООБРАЗИЕ И НЕРАВЕНСТВО МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЙ РФ КАК ФАКТОР РЕАЛИЗАЦИИ «НАЦИОНАЛЬНЫХ ЦЕЛЕЙ УСТОЙЧИВОГО РАЗВИТИЯ»

*Герасимова И.А., Герасимова Е.В. (Москва)*

Настоящий доклад является продолжением и развитием социально-экономического и эконометрического подхода к исследованию проблем пространственного и регионального развития в России, представленного авторами ранее (Герасимова И.А., 2020),

(Герасимова Е.В., 2020). Цель исследования — сравнительный анализ уровня и тенденций формирования межрегионального неравенства на уровне субъектов и муниципальных образований РФ. Актуальность проблематики уровня, тенденций, факторов неравенства не ослабевает, о чем свидетельствуют многочисленные публикации, научные исследования и аналитические обзоры. Предметом обсуждения и анализа являются:

- понятия «разнообразие» и «неравенство» (Трейвиш А.И., 2019), (Пространственное развитие современной России, 2020);
- субъекты неравенства (Global goals for local priorities, 2018);
- интерпретация и критерии оценки неравенства (McCann P., 2020), (OECD (2018a, b, c));
- тенденции и факторы пространственного неравенства (Dang, 2020);
- методы оценки неравенства (Abanda, 2019), (Cohen, 2020).

Этот перечень не исчерпывает совокупность исследуемых аспектов. Выделим несколько тезисов, которые составляют методологическую основу нашего исследования.

В работе Трейвиша А.И. показано, что «неравномерность» и «разнообразие» в пространственной экономике представляют собой не вполне независимые, но все же разные явления и понятия. *Разнообразие* может включать в себя *неравномерность* как частный случай, но чаще ассоциируется с контрастами условно качественного характера, включая структурные. *Неравномерность* порождается *неравенством* и порождает его вновь и вновь на определенных стадиях» (здесь и далее - *курсив наш*).

В докладе ОЭСР (OECD) «Перспективы глобального развития. Переосмысление стратегий развития» констатируется, что «...за период, прошедший со времен Второй мировой войны, представления о развитии претерпели существенные изменения, <...>. Ориентация на индустриализацию, планирование и рост в послевоенные годы уступила место идеям структурной трансформации <...>. Начиная с 2000-х годов, целевой подход привел к созданию Целей развития тысячелетия и их преемников - Целей устойчивого развития. Несмотря на то, что стандартного определения до сих пор не существует, складывается консенсус, что **«развитие должно быть связано с реальным улучшением качества жизни и благополучия людей»**.

Этот подход получил своё развитие в исследованиях, которые проводит под эгидой Совета министров пяти Северных стран объединенный научный центр Nordregio. Их внимание обращено на конкретные аспекты жизнедеятельности населения муниципальных образований, в которых используются данные единой информационной базы «Statistics, GIS and Maps - Nordregio» о социально-экономическом положении всех муниципальных образований Сообщества за продолжительный период времени.

25 сентября 2015 года 193 страны - государства-члены ООН - приняли «Повестку дня в области устойчивого развития на период до 2030 года» (<https://www.un.org/sustainabledevelopment/ru/sustainable-development-goals/>), которая включает в себя 17 целей и 169 задач устойчивого развития, находящихся в тесной взаимосвязи и затрагивающих преобразование всех стран. Каждая из обозначенных 17-ти целей содержит ряд показателей, характеризующих успешность развития стран в течение 15 лет.

Российская Федерация присоединилась к формированию «Повестки дня в области устойчивого развития на период до 2030 года» ООН, учитывая свои интересы и приоритеты, а также соответствие обозначенных ЦУР «Стратегии пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 года» (утверждена 13 февраля 2019 г. № 207-р). Объектами, в которых должны быть достигнуты показатели Целей устойчивого развития, являются страна в целом, субъекты РФ и муниципальные образования.

Сказанное выше означает, что в процессе социально-экономического общественного развития больше внимания уделяется достижению целей устойчивого развития, среди которых снижение уровня неравенства является одной из приоритетных.

Анализ актуальных проблем социально-экономического развития России, обострившихся в период пандемии, и современных направлений в исследовании регионального развития дал основание выделить в качестве приоритетных изучение уровня и траекторий динамики основополагающих показателей качества жизни населения: численность населения, уровень занятости, среднедушевой денежный доход, средняя заработная плата. В докладе представлены результаты статистического и эконометрического анализа, проведенного на примере муниципальных образований Северо-Западного федерального округа.

## Литература

- Abanda A., Mori U., Lozano J.* A review on distance based time series classification. *Data Mining and Knowledge Discovery*, 2019. v. 33, pp. 378–412. <https://doi.org/10.1007/s10618-018-0596-4>
- Cohen G., Shinwell M.* How to measure distance to SDG targets anywhere: Adapting the methodology of the Measuring Distance to the SDG Targets study to go beyond OECD countries, with an application to selected Latin American countries. *OECD Statistics Working Papers*, No. 2020/03, OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/a0ac1413-en>

- Dang H.-A.H., Lokshin M.M., Abanokova K. et al.* Welfare Dynamics and Inequality in the Russian Federation During 1994–2015. *The European Journal of Development Research*, 2020. v. 32, pp. 812–846. <https://doi.org/10.1057/s41287-019-00241-3>
- Global goals for local priorities: The 2030 Agenda at local level. *Nordregio Report 2018:2*. Ed. by Sánchez Gassen N., Penje O., and Slätmo E. Stockholm, Sweden: Nordregio, 2018, 51 p. <http://doi.org/10.30689/R2018:2.1403-2503>
- Leandro Prados de la Escosura* Inequality Beyond GDP: A Long View. // *EHES, Working Paper*, 2021. No. 210, pp. 1–78. [http://ehes.org/EHES\\_210.pdf](http://ehes.org/EHES_210.pdf)
- McCann Ph.* Perceptions of regional inequality and the geography of discontent: insights from the UK. *Regional Studies*, 2020. vol. 54, No. 2, pp. 256–267. <https://doi.org/10.1080/00343404.2019.1619928>
- OECD (2018a). *Perspectives on Global Development 2019: Rethinking Development Strategies*. OECD Publishing, Paris. 2018a. [https://doi.org/10.1787/persp\\_glob\\_dev-2019-en](https://doi.org/10.1787/persp_glob_dev-2019-en)
- OECD (2018b). Then and now: Differences in development trajectories, in *Perspectives on Global Development 2019: Rethinking Development Strategies*. OECD Publishing, Paris. [https://doi.org/10.1787/persp\\_glob\\_dev-2019-7-en](https://doi.org/10.1787/persp_glob_dev-2019-7-en)
- OECD (2018c). *Perspectives on Global Development 2019: Rethinking Development Strategies (Summary in Russian)*. OECD Publishing, Paris. <https://doi.org/10.1787/f12e75f4-ru>
- Герасимова И.А., Герасимова Е.В.* Муниципальные образования как объект и субъект стратегического планирования социально-экономического развития. Доклад на XXII Всероссийском симпозиуме «Стратегическое планирование и развитие предприятий», Секция 4, Москва, 13–14 апреля 2021 г. Под ред. чл.-корр. РАН Г.Б. Клейнера. Электрон. текст. дан. М.: ЦЭМИ РАН, 2021. (принято к печати)
- Герасимова И.А.* Эконометрический анализ тенденций динамики социально-экономического неравенства на федеральном, региональном и муниципальном уровнях РФ. // *Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов. Труды X-й Международной школы-семинара / Под ред. В.Л.Макарова. Цахкадзор, 2020 г. — М.: ЦЭМИ РАН, 2020, с. 48-49 (Рус.)* ISBN 978-5-8211-0786-2. <https://doi.org/10.33276/978-5-8211-0786-2-48-49>
- Герасимова Е.В.* Формирование информационного обеспечения для мониторинга выполнения стратегии социально-экономического развития Российской Федерации. // *Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов. Труды X-й Международной школы-семинара / Под ред. В.Л.Макарова. Цахкадзор, 2020 г. — М.: ЦЭМИ РАН, 2020, с. 45-47 (Рус.)* ISBN 978-5-8211-0786-2. <https://doi.org/10.33276/978-5-8211-0786-2-45-47>
- Пространственное развитие современной России: тенденции, факторы, механизмы, институты / под ред. Е.А.Коломак. — Новосибирск: Изд-во ИЭОПП СО РАН, 2020,

502 с. [http://lib.ieie.nsc.ru/docs/2020/Prostranstvennoe\\_razvitie\\_sovremennoy\\_Rossii-2020/Prostranstvennoe\\_razvitie\\_sovr\\_Rossii.pdf](http://lib.ieie.nsc.ru/docs/2020/Prostranstvennoe_razvitie_sovremennoy_Rossii-2020/Prostranstvennoe_razvitie_sovr_Rossii.pdf)

*Трейвиш А.И.* Неравномерность и структурное разнообразие пространственного развития экономики как научная проблема и российская реальность. Пространственная экономика, 2019, т. 15, № 4, с. 13–35. <https://dx.doi.org/10.14530/se.2019.4.013-035>

## ОПТИМИЗАЦИЯ ТАМОЖЕННЫХ ПЛАТЕЖЕЙ ПО НЭШУ В РАБОТЕ КОНТРОЛИРУЮЩИХ ОРГАНОВ

*Жеребен Е.В., Житков В.А., Корнейчук А.А. (Москва)*

Включение экономики страны в мировые товарообменные процессы проявляется в активной внешнеэкономической деятельности (ВЭД) множества самостоятельных хозяйствующих субъектов. Участники этой деятельности при перемещении товаров через таможенные границы и их последующей реализации на внутреннем рынке проходят два основных «фильтра» государственных контролирующих органов: таможенные (Т) и налоговые (Н) службы. Задача этих ведомств – удержать процесс перемещения и реализации товаров в рамках действующего законодательства, получать положенные таможенные и налоговые платежи в полном объеме и, тем самым, пополнить доходы стран единого таможенного пространства – евразийского экономического союза. С другой стороны, хозяйствующие субъекты, трактуя рыночные свободы к своей выгоде, пытаются избежать уплаты установленных таможенным и налоговым законодательством платежей. Несколько упрощая (например, полагая, что всякая таможенная или налоговая проверка всегда выявляет нарушения, если таковые есть, хотя на практике это не так), но не теряя сути, можно видеть, что возникают две типичные конфликтные (игровые) ситуации с двумя «чистыми» стратегиями поведения для каждой контролирующей службы – «проверять»/«не проверять», и такими же двумя «чистыми» стратегиями для участников ВЭД – «нарушать»/«не нарушать» на каждом этапе контроля.

Если учесть, что этапы таможенного и налогового контроля разделены во времени и пространстве, а также в большой мере по контролируемым параметрам, то эти ситуации теоретически можно рассмотреть как две отдельные конечные игры (2x2). Легко сформировать матрицы платежей для всех участников этих игр и убедиться, что это так называемые конечные парные игры с ненулевой суммой. По Дж. Нэшу (John Nash, 1951) для таких игр, причем с любым, но конечным числом участников и «чистых» стратегий, всегда существуют такие «смешанные» стратегии (сочетания «чистых»), при которых отклонение любого игрока от этих стратегий не увеличивает его выигрыш, если другой (в общем случае – другие) своих стратегий не меняет. Эти «смешанные» стратегии и есть «равновесие» или «оптимум по Нэшу».

Для таможенного контроля равновесие находится из очевидных требований:

$$M_T(x,y) \geq M_T(0,y) \quad (1)$$

$$M_T(x,y) \geq M_T(1,y)$$

$$M_B(x,y) \geq M_B(x,0) \quad (2)$$

$$M_B(x,y) \geq M_B(x,1)$$

Здесь:

–  $0 \leq x \leq 1$  и  $0 \leq y \leq 1$  – частоты применения «чистых» стратегий «доверять» и «предоставлять достоверные сведения» таможенными органами и участником ВЭД соответственно в равновесном состоянии;

–  $M_T(x,y)$  – математическое ожидание выигрыша таможенных органов при частоте  $x$  применения стратегии «доверять» и частоте  $y$  стратегии «предоставлять достоверные сведения» участником ВЭД;

–  $M_B(x,y)$  – то же самое, что и выше, но для участника ВЭД.

Смысл этих систем неравенств в том, что математическое ожидание выигрыша каждого игрока в точке  $(x,y)$  «смешанных» стратегий должно быть не меньше, чем в случае применения этим игроком исключительно «чистых» стратегий, например, для таможенных органов – все время проверять или не проводить проверку вообще – система неравенств (1); аналогично для участника ВЭД – каждый раз предоставлять достоверные сведения или всегда пытаться избежать уплаты положенных платежей – система неравенств (2).

Решение этих неравенств (Бабичев Н.В, 2010) дает координаты точки равновесия:

$$x^* = s/(t+s); \quad 0 \leq x^* \leq 1;$$

$$y^* = 1-s/(t+s); \quad 0 \leq y^* \leq 1;$$

Здесь:

–  $t$  – таможенные платежи,

–  $d$  – затраты на проведение проверки,

–  $s$  – штраф за недостоверное предоставление сведений.

Точно так же можно сформулировать игровую модель и определить равновесные смешанные стратегии налоговых органов и хозяйствующих субъектов, в том числе для участников ВЭД, уплачивающих одновременно и налоговые платежи. В последнем случае, правда, появляется необходимость учесть то, как участник ВЭД прошел таможенный контроль: если предоставление недостоверных сведений не было обнаружено, то при налоговой проверке участник ВЭД заплатит таможенные платежи и штраф, причем независимо от того, было или не было нарушено налоговое законодательство. Это обстоятельство приводит к идее сформулировать игровую модель, *координирующую* стратегии поведения обеих контролирующих служб по отношению только к участникам ВЭД. Таких моделей может быть две:

– одна, так называемая множественная конечная игра  $(2 \times 2 \times 4)$ , где первые два игрока есть контролирующие службы каждая с чистыми стратегиями проверять/не проверять в рамках своих полномочий; третий - участник ВЭД с четырьмя возможными стратегиями (нарушать/не нарушать)  $x$  (таможенное/налоговое законодательство);

– другая – парная конечная игра (4x4), где первый игрок есть *коалиция* контролирующих служб, играющих с единой целью пополнения доходов государства, второй – участник ВЭД с теми же четырьмя чистыми стратегиями, что и в первой модели.

Обе модели дают один и тот же равновесный результат.

Все это теоретически обосновывает выборочную проверку контролирующими органами, но не дает рекомендаций к действиям на каждом шаге. Разумное поведение игроков в многократных ходах («пробах и ошибках») возможно и приведет к равновесному положению, но время деятельности большинства участников ВЭД не бесконечно и скорее закончится раньше. Кроме того, если стать на сторону государственных интересов, то оптимальное по Нэшу положение не есть идеальное для контролирующих органов: лучше было бы не проводить проверку вообще при том, что противоположная сторона всегда будет действовать в рамках закона. Очевидно это положение для рыночных субъектов экономики неприемлемо и ждать такого «подарка» от них не приходится, но вынуждать их действовать в этом направлении разумно. Для этого предлагается использовать координаты точек равновесия как ориентиры для стимулирования тех или иных чистых стратегий контролирующих служб.

Если в парной игре 2x2 взять, например, ось частоты применения стратегии «доверять» таможенными органами, то справедливо считать, что чем меньше эта частота, тем меньше оснований проводить проверку, а при подходе к координате равновесия частота проверок должна интенсивно нарастать. Такая зависимость адекватно выражается сигмоидной функцией, например логистикой с перегибом на абсциссе точки равновесия:

$$T(x) = 1/(1+k \cdot e^{(x^*-x)}) \in (0,1).$$

По отношению к участнику ВЭД с точки зрения таможенной службы обоснованно обратное соображение: чем меньше частота  $y$  применения стратегии «предоставлять достоверные сведения», тем больше оснований проводить проверку. Этому желанию отвечает функция:

$$F(y) = 1-1/(1+k \cdot e^{(y^*-y)}) \in (0,1).$$

При каждом появлении участника ВЭД в зоне ответственности таможенных органов и при накопленных к этому моменту частотах  $x$  и  $y$  применения чистых стратегий «доверять» и «предоставлять достоверные сведения» сторонами взаимодействия мотивация (вероятность) проверки определяется уравнением:

$$P(x,y) = T(x) \cdot F(y) \in (0,1).$$

Окончательное решение о стратегиях «проверять» или «доверять» принимает должностное лицо, которому на практике доступна дополнительная информация, например инсайдерская о ребрендинге участника ВЭД.

Аналогичное построение можно сделать для налоговой службы.

В работе (Жеребен Е.В., 2010) предлагается координировать деятельность таможенных и налоговых органов из единого информационно-аналитического центра,

пользующегося объединенными (обоюдодоступными) базами данных. Очевидно, этот центр должен вырабатывать сигнал о применении той или иной стратегии каждой службой и по каждому участнику *индивидуально*, а по результатам предпринятых действий актуализировать предложенные зависимости. Запускать процесс контроля можно с *максиминных* стратегий каждой службы.

### **Литература**

*Nash J.* Non-Cooperative Games // The Annals of Mathematics», Second Series. 1951. Vol. 54. No. 2. (Sep., 1951). pp. 286–295.

*Бабичев Н.В.* (2010) Моделирование взаимодействия таможенных органов и участников внешнеэкономической деятельности, уклоняющихся от уплаты таможенных платежей // Вестник АГГУ, ISSN 2073–5537. Серия Экономика, 2010, № 2.

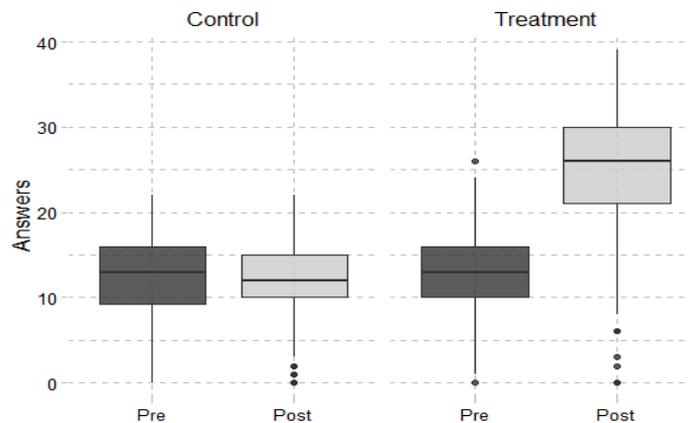
*Жеребен Е.В.* Разработка концептуальных положений взаимодействия таможенных и налоговых органов при таможенном контроле после выпуска товаров // Вестник Волжского университета им. В.Н. Татищева. 2020. № 1, Т. 2, С. 60–71.

# PSEUDORANDOMIZATION: PROPENSITY SCORE MATCHING FOR ELIMINATING SELECTION BIAS IN OBSERVATIONAL STUDIES

*Zilfimian L.Z. (Yerevan)*

Randomization is a popular method to block or minimize potential imbalance between the treatment and control groups in observational studies. This paper presents an approach for performing randomization. Particularly, we will discuss the method called Propensity Score Matching (PSM), normally used in pharmacoepidemiologic research.

The research question is whether playing chess is correlated with the improvement in logical thinking. Once the population, sampling method, and other elements of research are defined, the sample should be taught to play a game of chess. The second step to take would be to conduct pre- and post-tests to measure the performance before and after the classes. Finally, the analyses of the data would indicate whether the experiment had a significant effect. Assuming all these steps adhered to, the summary of artificially generated data is the following: there are 7 variables and 921 observations. One variable shows the group (Control or Treatment) to which students were randomly assigned, the second one shows the number of correct answers out of 40 logical questions. The remaining variables are the characteristics of the students: gender, age, math grade, and overall grade. To estimate the treatment effect, the regression model known as the difference in difference analysis is used.



**Fig. 1:** The distribution of results in two groups: control and treatment before and after the treatment.

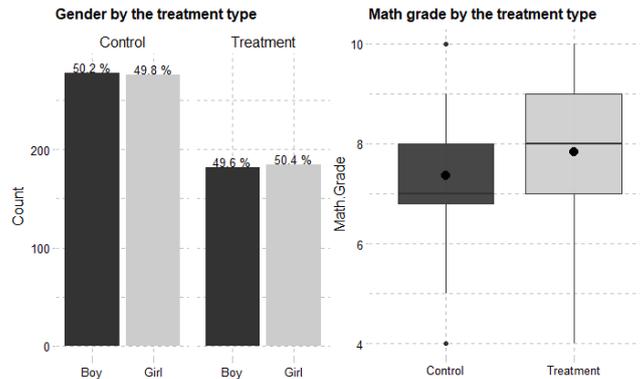
From the visual display of the treatment effect (Fig. 1), it is clear that unlike the pre-test results after the teaching program students from the treatment group tend to answer most of the questions correctly. In the absence of the treatment, the true effect of time shows that there is no noticeable difference between the number of correct answers.

The outcome  $Y_i$  (the number of correct answers to logical questions) is modeled by the following equation:  $Y_i = \alpha + \beta T_i + \gamma t_i + \delta (T_i \cdot t_i) + \varepsilon_i$ ; where  $\varepsilon_i$  is a random error, the coefficients have the following interpretations:  $\alpha$  is a constant term,  $\beta$  is treatment group-specific ef-

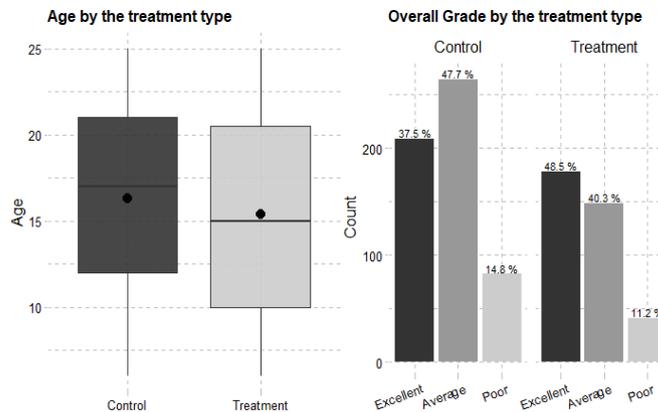
fect,  $\gamma$  is time trend common to control and treatment groups,  $\delta$  is the true effect of treatment (Fredriksson, Oliveira, 2019). The result of linear regression is below:

$$Y_i = 12.48_{(0.22)}^{***} + 0.258_{(0.34)} T_i - 0.648_{(0.31)}^{**} t_i + 12.602_{(0.48)}^{***} (T_i \cdot t_i), R_{adj}^2 = 0.49, \\ F Stat = 581.7^{***}:$$

At post-test, the students in the treatment group had on average 12.6 correct answers more than those of the control group. Regression analysis shows that the effect of treatment is significant, which, actually, can be spurious because there may be other factors affecting both the independent variable (treatment) and dependent variable (correct answers). Namely, there is a possibility that the effect is significant and positive not as a result of efficient classes, but because the treatment group “contains” students with “better” characteristics: the ability to learn “faster”, or which are quite favored to know/learn more. To check the existence of confounding effect, the balance diagnostics (Chi-squared test and ANOVA) was performed on all possible confounding variables. The test shows that for all variables, except for gender, students in different groups have different personal characteristics (see also Fig. 2 and Fig. 3).



**Fig. 2:** The distribution of students by gender and math grade per control and treatment groups



**Fig. 3:** The distribution of students by age and overall grade per control and treatment groups

The next step is calculating propensity scores and classifying students according to that scores. After obtaining the scores two subjects: one in the treated group and one in the control, with the same or similar propensity scores, will be found (Schneeweiss, 2010). These two subjects were “randomly” assigned to each group in the sense of being equally likely to be treated or to be in the control group.

The propensity score is the estimated conditional probability of receiving treatment based on the covariates included in the propensity score model:  $PS = P(X = 1|Z = z)$ , where PS is propensity score, X is the binary variable with 0 value, if the student is in the control group and, X = 1, then a student is in the treatment group, and Z is covariates. To obtain scores, the logistic regression model was used, where treatment status was regressed on students’ characteristics.

The propensity score plays an important role in balancing the study groups. Treated and untreated subjects with the same propensity scores have identical distributions for all background covariates (Rosenbaum, Rubin, 1983). Exact adjustments using the propensity score will, on average, remove the bias in the baseline variables. In matching a subset of untreated individuals is being found, whose propensity scores are similar to those of the treated persons. The **goal** of matching is to create a dataset that looks closer to the one that would result from a possibly randomized experiment.

In matching the propensity scores are used, rather than all covariates individually, so we have a chance to control for many confounding factors simultaneously by matching on a single scalar variable. Individuals with similar estimated propensity scores will be chosen and they will have, on average, similar chances of receiving the treatment. To that end, we need the distribution of covariates to be similar within the matched treated and control groups.

Nearest neighbor matching selects for matching to a given treated subject that untreated subject whose propensity score is closest to that of the treated subject. If multiple untreated subjects have propensity scores that are equally close to that of the treated subject, one of these untreated subjects is selected randomly (Patorno, Grotta, 2013).

**Table 1:** ANOVA and Chi-squared tests’ results after PSM. Note: before PSM proportion of groups is the following: Control group – 554, Treatment – 367.

	Control	Treatment	p
n	367	367	
Gender = Girl (%)	176 (48.0)	185 (50.4)	0.555
Age (mean (SD))	15.41 (5.47)	15.40 (5.74)	0.979
Math.Grade (mean (SD))	7.73 (1.25)	7.83 (1.33)	0.305
Overall.Grade (%)			0.568
Average	161 (43.9)	148 (40.3)	
Excellent	164 (44.7)	178 (48.5)	
Poor	42 (11.4)	41 (11.2)	

To show the result of propensity score matching, the R programming language was used. The distribution of variables across treatment and control group is relatively similar, the test re-

sult also indicates that there is no significant difference between groups on personal characteristics of students (Table 1).

The effect of the treatment can now be estimated as the difference between the average outcome for treated students and the mean outcome for untreated students in the matched sample. The results of DID Regression after PSM is represented below:

$$Y_i = 12.681_{(0.28)}^{***} + 0.057_{(0.39)}T_i - 0.883_{(0.39)}^{**}t_i + 12.837_{(0.56)}^{***}(T_i \cdot t_i), R_{adj}^2 = 0.504, \\ F Stat = 497.9^{***};$$

Finally, at post-test, the students in the treatment group have on average 13 correct answers more than those from the control group, thus the effect of treatment is significant and a little bit higher. Although there is no noticeable difference between results, the second parametric analysis is more reliable because the selection bias problem was solved.

### References

- Fredriksson A., Oliveira G.* Impact evaluation using difference-in-differences. *RAUSP Management Journal*. 2019. Vol. 54, pp. 519–532.
- Patorno E., Grotta A., et al.* Propensity score methodology for confounding control in health care utilization databases. *Epidemiology Biostatistics and Public Health*. 2013. Vol. 10, no. 3.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B.* The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*.1983. Vol. 70, no. 1, pp. 41–55.
- Schneeweiss S.* A basic study design for expedited safety signal evaluation based on electronic healthcare data. 2010. Vol. 19, pp. 858–868.

## РАСПОЗНАВАНИЯ ОБРАЗОВ В МАШИННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТАХ С ИМИТАЦИОННЫМИ МОДЕЛЯМИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

*Исаева М.К. (Москва)*

Несмотря на то, что для некоторых типов задач методы организации машинных экспериментов стандартизированы, достижение цели эксперимента в режиме человеко-машинного диалога в значительной мере зависит от мастерства экспериментатора (Исаева, 2020). Только большой опыт работы исследователя с практическими задачами на основе машинных экспериментов с имитационными моделями может помочь в каждом конкретном случае выбрать наиболее подходящий метод эксперимента и реализации его на ЭВМ. Участие человека в выборе эксперимента, оценке его результата, принятии решения по прекращению эксперимента или выбора нового, в некотором смысле, является искусством, поскольку опирается на эвристические способности исследователя, включая знания практический опыт, интеллект и интуицию. Участие человека в эксперименте и принятие решения на его основе можно определить как распознавание образов на множестве результатов эксперимента – отнесение каждого результата эксперимента к определенному классу.

В теории распознавания образов рассматриваются возможности построения классификаторов для разделения множества образов на классы как на основе эвристических методов, определяемых интеллект и опытом исследователя, так и на основе формальных математических методов. Например, на основе метода Байеса можно построить классификатор образов (вариантов экспериментов) в тех случаях, когда известны плотности распределения для всех совокупностей образов и вероятности появления образов для каждого класса (Исаева, 2018).

Основой классификатора для распознавания образов является построение решающей функции, с помощью которой происходит разделение множества образов на классы. Способы построения решающей функции зависят от конкретной задачи. В случае разложения множества образов  $X$  на два класса, решающая функция  $d(X)$  должна обладать свойствами:

$d(X) > 0$  для образов первого класса,

$d(X) < 0$  для образов второго класса.

Если эти классы линейно разделимы, то задача сводится к нахождению вектора весов  $W(w_1, w_2, w_3)$ , который, как видно, является решением системы линейных неравенств, определяемой всеми образами, входящими в состав обоих классов.

В общем случае вектор  $W$  представляет набор коэффициентов, определяющий поверхность разделения образов на классы. Пространство весов является  $(n+1)$ -мерным евклидовым пространством, где  $w_1, \dots, w_{n+1}$  - координатные переменные. В этом пространстве каждому неравенству соответствует положительная или отрицательная гиперплоскость, проходящая через начало координат.

В настоящее время автором рассматривается задача построения решающей функции по обучающей выборке, которая может стать основой формализации процесса принятия решений в машинных экспериментах с имитационными моделями экономических систем. Решающая функция в этом случае представляет правило, по которому лицо, принимающее решение (ЛПР), относит результат эксперимента к тому или иному классу («плохой», «хороший»). Выполнить такую классификацию можно на основе алгоритма персептрона, основная модель которого представляет собой реализацию линейной решающей функции. Этот алгоритм дает возможность сформулировать задачу в терминах теории распознавания образов как задачу «обучения классификации объектов с учителем», которая представляет итерационную процедуру нахождения решающей функции на векторном пространстве с использованием знаний и опыта ЛПР. По знаку этой функции для любого вектора из этого пространства можно судить, к какому классу он относится. Алгоритм персептрона работает при следующих предположениях:

- специалист (ЛПР) в состоянии отнести предъявленный для оценки объект (вектор) к одному из двух классов («хороший», «плохой»);
- решения ЛПР последовательны, т.е. принимая решения об отнесении объекта к одному из классов, он руководствуется стабильным критерием;
- этот критерий неизвестен и выясняется в процессе анализа решений ЛПР;
- классы объектов линейно разделимы, т.е. существует такая линейная функция  $d(x)=w_1x_1+w_2x_2+\dots+w_nx_n$ , которая принимает положительные значения для векторов одного класса и отрицательные для – другого ( $n$  – число экспериментов).

Алгоритм персептрона представляет собой схему итеративного определения векторов весов  $W$  ( $w_1, w_2, \dots, w_n$ ), и при сделанных предположениях он сходится за конечное число шагов (экспериментов) (Ту, Гонсалес, 1978). Техническая реализация алгоритма не представляет трудностей. Остаются открытыми вопрос, каким должно быть множество образов  $X$ , на котором происходит обучение (нахождение вектора весов  $W$ ), чтобы в дальнейшем с большой вероятностью можно было бы классифицировать образы, не представленные первоначально во множестве  $X$ ? Иными словами, построенная решающая функция должна обладать способностью к обобщению. Понятно, чем больше векторов представлено в множестве для построения решающей функции, тем больше доверия она будет вызывать. На практике различные соображения (экономические, затраченное машинное время) требуют ограничения числа обучающих образов.

Отметим некоторые практические рекомендации для использования выборки обучающих образов. В работе (Cover, 1965) показано, что при отсутствии вероятностной информации, количество образов для решения задачи разбиения на два класса с помощью алгоритмов персептрона для получения удовлетворительного обобщения должно быть по крайней мере равно удвоенной размерности векторов образов. В книге (Ту, Гонсалес, 1978) предлагается использовать понятие дихотомизационной мощности  $C_k=2(k+1)$ ,

где  $k+1$  – число весов, входящих в решающую функцию. Использование дихотомизационной мощности сводится к тому, что при числе  $N$  обучающих образов меньшем  $C_k$ , вероятность дихотомизации обучающей выборки является низкой. Если  $N > C_k$  и обучающее множество классифицируется правильно, то к полученному решению и соответственно к его способности к обобщению можно относиться с большим доверием. Практически хорошим эмпирическим правилом служит выбор числа образов  $N$  порядка десяти значений  $C_k$ .

Таким образом, при построении решающей функции на основе обучающего алгоритма персептрона используются эвристические способности «учителя». Пригласить эксперта высокого уровня на роль «учителя» на длительное время для построения решающей функции практически невозможно. Однако опыт работы автора с имитационными системами показывает, что, специалисты проявляют интерес к демонстрационным экспериментам и, как правило, они не отказываются принять участие в демонстрации. Даже короткая по времени работа специалиста в режиме человеко-машинного диалога позволяет запомнить его действия, основанные на его знаниях и опыте, и использовать их в алгоритме персептрона при построении решающей функции. Эта «обучаемость» становится особенно важной, когда мы начинаем рассматривать распознавание образов как один из разделов искусственного интеллекта. Классификатор с использованием построенной таким образом решающей функцией становится блоком искусственного интеллекта для принятия решений в оценке вариантов машинного эксперимента.

### **Литература**

- Cover T.M.* Geometrical and Statistical Properties of Systems of Linear inequalities with Applications in Pattern Recognition. IEEE, Transaction on. 1965. pp 326-334.
- Исаева М.К.* Байесовский подход к принятию решений на основе экспертных оценок машинных экспериментов. //Вестник ЦЭМИ РАН, 2018. №3.
- Исаева М.К.* Планирование машинных экспериментов с моделями экономических систем. //Вестник ЦЭМИ РАН, 2020. №3.
- Ту Дж., Гонсалес Р.* Принципы распознавания образов. М.: Мир.1978.

## ОЦЕНКА ВОЗДЕЙСТВИЯ ТРУДОВОЙ МИГРАЦИИ НА ЭКОНОМИКУ РА

Камалян Р.А. (Ереван)

Социально-экономические отношения между Арменией и ЕАЭС, главным образом с Россией, позитивно влияют на величину трансфертов. В основном это связано с величиной миграционных потоков и различиями в ВВП на душу населения государств-членов ЕАЭС. Также важную роль играет величина армянской диаспоры в России и уровень безработицы, который в Армении в 2020 г. превысил 20%.

По этой причине возможен рост миграционных потоков из Армении. Нами были оценены взаимосвязи между данными факторами, учитывались и другие показатели, влияющие на миграционные потоки и трансферты.

Для оценки миграционных потоков и трансфертов с учетом моделей Барроу и Брауна (Barrow, 2004; Brown, 1993) применены многомерные регрессионные модели.

$$Migr_t = \gamma + \gamma_1 \Delta growt_{r,t} + \gamma_2 \Delta nlab_{r,t} + \gamma_3 ArmDisp_t + \gamma_4 \Delta product_{r,t} + \gamma_5 \Delta HumKap_{r,t} + \gamma_6 \Delta Gini_{r,t} + \gamma_7 EurEconUnion + \gamma_8 urb_t + \varepsilon_t;$$

$$Ces_t = \lambda + \lambda_1 salary_{r,t} + \lambda_2 Migr_t + \varepsilon_t,$$

где  $Migr_t$  – величина миграционного потока в стране реципиенте (Россия) в году  $t$ ,  $growt_t$  – ВВП на душу населения в долларах США,  $nlab_t$  – уровень безработицы в процентах,  $ArmDisp$  – величина диаспоры в стране реципиенте (коэффициент привлекательности для мигрантов),  $product_t$  – уровень промышленности в ВВП в процентах,  $HumKap_t$  – индекс развития потенциала человека,  $Gini_t$  – коэффициент Джини,  $EurEconUnion$  – показатель принятия общих канонов в ЕАЭС и в стране реципиенте для мигрантов (показатель имеет значение 0 или 1),  $Ces_t$  – трансферты поступающие в Армению,  $salary_{r,t}$  – уровень заработной платы в стране реципиенте,  $urb_t$  – коэффициент урбанизации в стране реципиенте в процентах:

Рассматриваемые переменные в моделях – число мигрантов, величина трансфертов подвержены сезонным колебаниям и для оценки этого фактора в эконометрической модели включены фиктивные переменные, которые представляют 4 квартала  $\psi_1, \psi_2, \psi_3, \psi_4$ . Для того чтобы сравнить влияние детерминантов на результат представлен средней показатель эластичности. В модели в этом случае имеют следующий вид:

$$\widehat{Migr}_t = 0.008 \cdot growtp_{t-2} + 1.5 \cdot ArmDisp_{t-9} + 0.8 \cdot EurEconUnion_t + 0.9 \cdot \psi_t^1 + 0.6 \cdot \psi_t^2 + 1.1 \cdot \psi_t^3 + 2.1 \cdot nlabdif_t - 0.7 \cdot nlabdif_{t-4} + 0.48 \cdot e_{t-4} + 1,713$$

$$\widehat{Ces}_t = 0.9 \cdot Salary_{t-2} + 0.75 \cdot Salary_{t-3} + 0.06 \cdot \widehat{Migr}_{t-3} - 5.3 \cdot \psi_t^1 + 3.2 \cdot \psi_t^4 - 0.0006 \cdot Ces_{t-2} + 709,852.$$

Статистические характеристики модели позитивны, поскольку коэффициенты детерминации высокие. Показатель Дарбин–Уотсона в норме. Вероятность же, что

коэффициенты принимают нулевое значение, близко к нулю. Информационный показатель Акаике (AIC) и показатель Шварца также свидетельствуют о надежности модели.

Посредством оцененной эконометрической модели можно сделать следующие выводы. Если ВВП на душу населения в квартале  $t-2$  растет на 2 доллара, то число мигрантов в квартале  $t$  в среднем растет на 0.008%. Если численность армянской диаспоры в ЕАЭС увеличивается на 1% в квартале  $t-9$ , то число мигрантов при прочих равных условиях в среднем в квартале  $t$  увеличится на 1.5%. Разница между уровнями безработицы в ЕАЭС и Армении, в первую очередь, влияет на миграцию в 1 и 4 квартале. В частности, рост разницы на 1% приводит к росту численности мигрантов в среднем на 2.1%. Свободный член – 1.713 представляет явные позитивные связи между ЕАЭС и Арменией.

Из данных трансфертной модели можно сделать следующие заключения. Рост заработной платы мигрантов на 1 доллар в  $t-2$  и  $t-3$  кварталах в стране реципиенте приводит к росту трансфертов соответственно на 0.9 и 0.75 процентов. Рост мигрантов в данных кварталах на одного человека приводит к росту трансфертов в среднем на 0.06%. Свободный член равен 709852 доллара США, т.е. в среднем другие факторы также весьма позитивно влияют на величину трансфертов.

### **Литература**

*Barro R.J., Sala-i-Martin X.* Economic Growth. MIT Press, 2004. 654p.

*Braun, Juan,* Essay son Economic Growth and Migration. Harvard University. Cambridge, Massachusetts. 1993.

## О ВАЛЮТНОМ КУРСЕ И ДОЛГОСРОЧНЫХ ПАРИТЕТАХ

*Крамков В.А., Максимов А.Г. (Нижегород)*

Динамика валютного курса, одного из ключевых показателей, привлекает пристальное внимание исследователей международных финансов и практиков финансового рынка. За длительное время экономистами было зафиксировано несколько закономерностей динамики валютного курса и предложены гипотезы и теории, призванные ее объяснить. Среди них – гипотезы о паритете покупательной способности (предполагает, что динамика валютного курса определяется соотношением цен на товары в двух странах) и о паритете процентных ставок (соответственно, соотношением краткосрочных процентных ставок на финансовых рынках). Однако эмпирические исследования показывают, что теоретические концепции плохо предсказывают фактическую динамику валютного курса, поскольку различные факторы и шоки могут увести траекторию валютного курса от предписываемой теорией. Данный феномен получил название несоответствия валютного курса (*exchange rate disconnect*), его проявления зафиксированы для широкого круга стран (см. например, *Amiti et al. (2013)*).

В данной работе рассматривается динамика обменного курса рубля и тестируются гипотезы о значимости влияния на нее паритета покупательной способности и паритета процентных ставок. Новизна работы состоит в том, что эмпирический анализ осуществляется на данных различной длительности (изменения за месяц, квартал, год и т.д.) и потому напрямую допускается возможность отклонений валютного курса различной длительности. Для этого используется методология *Muller and Watson (2018)*. Изучаются особенности фильтрации данных от таких потенциальных отклонений и построение доверительных интервалов в корреляционном анализе отфильтрованных данных.

По итогам работы показывается неполное выполнение долгосрочных паритетов для курса рубля. Для этих случаев приводятся оценки эластичности валютного курса по соответствующим факторам. При этом для отдельных спецификаций гипотеза о том, что паритет покупательной способности действительно описывает динамику валютного курса, не отклоняется. Предлагаются рекомендации для построения моделей обменного курса рубля и приводятся количественные значения для их калибровки.

### Литература

- Amiti, M., Itskhoki, O. and Konings, J.* The Exchange Rate Disconnect, No 20130211, Liberty Street Economics, Federal Reserve Bank of New York. 2013.
- Mueller, U.K., and Watson, M.W.* Long Run Covariability. *Econometrica*, 2018. Vol. 86, No. 3 (May, 2018), 775–804.

## ПРОГНОЗ ПОЯВЛЕНИЯ НОВЫХ СИЛЬНЫХ СЕКТОРОВ В ЭКОНОМИКЕ РЕГИОНА

Кудров А.В., Афанасьев М.Ю. (Москва)

Рассматривается задача прогнозирования появления в регионе новых сильных секторов. В настоящее время достаточно широко используются алгоритмы формирования рекомендаций при выборе (например, см. (Glodberg, Roeder, Gupta, Perkins, 2001)). Весьма общая постановка этой задачи состоит в рекомендации тех вариантов выбора, которые соответствуют в наибольшей степени характеристикам объекта, для которого вырабатываются рекомендации. Для структуры сильных секторов экономики региона рекомендации выдают *список потенциально достижимых сильных секторов при заданных характеристиках региона*. Провидимые исследования ориентированы на развитие теорий локализованной специализации и диверсификации экономики.

Определим показатель  $RCA_{cp}$  выявленных сравнительных преимуществ:

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

где  $y_{cp}$  - объем производства сектора  $p$  экономики региона  $c$ . Показатель  $RCA_{cp}$  представляет собой 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 (Hausmann, Klinger, 2006), для выявления сравнительных преимуществ в экономиках используется показатель  $RCA_{cp}$ , для которого проверяется условие типа ограничения снизу:

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

Матрица  $A = (a_{c,p})$  содержит данные о секторах экономики, которые в разных регионах развиты на уровне выявленных сравнительных преимуществ, определенных при помощи выражения (1). Строки этой матрицы соответствуют регионам, столбцы — секторам экономики. Далее будем называть вектор  $(a_{c,p_1}, \dots, a_{c,p_m})$  *структурой сильных секторов* экономики региона  $c$ .

Пусть  $R_1 = (r_{c,p})$  – матрица с элементами  $r_{c,p} = \frac{a_{c,p}}{k_{c,0}}$ , где  $k_{c,0} = \sum_p a_{c,p}$ .

Пусть  $R_2 = (r_{p,c}^*)$  – матрица с элементами  $r_{p,c}^* = \frac{a_{c,p}}{k_{p,0}}$ , где  $k_{p,0} = \sum_c a_{c,p}$ .

В соответствии с (Afanasiev, Kudrov, 2020; Hausmann et al., 2011) экономическая сложность региона определяется как собственный вектор матрицы  $R_1 R_2$ . Заметим, что элемент  $w_{i,j}$  на пересечении  $i$ -ой строки и  $j$ -го столбца матрицы  $R_1 R_2$ , то есть  $(R_1 R_2)_{ij}$ , дается формулой:

$$\frac{1}{k_{c_i,0}} \sum_t \frac{a_{c_i,p_t} a_{c_j,p_t}}{k_{p_t,0}}.$$

Интерпретация элементов матрицы  $(w_{i,j})$  как характеристик *степени вложенности* множества сильных секторов региона  $c_i$  в множество сильных секторов для региона  $c_j$ , а также способ их оценки на основе данных о налоговых поступлениях по 82 секторам экономики, представлены в работе (Афанасьев, Кудров, 2021).

Пусть случайные величины

$$A_{c_i,p_k} = \begin{cases} 1, & \text{с вероятностью } \pi(f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots) \\ 0, & \text{с вероятностью } 1 - \pi(f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots) \end{cases}, \quad (2)$$

где  $f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots$  – факторы, влияющие на возникновение событий  $A_{c_i,p_k} = 1$  и  $A_{c_i,p_k} = 0$ . Далее мы будем предполагать, что зависимость  $\pi(f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots)$  имеет вид:

$$\pi(f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots) = \frac{e^{\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_i,p_k}^h}}{1 + e^{\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_i,p_k}^h}}, \quad \text{где } \beta_0 \text{ – константа.} \quad (3)$$

Предположим, что последовательность  $a_{c_1,p_1}, \dots, a_{c_1,p_m}, \dots, a_{c_n,p_1}, \dots, a_{c_n,p_m}$  является реализацией случайной последовательности  $A_{c_1,p_1}, \dots, A_{c_1,p_m}, \dots, A_{c_n,p_1}, \dots, A_{c_n,p_m}$ , элементы которой предполагаются независимыми при заданных  $f_{c_1,p_1}^1, f_{c_1,p_2}^1, \dots$ . Кроме того, предположим, что распределение  $P(A_{c_i,p_k} | f_{c_1,p_1}^1, f_{c_1,p_2}^1, \dots) = P(A_{c_i,p_k} | f_{c_i,p_k}^1, \dots, f_{c_i,p_k}^h, \dots)$ , то есть факторы, влияющие на распределение  $A_{c_i,p_k}$ , ограничиваются множеством  $f_{c_i,p_k}^1, \dots, f_{c_i,p_k}^h, \dots$ , у которых нижняя пара индексов  $(c_i, p_k)$ . Тогда функция правдоподобия имеет вид:

$$\begin{aligned} P(A_{c_1,p_1} = a_{c_1,p_1}, \dots, A_{c_1,p_m} = a_{c_1,p_m}, \dots, A_{c_n,p_1} = a_{c_n,p_1}, \dots, A_{c_n,p_m} = a_{c_n,p_m} | f_{c_1,p_1}^1, f_{c_1,p_2}^1, \dots) = \\ = P(A_{c_1,p_1} = a_{c_1,p_1} | f_{c_1,p_1}^1, \dots, f_{c_1,p_1}^h, \dots) \cdot \dots \\ \cdot P(A_{c_n,p_m} = a_{c_n,p_m} | f_{c_n,p_m}^1, \dots, f_{c_n,p_m}^h, \dots) = \\ = \frac{e^{a_{c_1,p_1}(\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_1,p_1}^h)}}{(1 + e^{\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_1,p_1}^h})} \cdot \dots \cdot \frac{e^{a_{c_n,p_m}(\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_n,p_m}^h)}}{(1 + e^{\beta_0 + \sum \beta_h f_{c_n,p_m}^h})}. \end{aligned}$$

Максимизируя эту функцию правдоподобия, мы получаем оценки параметров  $\beta_1, \dots, \beta_h, \dots$ . Для оценки качества модели мы будем использовать критерий Акаике, а также величину:

$$G = \frac{1}{mn} \sum_{i,k} I(I(\pi(f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2, \dots) > 0.5) = a_{c_i,p_k}),$$

где  $I(A)$  – индикатор события  $A$ . Величина  $G$  характеризует долю правильно идентифицированных моделью случаев.

Рассмотрим способы формирования объясняющих переменных  $f_{c_i,p_k}^1, \dots, f_{c_i,p_k}^h, \dots$ .

**Способ 1:** для данного способа  $h = 2$ . Определим факторы  $f_{c_i,p_k}^1, f_{c_i,p_k}^2$  для всех  $i = 1, \dots, n; k = 1, \dots, m$ :

$$f_{c_i, p_k}^1 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^n w_{i,j} a_{c_j, p_k}}{1 - w_{i,i}};$$

$$f_{c_i, p_k}^2 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^n \frac{w_{j,i}}{w_{j,j}} a_{c_j, p_k}}{\sum_{j=1, i \neq j}^n \frac{w_{j,i}}{w_{j,j}}}.$$

Оценки параметров модели (2) - (3) при данном способе формирования объясняющих факторов представлены в таблице 1.

**Таблица 1.** Оценка параметров модели идентификации сильных секторов для способа 1

	<i>Estimate</i>	<i>Standarddeviation</i>	<i>t-statistics</i>	<i>p-value</i>
Constant	-2,94	0,07	-43,42	0,00
$f_{c_i, p_k}^1$	2,91	0,83	3,52	0,00
$f_{c_i, p_k}^2$	18,15	0,91	20,12	0,00
G	0,8			
AIC	5681			

Как видно из таблицы 1, коэффициенты при  $f_{c_i, p_k}^1$  и  $f_{c_i, p_k}^2$  являются значимыми и положительными. Для этого способа выбора объясняющих переменных доля правильно идентифицированных моделью случаев составляет 80%.

Методом имитации проведена проверка гипотезы равенстве нулю показателя вложенности структуры сильных секторов региона  $c_i, i = 1, \dots, n$ , в структуру сильных секторов региона  $c_j, j = 1, \dots, n, j \neq i$ , а именно:

$$H_0: \frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} = 0 \text{ против } H_1: \frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} \neq 0.$$

Показано, что 95%-квантиль для функции распределения  $\frac{w_{i,j}}{w_{i,i}}$  в условиях справедливости нулевой гипотезы равен 0,47 при заданном уровне значимости  $\alpha = 0,95$ .

**Способ 2:** для данного способа  $h = 2$ . Определим факторы  $f_{c_i, p_k}^1, f_{c_i, p_k}^2$  для всех  $i = 1, \dots, n; k = 1, \dots, m$ :

$$f_{c_i, p_k}^1 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^n I\left(\frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} > 0.47\right) w_{i,j} a_{c_j, p_k}}{\sum_{j=1, i \neq j}^n I\left(\frac{w_{i,j}}{w_{i,i}} > 0.47\right) w_{i,j}};$$

$$f_{c_i, p_k}^2 = \frac{\sum_{j=1, i \neq j}^n I\left(\frac{w_{j,i}}{w_{j,j}} > 0.47\right) \frac{w_{j,i}}{w_{j,j}} a_{c_j, p_k}}{\sum_{j=1, i \neq j}^n I\left(\frac{w_{j,i}}{w_{j,j}} > 0.47\right) \frac{w_{j,i}}{w_{j,j}}}.$$

Оценки параметров модели (2) - (3) при данном способе формирования объясняющих факторов представлены в таблице 2.

**Таблица 2.** Оценка параметров модели идентификации сильных секторов для способа 2

	Оценка	Стандартное отклонение	t-статистика	p-значение
Константа	-3,03	0,07	-43,33	0,00
$f_{c_i,p_k}^1$	4,16	0,25	16,62	0,00
$f_{c_i,p_k}^2$	6,70	0,28	24,26	0,00
G	0,83			
AIC	4950			

Как видно из Табл. 2, коэффициенты при  $f_{c_i,p_k}^1$  и  $f_{c_i,p_k}^2$  являются значимыми и положительными. Для этого способа выбора объясняющих переменных доля правильно идентифицированных моделью случаев незначительно отличается от доли для случая 2 и равна 83% от общего числа случаев, но значение критерия Акаике меньше, чем для первого способа выбора объясняющих переменных. Способ 2 предпочтительнее.

В результате использования представленной выше модели были сформированы списки потенциально сильных секторов в регионах. Например, для ряда регионов, специализирующихся в сельском хозяйстве, требуется развитие сектора “Транспортировка и хранение”, что даст возможность большего территориального охвата в снабжении производимой продукцией. Вследствие инфраструктурных проблем рекомендации для развития сельского хозяйства состоят также в развитии сектора “Забор, очистка и распределение воды”, что необходимо для функционирования поливочных систем, а также сектора “Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха”, что также требуется для развития тепличных комплексов, требующих больших энергозатрат при создании микроклимата. Следует также заметить, что развитие сельского хозяйства способствует формированию спроса на развитие сектора сельхозмашиностроения, а также многих других секторов. В таблице 3 в качестве примера приведены оценки вероятности появления в регионах сектора «транспортировка и хранение» в качестве сильного. Спектр выявленных потенциальных сильных секторов в структурах региональных экономик по результатам использования модели является более широким.

**Таблица 3.** Оценки вероятности возникновения сектора «транспортировка и хранение» в качестве сильного

Регион	Оценка вероятности
Белгородская область	0,89
Воронежская область	0,63
Курская область	0,57
Московская область	0,67
г. Санкт-Петербург	0,92
Республика Адыгея	0,91

На основе упорядочения секторов по значению этих вероятностей и оценок их потенциального вклада в социально-экономическое развитие, может быть дана экспертная оценка целесообразности развития в регионе нового сильного сектора.

### Литература

- Афанасьев М.Ю., Кудров А.В.* О свойствах вложенности структур сильных секторов региональных экономик. // Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов. Труды X-й Международной школы-семинара. Под ред. В.Л. Макарова. – М.: ЦЭМИ РАН, 2021.
- Afanasyev, M.Yu., & Kudrov, A.V.* Estimates of economic complexity in the structure of the regional economy. *Montenegrin Journal of Economics*. 2020. 16(4), 43–53. doi: 10.14254/1800-5845/2020.16-4.4
- Glodberg, K., Roeder, T., Gupta, D., & Perkins, C.* Eigentaste: A constant time collaborative filtering algorithm. *Information Retrieval*. 2001. 4. Pp. 133–151.
- Hausmann, R., Hidalgo, C., Bustos, S., Coscia, M., Simoes, A., & Yildirim, M. A.* The Atlas of Economic Complexity. Mapping Paths to Prosperity. Cambridge, MA: Center for International Development, Harvard University, Harvard Kennedy School, Macro Connections, Massachusetts Institute of Technology. 2011.
- Hausmann, R., & Klinger, B.* Structural Transformation and Patterns of Comparative Advantage in the Product Space. *SSRN Electronic Journal*. 2006. doi: 10.2139/ssrn.939646.

## ПРИМЕНЕНИЕ ФУНКЦИЙ С КУСОЧНО-ПОСТОЯННЫМИ ПАРАМЕТРАМИ ДЛЯ АНАЛИЗА СТРУКТУРНОЙ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ РАБОТНИКОВ ОРГАНИЗАЦИЙ ПО ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ

*Лебедев В.В. (Москва)*

Анализу проблемы неравенства населения по денежным доходам, по заработной плате, по имуществу и т.д. посвящено большое количество работ, как в нашей стране, так и за рубежом. Важное место среди них занимают работы, направленные на совершенствование методики анализа структурной дифференциации населения. Именно этому вопросу посвящено данное сообщение. Традиционно к структурным показателям дифференциации относят коэффициенты фондов, индекс Пальмы, индекс Кузнеца и др. Проблема оценки уровня структурной дифференциации населения по доходу осложняется тем, что многие структурные показатели неравенства жестко связаны с коэффициентом Джини, и поэтому последний остается в течение многих лет основным индикатором неравенства, используемым на практике. В результате для оценки неравенства фактически используется скалярная величина (индекс Джини). Тем не менее, давно существует понимание того, что для количественной характеристики такого сложного явления, как неравенство, следует использовать вектор, и именно поэтому в официальных статистических таблицах с информацией о неравенстве населения по денежным доходам часто наряду со значениями коэффициента Джини приводятся значения децильного и квинтильного коэффициентов фондов, децильного и квинтильного коэффициентов дифференциации, а в последние годы стали приводиться (в основном в зарубежных источниках) значения индекса Пальмы и др. В дальнейшем для определенности будем говорить о неравенстве распределения доходов.

Примем следующие обозначения:  $x$  – величина денежного дохода (размерность – рубль);  $y$  – доля населения с доходами не более  $x$  в общей численности населения;  $z$  – доля совокупных доходов населения с доходами не более  $x$ . С формальной точки зрения для вычисления коэффициента Джини и других количественных показателей неравенства используются функции распределения населения по доходу  $y = F(x)$ , обратная ей функция  $x = \varphi(y)$  и функция Лоренца  $z = L(y)$ , параметры которых определяются на основе решения соответствующих задач аппроксимации.

Отметим, что в литературе слова «дециль» и «квинтиль» (от англ. decile и quintile) используются зачастую для обозначения различных понятий. Так, с одной стороны, децилями  $D_k$  в рассматриваемом контексте называются девять значений дохода, которые делят всё рассматриваемое население на десять равных по численности частей (Елисеева, 2010). Поэтому  $D_k = \varphi(k/10)$ , где  $k = 1, \dots, 9$ ; аналогично квинтили  $Q_k = \varphi(k/5)$ , где  $k = 1, \dots, 4$ . С другой стороны, слова «дециль» и «квинтиль» широко используется при

анализе неравенства как синонимы терминов «децильная группа» и «квintильная группа».

Децильный  $KF_D$  и квintильный  $KF_Q$  коэффициенты фондов вычисляются соответственно по формулам

$$KF_D = \frac{1-L(0.9)}{L(0.1)}, \quad KF_Q = \frac{1-L(0.8)}{L(0.2)}. \quad (1)$$

Децильный  $KD_D$  и квintильный  $KD_Q$  коэффициенты дифференциации доходов по определению равны соответственно отношению крайних децилей и квintилей (значений доходов):

$$KD_D = \frac{\varphi(0.9)}{\varphi(0.1)}, \quad KD_Q = \frac{\varphi(0.8)}{\varphi(0.2)}. \quad (2)$$

Для количественной оценки структурной дифференциации населения по денежным доходам на практике все население, ранжированное по доходу, разбивается на несколько групп. Если оперировать статистическими данными о распределении дохода по 10-процентным группам, то можно рассматривать различные варианты группировки населения. Например, можно выделить три группы в следующих пропорциях: 20-60-20, 40-50-10, 30-40-30. Разбиение населения в пропорции 40-50-10 привело к появлению коэффициента Пальмы  $KP$  (Cobham A., Sumner A., 2013), а применяемая, например, в (Докладе, 2015) группировка в пропорции 30-40-30 – к появлению показателя «неравенства в среднем классе (соотношение  $D_7/D_3$ )». В используемых здесь обозначениях имеем:

$$KP = \frac{1-L(0.9)}{L(0.4)}, \quad D_7/D_3 = \frac{\varphi(0.7)}{\varphi(0.3)}. \quad (3)$$

Для построения функций  $y = F(x)$  Росстат использует двухпараметрическую модель логнормального распределения населения региона и всей России по среднему душевому доходу. Однако, как отмечено в (Айвазян, 2012, стр. 236), эта модель обнаружила «очевидную неработоспособность»; поэтому для построения функций  $y = F(x)$ ,  $x = \varphi(y)$  и  $z = L(y)$  применяются различные подходы, более адекватно отражающие реальность.

Один из таких подходов заключается в построении функций с кусочно-постоянными параметрами. При реализации этого подхода используются модели различной степени сложности. Рассмотрим простейший вариант такого рода, который оказывается весьма полезным на предварительном этапе анализа неравенства населения по доходу.

Будем считать, что заданы доли дохода в 20-процентных (квintильных) группах населения, ранжированного по доходу:  $Q_i$ , где  $i = 1, 2, \dots, 5$ . Анализ реальных статистических данных свидетельствует о том, что для многих стран выполнено приближенное равенство  $Q_3 \approx \sqrt{Q_2 Q_4}$  (Варшавский, 2020). Это означает, что при группировке населения в пропорции 20-60-20 доход средней группы населения,

составляющего 60%, растет приблизительно по геометрической прогрессии со знаменателем

$$q = \sqrt{Q_4 / Q_2}. \quad (4)$$

Вычислив  $q$  по формуле (4), найдем значения параметров  $a_i$ , предполагая выполнение равенства  $Q_{i+1} = Q_i q^{a_i}$ , где  $i = 1, 2, 3, 4$ . В таблице 1 приведены значения параметров  $q$  и  $a_i$ , где  $i = 1, 2, 3, 4$ , вычисленные для 20 стран мира по данным (OECD, 2021).

**Таблица 1.** Параметры  $q$  и  $a_i$  для 21 стран мира

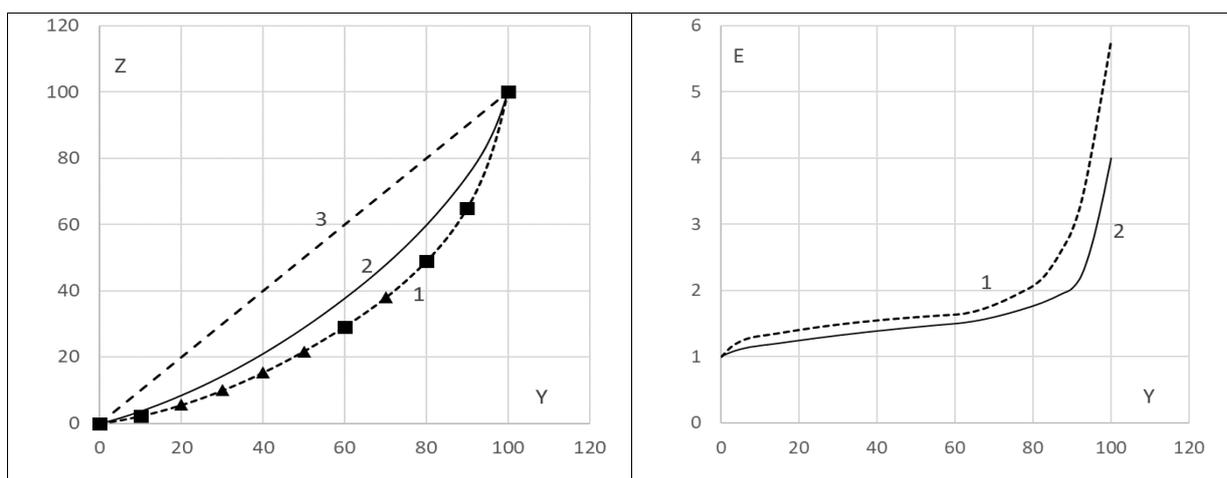
		$q$	$a_1$	$a_2$	$a_3$	$a_4$
1	Австралия	1,36	1,72	1,04	0,96	1,82
2	Австрия	1,27	2,13	1,01	0,99	2,00
3	Чили	1,47	1,60	0,97	1,03	2,51
4	Финляндия	1,27	1,67	1,01	0,99	2,01
5	Франция	1,28	1,81	1,03	0,97	2,36
6	Германия	1,28	1,98	1,03	0,97	2,06
7	Венгрия	1,36	2,13	1,21	0,79	1,47
8	Ирландия	1,31	1,61	1,03	0,97	1,92
9	Израиль	1,40	1,93	1,08	0,92	1,64
10	Япония	1,37	2,05	1,04	0,96	1,73
11	Корея	1,40	2,01	1,04	0,96	1,63
12	Люксембург	1,32	1,91	1,03	0,97	1,98
13	Мексика	1,46	1,67	0,99	1,01	2,44
14	Новая Зеландия	1,37	1,54	1,00	1,00	2,03
15	Норвегия	1,24	2,31	1,05	0,95	2,03
16	Испания	1,37	1,98	1,05	0,95	1,64
17	Швеция	1,27	1,88	1,07	0,93	1,93
18	Швейцария	1,29	1,93	1,01	0,99	2,16
19	Великобритания	1,36	1,87	0,99	1,01	2,25
20	США	1,45	1,93	1,05	0,95	1,75

Источник: расчеты автора по данным (OECD, 2021).

Как видим, гипотеза о том, что средний доход второй, третьей и четвертой квинтильных групп населения растет в геометрической прогрессии, выполняется для подавляющего числа стран:  $a_2 \approx a_3 \approx 1$ . В этом случае, по-видимому, в странах с большим значением параметра  $q$  расслоение средней группы больше. Так, можно

предположить, что в Австрии, Финляндии и Швеции ( $q = 1,27$ ) средние группы (60% населения) более однородны, чем, например, в США ( $q = 1,45$ ). Аналогичный вывод получен при анализе распределения заработной платы работников организаций большинства субъектов Российской Федерации, где также соответствующие параметры  $a_2 \approx a_3 \approx 1$ .

Для более детального анализа дифференциации населения можно использовать аппроксимацию эмпирической функции Лоренца кубическим сплайном. К достоинствам этого метода следует отнести то, что он позволяет получить не только значения функций  $z = L(y)$  и  $x = \varphi(y)$  для любого  $y \in [0, 1]$ , но и вычислить непосредственно значение коэффициента Джини, интегрируя функцию Лоренца, а также построить соответствующие функцию распределения  $y = F(x)$ , функцию плотности распределения  $y = f(x)$  и другие функции, например, зависимость от  $y$  коэффициента эластичности функции Лоренца.



**Рис. 1.** Слева: кривые Лоренца для распределения заработной платы работников организаций г. Москвы (линия 1) и Ивановской области (линия 2). Справа: графики коэффициента эластичности  $E(y)$  кривых Лоренца для г. Москвы (линия 1) и Ивановской области (линия 2).

На рис. 1 (слева) построены кривые Лоренца для распределения в апреле 2019 г. заработной платы работников организаций г. Москвы (линия 1) и Ивановской области (линия 2), полученные на основе аппроксимации табличной функции Лоренца, заданной с шагом 0,1, кубическим сплайном. Здесь же построена линия абсолютного равенства (линия 3, egalitarian line  $z = y$ ). Справа на рис. 1 построены соответствующие графики коэффициентов эластичности  $E(y) = yL'(y)/L(y)$  этих функций Лоренца (линии 1 и 2). Как видим, в рассматриваемых здесь субъектах РФ для  $y < 80\%$  рост коэффициента эластичности происходит медленно, однако неравенство  $E(y) > 2$  выполняется для Москвы при  $y > 80\%$ , а для Ивановской области – при  $y > 93\%$ .

Использование функций с кусочно-постоянными параметрами для аппроксимации функции распределения населения по доходам и функции Лоренца имеет преимущество перед использованием гладких функций: появляется возможность для более детального анализа расслоения населения. Поэтому применение этих функций (сплайн-функции и др.) способствует совершенствованию анализа структурной дифференциации населения по денежным доходам, по заработной плате, по имуществу и т. д.

### Литература

- Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни населения (эконометрический подход). - М.: Наука, 2012. - 402 с.
- Варшавский А.Е.* Модель распределения доходов на основе конечной функциональной последовательности и ее применение для анализа неравенства. Экономика и математические методы, 2012. т. 56, №4, с.20-31.
- Доклад «Заработная плата в мире в 2014–2015 гг.» Заработная плата и неравенство доходов (2015) // Группа технической поддержки по вопросам достойного труда и Бюро МОТ для стран Восточной Европы и Центральной Азии. – Москва: МОТ, 2015. 148 с. ISBN 978-92-2-428664-36
- Росстат* (2020). Сведения о распределении численности работников по размерам заработной платы за апрель 2019 года (статистический бюллетень). Федеральная служба государственной статистики (РОССТАТ), Главный межрегиональный центр (ГМЦ), 2019. – [Электронный ресурс] – Режим доступа: <http://www.gks.ru/wps/wcm/connect/rosstat/main/rosstat/ru/statistics/publications/catalog/11c4980041c1bcbf9ee9fe27f9898572> (дата обращения: 15.12.20).
- Статистика: учебник (2010) / И.И. Елисеева [и др.]; под ред. И. И. Елисеевой. - М.: Проспект, 2010. - 448 с. ISBN 978-5-392-00688-5.
- Cobham A., Sumner A.* Putting the Gini Back in the Bottle? ‘The Palma’ as a Policy-relevant Measure of Inequality. 2013. Available at URL: <https://www.kcl.ac.uk/aboutkings/worldwide/initiatives/global/intdev/people/Sumner/Cobham-Sumner15March2013.pdf> (дата обращения: 15.02.21).
- OECD Income Distribution Database (IDD): Gini, poverty, income, Methods and Concepts. (2021) Available at URL: <https://www.oecd.org/social/income-distribution-database.htm> (дата обращения: 02.02.21).

## МЕРЫ РИСКА И ИХ ПРИМЕНЕНИЕ В РЕГУЛИРОВАНИИ СТРАХОВЫХ И ФИНАНСОВЫХ РЫНКОВ

*Малиновский В.К. (Москва)*

Существует (или существовала недавно) тенденция рассматривать страхование с точки зрения опционов и деривативов (см., например, (Briys, de Varenne, 2001; Schweizer; 2001)), считая страховой полис финансовым инструментом. При таком подходе страховой процесс встраивается в финансовую среду. С этим подходом связана тенденция к широкому использованию в страховой практике неслучайного показателя Value-at-Risk. В финансовой практике этот показатель (как и сокращение для него, VaR) впервые систематически применялся в качестве компоненты системы RiskMetrics в широко известном техническом документе (Morgan; 1996); эта система является набором инструментов, позволяющих участникам финансовых рынков оценивать свою подверженность рыночному риску согласно стандартной процедуре.

В практике страхового регулирования показатель VaR также давно и хорошо известен. В этом контексте (см., например, (Daykin; 1996)) для него чаще использовался описательный термин: «капитал, подверженный риску».

Являясь одной из простейших квантильных мер риска, VaR намного грубее (включает в себя меньше информации), чем многие меры риска, основанные на вероятности разорения. Простоту VaR можно отнести к достоинствам этой меры риска, но она не компенсирует грубости этой меры риска, особенно если интерес фактически представляет состояние платежеспособности в течение всего страхового года, а не только лишь в конце страхового года.

Несмотря на доминирование в последнее время VaR как в финансовой, так и в страховой сферах, теория разорения, проистекающая из желания глубже понять явление неплатежеспособности, не только сохраняет свою важность, но и позволяет конструировать более сложные меры риска, намного более информативные (хотя и более сложные), чем VaR. Исследование таких мер риска может принести существенную пользу в управлении рисками отдельной компании и избежать ошибок в разработке методов регулирования страховых и финансовых рынков. В качестве альтернативы для капитала, подверженного риску (VaR), мы исследуем меру риска, называемую «капитал неразорения». Сравнивая капитал, подверженный риску, с капиталом неразорения, мы находим, что VaR является нижней и достаточно грубой границей для капитала неразорения. Поэтому выбор VaR в качестве начального капитала не обеспечивает платежеспособности в смысле отсутствия разорения с заданной вероятностью в течение всего страхового года: в наиболее интересных случаях значение VaR намного меньше величины начального капитала, необходимого для этого.

С другой стороны, капитал неразорения является неявной функцией, т.е. решением нелинейного уравнения, левая часть которого представляет собой вероятность разорения, а правая часть – заданный уровень толерантности к риску. Обычно это уравнение не

может быть даже выписано в замкнутой форме. На первый взгляд, поиск капитала неразорения является аналитически неразрешимой проблемой и кажется невозможным использовать эту теоретически адекватную, но слишком сложную меру риска. Поэтому ставшая традиционной замена капитала неразорения на VaR считается не только удобной, но и необходимой заменой, несмотря на то, что это может приводить к ошибочным для гарантирования неразорения выводам.

Мы утверждаем (и это кажется довольно неожиданным в свете сказанного выше), что капитал неразорения, связанный с измерением риска в страховании и финансах, не только является понятием, хорошо сбалансированным как с точки зрения эффективности, так и с точки зрения простоты, но и что его структура так же удобна, как и структура VaR. Демонстрация этого утверждения основана на решении (как аналитическими, так и численными методами) обратной задачи пересечения уровня для сложных процессов восстановления, чему посвящена книга (Malinovskii; 2021). В частности, мы показываем связь этой меры риска с обратными гауссовскими распределениями.

С практической точки зрения мы применяем описанные выше результаты к теоретическому обоснованию требований к резервам в интегральных системах регулирования, таких как Solvency II и Swiss Solvency Test. Ссылаясь на бизнес-модели многолетнего страхования, представленные в книге (Малиновский; 2020), мы сосредотачиваемся на двух видах годовых резервов платежеспособности: без потерь (non-loss capital) и без разорения (non-ruin capital). Оба эти резерва могут рассматриваться как эталонные значения, но в отношении по-разному понимаемых рисков: в то время как первый, выбранный в качестве начального капитала в однолетнем страховом процессе, гарантирует неотрицательность капитала в конце года, второй гарантирует отсутствие разорения в течение всего этого года; в обоих случаях наступление указанных событий гарантируется с заранее выбранным уровнем толерантности к риску.

### Литература

- Briys, E., and de Varenne, F.* Insurance: From Underwriting to Derivatives. Asset Liability Management in Insurance Companies. John Wiley & Sons, Chichester. 2001.
- Schweizer, M.* From actuarial to financial valuation principles, Insurance: Mathematics and Economics. 2001. Vol. 28. Pp. 31–47.
- Briys, E., and de Varenne, F.* Insurance: From Underwriting to Derivatives. Asset Liability Management in Insurance Companies. John Wiley & Sons, Chichester. 2001.
- Malinovskii V.K.* Risk Measures and Insurance Solvency Benchmarks. Fixed-Probability Levels in Renewal Risk Models. Chapman and Hall/CRC (в печати). 2021.
- J.P. Morgan RiskMetrics* – Technical Document. 1996.
- Daykin, C.D., Pentikäinen, T., and Pesonen, M.* Practical Risk Theory for Actuaries. Chapman and Hall, London, etc. 1996.
- Малиновский В.К.* Модели долгосрочного страхового планирования. М.: Янус-К. 2020.

## ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЭПИДЕМИОЛОГИЧЕСКОГО ПРОЦЕССА COVID-19 В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ НА ОСНОВЕ МОДЕЛИ КОРРЕКЦИИ ОШИБОК

Малюгин В.И. (Минск)

**Общая характеристика модели.** Для моделирования эпидемиологического процесса COVID-19 в Республике Беларусь используется векторная модель коррекции ошибок (*Vector Error Correction Model – VECM COVID-19 RB*) (Kharin Yu.S, Valoshka V.A, Dernakova O.V, Malugin V.I, Kharin A.Yu., 2020). Модель основана на близких к известной модели эпидемиологического процесса SIR (*Susceptible – Infectious – Recovered*) предположениях, главным из которых является предположение о существовании долгосрочной равновесной зависимости для устойчивого состояния эпидемиологического процесса вида (Kermack W., McKendrick A., 1991):

$$I(t) + R(t) + S(t) = N(t) \text{ или } I(t) + R(t) = N - S(t) = T(t), \quad (1)$$

где для момента времени  $t$ :  $N(t)$  – численность всей популяции;  $S(t)$  – численность восприимчивых к инфекции индивидов;  $I(t)$  – число активных случаев заражения (*Active cases*);  $R(t)$  – число закрытых случаев заражения, включая выздоровевших и умерших (*Closed cases*);  $T(t)$  – общее число заражений (*Total infected*).

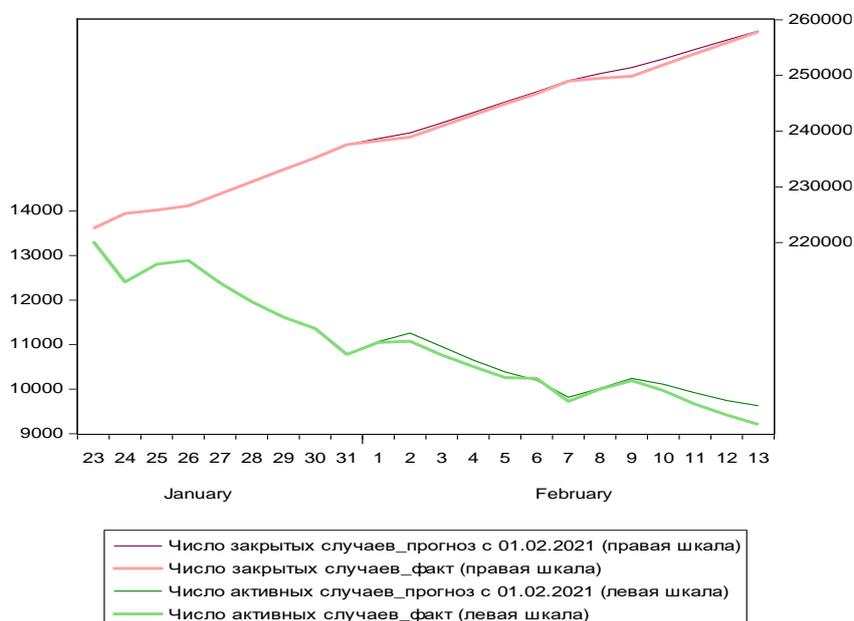
От модели SIR модель VECM COVID-19 RB отличается следующими основными особенностями: 1) является статистической и не предполагает наличие управляемых параметров; 2) в силу незначительной доли умерших (около 1% от общего числа заражений за весь период наблюдения) в модели используется переменная  $R(t)$ , соответствующая числу всех закрытых случаев заражения; 3) долгосрочная коинтеграционная зависимость между числом активных  $I(t)$  и закрытых  $R(t)$  случаев заражения оценивается и тестируется в процессе построения модели; 4) все параметры модели не известны и оцениваются по ежедневным значениям переменных  $I(t)$  и  $R(t)$ ; 5) моделированию подлежат ежедневные изменения переменных  $I(t)$  и  $R(t)$ , то есть их первые разности  $\Delta R(t)$ ,  $\Delta I(t)$  с учетом установленной долгосрочной коинтеграционной зависимости между переменными  $I(t)$  и  $R(t)$ ; 6) прогнозируются переменные  $I(t)$  и  $R(t)$ , прогноз для общего числа случаев заражения  $\hat{T}(t)$  вычисляется суммированием прогнозных значений  $\hat{I}(t)$  и  $\hat{R}(t)$ .

**Особенности эпидемиологического процесса и результаты прогнозирования.** Особенностью процесса COVID-19 в Беларуси является наличие ярко выраженных первой (начало апреля – конец августа 2020 г.) и второй волны (с середины сентября 2020 г.). Для построения модели используется подход Йохансена (Johansen S., 1995). Спецификация уравнений модели для долгосрочной и краткосрочных зависимостей корректируется с учетом фазы эпидемиологического процесса, период переоценивания модели – 2 недели. Данная модель демонстрирует достаточно высокую точность ретроспективных прогнозов

на периоде оценивания, а также краткосрочных прогнозов (до 2 недель). Модель, в основе которой лежит установленная долгосрочная зависимость между переменными  $I(t)$  и  $R(t)$ , показывает также хорошую согласованность прогнозной и реальной динамики моделируемых переменных в более долгосрочной перспективе: примерно за месяц до наступления были предсказаны такие события первой волны как поворотная точка ( $I(t) \approx R(t)$ ) и сроки завершения ( $T(t) \approx R(t)$ ). В табл. 1 приводятся характеристики точности ретроспективных прогнозов для модели VECM COVID-19 RB-31.01.2021 для второй волны. На рис 1 иллюстрируются прогнозы для переменных  $I(t)$ ,  $R(t)$  на две недели вперед с 1.02.2021 по 14.02.2021, средняя абсолютная ошибка (MAPE) прогнозов  $\hat{I}(t)$  и  $\hat{R}(t)$  равна соответственно 1.71% и 0.21%, ошибка прогнозов  $\hat{T}(t)$  менее 1%.

**Таблица 1.** Точность ретроспективных прогнозов на периоде оценивания модели

Период оценивания модели: 31.10.2020 – 31.01.2021					
Переменная	Число наблюдений	RMSE	MAE	MAPE, %	Коэффициент Тейла
$\hat{I}(t)$	93	1032.1	779.7	4.85	0.0296
$\hat{R}(t)$	93	1178.4	828.4	0.49	0.0037



**Рис. 1.** Краткосрочные прогнозы на две недели вперед

## **Литература**

- Johansen S.* Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models, 2nd ed. / S. Johansen. – Oxford : Oxford University Press. 1995. 267 p.
- Kermack W., McKendrick A.* Contributions to the mathematical theory of epidemics – I / Bulletin of Mathematical Biology. 1991. 53 (1–2). P.33–55. <https://doi:10.1007/BF02464423>. PMID 2059741.
- Kharin Yu.S, Valoshka V.A, Dernakova O.V, Malugin V.I, Kharin A.Yu.* Statistical forecasting of the dynamics of epidemiological indicators for COVID-19 incidence in the Republic of Belarus. Journal of the Belarusian State University. Mathematics and Informatics. 2020; 3:36–50. Russian. <https://doi.org/10.33581/2520-6508-2020-3-36-50>.

## УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ РАБОТОЙ В РЕГИОНАХ РОССИИ

*Нанабян А.М. (Москва)*

Достойный, высокопроизводительный, справедливо оплачиваемый труд - основа благосостояния человека и развития экономики. Каркас достойного труда определяют три основные составляющие: а) достойный размер вознаграждения; б) возможность иметь достойное жилье поблизости к месту работы (рабочему месту); в) наличие благоприятных организационно-технических условий труда (работы) (Международная конференция..., 2012). Однако рынок труда не может в полной мере обеспечить всех достойными рабочими местами. Сегодня много примеров фактического отступления от критериев достойного труда и отдельных его элементов, свидетельствующих о различиях в удовлетворенности разными аспектами трудовой деятельности. Кроме того переход к инновационной экономике приводит к изменению сложившейся структуры занятости населения, сопровождается сокращением неэффективных рабочих мест, но появляются и новые виды занятости (в т.ч. и дистанционная работа), которые обладают определенным преимуществом. При этом различия в удовлетворенности различными аспектами трудовой деятельности во многом определяют не только показатели занятости населения, но и потенциал развития экономики, в том числе и на региональном уровне. В связи с этим исследование удовлетворенности работой, его влияния на ситуацию на рынке труда является одной из актуальных проблем.

Анализ удовлетворенности работой в России и в регионах нашей страны можно произвести на основе данных Федеральной службы государственной статистики России, который с 2011 г. осуществляет «Комплексное наблюдение условий жизни населения». Наблюдение охватывает примерно 60 тыс. домохозяйств во всех субъектах РФ, а удовлетворенность работой оценивается по следующим 7-ми вопросам: заработок, надежность работы, выполняемые обязанности, режим работы, условия труда, расстояние до работы, профессиональная удовлетворенность, моральное удовлетворение. Результаты опросов представлены по четырем группам ответов: вполне удовлетворены, не вполне удовлетворены, совсем не удовлетворены, затруднились ответить. Соответственно для обобщенной оценки удовлетворенности работой можно рассчитать *индекс удовлетворенности работой* следующим образом:

1. используя 5-балльную шкалу определить вес каждого ответа (положительный и отрицательный): вполне удовлетворены - 2 балла, не вполне удовлетворены - 1 балл, совсем не удовлетворены – (-2) балла, затруднились ответить - 0 баллов;

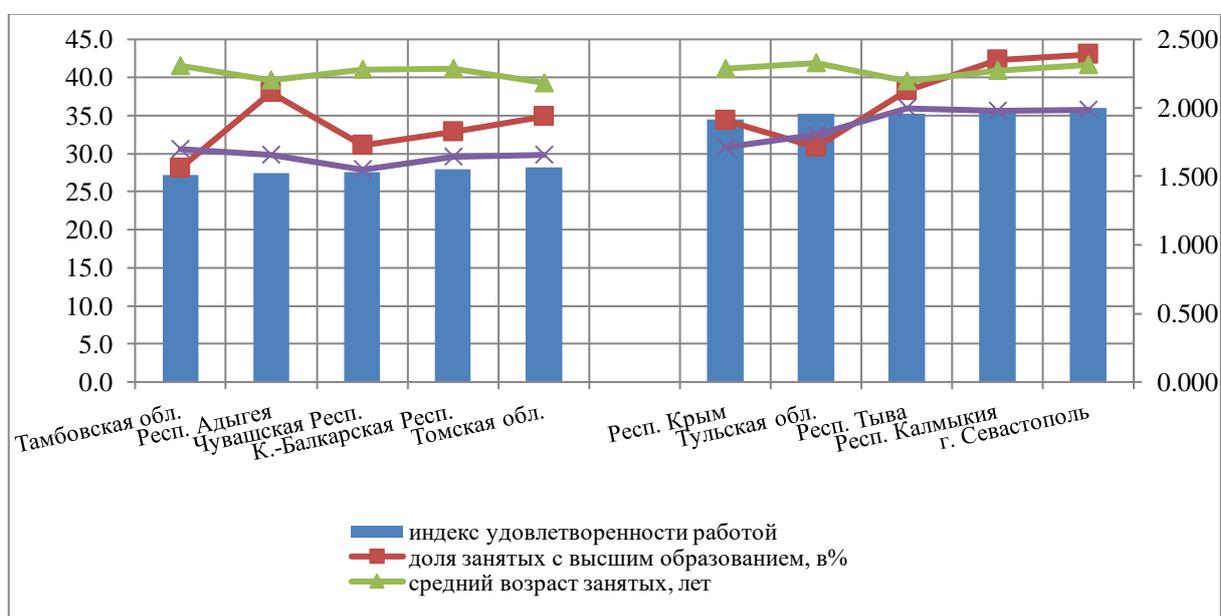
2. рассчитать среднюю по всем 7-ми вопросам наблюдения.

По данным «Комплексного наблюдения условий жизни населения» за 2018 г. рассчитан индекс удовлетворенности работой по регионам России. Анализ показал, что значения индекса варьируют от 1,512 (Тамбовская область) до 2,0 (г. Севастополь), что

позволяет сделать вывод о достаточно значительной вариации индекса удовлетворенности работой в регионах нашей страны.

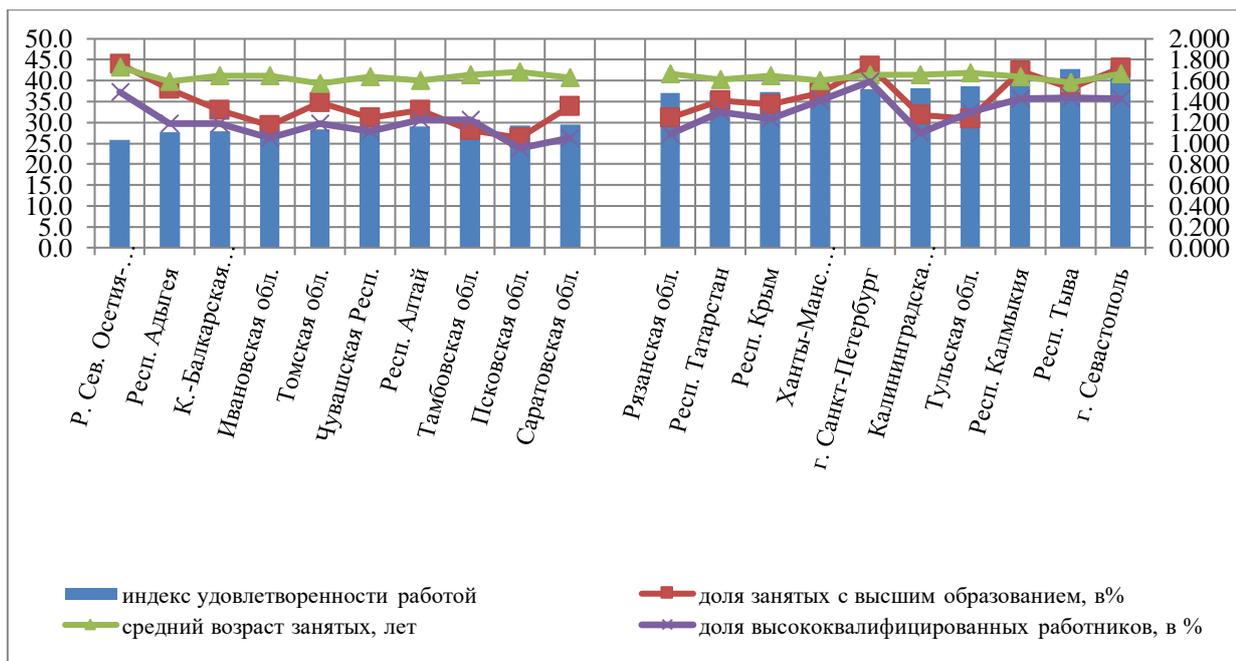
Среднее значение индекса по всей совокупности регионов составляет 1,749 (Московская и Тверская области), модальное значение - 1,747 - отмечено в 5-ти регионах: Республика Карелия, Ростовская область, Еврейская автономная область, Забайкальский край и Республика Башкортостан.

И минимальные, и максимальные значения индекса удовлетворенности работой в основном наблюдались в аграрных регионах (рис. 1), Необходимо отметить, что в группе регионов с минимальным значением индекса удовлетворенности работой доля высококвалифицированных работников значительно меньше, чем по России (32,3 %).



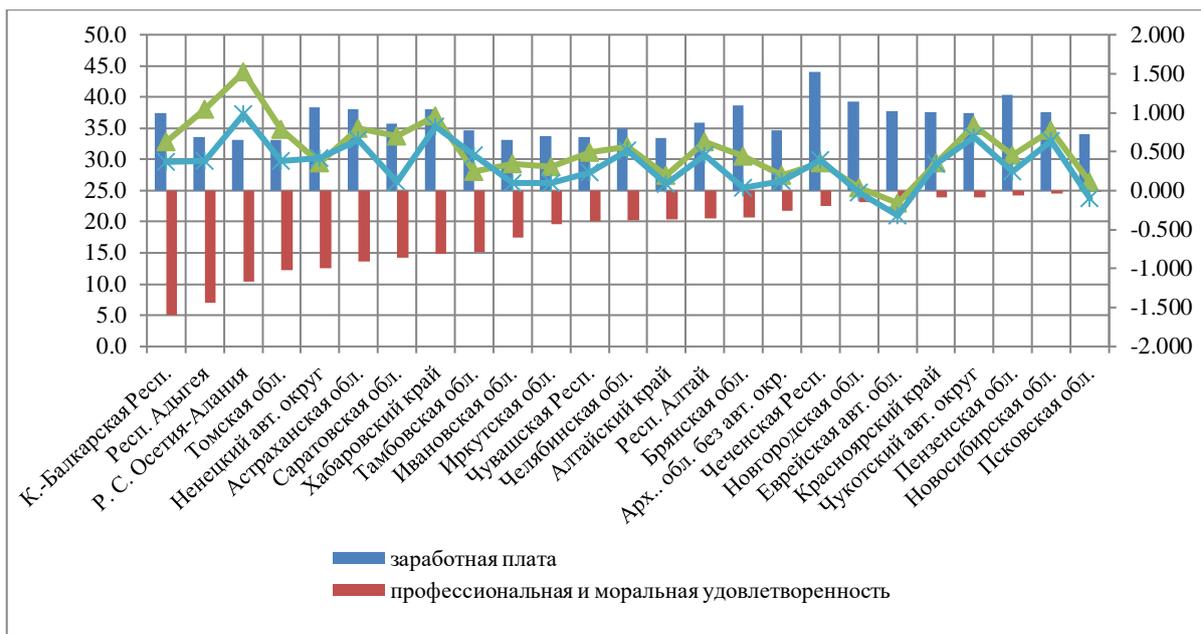
**Рис. 1.** Минимальные и максимальные значения индекса удовлетворенности работой и социально-демографические показатели в регионах России, 2018 г.

Наибольший вариационный размах - 19,5 процентных пунктов - связан с удовлетворенностью зарплатой, а также необходимо отметить такие характеристики как моральная и профессиональная удовлетворенность работой (вариационный размах составляет 13,9 и 13,6 п.п. соответственно). Значение индекса удовлетворенности работой по этим трем характеристикам составляет 1,366, что ниже, чем представленный выше общий индекс. Но вариационный размах больше и составляет 0,702. Минимальные и максимальные значения данного индекса представлены на рис.2.



**Рис. 2.** Минимальные и максимальные значения индекса удовлетворенности работой по заработной плате и профессиональной и моральной удовлетворенности в регионах России, 2018 г.

Можно предположить, что сбалансированность требований, предъявляемых работником к содержанию, характеру и условиям труда, и субъективной оценки возможностей реализации этих запросов достигается при соответствии, с одной стороны, удовлетворенности уровнем зарплаты, а с другой стороны - профессиональной и моральной удовлетворенности. Соответственно можно рассчитать частные индексы отдельно по этим характеристикам. Сравнительный анализ этих индексов показал, что частный индекс профессиональной и моральной удовлетворенности может принимать отрицательное значение, тогда как индекс удовлетворенности заработной платой положителен для всех регионов России. Отметим также, что во многом это связано с низкой оценкой моральной удовлетворенности занятых, причем в основном также характерно для аграрных регионов (рис. 3).



**Рис. 3.** Минимальные значения индекса удовлетворенности работой по заработной плате и профессиональной и моральной удовлетворенности в регионах России, 2018 г. (ранжирование произведено по индексу профессиональной и моральной удовлетворенности)

За рассматриваемый период сбалансированность частных индексов удовлетворенности уровнем зарплаты и профессиональной и моральной удовлетворенности можно отметить в следующих регионах: *Республика Марий Эл* (значения индексов составили 0,866 и 0,865 соответственно), *Амурская область* (0,997 и 0,976) и *Ханты-Мансийский автономный округ* (1,261 и 1,282).

### Выводы

Анализ удовлетворенности работой длительное время был предметом исследований социологов и психологов. Однако удовлетворенность работой является характеристикой качества трудовой жизни и качества условий жизни населения, которая включает элементы, определяемые как микросредой организации, так и макроэкономическими показателями, в том числе и сложившейся отраслевой специализацией региона.

Предлагаемый в работе индексный подход к оценке удовлетворенности работой можно использовать для анализа взаимосвязи этих субъективных оценок и других социально-экономических показателей развития региона.

Различают общую и частичную удовлетворенность трудом различными его аспектами и элементами. Поэтому можно рассчитывать частные индексы удовлетворенности работой занятого населения, которые могут представлять интерес при решении соответствующих задач исследования.

## **Литература**

Комплексное наблюдение условий жизни населения. – М., Федеральная служба государственной статистики России, 2018. – [https://gks.ru/free\\_doc/new\\_site/KOUZ18/index.html](https://gks.ru/free_doc/new_site/KOUZ18/index.html)

Международная конференция высокого уровня по вопросам достойного труда. - Москва, 11-12 декабря 2012 г. [Электронный ресурс]. URL: [decentwork2012.ru/online/news.jsp?id=4](http://decentwork2012.ru/online/news.jsp?id=4).

Регионы России. Социально-экономические показатели. Стат. сб./Росстат - М., 2019.

## **ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ НЕКОТОРЫХ ФАКТОРОВ НА СТЕПЕНЬ УДОВЛЕТВОРЕННОСТИ РАБОТОЙ ПО РЕГИОНАМ РОССИИ**

*Наринян Н.Е. (Москва)*

В настоящее время возросла актуальность изучения общественного мнения по удовлетворённости работой. Недавно в СМИ публично были озвучены недостатки статистического анализа уровня заработной платы работающих на основе официальных данных (Коммерсант, 2021 и др.). Уже принято решение о том, что на основе отчётных статистических форм целесообразно определять средний медианный уровень зарплаты вместо обычного среднего. Академик Львов Д.С. поднимал в своих работах и выступлениях вопрос о весьма неравномерном процентном распределении уровня и темпов прироста заработной платы (Львов, 2006). У незначительного числа работающих заработная плата достаточно высокая и при этом регулярно растёт, но у большинства населения России оплата труда оставляет желать лучшего и не увеличивается десятилетиями, или даже уменьшается вследствие пресловутой «оптимизации». Соответственно данная проблема достаточно давно остаётся неразрешённой.

В этой связи целью изучения общественного мнения по удовлетворённости работой является определение реального положения дел, а не усреднённого, украшенного результата. При сопоставлении статистических данных официальной отчётности с результатами выборочного социологического исследования на основе опроса работающих есть достаточные шансы получить более точную картину.

Однако для позитивного жизненного настроения человеку важен не только финансовый результат его труда, хотя он и немаловажен. Представляется, что для занятых в различных сферах экономики необходима моральная удовлетворённость своей работой, осознание того, что человек приносит пользу обществу. Всегда более счастливы те, кто работает именно по той специальности, которую он получил в высшем учебном заведении. Много талантливых работников и специалистов, и не только в сферах нематериального производства, но и в различных материально-производственных направлениях, которые испытывают духовное удовлетворение от создаваемого.

Немаловажным фактором удовлетворённости своей работой является удобная дорога до места работы. Если это более полутора часов, то даже при современном доступном транспорте человек вряд ли будет этим доволен. А сменить с лёгкостью место жительства на более удобное по близости к работе – так, как это происходит в странах со сформировавшимися рынками – российская действительность почти никому не позволяет. Существует и много иных факторов удовлетворённости людей своей работой, которые важно выявлять при проведении профессиональных социологических опросов, предоставляя право интервьюируемым высказывать самые нетипичные ответы в соответствующих свободных графах.

В настоящей работе осуществляется экономико-статистический анализ и интерпретация социологических опросов по регионам России на основе материалов Росстата «Комплексное наблюдение условий жизни населения», организованных в 2011, 2014, 2016, 2018, 2020 гг., согласно Постановлению Правительства РФ от 27 ноября 2010 г.

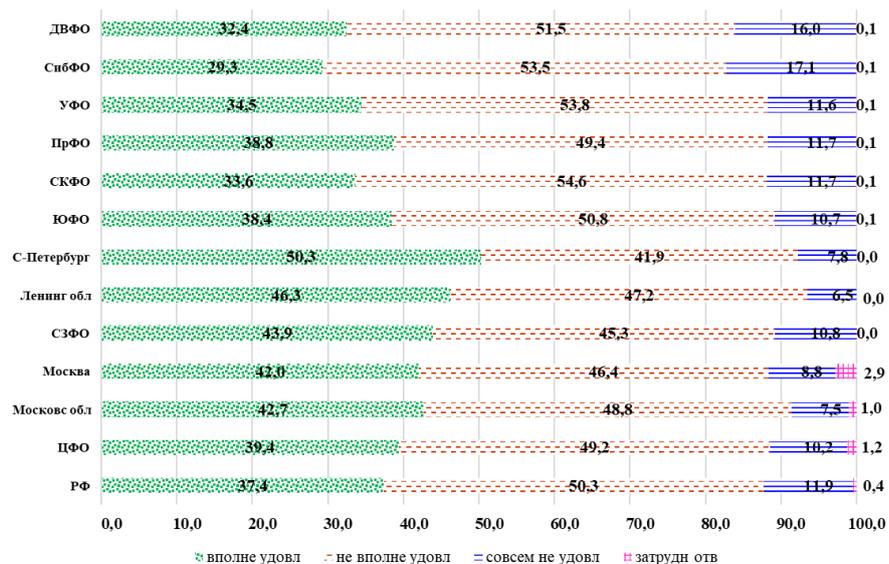
№ 946 "Об организации в Российской Федерации системы федеральных статистических наблюдений по социально-демографическим проблемам и мониторинга экономических потерь от смертности, заболеваемости и инвалидизации населения". Материалы интерпретируемых опросов размещены на сайте Росстата [www.gks.ru](http://www.gks.ru) в разделе «Статистика» → «Переписи и обследования» в свободном доступе.

В работе производится интерпретация и структурный экономический анализ ответов респондентов по субъектам РФ, включая агрегированные результаты по федеральным округам (в части тематики об удовлетворённости работой, условиями труда, о безопасности работы, о планах по смене работы, об уровне образования и т.д.). На основе полученных статистических данных по социологическим опросам определяется наличие факторов, которые в большей или меньшей степени влияют в настоящее время на степень удовлетворённости работой по регионам РФ.

Размещённые на официальном сайте Росстата материалы социологических опросов могут, на первый взгляд, дать, и без детального экономического анализа, предварительный ответ о факторах влияния на удовлетворённость населения своей работой. Однако невозможно на основе ознакомления с профессионально оформленными таблицами понять, что же в данный момент более всего влияет на такой важный показатель человеческого потенциала, как удовлетворённость работой. Представляется и подтверждается статистическими данными то, что тенденция влияния одинаковых факторов в различных регионах не однозначна, а где-то имеются сходства.

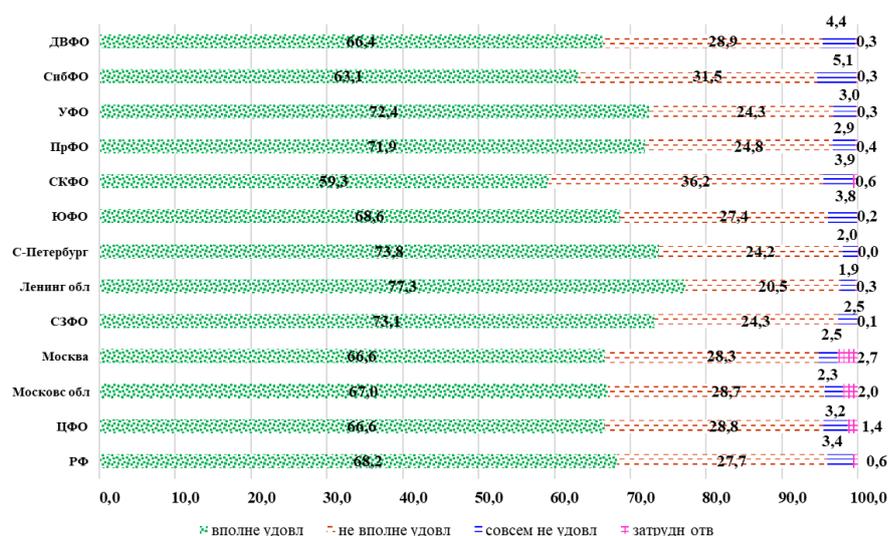
В то же время небезынтересно определение общего влияния наиболее важных факторов в целом по России, при сопоставлении такой оценки с выявленными тенденциями по федеральным округам.

Ввиду ограничений по объёму тезисов, в данной публикации проиллюстрированы лишь некоторые примеры распределения исходных данных работы. Так, например, удовлетворённость зарплатой в 2016 г. составляла менее 50% (рис. 1). Кроме того, в некоторых регионах этот показатель существенно ниже.



**Рис. 1.** Удовлетворённость респондентов своим заработком по федеральным округам и некоторым крупным мегаполисам в 2016 г., % (Росстат, 2016)

Фактическая удовлетворённость работой, которая представлена в изучаемых материалах социологического обследования, характеризуется целым рядом её составляющих в процентах: заработок, надёжность работы, выполняемые обязанности, режим работы, условия труда, расстояние до работы, профессиональная удовлетворённость, моральное удовлетворение. Ещё один пример иллюстрации на основе исходных данных говорит о том, что по надёжности работы доля удовлетворённых существенно превышает 50%-й барьер; что предполагает серьёзную значимость этого фактора по отношению к общей удовлетворённости работой (рис 2).



**Рис. 2.** Удовлетворённость респондентов надёжностью работы по федеральным округам и некоторым крупным мегаполисам в 2016 г., % (Росстат, 2016)



всегда позволяют произвести при анализе необходимые элементарные арифметические действия над совокупностью.

Таким образом, осуществляется исследование структурных особенностей общественного мнения об удовлетворённости населения работой; связей между элементами предмета изучения (ответами респондентов на данную тему), а также анализ общественного мнения в динамике (всего 5 периодов). Интерпретация опубликованных данных соцопросов позволяет выявить некоторые структурные тенденции изменений в динамике как в целом по России, так и по федеральным округам.

Определение наличия значимого влияния факторов на удовлетворённость работой производится путём построения, на основе официальных материалов, агрегированных таблиц взаимной сопряженности, вычисления теоретических частот распределения, проверки нулевых гипотез о независимости показателей. Вычисление степени тесноты обнаруженной связи между элементами осуществляется при помощи корреляционно-регрессионных методов. При этом успешно применяется широко известный пакет прикладных программ SPSS Statistics, а также вычисления в Excel (Наследов, 2011).

Выводы работы по интерпретации и экономико-статистическому анализу результатов социологических опросов содержат как достоинства и недостатки применяемых методов исследования общественного мнения, так и косвенно либо явно выявленные особенности потенциала трудовых ресурсов государства по отдельным территориям и в целом по России.

### **Литература**

*Данные Росстата* [www.gks.ru](http://www.gks.ru)

*Газета Коммерсант* [www.kommersant.ru](http://www.kommersant.ru)

*Гаврилец Ю.Н., Черненко М.В., Никитин С.А., Тараканова И.В.* Статистический анализ структуры общественного мнения в России в 2012-2018 годах. / Экономика и математические методы. 2020г. Том 56. № 1, С. 79–94.

*Львов Д.С.* Экономика знаний и судьбы России // Доклад академика РАН Д.С.Львова, сделанный им в 2006 г. на Рождественских чтениях в Кремле. Источник: [za-nauku.ru](http://za-nauku.ru).

*Наследов А.* SPSS 19: профессиональный статистический анализ данных. – СПб.: Питер, 2011. – 400 с.

## ОБ ОБРАТНЫХ ЗАДАЧАХ ТЕОРИИ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ФУНКЦИЙ

*Проневич А.Ф. (Гродно), Хацкевич Г.А. (Минск)*

**Введение.** Производство есть процесс преобразования одних благ в другие: факторов производства в готовую продукцию. Зависимость между количеством используемых факторов производства и максимально возможным при этом выпуском продукции называют производственной функцией (Тарасевич, Гребеников, Леусский, 2006. С. 25). Все факторы производства можно представить в виде двух агрегированных показателей (капитал и труд), а моделирование производственного процесса  $P$  осуществлять на основе двухфакторной производственной функции (ПФ)

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

где  $K$  – объем основных фондов,  $L$  – объем трудовых ресурсов,  $Y$  – объем выпущенной продукции, а неотрицательная функция  $F$  является дважды непрерывно дифференцируемой на области  $G$  из пространства затрат  $\mathbf{R}_+^2 = \{(K, L): K \geq 0, L \geq 0\}$ .

В виду большого разнообразия производственных процессов  $P$  выбор функциональной формы ПФ (1) является одним из наиболее сложных и ответственных этапов экономико-статистического моделирования. Здесь происходит «стыковка» информации об объекте моделирования и сведений о свойствах различных параметрических классов функций, из числа которых предстоит выбрать вид модели (Клейнер, 1986). Параметрический вид большинства из применяемых в настоящее время на практике ПФ (например, CES, VES, Лу – Флетчера, Лиу – Хильдебранда, Кадияла, Сато – Гофмана и др.) был получен в 60 – 70 годах XX века как результат исследования понятия (Nicks, 1932) эластичности замещения факторов производства (исторический обзор и ссылки на литературу приведены, например, в работе (Mishra, 2010)). Однако в последнее десятилетие возник интерес к разработке и более сложных экономико-математических моделей (см., например, (Горбунов, 2013; Клейнер, 2016; Проневич, Хацкевич, 2020; Ioan, 2011; Chen, 2012; Vilcu, 2013; Khatskevich, Pranevich, 2017; Khatskevich, Pranevich, Karaleu, 2019 и др.)), которые более «адекватно» моделируют производственные процессы  $P$ . Это связано, прежде всего, с растущими мощностями ЭВМ, развитием вычислительных средств (например, системы компьютерной алгебры Maple и Mathematica, язык программирования для статистической обработки данных R, широкий набор библиотек Python для анализа данных и решения задач искусственного интеллекта pandas, NumPy, SciPy, scikit-learn, Theano, Keras) и накоплением значительных объемов статистической информации о функционировании экономических систем.

**Основные результаты.** Данная работа содержит ряд новых результатов по выделению аналитических классов двухфакторных ПФ, обладающих заданными экономико-математическими характеристиками. А именно: в статье решены обратные задачи восстановления двухфакторных ПФ исходя из заданных характеристик ПФ:

средней и предельной отдачи факторов производства; факторных эластичностей и эластичности выпуска по масштабу производства; предельной нормы технического замещения факторов производства; эластичности замещения факторов производства по Хиксу; исследованы взаимосвязи между средней и предельной производительностями капитала и труда; выделены классы двухфакторных ПФ, соответствующие заданной (постоянной, линейной, дробно-линейной, степенной и др.) эластичности по капиталу (труду) или эластичности производств; проведена классификация двухфакторных ПФ, обладающих заданной дробно-линейной и рациональной предельной нормой замещения труда капиталом; исследован вопрос об аналитическом виде двухфакторных ПФ, обладающих свойствами квазиоднородности (Козлов, Фурта, 1996. С. 15) и постоянной эластичностью замещения факторов производства по Хиксу, а также указан класс квазиоднородных двухфакторных ПФ с единичной эластичностью замещения факторов производства по Хиксу.

Так, например, класс ПФ с заданной дробно-линейной предельной нормой технического замещения труда капиталом описывается следующим утверждением.

**Теорема.** Пусть для некоторого производственного процесса  $P$  предельная норма технического замещения (труда капиталом) задана дробно-линейной функцией

$$MRTS_{LK}(K, L) = \frac{a_1 K + b_1 L + c_1}{a_2 K + b_2 L + c_2} \quad \forall (K, L) \in G, \quad a_j, b_j, c_j \in \mathbf{R}, \quad j=1,2,3, \quad |a_2| + |b_2| + |c_2| \neq 0,$$

где экономическая область  $G$  из множества  $\{(K, L) \in \mathbf{R}_+^2 : a_2 K + b_2 L + c_2 \neq 0\}$  пространства затрат  $\mathbf{R}_+^2 = \{(K, L) \in \mathbf{R}^2 : K \geq 0, L \geq 0\}$ . Тогда верны утверждения:

1). Пусть  $\lambda_1 = 0$  есть собственное число матрицы  $A = \begin{pmatrix} a_1 & -a_2 \\ b_1 & -b_2 \end{pmatrix}$ , которому

соответствует вещественный собственный вектор  $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$  при  $\gamma_1 = \alpha_1 c_1 - \beta_1 c_2 = 0$ . Тогда производственный процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида  $F_\varphi(K, L) = \varphi(\alpha_1 K + \beta_1 L) \quad \forall (K, L) \in G$ . Здесь и далее  $\varphi$  – произвольная неотрицательная непрерывно дифференцируемая функция на числовом луче  $(0; +\infty)$ .

2). Пусть  $\lambda_1 = 0$  и  $\lambda_2 \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$  есть собственные числа матрицы  $A$ , которым соответствуют вещественные собственные векторы  $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$  при  $\gamma_1 = \alpha_1 c_1 - \beta_1 c_2 \neq 0$  и  $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$ . Тогда производственный процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида

$$F_\varphi(K, L) = \varphi \left( (\alpha_2 K + \beta_2 L + \gamma_2) \exp \left( -\frac{\lambda_2}{\gamma_1} (\alpha_1 K + \beta_1 L) \right) \right) \quad \forall (K, L) \in G,$$

$$\gamma_2 = (\alpha_2 c_1 - \beta_2 c_2) / \lambda_2.$$

3). Пусть  $\lambda_1 = 0$  есть двукратное собственное число матрицы  $A$ , которому соответствуют два вещественных линейно независимых собственных вектора  $v^1 = (1, 0)$  и  $v^2 = (0, 1)$  при условии, что вещественные числа  $c_1 \neq 0$  и  $c_2 \neq 0$ . Тогда производственный процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида  $F_\varphi(K, L) = \varphi(c_2 K + c_1 L)$   $\forall (K, L) \in G$ .

4). Если  $\lambda_1, \lambda_2 \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$  – собственные числа матрицы  $A$ , которым соответствуют линейно независимые вещественные собственные векторы  $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$  и  $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$ , то производственный процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида

$$F_\varphi(K, L) = \varphi\left((\alpha_1 K + \beta_1 L + \gamma_1)^{\lambda_2} (\alpha_2 K + \beta_2 L + \gamma_2)^{-\lambda_1}\right), \gamma_k = (\alpha_k c_1 - \beta_k c_2) / \lambda_k, k = 1, 2.$$

5). Если  $\lambda_1 = \hat{\lambda}_1 + \tilde{\lambda}_1 i$  – существенно комплексное ( $\tilde{\lambda}_1 \neq 0$ ) собственное число матрицы  $A$ , которому соответствует собственный вектор  $v^1 = (\hat{\alpha}_1 + \tilde{\alpha}_1 i, \hat{\beta}_1 + \tilde{\beta}_1 i)$ , то производственный процесс  $P$  на экономической области  $G$  описывается одной из ПФ вида

$$F_\varphi(K, L) = \varphi\left(\left((\hat{\alpha}_1 K + \hat{\beta}_1 L + \hat{\gamma}_1)^2 + (\tilde{\alpha}_1 K + \tilde{\beta}_1 L + \tilde{\gamma}_1)^2\right) \exp\left(-2 \frac{\hat{\lambda}_1}{\tilde{\lambda}_1} \arctg \frac{\tilde{\alpha}_1 K + \tilde{\beta}_1 L + \tilde{\gamma}_1}{\hat{\alpha}_1 K + \hat{\beta}_1 L + \hat{\gamma}_1}\right)\right),$$

$$\text{где числа } \hat{\gamma}_1 = \frac{(\hat{\lambda}_1 \hat{\alpha}_1 + \tilde{\lambda}_1 \tilde{\alpha}_1) c_1 - (\hat{\lambda}_1 \hat{\beta}_1 + \tilde{\lambda}_1 \tilde{\beta}_1) c_2}{\hat{\lambda}_1^2 + \tilde{\lambda}_1^2}, \tilde{\gamma}_1 = \frac{(\hat{\lambda}_1 \tilde{\alpha}_1 - \tilde{\lambda}_1 \hat{\alpha}_1) c_1 - (\hat{\lambda}_1 \tilde{\beta}_1 - \tilde{\lambda}_1 \hat{\beta}_1) c_2}{\hat{\lambda}_1^2 + \tilde{\lambda}_1^2}.$$

6). Если  $\lambda_1 \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$  – двукратное собственное число матрицы  $A$ , которому соответствуют вещественные собственный  $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$  и первый присоединенный  $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$  векторы, то производственный процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида

$$F_\varphi(K, L) = \varphi\left((\alpha_1 K + \beta_1 L + \gamma_1) \exp\left(-\lambda_1 \cdot \frac{\alpha_2 K + \beta_2 L + \gamma_2}{\alpha_1 K + \beta_1 L + \gamma_1}\right)\right) \forall (K, L) \in G,$$

$$\text{где вещественные числа } \gamma_1 = (\alpha_1 c_1 - \beta_1 c_2) / \lambda_1, \gamma_2 = (\alpha_2 c_1 - \beta_2 c_2 - \gamma_1) / \lambda_1.$$

7). Пусть  $\lambda_1 = 0$  есть двукратное собственное число матрицы  $A$ , которому соответствуют вещественные собственный  $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$  при  $\gamma_1 = \alpha_1 c_1 - \beta_1 c_2 \neq 0$  и первый присоединенный  $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$  векторы. Тогда процесс  $P$  описывается одной из ПФ вида

$$F_\varphi(K, L) = \varphi\left((\alpha_1 K + \beta_1 L)^2 - 2(\alpha_1 \beta_2 - \alpha_2 \beta_1)(c_2 K + c_1 L)\right) \forall (K, L) \in G, \\ \gamma_2 = (\alpha_2 c_1 - \beta_2 c_2) / \lambda_2.$$

### Литература

Chen B.-Y.(2012). Classification of h-homogeneous production functions with constant elasticity of substitution. *Tamkang journal of mathematics*. Vol. 43, No. 2. P. 321–328.

- Hicks J.R.*(1932). The theory of wages. London. Macmillan. 247 p.
- Ioan C.A., Ioan G.*(2011). A generalization of a class of production functions. *Applied Economics Letters*. Vol. 18. P. 1777–1784.
- Khatskevich G.A., Pranevich A.F.* On quasi-homogeneous production functions with constant elasticity of factors substitution. *Journal of Belarussian State University. Economics*. 2017. No. 1. P. 46–50.
- Khatskevich G.A., Pranevich A.F., Karaleu Yu.Yu.* Analytical forms of productions functions with given total elasticity of production. *Advances in Intelligent Systems and Computing*. 2019. Vol. 1052. P. 276–285.
- Mishra S.K.* A brief history of production functions. *The IUP Journal of Managerial Economics*. 2010. Vol. 8(4). P. 6–34.
- Vilcu A.D., Vilcu G.E.* On homogeneous production functions with proportional marginal rate of substitution. *Mathematical Problems in Engineering*. 2013. P. 1–5.
- Горбунов В.К.* Производственные функции: теория и построение. Ульяновск. 2013. 84 с.
- Козлов В.В., Фурта С.Д.* Асимптотики решений сильно нелинейных систем дифференциальных уравнений. М.: МГУ. 1996. 244 с.
- Клейнер Г.Б.* Производственные функции: теория, методы, применение. М. Финансы и статистика. 1986. 239 с.
- Клейнер Г.Б.* Экономика. Моделирование. Математика. Избранные труды. М. ЦЭМИ РАН. 2016. 856 с.
- Проневич А.Ф., Хацкевич Г.А.* Двухфакторные производственные функции с заданными экономико-математическими характеристиками. *Экономика, моделирование, прогнозирование*. 2020. Вып. 14. С. 137–154.
- Тарасевич Л.С., Гребенников П.И., Леусский А.И.* Микроэкономика. М. Юрайт-Издат. 2006. 374 с.

## SPATIAL ANALYSIS OF HOUSING PRICES IN GERMAN REGIONS

*Semerikova E., Blokhina A. (Moscow)*

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. We provide empirical analysis on the panel data set of 401 German regions for the period 2004 – 2018 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 region belong to high-prices or low-prices cluster.

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 neighbouring 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, applying SDM, SAR and SEM models, completing the estimation with the spatial quantile regression.

We estimate three types of panel data models with fixed individual and time effects:

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

where  $x_{it}$  is a set of explanatory variables,  $\eta_t$  are time effects,  $\mu_i$  are fixed individual effects.

The spatial panel data models are of several specifications (Anselin, 1988, Le Sage&Pace, 2009):

Spatial Autoregressive Model (SAR)

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 X_{it} + \alpha_2 W P_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

Spatial Durbin Model (SDM)

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{it} + \alpha_2 W P_{it} + \alpha_3 W \ln(X_{it}) + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad (3)$$

Spatial Error Model (SEM)

$$P_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln X_{it} + \alpha_2 W P_{it} + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \rho W \varepsilon_{it} + u_{it}, \quad (4)$$

where  $W$  is a  $n \times n$  spatial weighting matrix. Non-zero elements of the matrix  $W$  indicate that the region  $j$  is a neighbour for the region  $i$ . Diagonal elements of the matrix are zeros. Matrices are row standardized so that the weights of all neighbouring regions sum up to 1. We employ two specifications of weighting matrices in our analysis: a matrix based on inverse geographical dis-

tances 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. Burgess and Profit 2001, Niebuhr, Granato et al. 2012), since they provide a good approximation for connectivity between regions.

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 neighbouring 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**

- Anselin, L.* Spatial econometrics: methods and models. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers. 1988.
- Burgess S.M., Profit S.* Externalities in the Matching of Workers and Firms in Britain. *Lab our Econ.* 2001. 8(3):313–33.
- Niebuhr A., Granato N., Haas A., Hamann S.* Does Lab our Mobility Reduce Disparities between Regional Labour Markets in Germany? *Inst für Arbeitsmarkt-und-Berufsforsch (IAB)*, Nürnberg.
- Le Sage, J.P., Pace R.K.* Introduction to spatial econometrics. Boca Raton, CRC Press. 2009.

## О СВЯЗИ ОНКОЛОГИЧЕСКОЙ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ В РЕГИОНАХ СО СТАРЕНИЕМ НАСЕЛЕНИЯ, ЗАГРЯЗНЕНИЯМИ ВОЗДУХА И ВОДЫ

*Степанов В.С. (Москва)*

Борьба с ростом злокачественных новообразований (ЗНО) является в России и многих других странах весьма актуальной задачей. Заболеваемость - контингент страдающих ЗНО - увеличилась с 2005 года за полтора десятка лет в 1.5 раза: от 1680 до 2677 чел. в расчёте на  $10^5$  россиян (МНИОИ, 2020). По определению, контингент  $Y$  включает “численность лиц со всеми локализациями ЗНО, которые состоят на учёте в лечебных организациях Минздрава” в году  $t$  (ЗД-РФ, 2019). Рост заболеваемости  $Y$  во многих регионах связан с неблагоприятной экологией, со старением населения и рядом показателей: по особенностям диеты граждан, образа их жизни и др. (Бузинов, 2016), (Сулейманов, 2019). Ещё одной особенностью таких заболеваний является их многофакторная природа. Поэтому для изучения факторов риска по различным базам онкологических данных в последнее время стали применять методы многомерной статистики, которые реализованы в программных системах *IBM SPSS*, *Statistica* и прочих (Мирасова, 2017), (Лазарев, 2017), (Айдинов, 2015), (Фельдблюм, 2018).

Целью работы было построение (с оценкой по точности) модели линейной регрессии, которая связывает региональный уровень заболеваемости  $Y^t$  к концу года  $t$  с комплексом факторов, наблюдаемых в регионе с лагами относительно отсчёта  $t$ . При выборе лагов учитывалось, что каждый фактор риска способствует появлению ЗНО не синхронно, а с некоторым запаздыванием (Сулейманов, 2019). Подобная модель может быть полезной при оценке экологических платежей для предприятий, т.к. связывает онкологическую заболеваемость с объёмами годовых сбросов загрязненной воды в природную среду региона, с загрязнениями воздуха в населенных пунктах.

С учетом сказанного, факторы (факторные переменные) для модели можно частично сразу взять или легко рассчитать из региональных таблиц Росстата:

1.  $X_1$  – доля пожилых (лица старше трудоспособного возраста, в [%]) (РР-СЭП, 2020);
2.  $X_2$  – доля исследованных проб воздуха в населенных пунктах, в которых превышена предельно допустимая концентрация (ПДК) вредных веществ, [%] (эта доля есть характеристика гигиенического состояния атмосферы в регионе) (ООС-РФ, 2018);
3.  $X_3 = V_{зсв}/S$  – удельный сброс загрязненных сточных вод (ООС-РФ, 2018), где  $V_{зсв}$  – объём сброса этих вод в регионе в году  $t$  (в [млн. м<sup>3</sup>]; берётся взвешенная сумма вод “без очистки” и “очищенных ниже норматива”),  $S$  – площадь территории региона в [тыс. км<sup>2</sup>], за вычетом площади его лесов, дорог и населенных пунктов (РР-СЭП, 2020).

В материал обучения – выборку из информационной базы, – на основе которого оценивались параметры модели, зависимая переменная  $Y$  входила за 2017 и 2018 годы (ЗД-РФ, 2019). Затем, на этапе “экзамен” модель применялась для оценки  $Y$  в 2019 году.

При изучении взаимосвязи с заболеваемостью 4-го фактора ( $X_4$ ) – по обеспечению граждан безопасной питьевой водой – оказалось, что регионы неоднородны. Например, в группу 1, включающую две столицы РФ, попали также Липецкая, Орловская, Пензенская, Рязанская области, пострадавшие после аварии на ЧАЭС (Словарь, 2003), и, Алтайский край – после давних семипалатинских взрывов; ещё – республики Коми, Татарстан, Мордовия; Камчатский край и ряд областей: Воронежская, Ивановская, Кемеровская, Курская, Мурманская, Оренбургская, Свердловская, Ульяновская, Ярославская. В них хорошо развита обрабатывающая и добывающая промышленность (либо имеется повышенный радиоактивный фон). Поэтому в этих регионах, несмотря на довольно высокую безопасность питьевой воды, наблюдаются повышенные значения  $Y$ . На рис.1 показаны точки ( $X_4, Y$ ) для этих регионов, к которым был подогнан линейный тренд.

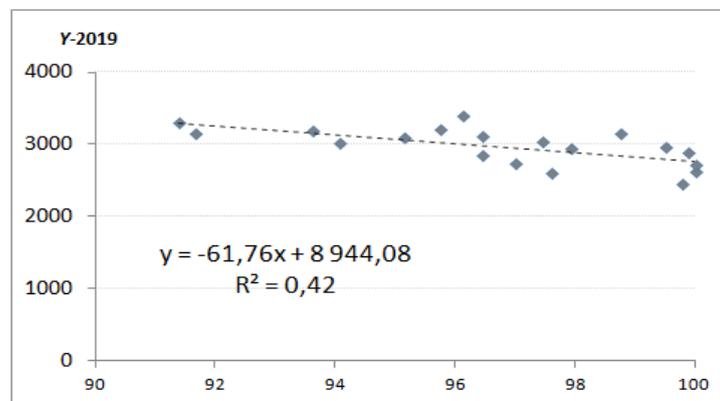


Рис.1. Зависимость  $Y^t$  в 2019 г. от  $X_4$  в 2017 г., в [%]

В группе 2 из 26-ти регионов, значения  $X_4$  почти всегда между 80% и 95%, а  $Y$  ниже. Из них 7 регионов – из ЦФО, 6 регионов из ПФО и ещё здесь Красноярский, Приморский края; Челябинская, Новосибирская, Омская, Томская, Иркутская, Волгоградская, Ростовская, Магаданская области. Линейный тренд  $Y^t = -74,193 \cdot X_4^{t-2} + 9438$  имел  $R^2 = 87.6\%$ . В группе 3 из 7-ми регионов, фактор  $X_4$  лежит между 78% и 92%. Сюда вошли республики Башкортостан, Крым, Карелия и Сахалинская, Смоленская, Тверская и Тюменская (без АО) области. Тренд здесь был  $Y^t = -70,605 \cdot X_4^{t-2} + 8710$  с  $R^2 = 97.9\%$ , т.е. тренды для 2-й и 3-й групп почти параллельны друг другу. Все эти тренды показывают, что с ухудшением гигиены питьевой воды обычно растёт заболеваемость  $Y^t$ .

Переменные  $X_1, \dots, X_4$  оказались значимыми в “модели взаимодействий факторов окружающей среды” при анализе распространения новообразований (Бузинов, 2016). Так, здесь находились корреляции между заболеваемостью ЗНО в населенных пунктах Приморья и каждым из десятков показателей среды обитания. Затем на основе теории информации установлено, что сильнее всего на появление ЗНО повлияли: демографическая структура (фактор  $X_1$ ); качество питьевой воды ( $X_4$ ); объёмы сброса

загрязненной воды ( $X_3$ ), загрязнение воздуха ( $X_3$ ). Пара  $X_1, X_4$  входила в информативные в (Айдинов, 2015), (Лазарев, 2017), (Мирасова, 2017), (Фельдблюм, 2018).

Модель оценивалась не по всему набору регионов из информационной базы, собранной нами с 2012 по 2019 гг. В частности, сначала были исключены многие из них. В обучающую таблицу вошло 65 строк с наборами переменных, относящихся к республикам: Крым и Татарстан; 7-ми краям: Алтайский, Забайкальский, Краснодарский, Красноярский, Пермский, Приморский, Хабаровский, ХМАО, многим областям. Области часто были в составе ЦФО, реже в СЗФО, ПФО, ЮФО и совсем редко в СФО, ДФО (Амурская, Архангельская, Белгородская, Брянская, Волгоградская, Воронежская, Ивановская, Иркутская, Костромская, Курганская, Курская, Липецкая, Московская, Нижегородская, Новгородская, Омская, Орловская, Пензенская, Псковская, Ростовская, Рязанская, Самарская, Сахалинская, Тверская, Томская, Тюменская, Ярославская). Примерно  $\frac{3}{4}$  регионов материала обучения включает более 90% этноса “русские”; кроме того, общие коэффициенты смертности во многих исключенных регионах были ниже 28-го места в 2018 году; в исключенных регионах часто проживает много молодежи (PP-ОХ, 2019), (PP-СЭП, 2020).

В итоге оценивалась линейная модель  $Y = \beta_0 + \beta_1 \cdot X_1 + \dots + \beta_3 \cdot X_3 + \varepsilon$ , где  $Y$  – уровень заболеваемости ЗНО в регионе на конец года  $t$ ;  $X_1, \dots, X_3$  – тройка вышеописанных “факторов”; переменная  $\varepsilon$  отражает влияние на  $Y$  неизвестных нам факторов, а  $\beta_0, \dots, \beta_3$  – числовые параметры. Величина  $\varepsilon$  определяется как случайная со средним 0 и дисперсией  $d$ , которая неизвестна. Оценки всех параметров:  $\beta_0, \dots, \beta_3, d$ , – находятся по обучающей таблице посредством МНК, который был реализован функциями *Excel* (Карлберг, 2018). Обозначим  $b_j$  – МНК- оценки  $\beta_j$ , что находятся по обучающей таблице. Каждая её строка содержит наборы вида  $Y, X_1, \dots, X_3$  для регионов, причём значения  $X_j$  входят с лагом относительно отсчёта  $t$ : от 1-го до 3-х лет для разных  $X_j$ . Переменная  $Y$  имеет сверху индекс, привязанный к метке года  $t$ ; выше он для простоты записи не показывался. Всего в состав таблицы с обучающими данными вошло  $n = 65$  строк; немного менее  $\frac{1}{2}$  были для  $Y$  за 2017 год, а прочие были – для  $Y$  за 2018 г.

Исходя из вышеописанного, выражение модели с МНК- оценками и явным обозначением лагов, имеет вид

$$Y^t = b_0 + b_1 \cdot X_1^{t-1} + b_2 \cdot X_2^{t-2} + b_3 \cdot X_3^{t-3}, \quad (1)$$

где  $Y^t$  (или  $Y$ ) – контингент больных со ЗНО к концу года  $t$  в некотором регионе РФ, который имеет значения факторов  $X_1, \dots, X_3$ , взятых с лагом относительно  $t$ , а  $b_j$  – оценки параметров  $\beta_j$  (их численные значения приводятся в строке 1 из Таб.).

**Таблица** Результаты оценивания параметров и статистики

	$X_1^{t-1}$		$X_2^{t-2}$	$X_3^{t-3}$
	Age		Air pollution	Dirty water
	$b_0$	$b_1, [\%]$	$b_2, [\%]$	$b_3$
1	91.767	97.505	84.814	4.4307
2	(0.88)	(25.3)	(5.0)	(7.5)
3	0.38	< 0.001	< 0.001	< 0.001
4	$R^2 = 91.8\%$	$R^2_{adj} = 91.4\%$		$\sqrt{d} = 96.971$
5	$F = 228 \quad v = 62$		< 0.001	
6	$d = 0.8202$	$\chi^2 = 5.95$	$D_n = 0.0745$	$\omega^2 = 0.0706$

Также во 2-й и 3-й строках здесь приводятся модули  $t$ -статистик при проверке  $H_0: \beta_j = 0$  (для каждого  $j$ ) и достигнутые уровни значимости ( $p$ -value); в строке 4 – коэффициент детерминации  $R^2$ , его несмещенное значение  $(R_{adj})^2$  и несмещённая оценка стандарта  $d^{0.5}$ ; в строке 5 – результаты дисперсионного анализа (статистика Фишера, число степеней свободы) и  $p$ -value для гипотезы  $H_0: \beta_j = 0$ , для всех  $j = 1, \dots, 3$ ; наконец, в 6-й строке лежат значения четырёх статистик для критериев согласия распределения остатков, полученных в (1), с нормальным законом (Карлберг, 2018).

Средняя относительная ошибка аппроксимации (MRRE) была 2.7% при её расчёте по  $n = 65$  регионам материала обучения. По определению, это есть среднее значение ошибок  $\delta = 100 \cdot |Y_{est} - Y_f| / Y_f$ , где  $Y_{est}$  – оценка  $Y$  по модели,  $Y_f$  – данные по факту из (ЗД-РФ, 2019). На этапе “экзамен”, MRRE получилась менее 5%; здесь по  $n = 39$  регионам оценивалась заболеваемость  $Y^t$  в 2019 году, причём  $Y_f$  – данные из (ЦНИИОЗ, 2019). В список этих регионов, кроме почти всех перечисленных, вошли: Ненецкий АО; Владимирская, Новосибирская области; здесь экзамене не было лишь Архангельской и Тюменской областей (обе – без своих АО), Сахалинской области, Забайкальского края. Кроме того выполнялись проверки: “есть ли мультиколлинеарность?”, “имеется ли гомоскедастичность?”, “нет ли автокорреляции?”, “имеется ли нормальность остатков?”.

На основе (1) можно, используя лишь данные, которые ежегодно собираются Росстатом, оценить распространённость ЗНО среди населения многих регионов с горизонтом в 1-2 года. Это позволит более эффективно распределять ресурсы в сфере здравоохранения, в той или иной степени решать ряд задач национальных проектов по здравоохранению, экологии, демографии. Подтверждена важность поставки гражданам доброкачественной питьевой воды из сетей водоснабжения, необходимость борьбы в регионах страны с загрязнениями атмосферного воздуха, а также – борьбы за снижение сброса загрязнённых вод в поверхностные водные объекты.

## Литература

- Айдинов Г.Т., Марченко Б.И. и др.* Применение многомерных статистических методов при выполнении задач совершенствования информационно-аналитического обеспечения системы социально-гигиенического мониторинга // *Здоровье человека и среда обитания*. 2015. № 7 (268). С. 4-8.
- Бузинов Р.В., Кику П.Ф., Унгурияну Т.Н. и др.* От Поморья до Приморья: социально-гигиенические и экологические проблемы здоровья населения: монография. – Архангельск. 2016. 397 С. URL: <https://ecology.aonb.ru/ot-pomorya-do-primorya.html> (14.02.2021)
- ЗД-РФ* (2019). *Здравоохранение в РФ: Стат.сб. / Приложение*. – М.: РОССТАТ, 2019. 2015–2019.
- Карлберг К.* (2018). *Регрессионный анализ в Microsoft Excel / Пер. с англ.* М., 2017. 400 с.
- Словарь* (2003). *Большой словарь географических названий*, М., 2003. 832 с. ISBN 5-94799-148-9
- Сулейманов Р.А. и др.* Анализ заболеваемости и смертности населения Республики Башкортостан злокачественными новообразованиями // *Медицина труда и экология человека*. 2019. № 2. С. 14–23. DOI: <http://doi.org/10.24411/2411-3794-2019-10016>
- Лазарев А.Ф., Петрова В.Д. и др.* Многофакторный анализ при формировании групп высокого онкологического риска // *Бюллетень медицинской науки*. 2017. № 1 (5). С. 37–43. DOI: [http://doi.org/10.31684/2541-8475.2017.1\(5\).37-43](http://doi.org/10.31684/2541-8475.2017.1(5).37-43)
- Мирасова В.М., Малыгина Н.В.* Определение зависимости уровня заболеваемости граждан регионов РФ от состояния окружающей среды с помощью многомерных статистических методов // *XXI век: итоги прошлого и проблемы настоящего плюс*”. 2017. 1(35).
- МНИОИ* (2020). *Злокачественные новообразования в России в 2019 г. (заболеваемость и смертность)* – М.: МНИОИ им. П.А. Герцена, 2020. 252 с. ISBN 978-5-85502-260-5
- РР-СЭП* (2020). *Регионы России. Социально-экономические показатели*. – М.: РОССТАТ. 2020.
- РР-ОХ* (2019). *Регионы России Основные характеристики субъектов Российской Федерации: Стат.сб.* – М.: РОССТАТ. 2019. (<https://rosstat.gov.ru>).
- ООС-РФ* (2018). *Охрана окружающей среды в России: Стат.сб.* М.: РОССТАТ. 2018. 2014–2018.
- ЦНИИОЗ* (2020). *Социально-значимые заболевания населения России в 2019 году (статистические материалы)*. – М.: ЦНИИОИЗ МЗ РФ, 2020. 76 с. ([www.mednet.ru](http://www.mednet.ru))
- Фельдблюм И.В., Алыева М.Х., Радионова М.В.* Комплексное влияние медико-социальных и средовых факторов риска на вероятность развития колоректального рака // *ТМЖ*. 2018. № 3 (73). С. 24-28. DOI: <https://doi.org/10.17238/PmJ1609-1175.2018.3.24-28>

## ОПЫТ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ КАЧЕСТВЕННЫХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ МЕТОДОМ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА НЕЛИНЕЙНЫХ ВЗАИМОСВЯЗЕЙ

*Сухотин А.Б., Чернова Л.С. (Москва)*

В докладе предлагаются подходы к решению прикладных вопросов обнаружения качественных изменений макроэкономических параметров с помощью оценки перспектив экономических отношений быть упорядоченными на основе рыночного равновесия. Это становится возможным благодаря расчётам, так называемых в теории статистики, корреляционных отношений, специально разработанных для анализа нелинейных зависимостей.

Поиск достоверных оценок изменений экономического потенциала, как всего народного хозяйства, так и его отдельных частей, например, отраслей в роли различных видов экономической деятельности, кажется было бы очень удобно вести с помощью сопоставления стоимостных оценок - цен, затрат и результатов экономической деятельности, доходов, а так же их взаимного влияния друг на друга. Однако оценкам «реального» влияния изменений цен и доходов на производство и потребление различных товаров в прикладных задачах препятствует сложная природа вычислений взаимозависимостей, а также конкретных значений базовых переменных. Так, способ вычисления дефлятора по хорошо известному индексу Пааше отличает практическая невозможность установить для разного времени наблюдений однородные по количеству и качеству единицы товаров без обширной организации по сбору и обработке больших массивов информации. Более простая для теоретических рассуждений из области финансов форма выражения индекса дефлятора как коэффициента исчисления темпа инфляции (Mishkin F., 1992) через отношения изменения цен (1), обладает не меньшей практической трудностью исчисления значения ожидаемых цен.

$$\pi^e = (P^e - P) / P, \quad (1)$$

где  $P^e$  - уровень ожидаемых цен, а  $P$  - уровень текущих цен.

Далее мы постараемся перекинуть мостик между теоретическим содержанием характеристик отдельных производств общего дохода, выраженного для народного хозяйства в сопоставлении динамики дефлятора ВВП и других дефляторов валовой добавленной стоимости различных видов экономической деятельности и условиями для формирования индивидуальных и общих планов выраженный в статистической характеристики динамической взаимосвязи отраслевых дефляторов. Реализация нашего подхода позволяет подойти к оценке изменения качественных показателей экономических явлений через возможность оценки ожидаемых величин с помощью расчёта их корреляционного отношения.

С этой целью рассмотрим несколько возможностей количественного выражения финансовых оценок. Согласно общепринятым теоретическим гипотезам, а также подходу Дж. Хикса (Хикс Дж, 1988), прогнозируемое изменение цен должно быть пропорциональным изменениям общей функции полезности за те же сроки. Здесь известные цены текущего года будут совпадать с ценами однородных уравнений состоявшихся решений, а ожидаемые цены - с ценами прогнозируемых, полностью неизвестных решений.

Связь дефлятора с категорией ожиданий реализации планов участников хозяйственных отношений действительно оказывается очень важна. Как мы планируем показать в дальнейшем, для наиболее перспективной в плане развития экономики отрасли обрабатывающей промышленности, необычное поведение показателя дефлятора, характеризующееся крайне малой зависимостью валовых выпусков от их ожидаемых значений на протяжении всего обследованного периода с начала 2000-х годов, может найти свое объяснение. Данное обстоятельство характеризует ещё одну очень примечательную закономерность - крайне неравномерного характера распределения значений показателя ожидания реализации производственных планов среди участников хозяйственных отношений. «Хорошим ориентиром здесь служит соотношение динамики дефляторов валовой добавленной стоимости (ВДС) каждой сферы деятельности с динамикой дефлятора валового внутреннего продукта (ВВП) всей экономики в целом» (РСЕ, 2011).

Рассмотрим для примера три из представленных показателей динамики дефляторов в трех сферах общественного производства – добывающей, строительной и сельскохозяйственной (Сухотин А., Чернова Л., 2017). Каждая из них хотя бы раз за весь период наблюдений демонстрирует разнонаправленную динамику своих индексов дефляторов (ВДС), в % к предыдущему году (НСР, 2010), с индексом дефлятора ВВП. См.

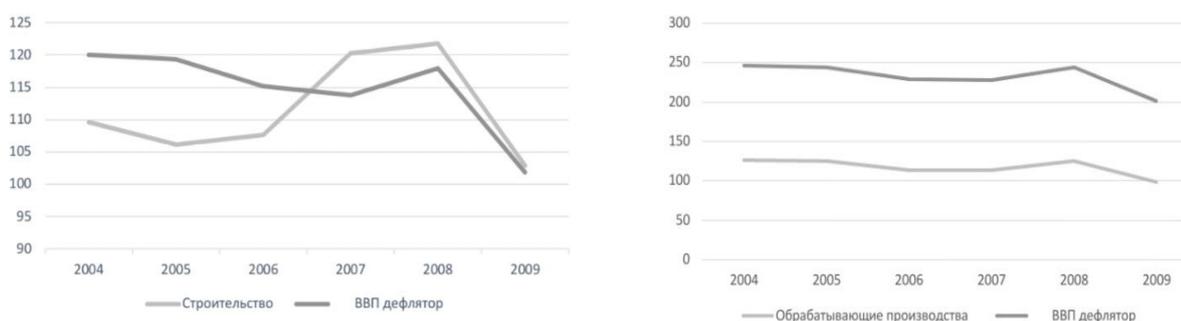


рис. 1.

**Рис 1.** Индексы дефлятора ВВП и дефляторов ВДС по отдельным видам экономической деятельности в % к предыдущему году

Особо обратим внимание, что в отличие от остальных видов экономической деятельности динамика дефлятора ВДС для предприятий обрабатывающего производства повторяет динамику его дефлятора ВВП. Следовательно, динамика роста физического объема этой сферы деятельности, повторяет динамику роста физического объема (реального) ВВП. Для финансов, строительства и коммунальной сферы, как и для не попавших в число показанных на графике сфер торговли, производства электроэнергии, такого совпадения нет. Данный факт особенно обращает на себя внимание из-за исключительной роли обрабатывающей промышленности во всем общественном производстве. Именно в обрабатывающей промышленности сосредоточена основа инновационного производства экономики, уровень развития которого определяет уровень инновационного развития всех остальных сфер общественного производства.

Теперь воспользуемся разрешенным, с точки зрения теории общей статистики и вероятности, способом проверки наших результатов и выводов. Для этого мы сопоставим выстроенную нами систему рассуждений с обычными категориями корреляции, дисперсии и прочими необходимыми здесь понятиями статистического анализа. Проведем анализ тесноты связи, выраженный через дисперсию, степени отклонения темпов роста дефлятора от своей средней, которая выступает в качестве показателя степени отклонения от ожидаемой величины. С ее помощью проанализируем отмеченные нами сферы деятельности и состояние общей экономической среды.

При использовании такого вида дисперсии необходимо учитывать, что с её помощью считается дисперсия признака (показывающего пропорциональность изменений  $x$  и  $y$ )  $\sigma_{xi}$ , в данном случае темпов роста инфляции для  $i$ -ой отрасли, (затем сферы деятельности) за счет всевозможных факторов, кроме фактора средней - ожидания роста темпов инфляции и соответствующего дефлятора, по формуле:

$$(2) \quad \sigma_{xi} = \sum_t (y_{it} - \hat{y}_{xi})^2 / n, \text{ за годы } t.$$

Здесь средний показатель динамики для цепных темпов роста будет считаться по средней геометрической, как:

$$(3) \quad \hat{y}_{xi} = (y_{i1} \cdot y_{i2} \cdot \dots \cdot y_{in})^{1/n}.$$

В таком случае, в формуле (2) мы имеем следующее содержание дисперсии, которая показывает  $\sigma_{xi}$  - дисперсию признака темпов  $y_t$  за счет  $t$  годовых факторов, кроме ожидаемой величины  $x$ . В таком случае близость дисперсии к нулю покажет не более тесную связь между годовыми темпами роста ожидаемой величины  $y_{xi}$ , а, наоборот, наиболее тесную связь годовых темпов с отсутствием влияния ожидаемого, среднегодового темпа как самостоятельного признака  $x$ . Наибольшее влияние на показатель дисперсии оказывают остальные факторы. При наличии такой функциональной связи показатель дисперсии  $\sigma_x$  будет наиболее близким к 0, что мы и видим для рассчитанных данных по обрабатывающей промышленности, где он равен 0.34.

Другие показатели дисперсии дают намного худшие результаты, а, значит, показывают большую зависимость годовых темпов дефляторов от предсказуемого фактора ожидания – средней. Такое поведение представляется гораздо более рыночно-ориентированным, т.е. основанным на прогнозе субъектов остальных отраслей, а позже сфер экономической деятельности.

Здесь надеемся уместно провести аналогию с законами теории вероятности. Если дисперсия нормального распределения максимальна, то функция плотности имеет наиболее пологий вид, что означает наиболее равномерное распределение вокруг математического ожидания всех случайных величин. Это означает наибольшую зависимость случайных компонент от математического ожидания. И наоборот.

Сделанное заключение подтверждается дополнительными расчетами корреляционного отношения:

$$(4) \quad \eta_j = ((\sigma^2 - \sigma_{xy^2}) / \sigma^2)^{1/2}.$$

Здесь  $\sigma^2$  показывает дисперсию факторов для динамики дефлятора ВВП. Показатель данной дисперсии далеко не самый лучший и лишь немногим превосходит дисперсию  $\sigma_{xy^2}$ , рассчитанную для обрабатывающей промышленности, имея этот коэффициент равный 0.37 против промышленного, равного 0.34. Для сравнения в сельском хозяйстве показатель дисперсии равен 1.29.

Возможное объяснение данных результатов нам видится относящимся к закономерностям, принадлежащих сфере не столько непосредственного управления экономическими процессами, сколько к пониманию границ их допустимой координации. Результаты предоставляют исследователю сведения о возможности членов экономического сообщества полагаться на собственные знания в предсказании перспектив эффективности хозяйственных отношений, которые они, ввиду уже личных качеств, способны использовать или не использовать в расчётах собственных планов. Результаты предоставляют аргументы также и для качественной оценки изменений кривой производственных возможностей, что открывает перспективу дальнейшим исследованиям проблем работы рыночной координации в российской экономической системе.

### **Литература**

*Frédéric S. Mishkin* The Economics of Money, Banking and Financial Markets, 3rd edition. New York: Harper Collins Publishers. 1992.

*Дж. Р. Хикс* Стоимость и капитал. Серия Экономическая мысль Запада. Издательство "Прогресс", М. 1988.

Российский статистический ежегодник. 2011. Росстат.

*Сухотин А.Б., Чернова Л.С.* Поиск источников ценовой координации базовых факторов общественного производства в российской экономике начала XXI века./ ИНИП РАН.

Прогнозирование экономического роста. М.: МАКС Пресс. 2017.

Национальные счета в России в 2002–2009. Росстат, 2010. стр. 206.

## ЭФФЕКТ РАСШИРЯЮЩЕЙСЯ ПОЛОСЫ НЕОПРЕДЕЛЕННОСТИ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ

*Тавадян А.А. (Ереван)*

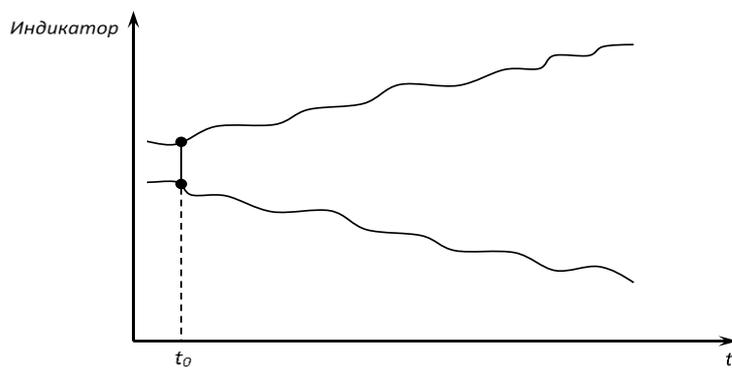
Представление программ на годы вперед не имеет практической ценности, ибо интервалы неопределенности в динамике расширяются, образуя полосы неопределенности (Тавадян, 2012; Тавадян, 2019). Скорость изменения мира увеличилась, ситуация в экономике стала сильно изменчивой. Представить достаточно точную долгосрочную программу принципиально невозможно. Целесообразно формулировать направление движения экономических процессов и осуществлять как можно раньше те конкретные программы, которые улучшают экономическую ситуацию и способствуют экономическому развитию. При этом предпочтительнее представление возможных сценариев.

Экономика - динамическая система и формулируемые минимальные интервалы приемлемы на довольно ограниченном отрезке времени. Чем больше промежуток прогноза, тем шире интервал неопределенности наиболее вероятных значений индикатора. Полоса неопределенности по времени имеет тенденцию существенного расширения. В зависимости от скорости расширения полосы неопределенности прогнозы становятся малоценными, фактически формулировка ее диапазона через определенное время теряет практический смысл. Причем для разных индикаторов процесс расширения имеет свою специфику.

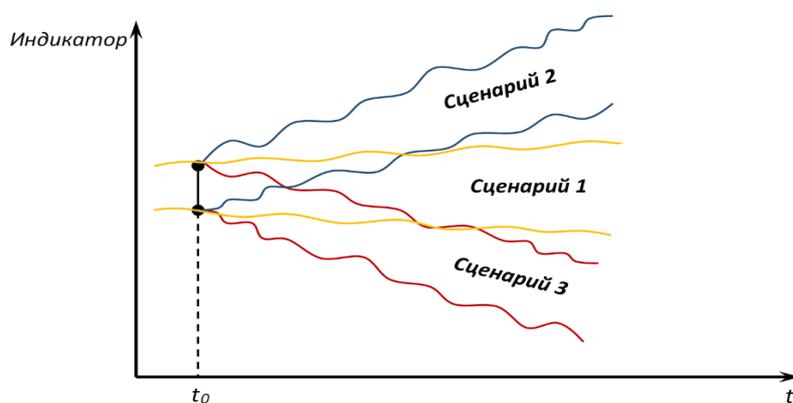
Циклы экономики находятся в полосе неопределенности. Причем четкую линию циклов невозможно определить. Полосы, внутри которых помещаются циклы экономики, можно в динамике представить в следующем виде (см. рис. 1).

Построение циклов все более становится условным, ибо кризисы экономики все более непредсказуемы как по времени, так и по глубине. В точке  $t_0$  происходит изменение качества прогноза, и он становится искусственным. Динамика экономического индикатора по времени находится в полосе неопределенности, при котором возможны различные сценарии.

В случае роста непредсказуемости полоса значительно расширяется, причем время достижения более широкого диапазона сокращается. Высока и вероятность разветвления полосы неопределенности экономического индикатора при существенном изменении ситуации в экономике (см. рис. 2). Количество может перейти в новое качество. Может повыситься вероятность как улучшения ситуации в экономике (сценарий 2), так и негативного сценария (сценарий 3).



**Рис. 1.** Полосы неопределенности, внутри которых находятся циклы экономики



**Рис. 2.** Возможные сценарии полосы неопределенности

Экономические процессы по существу неопределенны, могут быть различные варианты, так что варианты полосы неопределенности имеют место. Чем дальше по времени, тем больше диапазон всех возможных вариантов полосы неопределенности. Это природа экономики.

В кризисных ситуациях интервал неопределенности резко расширяется, существенно увеличивая диапазон полосы неопределенности. Причем в трансформирующейся экономике полоса расширяется значительно больше и динамичнее.

### **Литература**

Тавадян А.А. Интервалы неопределенности экономики. М.: Наука. 2012.

Тавадян А.А. Полосы неопределенности и вариантность экономики: Как прогнозировать экономические процессы в условиях неопределенности. М.: Наука. 2019.

## ДИНАМИКА ЭКСПОРТА АРМЕНИИ В РАМКАХ ЕАЭС

*Тавадян Аг.А. (Ереван)*

Соответственно статье 4 «Основные цели Союза» Договора о ЕАЭС одним из основополагающих целей Союза является повышение конкурентоспособности национальных экономик. Ключевым показателем роста конкурентоспособности страны является рост экспорта, особенно экспорта готовой продукции, имеющий наиболее высокую добавленную стоимость. Армении необходимо достичь соотношения экспорта продукции и услуг к ВВП не менее 50%, где, конечно же, должна превалировать готовая продукция, поскольку ее внутренний рынок весьма ограничен.

С 2016 г. экспорт Армении показал восстановительный рост, в основном по направлению ЕАЭС, что связано с возможностью свободной торговли в ЕАЭС. Рост экспорта Армении 2018 г. составил 7.8%, а в 2019 г. 9.8% (см. таблицу).

**Таблица 1.** Рост экспорта Армении

Год	2016		2017		2018		2019		2020	
	Млн дол.	Рост %	Млн дол.	Рост %	Млн дол.	Рост %	Млн дол.	Рост %	Млн дол.	Рост %
<b>Российская Федерация</b>	374	52.9%	557	41.8%	666	19.5%	743	11.6%	676	-9.0%
<b>Страны ЕС</b>	479	15.9%	631	27.2%	681	7.8%	579	-14.8%	432	-25.5%
<b>Средний Восток</b>	313	21.1%	361	14.6%	388	7.5%	394	1.5%	391	-0.8%
<b>Китай</b>	154	-9.7%	119	-19.0%	113	-5.4%	198	75.2%	295	49.2%
<b>Другие страны постсоветского пространства</b>	183	11.9%	187	1.2%	118	-36.6%	132	11.7%	120	-9.5%
<b>США и Канада</b>	181	7.7%	81	-56.1%	81	-0.3%	115	42.3%	72	-37.7%
<b>Другие страны</b>	105	65.6%	297	181.4%	362	22.0%	484	33.7%	557	15.2%
<b>Всего</b>	<b>1,789</b>	<b>20.5%</b>	<b>2,234</b>	<b>22.0%</b>	<b>2,409</b>	<b>7.8%</b>	<b>2,646</b>	<b>9.8%</b>	<b>2,543</b>	<b>-3.9%</b>

2020 г. внес свои коррективы в товарооборот между странами ЕАЭС. Как и в других странах, в Армении в 2020 г. также снизились темпы роста товарооборота. В 2020 г. совокупный экспорт снизился на 3.9% (с 2,649 до 2,544 млн. дол. США). Снижение экспорта в страны ЕАЭС составило 8.3%. В 2019 г. экспорт Армении вырос на 9.8%, а в страны ЕАЭС на 11.7%. В 2020 г. зарегистрирован рост экспорта Армении в Беларусь и Казахстан, соответственно на 18.7% и 19.3%. После долгого и стабильного роста экспорт в Россию в условиях пандемии сократился на 9.0%.

За 2020 г. вырос экспорт руды цветных металлов на 12.3%, на что повлиял рост их цен на мировых рынках. Так, цена за тонну меди выросла с марта 2020 г. более чем на 60% (с 4780 доллара до 7755 в конце года). С учетом того, что цена в марте 2021 г. составляла 9000 долларов за тонну и имеет тенденцию роста, можно спрогнозировать дальнейшее увеличение доли цветных металлов в 2021 г. Экспорт цветных металлов

составил 29.3% от всего экспорта, по сравнению с показателем 25.1% в 2019 г. Из основных статей в этом году сократились экспорт драгоценных и полудрагоценных камней на 11.8%, табака на 12.3%, алкогольной и безалкогольной продукции на 18.2%. Совокупный вес экспорта этих товаров в 2019 г. составлял 37.7% , а в 2020 г. сократился до 33.8%. Уже второй год сокращается экспорт продукции легкой промышленности, удельный вес которой в 2018г. составлял 8.8% от всего экспорта с показателем в 211 млн. долларов, а в 2020г. этот показатель упал до 5.2% от всего экспорта со значением в 131 млн. долларов. Возрожденная легкая промышленность имеет потенциал стать одним из локомотивов для обеспечения экономического роста Армении. Предполагается восстановительный рост экспорта текстильной и трикотажной продукции. Одним из приоритетов для Армении должно быть укрепление и обеспечение роста легкой промышленности. Это имеет важное значение, ибо обеспечивает значительное повышение уровня занятости. В 2020 г. вырос экспорт пищевой продукции: экспорт рыбы на 84.7%, овощей на 19.4%, продуктов переработки овощей на 28.0%, молочной продукции, яиц - на 47.3%.

В Армении наблюдается примерно такая же динамика и по импорту. В 2020 г. импорт сократился на 17.7% (с 5,538 до 4,559 млн. дол. США). Практически не был зарегистрирован рост импорта из стран ЕАЭС в Армению. Отметим, что в 2019 г. был зарегистрирован рост импорта на 11.3%, а из ЕАЭС на 18.5%. В 2020 г. вырос импорт из Беларуси и Казахстана соответственно на 18.0% и 110.9%. Сократился импорт из России на 0.7%. Основная статья импорта Армении - это топливо, поставки которого в 2020 г. сократились на 6.3%, до 717 млн. долларов. В основном все статьи импорта в 2020 г. имели тенденцию сокращения. Сказалась пандемия, военное положение и резкое удешевленные армянской валюты после войны.

Прогнозируется восстановительный рост экспорта, а также импорта во второй половине 2021 г.

Для роста товарооборота между странами ЕАЭС важное значение имеет согласованная денежно-кредитная политика между странами ЕАЭС. Это дает возможность экономикам стран Союза быть более конкурентоспособными. Необходимость согласования денежно-кредитной политики стран ЕАЭС особенно проявилась во второй половине 2014 года, когда из-за санкций, применяемых к России, а также из-за существенного падения цен на нефть не только в ЕАЭС, но и почти во всех странах постсоветского пространства произошло понижение курса национальных валют, которое изменило рыночные условия и соотношение экспорта и импорта в данном регионе.

В долгосрочной перспективе повышение конкурентоспособности национальных экономик стран ЕАЭС, внутреннего рынка является основной задачей ЕАЭС, что послужит одним из важных катализаторов для экономического роста Союза.

Россия представляет собой огромный рынок, где можно без тарифных режимов практически свободно сбыть товары, произведенные в других странах ЕАЭС. Размер рынка – это сильное конкурентное преимущество. Тем временем, когда в современном мире емкость рынков развитых стран достигла своих пределов, рынок ЕАЭС остается привлекательной для инвесторов территорией, и этим конкурентным преимуществом всем странам ЕАЭС нужно воспользоваться. Потенциал рынка ЕАЭС используется явно недостаточно.

Для повышения емкости рынка ЕАЭС нужно обратить внимание на существенное улучшение качества и конкурентоспособности товаров и услуг, произведенных внутри стран Союза. Конечно же, свою роль играет координация валютной политики стран ЕАЭС, что является одним из ключевых условий Договора о ЕАЭС. Политика торговли национальной валютой между странами ЕАЭС и импортозамещения будет способствовать повышению конкурентоспособности готовой продукции стран ЕАЭС, значительного роста ее доли как в мировом экспорте, так и на внутреннем рынке. Нужно также обеспечить повышенное внимание к организации совместных научных исследований внутри ЕАЭС, в частности, обоснованию преимуществ и возможностей единого внутреннего рынка. Это будет способствовать повышению конкурентоспособности стран ЕАЭС и выходу ее продукции на мировые рынки.

Для дальнейшего роста товарооборота между странами Союза целесообразен переход транзакций между странами от доллара к внутренней конвертируемой валюте. С учетом того, что российский рубль обеспечивает более 80% товарооборота среди стран ЕАЭС, то взаиморасчеты в ЕАЭС наименее затратно производить в российских рублях. Долларовая торговля между странами Союза не только повышает транзакционные издержки, но и мешает становлению Союза, укреплению и соглашению экономических политик, также уменьшению уровня долларизации в странах Союза.

В ЕАЭС еще есть проблемы, которые будут решаться со временем, однако экономические итоги последних лет несмотря на пандемию показывают, что интеграционное образование ЕАЭС имеет огромный потенциал и рынок, где можно без тарифных режимов практически свободно сбыть товары, произведенные в странах ЕАЭС.

В последние годы зафиксирован значительный рост экспорта в первую очередь в ЕАЭС, однако в Армении стоит задача существенного улучшения состояния отрицательного торгового баланса, обеспечения роста соотношения экспорта к ВВП, дальнейшая диверсификация экспорта, стимулирование производства готовой продукции. Имеется значительный потенциал для решения этих задач в рамках ЕАЭС, что, конечно же, повысит конкурентоспособность экономики Армении.

## АНАЛИЗ СОЦИАЛЬНОГО КАПИТАЛА ФИРМЫ

*Трофимова Н.А. ( Москва)*

Актуальность данной работы обусловлена тем, что тема представлена в небольшом количестве исследовательских работ, кроме того, сама категория социального капитала трактуется неоднозначно. Гипотезой исследования является предположение, что социальный капитал представляется возможным измерить в количественных показателях. Социальный капитал влияет на эффективность деятельности фирмы за счет снижения транзакционных издержек, получения дополнительной прибыли, доступа к особым недоступным благам.

Целью работы является ответ на вопрос как можно измерить влияние социального капитала фирмы, и каких результатов с его помощью можно достичь.

Для достижения поставленной цели в работе использовались методы многомерного статистического анализа, в частности, методы кластерного и регрессионного анализа.

Необходимо отметить, что на практике для оценки социального капитала чаще всего используются методы, отличные от методов многомерного статистического анализа. К ним относятся метод Ф. Фокуямы и метод, предложенный Всемирным банком. Метод Ф. Фокуямы основан на измерении радиусов доверия и недоверия в социальных группах. Как доказано последними исследованиями, такой подход дает неоднозначные оценки, которые носят субъективный характер. Несмотря на это, метод и его модификации часто применяются в социологических исследованиях. Метод, предложенный Всемирным банком, основан на использовании данных европейских рейтинговых агентств. Для оценки социального капитал Всемирный Банк использует различные критерии, например, доверие, уровень политической вовлеченности, уровень восприятия коррупции и т.д. Эти факторы и индикаторы не свидетельствуют напрямую об уровне социального капитала, поэтому используется косвенная оценка и рейтинговый подход. Это и является главным проблемным местом. Как не трудно заметить, перечисленные методы позволяют оценить уровень доверия, который лежит в основе социологической оценки социального капитала, но не позволяет исследовать его экономический аспект.

Применение методов МСА для исследования экономического характера социального капитала является эффективным инструментом для его анализа. Кластерный анализ позволяет исследовать большой объем данных и выявить структуру изучаемого объекта. Эта особенность делает его эффективным при анализе социального капитала. В зависимости от того какой тип социального капитал рассматривается и какой метод используется в качестве результативной переменной могут выступать различные факторы. Обычно используется доход фирмы, индивида, региона или страны. Для определения факторов, существенно влияющих на динамику социального капитала, наиболее эффективным методом является регрессионный анализ, особенно это касается работы со статистическими данными, полученными в ходе опросов. Так как социальный капитал

является особой структурой, которой может владеть только индивидуум, то опросы являются одним из главных источников получения первичной информации для его оценки.

В работе использовались открытые данные «Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ». Изначально в выборке было более 15000 респондентов. Для выявления необходимой группы был применен кластерный анализ. Выбор обусловлен относительной простотой и высокой точностью метода. В качестве метрики было выбрано евклидово расстояние. В качестве метода объединения был выбран метод Варда. В силу особенности исходных данных кластеризация проводилась в два этапа. На первом этапе были выявлены владельцы или совладельцы фирм. На втором этапе были отсеяны индивидуальные предприниматели и самозанятые. Таким образом, был получен кластер, состоящий из респондентов, которые являются владельцами фирм, не являются индивидуальными предпринимателями, самозанятыми, акционерами без участия в управлении компании. Расчеты проводились в пакете STATISTICA. Выбор обусловлен простотой использования пакета и точностью итоговых данных.

Для проведения регрессионного анализа (пакет СТАТА) в качестве результативного фактора был выбран доход владельца фирмы, т.к. он напрямую зависит от дохода фирмы, следовательно, можно ориентироваться на него как на показатель эффективности фирмы. В качестве факторов, характеризующих доверие внутри фирмы, использовались уровень доверия руководству и уровень доверия среди коллег внутри фирмы. Эти факторы важны, так как доверие является одной из важнейших структурных составляющих социального капитала. Еще одним фактором, который использовался в модели, был фактор образования (шкала отражает наличие от начального школьного образования до получения степени доктора наук). Кроме того, при моделировании использовались такие факторы, как семейное положение респондента, частота посещения религиозных учреждений индивидом, а также наличие аккаунтов в социальных сетях у респондентов (Одноклассники, Вконтакте, Фейсбук, Твиттер).

Были выдвинуты две гипотезы. Н1: Факторы, характеризующие индивидуальный социальный капитал владельца фирмы, положительно влияют на эффективность деятельности фирмы. Н2: Факторы, характеризующие социальный капитал фирмы, положительно влияют на эффективность деятельности фирмы. Проверка гипотез проводилась на основе регрессионного анализа. Наилучшие результаты были получены с помощью применения сквозной регрессии. В табл. 1 представлены результаты моделирования (в скобках - р-уровень).

**Таблица 1**

Факторы	Модель 1	Модель 2	Модель 3	Модель 4	Модель 5
Константа	7.837 (0.000)	8.535 (0.000)	8.073 (0.000)	8.880 (0.000)	9.379 (0.000)
Количество законченных классов	0.192 (0.044)				
Дополнительное образование	0.770 (0.006)				
Состояние в браке		0.910 (0.000)			
Посещение мест религиозного культа			0.900 (0.000)		
Социальные сети (Twitter)				0.528 (0.004)	
Доверие к руководству					0.430 (0.020)
Доверие между сотрудниками внутри фирмы					0.477 (0.010)
	R <sup>2</sup> =0.724; F(2, 71) = 28.009	R <sup>2</sup> =0.581; F(1, 78) = 105.230	R <sup>2</sup> =0.549; F(1, 78) = 92.545	R <sup>2</sup> =0.483; F(1, 75) = 68.206	R <sup>2</sup> =0.497; F(2, 77) = 36.562

Источник: расчеты авторов

Гипотеза H1 подтвердилась, так как большинство факторов оказались значимыми и существенно влияют на социальный капитал фирмы. Дополнительное профессиональное образование способствует накоплению индивидуального социального капитала через расширение круга лиц, которые работают в такой же сфере деятельности. Это может привести к снижению транзакционных издержек за счет получения через бывших однокурсников дополнительных заказов или помощи в выполнении собственных крупных проектов. Что касается школьного образования то, существенное влияние оказывает количество проведенных лет в учебном заведении, а не его уровень.

Брак открывает новые пути развития для индивида. В первую очередь расширяется круг доверенных лиц за счет приобретения новых родственных связей. Также брак зачастую расценивается как социальный лифт, это тоже может сыграть немаловажную роль в наращивании индивидуального социального капитала. Кроме того, человек семейный обычно вызывает большее доверие в глазах окружающих. А наличие детей может только дополнительно способствовать укреплению доверия в глазах окружающих.

Религиозность владельцев фирмы также положительно влияет на индивидуальный социальный капитал, позволяя фирме использовать клубные ресурсы или получать дополнительный доход за счет дополнительных заказов, поступающих от членов этой группы.

Что касается социальных сетей, то ситуация с ними гораздо сложнее. Самая непопулярная социальная сеть оказывает самое большое влияние на индивидуальный социальный капитал. Этой социальной сетью является Твиттер, который в меньшей степени используется для получения развлекательного контента. Твиттер используется многими официальными лицами как личный официальный источник. И один из ключевых факторов – Твиттер сообщество достаточно целостная и прозрачная структура.

Гипотеза H2 подтвердилась. Доверие к руководству или другим совладельцам фирмы оказывает положительное влияние на эффективность деятельности фирмы. В фирме с высоким уровнем социального капитала можно достичь слаженного руководства всеми процессами. Кроме того это позволяет снижать транзакционные издержки посредством отсутствия необходимости в высокой степени формализации отношений.

Со стороны работников фирмы доверительные отношения также положительно влияют на эффективность работы фирмы. Доброжелательная атмосфера в коллективе в свою очередь может положительно влиять на мотивацию сотрудников. Дополнительно фирма не нуждается в лишних кадрах, занимающихся управлением и координацией. Коллектив самостоятельно, при высоком уровне доверия, способен организовывать эффективный рабочий процесс без внешнего арбитра. Надо отметить, что в таких коллективах осуществляется внешнее неформальное давление, что способствует тому, что сотрудники стараются максимизировать свою полезность. Например, в сплочённом коллективе с доверительными отношениями сотрудники стараются работать эффективнее, чтобы не быть причиной негативного результата командной работы. Это может вызвать порицание со стороны коллег.

Подводя итоги, можно сделать вывод, что индивидуальный социальный капитал предпринимателя оказывает существенное влияние на доходность фирмы. Кроме того индивидуальный социальный капитал владельца фирмы можно отнести к социальному капиталу самой фирмы. Так как руководитель является частью коллектива и способен принимать решения, которые могут отразиться на итоговых показателях деятельности организации. Дополнительно руководитель фирмы зачастую является одной из главных движущих сил при развитии и продвижении фирмы. Что касается анализа ситуации внутри фирмы, то можно заключить, что высокий социальный капитал самой фирмы также положительно сказывается на эффективности работы фирмы.

## СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ РЕГИОНОВ РОССИИ ПО УРОВНЮ ДОВЕРИЯ К СРЕДСТВАМ МАССОВОЙ ИНФОРМАЦИИ

*Черненко М.В., Карпенко Н.В. (Москва)*

Фактор доверия является важным условием функционирования общественной жизни. Основанием доверия выступают те социальные практики, которые способствуют формированию у индивидов адекватных ожиданий от взаимоотношений с другими гражданами, организациями, социальной системой в целом. Доверие повышает предсказуемость социального поведения, выполняет важную регулятивную роль в системе социальных отношений в разных сферах жизнедеятельности (Штомпка, 2012). Применительно к медиа доверие представляет собой положительную репутацию у аудитории, которая обусловлена точностью, авторитетностью, непредвзятостью, популярностью информационного источника (Coleman S., Ross K., 2016). Составляющие доверия рассматривались российскими исследователями в различных контекстах. Проводился анализ доверия к политическим, экономическим, социокультурным институтам (Андреевская, 2010; Левашов, 2005; Trotsuk, 2016). Исследовались взаимосвязи между уровнем доверия и удовлетворенностью жизнью (Миронова, 2014). Отдельные работы были посвящены статистическому анализу доверия СМИ (Волченко, 2014; Попов и др., 2008). Вместе с тем проблематика доверия СМИ в региональном контексте практически не затрагивалась.

В фокусе нашего внимания находится задача анализа дифференциации российских регионов по степени доверия к средствам массовой информации. Для ее решения предлагается использовать подход, связанный с агрегированием частных показателей в сводные индексы методом главных компонент (Гаврилец и др., 2018, Черненко, 2019). Полученные интегральные показатели позволяют комплексно оценивать степень доверия населения к СМИ в регионах, проводить сравнительный анализ, а также оценивать степень значимости отдельных видов СМИ.

За последнее время в российской медиасреде произошли существенные изменения. Прежде всего, это связано со снижением в информационном поле роли традиционных средств массовой информации (телевидение, пресса, радио) и одновременным ростом влияния альтернативных источников информации (новостных и информационных порталов в Интернет, социальных сетей, телеграмм-каналов и др.).

Новостным телеканалам доверяет немногим более половины граждан. При этом доля россиян, доверяющих новостям из ресурсов Интернет, в течение трех последних лет практически не изменилась и составляет 24%. Сохраняется также на уровне 10-12% аудитория, отдающая предпочтение в получении новостей от радио и из газет. Следует

также отметить растущий спрос на новостную информацию из социальных сетей, пользователями которых являются преимущественно молодые россияне<sup>1</sup>.

На глобальном рынке Россия по отношению к экономически развитым странам является государством с низким уровнем доверия к средствам массовой информации.

По данным исследования компании «Edelman Trust Barometer 2020», охватывающего 28 стран и 1,2 тыс. респондентов, только 28% опрошенных россиян (последнее место) доверяют СМИ, в то время как минимальный балл для «доверия» составляет 49 пунктов.

Для нахождения интегральных оценок представим набор показателей доверия к СМИ каждого региона в виде многомерного вектора, компонентами которого являются значения показателей. Тогда задача определения территориальных различий в доверии населения к СМИ в регионах может быть сформулирована как проблема сравнения этих векторов.

По результатам обработки данных социологических опросов по доверию населения к СМИ, проведенных силами региональных информационно-аналитических центров в 2018 году, в качестве переменных были приняты показатели доверия к центральным и региональным телеканалам, прессе и радио, а также Интернет, социальным сетям и зарубежным СМИ (всего 9). По ним далее был построен многомерный вектор, компонентами которого являются значения разности положительных и отрицательных оценок, полученных от респондентов в 56 регионах европейской части РФ, при ответе на вопрос «Доверяете ли Вы (вид СМИ)? Один ответ».

Количественное выражение связи между каждой парой рассматриваемых показателей доверия к СМИ дает корреляционная матрица (табл. 1).

**Таблица 1.** Корреляционная матрица показателей доверия к СМИ в регионах европейской части России по данным за 2018 г.

	<i>Цен ТВ</i>	<i>Рег ТВ</i>	<i>Цен Пр</i>	<i>Рег Пр</i>	<i>Интернет</i>	<i>Соцсети</i>	<i>Цен Рад</i>	<i>Рег Рад</i>	<i>Заруб. СМИ</i>
Цен ТВ	1,00								
Рег ТВ	0,73	1,00							
Цен Пр	0,83	0,83	1,00						
Рег Пр	0,68	0,93	0,88	1,00					
Интернет	0,52	0,52	0,69	0,60	1,00				
Соцсети	0,26	0,54	0,20	0,39	-0,43	1,00			
Цен Рад	0,48	0,28	0,68	0,43	0,90	-0,59	1,00		
Рег Рад	0,03	0,44	-0,02	0,34	-0,46	0,92	-0,71	1,00	
Заруб. СМИ	0,33	0,39	0,55	0,50	0,67	-0,25	0,64	-0,27	1,00

<sup>1</sup> Данные опроса Левада – Центр 23-29 января 2020 г. [www.levada.ru](http://www.levada.ru) Пресс-выпуск. Источники новостей и доверия СМИ. 27.02.2020 г.

Как видно из таблицы, доверие населения к центральному телевидению в равной мере тесно связано с его доверием к региональным телеканалам, а также с доверием к центральной и региональной прессе. Коэффициент корреляции между ними равен 0,73, 0,83 и 0,68. Связь эта не только объяснима, но и закономерна. Новостная лента и интерпретация событий, как правило, формируются федеральными телевизионными каналами и печатными изданиями, которые затем транслируются в региональных СМИ.

Результаты расчета факторных нагрузок на показатель доверия СМИ, полученных с использованием метода главных компонент в пакете прикладных программ «Статистика», представлены в табл.2.

**Таблица 2.** Факторные нагрузки на показатель доверие к СМИ в регионах европейской части России в 2018 г.

	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4	Factor 5	Factor 6
Цен ТВ	0,80	0,23	-0,45	0,27	-0,18	-0,07
Рег ТВ	0,81	0,54	0,03	-0,13	-0,09	0,12
Цен Пр	0,95	0,15	-0,14	0,05	0,22	0,05
Рег Пр	0,87	0,41	0,13	-0,17	0,09	-0,14
Интернет	0,85	-0,42	0,05	-0,26	-0,17	0,04
Соцсети	0,02	0,99	-0,02	0,12	0,07	0,09
Цен Рад	0,77	-0,62	-0,10	-0,04	0,12	-0,03
Рег Рад	-0,12	0,96	0,21	-0,09	-0,06	-0,08
Заруб. СМИ	0,69	-0,29	0,57	0,32	-0,04	0,01
Объясняющая дисперсия	0,53	0,34	0,07	0,04	0,02	0,01

Как следует из таблицы, первый фактор охватывает чуть более половины суммарной дисперсии показателей (0,53). Все нагрузки на него положительны, кроме показателя доверия к региональному радио. Это означает, что между фактором и абсолютным большинством показателей существует прямая зависимость. Максимальные нагрузки на первый фактор относятся к показателям, характеризующим доверие населения к центральной прессе, региональной прессе и Интернет. Нагрузки остальных показателей, за исключением показателя, показывающего доверие населения к социальным сетям, распределены достаточно равномерно. В этой связи первый фактор удобно рассматривать как общий индекс доверия СМИ.

Второй фактор охватывает более трети общей дисперсии и включает в себя две высоких по абсолютным значениям нагрузок. Поэтому его интерпретация также имеет большое значение. Это максимальные по абсолютному значению нагрузки показателей, характеризующих доверие населения к социальным сетям и региональному радио. Абсолютные значения остальных нагрузок значительно ниже перечисленных. Представляется разумным трактовать его как индекс доверия коммуникационным СМИ.

Таким образом, два анализируемых индекса объясняют 87% всех различий показателей доверия СМИ в регионах.

Далее для каждого региона европейской части России с использованием пакета прикладных программ «Статистика» были получены значения общего индекса доверия СМИ и коммуникационного индекса доверия СМИ. Результаты расчетов приведены в табл.3.

**Таблица 3.** Значения общего индекса доверия СМИ по регионам - европейской части России

Регион-лидер	Ранг	Общий индекс доверия к СМИ		Регион-аутсайдер	Ранг
Белгородская область	1	2,7	-0,98	г. Севастополь	52
г. Москва	2	2,30	-1,03	Ставропольский край	53
Тульская область	3	1,55	-1,20	Республика Дагестан	54
Курская область	4	1,33	-2,47	Ярославская область	55
Респ. Сев. Осетия	5	1,32	-4,45	Вологодская область	56

Рассматривая значения общего индекса доверия СМИ, отметим в первую очередь относительно симметричное расположение оценок относительно среднего – нуля. Из 56 регионов европейской части России, по которым проводился расчет, 29, или чуть более половины, характеризуются значениями индекса ниже среднего уровня.

Аналогичным образом рассчитываются и значения коммуникационного индекса доверия СМИ.

Вместе с тем, анализ различий доверия к СМИ по совокупности двух факторов нельзя считать достаточным. Количественные оценки интегрального индекса доверия к СМИ можно получить, рассчитав для каждого региона величину J, имеющую вид:

$$J_{\text{инт}} = 0,53 J_0 + 0,34 J_{\text{кс}}, \text{ где:}$$

$J_{\text{инт}}$  - интегральный индекс доверия к СМИ;

$J_0$  – общий индекс доверия к СМИ;

$J_{\text{кс}}$  – коммуникационным индекс доверия к СМИ.

**Таблица 4.** Значения интегрального индекса доверия к СМИ по регионам европейской части России.

Регион-лидер	Ранг	Интегральный индекс Доверия к СМИ		Регион-аутсайдер	Ранг
Белгородская область	1	2,56	-0,68	Удмуртская Республика	52
г. Москва	2	2,09	-0,72	Архангельская область.	53
Чеченская Республика	3	1,05	-0,73	Новгородская область	54
Респ. Сев. Осетия	4	0,91	-0,73	Ярославская область	55
г. Санкт-Петербург	5	0,57	-2,68	Вологодская область	56

Такого рода информация может быть полезна для комплексной оценки и сравнительного анализа состояния медийной сферы в регионах, в том числе в ситуационных центрах федеральных и региональных органов государственной власти.

### **Литература**

*Coleman S., Ross K.* The Media and the Public. “Them” and “Us” in Media Discourse. Oxford, 2010.

*Андреенкова А.В.* Политическое поведение россиян // Мониторинг общественного мнения. 2010. № 4.

*Гаврилец Ю.Н., Никитин С.А., Черненков М.В.* Оценка населением качества жизни и социальная стабильность в регионах России. Математическое моделирование социальных процессов: сборник трудов, выпуск № 20 / Гл. ред. А.П. Михайлов. — М.: ИПМ им.М.В.Келдыша, 2018 — С.29- 45. (<http://keldysh.ru/social/2017>).

*Волченко О.В.* Доверие как продукт вовлеченности в информационные потоки // Мониторинг общественного мнения. 2014. № 4.

*Левашов В.К.* Тревоги общества и доверие к государственным институтам // Мониторинг общественного мнения. 2005. № 4.

*Миронова А.А.* Доверие, социальный капитал и субъективное благополучие индивида // Общественные науки и современность. 2014. № 3.

*Попов В., Тавокин Е.* Доверие к СМИ в общественном сознании граждан России // Государственная служба. 2008. № 4.

*Trotsuk I.* “To trust or not to trust” is not the question; “How to study trust” is much more challenging task // Russian Sociological Review. 2016. Vol. 15. No. 4.

*Штомпка П.* Доверие — основа общества. М., 2012.

*Черненков М.В., Карпенко Н.В.* Статистический анализ дифференциации регионов России по уровню жизни населения / М.В. Черненков, Н.В.Карпенко // Математическое моделирование и информатика социальных процессов. – Вып. 21. - М.: ИПМ им. М.В. Келдыша, 2019.

## О СВОЙСТВАХ ПОВЕРНУТЫХ ВЕРСИЙ КОПУЛЫ ГРАББСА

*Ширяева Л.К. (Самара)*

В данной работе описаны некоторые свойства повернутых версий копулы, построенной из совместного распределения экстремальных студентизированных отклонений.

Пусть  $X_1, X_2, \dots, X_n$  - случайный набор из  $n$  наблюдений. Рассмотрим случай, когда какие-либо  $n-1$  из них имеют нормальное  $N(a, \sigma^2)$  распределение, а одно из них, неизвестно какое по номеру, имеет нормальное  $N(a + \alpha\sigma, \vartheta\sigma^2)$  распределение. Аномальное наблюдение (выброс) отличается от остальных наблюдений параметром сдвига  $\alpha$  и параметром масштаба  $\vartheta > 0$ .

Рассмотрим односторонние статистики Граббса, т.е. экстремальные студентизированные отклонения наблюдений от среднего:

$$T_n^{(1)} = \max_{1 \leq i \leq n} (X_i - \bar{X}) / S; T_{n,(1)} = -\min_{1 \leq i \leq n} (X_i - \bar{X}) / S,$$

где  $\bar{X} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n X_i$ ,  $S^2 = \frac{1}{n-1} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2$ .

Обозначим

$$G_{n,(1)}(t; \alpha, \vartheta) = P(T_{n,(1)} < t); G_n^{(1)}(t; \alpha, \vartheta) = P(T_n^{(1)} < t); \Psi_n(t_1, t_2; \alpha, \vartheta) = P(T_{n,(1)} < t_1, T_n^{(1)} < t_2).$$

Рекурсивные соотношения для вычисления значений функций распределения  $G_{n,(1)}(\cdot)$ ,  $G_n^{(1)}(\cdot)$  и  $\Psi_n(\cdot)$  найдены в работе (Ширяева, 2017).

Копулу Граббса получим инверсией из распределения  $\Psi_n(t_1, t_2)$ , ( $n > 2$ ), используя следствие из теоремы Склара (Nelsen, 2006).

Обозначим через  $\phi_{n,(1)}(\cdot)$  и  $\phi_n^{(1)}(\cdot)$  - функции, обратные функциям частного распределения  $G_{n,(1)}(\cdot)$  и  $G_n^{(1)}$ , такие что

$$G_{n,(1)}(\phi_{n,(1)}(u; \alpha, \vartheta); \alpha, \vartheta) = u \quad \forall u \in [0, 1] \text{ и } \phi_{n,(1)}(G_{n,(1)}(t; \alpha, \vartheta); \alpha, \vartheta) = t \quad \forall t \in [1/\sqrt{n}, (n-1)/\sqrt{n}];$$

$$G_n^{(1)}(\phi_n^{(1)}(u; \alpha, \vartheta); \alpha, \vartheta) = u \quad \forall u \in [0, 1] \text{ и } \phi_n^{(1)}(G_n^{(1)}(t; \alpha, \vartheta); \alpha, \vartheta) = t \quad \forall t \in [1/\sqrt{n}, (n-1)/\sqrt{n}].$$

Тогда для  $\forall(u, v)$  из единичного квадрата существует единственная копула  $C^{Gr}(u, v; n, \alpha, \vartheta) : [0, 1]^2 \rightarrow [0, 1]$  такая что:

$$C^{Gr}(u, v; n, \alpha, \vartheta) = \Psi_n(\phi_{n,(1)}(u; \alpha, \vartheta), \phi_n^{(1)}(v; \alpha, \vartheta); \alpha, \vartheta).$$

Обозначим через  $W(u, v) = \max(u + v - 1; 0)$  и  $M(u, v) = \min(u, v)$  нижнюю и верхнюю границы Фреше-Хёфдинга. Тогда (Nelsen, 2006)

$$W(u, v) \leq C^{Gr}(u, v; n, \alpha, \vartheta) \leq M(u, v) \quad \forall (u, v) \in [0, 1]^2$$

В работе (Ширяева, 2019) доказана следующая

Теорема 1. Пусть  $n \geq 3$  и  $\Sigma_n = [0 \leq u \leq 1, \delta_n(u; \alpha, \vartheta) \leq v \leq 1]$ . Тогда  $\forall (u, v) \in \Sigma_n$  копула Граббса совпадает с нижней границей Фреше-Хёфдинга, т.е.

$$C^{Gr}(u, v; n, \alpha, \vartheta) = u + v - 1,$$

$$\text{где } \delta_n(u; \alpha, \vartheta) = G_n^{(1)}(\theta_n(\phi_{n,(1)}(u; \alpha, \vartheta)); \alpha, \vartheta); \theta_n(x) = \frac{x}{n-1} + \sqrt{n-2} \sqrt{1 - \frac{n}{(n-1)^2} x^2}.$$

При этом в случае  $n=3$  копула Граббса совпадает с нижней границей Фреше-Хёфдинга, т.е.  $\forall (u, v) \in [0, 1]^2$  справедливо утверждение

$$C^{Gr}(u, v; n, \alpha, \vartheta) = W(u, v).$$

На Рис. 1-3 приведены графики смоделированных значений из копулы Граббса для случая  $n=15$  и различных значений параметров сдвига и масштаба.

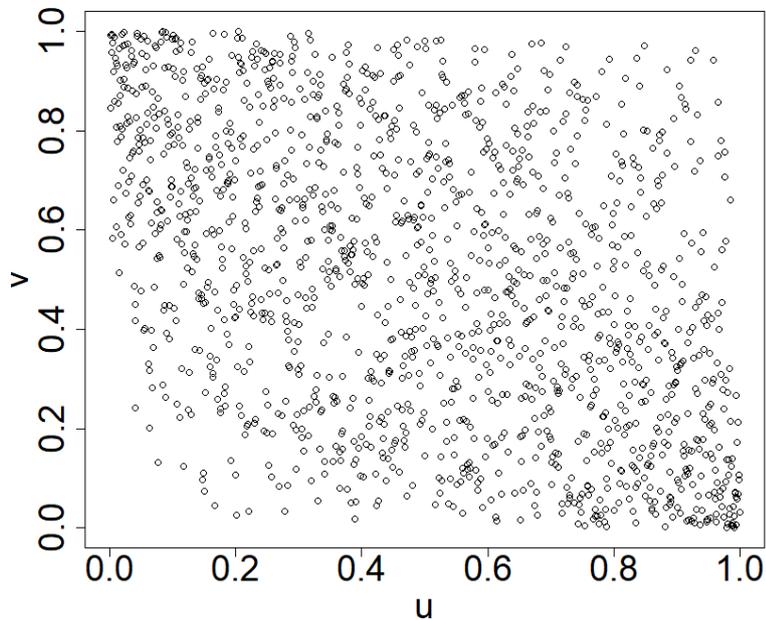


Рис. 1. Скаттерплот из копулы Граббса (случай  $n=15$ ,  $\alpha=0$  и  $\nu=1$ )

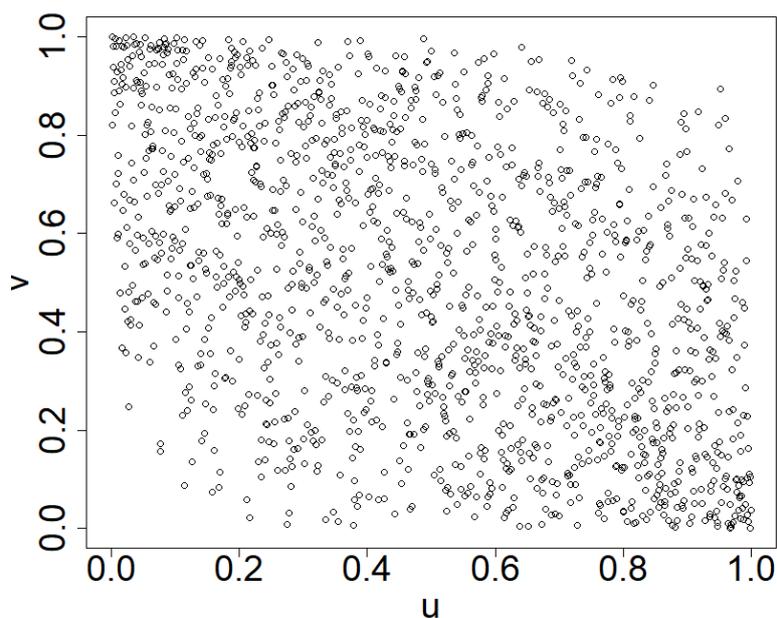


Рис. 2. Скаттерплот из копулы Грabbса (случай  $n = 15$ ,  $\alpha = 10$  и  $\nu = 1$ )

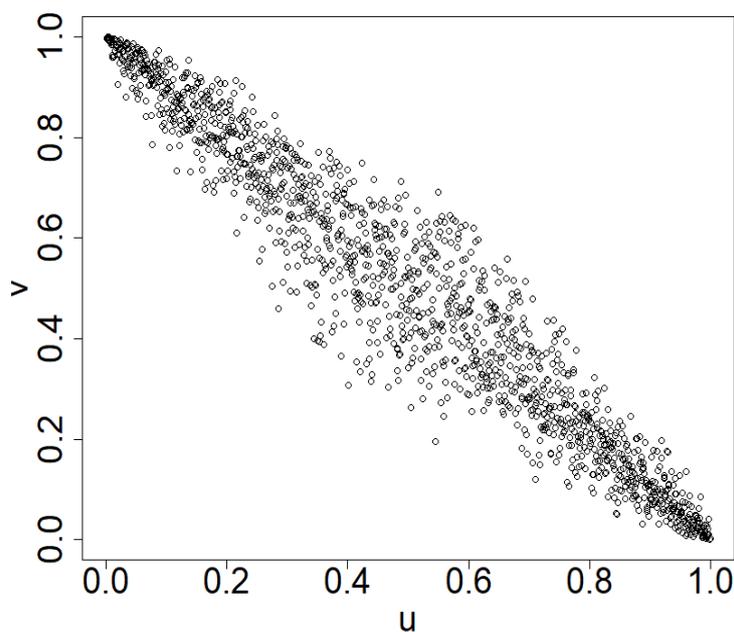


Рис. 3. Скаттерплот из копулы Грabbса (случай  $n = 15$ ,  $\alpha = 1$  и  $\nu = 100$ )

Рис. 1-3 иллюстрируют тот факт, что копула Грabbса описывает отрицательную взаимозависимость между случайными переменными. Правая верхняя и левая нижняя подобласти единичного квадрата на этих рисунках, свободные от точек скаттерплотов, являются областями, в которых копула Грabbса совпадает с нижней границей Фреше-Хёфдинга.

Для моделирования положительных взаимозависимостей можно использовать повернутые на  $90^\circ$  и  $270^\circ$  версии копулы Граббса. Повернутые на  $90^\circ$  и  $270^\circ$  версии определяются следующим образом (Brechmann, Schepsmeier, 2013):

$$C_{90}^{Gr}(u, v; n, \alpha, \mathcal{G}) = v - C^{Gr}(1-u, v; n, \alpha, \mathcal{G});$$

$$C_{270}^{Gr}(u, v; n, \alpha, \mathcal{G}) = u - C^{Gr}(u, 1-v; n, \alpha, \mathcal{G}).$$

Следующая теорема является прямым следствием Теоремы 1 (Ширяева, 2020).

Теорема 2. Пусть  $n \geq 3$ ,  $\Sigma_n^{(90)} = [0 \leq u \leq 1, \delta_n(1-u; \alpha, \mathcal{G}) \leq v \leq 1]$  и  $\Sigma_n^{(270)} = [0 \leq u \leq 1, 0 \leq v \leq 1 - \delta_n(u; \alpha, \mathcal{G})]$ . Тогда

$$C_{90}^{Gr}(u, v; n, \alpha, \mathcal{G}) = M(u, v) \quad \forall (u, v) \in \Sigma_n^{(90)};$$

$$C_{270}^{Gr}(u, v; n, \alpha, \mathcal{G}) = M(u, v) \quad \forall (u, v) \in \Sigma_n^{(270)}.$$

При этом для  $n=3$  повернутые версии копулы Граббса совпадают с верхней границей Фреше-Хёфдинга, т.е.  $\forall (u, v) \in [0, 1]^2$  справедливо утверждение

$$C_{90}^{Gr}(u, v; 3, \alpha, \mathcal{G}) = C_{270}^{Gr}(u, v; 3, \alpha, \mathcal{G}) = M(u, v).$$

## Литература

- Brechmann E., Schepsmeier U.* Modeling dependence with C- and DVine Copulas: The R package CDVine. *Journal of Statistical Software*. 2013. Vol. 52. No. 3.
- Nelsen R.B.* An Introduction to Copulas. *Lecture Notes in Statistics*. New York, Springer-Verlag. 2006.
- Ширяева Л. К.* О распределении статистик Граббса в случае нормальной выборки с выбросом // *Изв. вузов. Математика*. 2017. № 4. С. 84–101.
- Ширяева Л. К.* О трехпараметрической копула-функции Граббса // *Изв. вузов. Математика*. 2019. № 3. С. 54–71.
- Ширяева Л. К.* О повернутых версиях трехпараметрической копулы Граббса // *Теория вероятностей и ее применения*. 2020. Т. 65. № 1. С. 194–195.

## СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

- Адамян Гарик Леонович - Компания «Labz.ai», Ереван, [garikadamyan97@gmail.com](mailto:garikadamyan97@gmail.com)
- Акопов Андраник Сумбатович – ЦЭМИ РАН, Москва, [akopovas@umail.ru](mailto:akopovas@umail.ru)
- Аракелян Арам Амаякович - Ереванский государственный университет, Ереван, [aaaarakelyan@gmail.com](mailto:aaaarakelyan@gmail.com), [aram.arakelyan@ysu.am](mailto:aram.arakelyan@ysu.am)
- Афанасьев Антон Александрович - ЦЭМИ РАН, Москва, [aanton@cemi.rssi.ru](mailto:aanton@cemi.rssi.ru)
- Афанасьев Михаил Юрьевич – ЦЭМИ РАН, Москва, [miafan@cemi.rssi.ru](mailto:miafan@cemi.rssi.ru);
- Бакарян Анаит Самвеловна - Ереванский государственный университет, Ереван, [anahitbaqaryan@mail.ru](mailto:anahitbaqaryan@mail.ru), [anahit.baqaryan@ysumail.am](mailto:anahit.baqaryan@ysumail.am)
- Бакуменко Людмила Петровна - ФГБОУ ВО «Марийский государственный университет», Йошкар-Ола, [lpbakum@mail.ru](mailto:lpbakum@mail.ru)
- Бекларян Левон Андреевич – ЦЭМИ РАН, Москва, [beklar@cemi.rssi.ru](mailto:beklar@cemi.rssi.ru);
- Blokhina A.– HSE, Moscow, [aoblokhina@edu.hse.ru](mailto:aoblokhina@edu.hse.ru)
- Восканян Мариам Амбарцумовна - Российско-Армянский университет, Ереван, [mariam.voskanyan@rau.am](mailto:mariam.voskanyan@rau.am)
- Гаврилец Юрий Николаевич – ЦЭМИ РАН, Москва, [yurkag@mail.ru](mailto:yurkag@mail.ru)
- Герасимова Елена Владимировна – ЦЭМИ РАН, Москва, [gerasimova\\_elena@mail.ru](mailto:gerasimova_elena@mail.ru)
- Герасимова Ирина Александровна – ЦЭМИ РАН, Москва, [irina.guerassimova@gmail.com](mailto:irina.guerassimova@gmail.com)
- Жеребен Евгений: Витальевич - Российская таможенная академия, Москва, [ev.zhereben@customs-academy.ru](mailto:ev.zhereben@customs-academy.ru)
- Житков Владимир Александрович – ЦЭМИ РАН, Москва, [vazhitkov@yandex.ru](mailto:vazhitkov@yandex.ru)
- Zilfimian L.Z. - [Datamotus](http://Datamotus.com), Yerevan, [l.zilfimyanyan@ysu.am](mailto:l.zilfimyanyan@ysu.am)
- Исаева Марта Константиновна – ЦЭМИ РАН, Москва, [misaeva@cemi.rssi.ru](mailto:misaeva@cemi.rssi.ru);  
[i5aevamarta@yandex.ru](mailto:i5aevamarta@yandex.ru)
- Камалян Роберт Арменович – Армянский государственный экономический университет, Ереван, [robert.kamalyan@mail.ru](mailto:robert.kamalyan@mail.ru);
- Карпенко Надежда Викторовна - Российский Университет Транспорта (МИИТ), Москва, [nvkarpenko@yandex.ru](mailto:nvkarpenko@yandex.ru)
- Корнейчук Алиция Арсентьевна – ЦЭМИ РАН, Москва, [alkor-post@yandex.ru](mailto:alkor-post@yandex.ru)
- Крамков Вячеслав Андреевич – Волго-Вятское ГУ Банка России, НИУ ВШЭ-НН, Нижний Новгород, [w.kramkov@mail.ru](mailto:w.kramkov@mail.ru);
- Кудров Александр Владимирович – ЦЭМИ РАН, Москва, [kovlal@inbox.ru](mailto:kovlal@inbox.ru);
- Лебедев Валерий Викторович – ЦЭМИ РАН, Москва, : [lebedev.guu@gmail.com](mailto:lebedev.guu@gmail.com)
- Максимов Андрей Геннадьевич – НИУ ВШЭ, Нижний Новгород, [amaksimov@hse.ru](mailto:amaksimov@hse.ru)
- Малиновский Всеволод Константинович – ЦЭМИ РАН, Москва [ysevolod.malinovskii@mail.ru](mailto:ysevolod.malinovskii@mail.ru)
- Малюгин Владимир Ильич - Белорусский государственный университет, Минск, [Malugin@bsu.by](mailto:Malugin@bsu.by)
- Нанавян Ашхен Мардиросовна – ЦЭМИ РАН, Москва, [ashchenn@mail.ru](mailto:ashchenn@mail.ru)
- Наринян Наталья Евгеньевна – ЦЭМИ РАН, Москва, [gorbatiengkon@list.ru](mailto:gorbatiengkon@list.ru)
- Паронян Лилит Ваагвовна - Российско-Армянский университет, Ереван, [lilit.paronyan@rau.am](mailto:lilit.paronyan@rau.am)

**Пономарева Ольга Станиславна** - ЦЭМИ РАН, Москва, [fondf@cemi.rssi.ru](mailto:fondf@cemi.rssi.ru)

**Проневич Андрей Францевич** – ГрГУ им. Янки Купалы, Гродно, [pranevich@grsu.by](mailto:pranevich@grsu.by)

**Semerikova E.** - HSE, Moscow, [lena.sem7@mail.ru](mailto:lena.sem7@mail.ru)

**Степанов Владимир Сергеевич** – ЦЭМИ РАН, Москва, [Stepanov@cemi.rssi.ru](mailto:Stepanov@cemi.rssi.ru)

**Сухотин Алексей Борисович** - Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН, Москва, [forac@yandex.ru](mailto:forac@yandex.ru)

**Тавадян Агаси Ашотович.** – АГЭУ, Ереван, [a.tavadyan@gmail.com](mailto:a.tavadyan@gmail.com)

**Тавадян Ашот Агасиевич** – АГЭУ, Ереван, [tavadyan@yahoo.com](mailto:tavadyan@yahoo.com)

**Тараканова Ираида Васильевна** – ЦЭМИ РАН, [itar40@mail.ru](mailto:itar40@mail.ru)

**Трофимова Наталья Аристарховна** – ЦЭМИ РАН, Москва, [nataly\\_trofimova@mail.ru](mailto:nataly_trofimova@mail.ru)

**Хацкевич Геннадий Алексеевич** – Институт бизнеса БГУ, Минск, [Khatskevich@sbmt.by](mailto:Khatskevich@sbmt.by)

**Хачатрян Сосе Арцруновна** - Ереванский государственный университет, Ереван, [sose.khachatryan1@ysumail.am](mailto:sose.khachatryan1@ysumail.am), [sose.khachatryan.2017@mail.ru](mailto:sose.khachatryan.2017@mail.ru)

**Черненко Михаил Владимирович** – ЦЭМИ РАН, [mcher51@mail.ru](mailto:mcher51@mail.ru)

**Чернова Лариса Сергеевна** - Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН, Москва, [chelsy45@rambler.ru](mailto:chelsy45@rambler.ru)

**Ширяева Людмила Константиновна** – Самарский государственный экономический университет, Самара, [Shiryeva\\_LK@mail.ru](mailto:Shiryeva_LK@mail.ru)

*ТРУДЫ*  
*Часть 2*

**Х-я Юбилейная международная школа – семинар  
«Многомерный статистический анализ, эконометрика  
и моделирование реальных процессов»  
имени С.А. Айвазяна**

Цахкадзор, Республика Армения

Под редакцией *академика В.Л. Макарова*

---

Подписано в печать 24.06.2021 г.

Формат 60×90/16. Печ. л. 8,1. Тираж 100 экз. Заказ № 7.

ФГБУН Центральный экономико-математический институт РАН

117418, Москва, Нахимовский пр., 47

Тел. 8 (499) 724-21-39

E-mail: [ecr@cemi.rssi.ru](mailto:ecr@cemi.rssi.ru)

<http://www.cemi.rssi.ru/>

---

ISBN 978-5-8211-0797-8

