

Национальный исследовательский университет
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
Факультет экономических наук
Департамент статистики и анализа данных

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА

ТРУДЫ
КОНФЕРЕНЦИИ

ЭКОНОМИКИ И ОБЩЕСТВА

*15-я Международная научно-практическая
конференция студентов и аспирантов
(14–17 мая 2024 г.)*



Национальный исследовательский университет
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
Факультет экономических наук
Департамент статистики и анализа данных
Международная лаборатория
стохастического анализа и его приложений
Московский государственный институт
международных отношений (Университет)
МИД России (Одинцовский филиал)

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА ЭКОНОМИКИ И ОБЩЕСТВА

15-я Международная научно-практическая
конференция студентов и аспирантов
(14–17 мая 2024 г.)

ТРУДЫ КОНФЕРЕНЦИИ



Издательский дом Высшей школы экономики
Москва, 2024

УДК 519.2
ББК 22.172
С78



<https://elibrary.ru/ayypuu>

Редакционная коллегия:

В.С. Мхитарян (гл. редактор), *М.Ю. Архипова*,
Л.А. Родионова, *В.П. Сиротин*, *Н.В. Звездина*, *С.С. Грачёва*

Статистические методы анализа экономики и общества. Труды 15-й
С78 Международной научно-практической конференции студентов и аспирантов (14–17 мая 2024 г.) [Текст] : тр. конф. / гл. ред. В. С. Мхитарян ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2024. — 334 с. — 20 экз. — ISBN 978-5-7598-4142-5 (в обл.). — ISBN 978-5-7598-4208-8 (e-book).

В сборнике представлены отобранные оргкомитетом труды участников 15-й Международной научно-практической конференции студентов и аспирантов «Статистические методы анализа экономики и общества» из Азербайджана, Армении, Беларуси, России, Узбекистана, представляющих 24 вуза из 19 городов: Баку, Владивостока, Донецка, Екатеринбурга, Еревана, Йошкар-Олы, Магнитогорска, Махачкалы, Минска, Москвы, Новосибирска, Оренбурга, Ростова-на-Дону, Санкт-Петербурга, Саранска, Саратова, Ташкента, Электростали, Якутска.

Исследования посвящены вопросам статистической методологии, применения математико-статистических и эконометрических методов в различных отраслях экономики и социальной сферы. Обобщается опыт статистического анализа ряда экономических и социальных явлений. Сравнивается эффективность различных методов, формируются рекомендации по их выбору и развитию в зависимости от специфики решаемой задачи.

Сайт конференции: <http://stm.hse.ru>

УДК 519.2
ББК 22.172

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

doi:10.17323/978-5-7598-4142-5

ISBN 978-5-7598-4142-5 (в обл.)
ISBN 978-5-7598-4208-8 (e-book)

© Авторы, 2024

СОДЕРЖАНИЕ

<i>Агамалов Ю.А.</i> Анализ зависимости уровня заработной платы от роста человека (премия за рост)	14
<i>Амирова Л.Р.</i> Анализ динамики и прогнозирование внешнеторгового оборота Российской Федерации	15
<i>Амирова Л.Р.</i> Использование информационных технологий населением в Российской Федерации	18
<i>Андрусенко М.А., Казарян А.А.</i> Анализ влияния COVID-19 на социальное сиротство в регионах России	21
<i>Аристархов Д.К.</i> Моделирование совместной динамики цен финансовых активов на основе коинтеграционного уравнения с изменяющимися во времени коэффициентами	24
<i>Ахмедова И.М., Оруджева Б.М.</i> Прогнозирование заболеваемости населения активным туберкулезом в Республике Дагестан усовершенствованным методом гармонических весов	26
<i>Байбуртян А.К.</i> О некоторых вопросах оценки достоверности результатов выборочного статистического исследования в здравоохранении	29
<i>Бекирова О.А.</i> Факторы риска, прибыльности и вероятности дефолта российских банков	32
<i>Белая Ю.А.</i> Статистическое исследование страхования физических и юридических лиц в России	35
<i>Бикмурзина А.И.</i> Анализ динамики и прогнозирование доходов консолидированного бюджета Российской Федерации	40

<i>Богоявленский М.С., Микаелян А.А.</i> Паттерн-анализ структуры производства электроэнергии в Европе	42
<i>Борисевич К.С., Гололоб В.Д.</i> Регрессионная модель экономического сотрудничества Республики Беларусь и Российской Федерации	45
<i>Васильева Н.С.</i> Влияние цифровых активов на мировой финансовый рынок	48
<i>Войтенков В.А.</i> Влияние а-типичного кризиса 2022 г. на структуру потребления домашних хозяйств: анализ российских регионов	51
<i>Волкова А.В.</i> Применение статистических методов прогнозирования с использованием инструментов MS Excel	54
<i>Гавриш Б.Г., Трегубова Г.И.</i> Факторный анализ динамики цен на отдельные виды товаров в России в условиях усиления санкционного давления	56
<i>Гарипов А.М.</i> Моделирование совместной динамики цен финансовых активов с помощью векторной модели коррекции ошибок и динамической факторной модели на кластеризованных данных	58
<i>Голицын М.А.</i> Гендерная дискриминация при найме на работу молодых специалистов: результаты эксперимента	61
<i>Голованова В.А., Батай М.И.</i> Выявление пузыря на рынке недвижимости: пример крупнейших городов России	65
<i>Гончаров Д.С.</i> Эффекты ключевой ставки: экономическая активность и инфляция	68
<i>Гончарова А.А.</i> Связь рождаемости с обеспеченностью социальной инфраструктурой: эмпирический анализ на данных выборочных обследований	70

<i>Горелова С.С.</i> Формирование совокупности данных о техническом состоянии многоквартирных домов для анализа жилищных условий	73
<i>Городкова Е.В.</i> Разработка модели прогноза выживаемости онкологических больных на основе методов машинного обучения	76
<i>Городнов А.М.</i> Кривая IS и трансмиссионный механизм в условиях инфляционного таргетирования	78
<i>Горошко Ю.Д.</i> Исследование развития цифровых технологий в современных городах и их влияния на основные характеристики благосостояния населения	82
<i>Григорьев А.А.</i> Анализ парадокса дружбы в социальных сетях	86
<i>Дашевский Д.С.</i> Оценка риска финансовых потерь в результате варьирования кривой бескупонной доходности	87
<i>Демидов Д.В.</i> Прогнозирование объема инвестиций в основной капитал на основе статистических методов	89
<i>Демина К.В.</i> Статистическое исследование проблем корректировки таблиц смертности для моделирования резервов компании страхования жизни	90
<i>Дюмкеева Д.В., Хасанишина А.Р.</i> Анализ факторов ценообразования на рынке аренды жилой недвижимости в Москве	94
<i>Емельянов Т.Д.</i> Использование метода марковских цепей для анализа распределения степеней в сложных сетях	97
<i>Жиделёва М.С.</i> Анализ динамики государственного долга Франции в 2013–2023 гг.	99
<i>Завгородний С.Д., Иванова А.И., Кудабеева Г.В.</i> Анализ потребления домохозяйств по субъектам РФ в 2013–2022 гг.	101

<i>Зайцев И.С.</i>	
Влияние доступности ИКТ на внутреннюю миграцию специалистов разных отраслей на примере России	104
<i>Зайцева Ю.В.</i>	
Воспроизводство населения и репродуктивное поведение населения в регионах Приволжского федерального округа	106
<i>Замниус А.В.</i>	
Оценка последствий налоговых реформ с помощью OLG-модели для России	109
<i>Зуева З.Н.</i>	
Разработка модели многомерного распределения оценки недвижимого имущества	110
<i>Иванов М.В.</i>	
Исследование равновесных аспектов региональной неоднородности безработицы в России	112
<i>Иванова А.П.</i>	
Эконометрическая оценка факторов, влияющих на кредитование фирм в России	115
<i>Иванова М.А.</i>	
Анализ некогнитивных факторов брачного статуса	118
<i>Кабалинов А.И.</i>	
Методы статистики в анализе рынка труда	120
<i>Калашиников Г.И., Щербакова М.В.</i>	
Сравнительный анализ уровней бедности и нищеты в разных странах мира	123
<i>Калинина О.С.</i>	
Российские экономические исследования: количественный анализ	125
<i>Кичаев Д.Ю.</i>	
Роль денежно-кредитной политики России в формировании обменных курсов стран — членов ЕАЭС	127
<i>Коваль П.К.</i>	
Оценка гетерогенной склонности к потреблению домохозяйств в Российской Федерации на основе модели скрытых классов	129
<i>Колчин В.А.</i>	
К вопросу об экономическом прогнозировании: почему будущее не всегда удастся предсказать?	132

<i>Корионова П.Д.</i> Статистическое исследование страхования ОСАГО в регионах России	134
<i>Кудрявцева Ю.В.</i> Динамика перетока волатильности между секторами российской экономики	139
<i>Кузнецова Ю.С.</i> Эконометрическое моделирование влияния инфляции на экономический рост	142
<i>Кулаков С.С.</i> Анализ кассовых сборов отечественных фильмов в мировом прокате и оценка зависимости коммерческого успеха фильма от производственного бюджета	143
<i>Литвинец В.П.</i> Влияние транспортной инфраструктуры на региональное развитие в России	146
<i>Литинская Н.А.</i> Факторы цифровой трансформации предпринимательского сектора скандинавских стран	149
<i>Лихобабин Н.В.</i> Усилия и результаты в образовании: реакция на стимулы	152
<i>Лихобабин Н.В.</i> Оценка эффектов стимулирования повышения качества образования в московских школах	154
<i>Ломоносов Д.А.</i> Рынок жилья в модели общего равновесия российской экономики	157
<i>Лукьянова И.С.</i> Разработка инструментария прогнозирования инновационного развития регионов Российской Федерации	162
<i>Ляхнова М.В.</i> Прогнозирование макропоказателей Сибири с помощью расширенной полуструктурной модели GESSIM	164
<i>Магжанов Т.Р., Пустовалова А.А.</i> Эконометрическая оценка влияния денежно-кредитной политики на долговую нагрузку российских компаний в отраслевом разрезе	166

<i>Магжанов Т.Р., Федоров Д.Д.</i>	
Оценка и прогнозирование кривых доходностей денежного рынка Российской Федерации	169
<i>Малиновский Г.Д.</i>	
Моделирование состояний рынка финансовых активов с помощью скрытых марковских моделей	171
<i>Мартьянова Е.В.</i>	
Оценка макроэкономических эффектов прогрессивного налогообложения в России	174
<i>Маряшина А.С., Пискулина А.С.</i>	
Использование цепей Маркова в качестве модели маркетинговой атрибуции	176
<i>Матевосова А.М.</i>	
Оценка упоминаемости санкций в контексте инфляционных ожиданий на основе анализа данных социальной сети	179
<i>Мосинян К.Г., Мануйлова О.М.</i>	
Модель сезонности рождаемости в постсоветских странах	181
<i>Мукатанова Д.Ж.</i>	
Исследование связи между благосостоянием женщин и их репродуктивным поведением	183
<i>Мун М.</i>	
Возрастная дискриминация при найме на работу: результаты эксперимента	186
<i>Мурзин Д.С., Шабоян Р.Р.</i>	
Оптимизация работы городского пассажирского транспорта	190
<i>Мухамадеева В.А.</i>	
Анализ динамики и прогнозирование жилищных условий домохозяйств в Российской Федерации	193
<i>Наговицына А.С.</i>	
Методические аспекты измерения напряженности рынка труда	195
<i>Нестерова А.И.</i>	
Экономико-статистический анализ рынка труда в США и КНР	198
<i>Николаев А.А.</i>	
Оценка экономических выгод от превентивных мер противодействия хроническим инфекционным заболеваниям (ВИЧ, туберкулез, гепатиты) в России	201

<i>Ольховский Ф.Э.</i> Статистический анализ рынка краткосрочной аренды автомобилей и страхования каршеринга	204
<i>Ососова А.Д.</i> Социально-демографические процессы, влияющие на ипотечное кредитование в России	207
<i>Панкратова А.А.</i> Гистерезис в модели бизнес-циклов с малой открытой экономикой	209
<i>Першинков Н.Д.</i> Эконометрический анализ влияния роли инвестиций в исследования и разработки на формирование структуры капитала ИТ-корпораций	212
<i>Пилюк А.С., Nastansky A.</i> Пространственный регрессионный анализ доступности жилья в Германии	215
<i>Полтева Е.А.</i> Статистический анализ основных детерминант эффективности российских банков	218
<i>Полушин Д.А., Маралин Е.К.</i> Оптимизация размеров запасов при случайном спросе	220
<i>Приймак И.И.</i> Взаимосвязь общей факторной производительности и демографических показателей регионов России	223
<i>Протопопова М.Т.</i> Иностранная миграция в Республике Саха (Якутия): ключевые факторы и влияние на экономическое развитие	225
<i>Романова А.В.</i> Оценка уровня развития сельскохозяйственной отрасли регионов Российской Федерации	228
<i>Рябухина Д.С.</i> Анализ гетерогенности чувствительности безработицы к ВРП в регионах России на основе модели скрытых классов	231
<i>Садыгова Л.Р.</i> Прогноз демографической ситуации в Германии	233

<i>Сазонов О.С.</i> Влияние перехода к режиму инфляционного таргетирования на уровень и волатильность инфляции в странах-нефтеэкспортерах	236
<i>Сергеев А.В.</i> Использование двухбашенных нейросетевых архитектур в задачах рекомендации	238
<i>Снарский Я.А.</i> Электоральные эффекты экологического протестного цикла в Башкортостане (2016–2021)	240
<i>Соловьев Д.А.</i> Декомпозиция распределений в оценке степени износа основных фондов в регионах Российской Федерации	243
<i>Соломевич А.С.</i> Проектирование сервиса машинного перевода с использованием нейронных сетей	245
<i>Солончукова П.С.</i> Исследование влияния макроэкономических факторов на уровень безработицы молодого поколения (16–24 лет) Китая	247
<i>Сугаинов Д.Р.</i> Анализ взаимосвязи неравенства и загрязнения окружающей среды в регионах России	248
<i>Тадей В.А.</i> Проверка наличия эффекта гистерезиса в динамике безработицы в России	251
<i>Тархова А.Е.</i> Исследование проблемы управления инвестициями в модели, включающей страхование пожизненной ренты и рисковое страхование	254
<i>Тимофеев Д.И.</i> Использование машинного обучения и классических статистических методов для построения скоринговой модели в автостраховании	257
<i>Турдиллаева М.У.</i> Моделирование динамики рождаемости и ее влияния на социально-экономические показатели в развитых и развивающихся странах	261

<i>Турчак Д.Н.</i> Пространственные эффекты в голосовании на примере муниципальных выборов в Российской Федерации в 2021–2022 гг.	263
<i>Уначева А.А., Казакова С.О., Нежурина Е.В.</i> Влияние COVID-19 на изменение расходов домашних хозяйств России на различные виды услуг: анализ по данным RLMS	265
<i>Уразбаева А.Р.</i> Как жесткость антиковидных ограничений повлияла на рост предпринимательства? Оценка эффекта на примере российских регионов	269
<i>Устинова Р.А.</i> Построение альтернативных индикаторов потребительской уверенности и оценка возможности их использования для краткосрочного прогнозирования темпов роста конечного потребления домашних хозяйств	272
<i>Хачатрян В.С.</i> Оценка параметров страхования опасных производственных объектов в Российской Федерации. Анализ рынка их страхования на примере субъектов РФ	275
<i>Хмельницкий Б.А.</i> Влияние государственных программ на количество преждевременных прерываний беременности в регионах Российской Федерации	279
<i>Церетели Г.Н., Евлоева А.Я.</i> Статистический анализ миграции во Франции	282
<i>Чернецова И.О.</i> Роль статистики и эконометрики в принятии инвестиционных решений	285
<i>Черников О.В.</i> Применение сетевого анализа в историко-экономических исследованиях: методология и примеры применения	287
<i>Чижун А.Н., Манойленко А.А.</i> Воздействие социально-экономической турбулентности на удовлетворенность жизнью россиян	289
<i>Чудаева А.Б.</i> Анализ эффекта переноса обменного курса в цены с помощью квантильной регрессии	291

<i>Шамаев Б.Д.</i> Анализ российского фондового рынка: эконометрический аспект	294
<i>Шерубнева А.И.</i> Влияние COVID-19 на эффективность бизнеса в России: пространственный аспект	296
<i>Шибалко С.А.</i> Полносвязная модель многомерных двоичных временных рядов и статистическое оценивание ее параметров	299
<i>Шилева А.Е.</i> Моделирование бюджетно-налоговой политики в Российской Федерации с использованием стохастической модели переключающихся поколений с идиосинкратическими рисками	301
<i>Шувалова К.И.</i> Эконометрический анализ работоспособности каналов денежной трансмиссии Центрального банка Российской Федерации на современном этапе развития	303
<i>Щанкина А.А.</i> Процентный канал монетарной трансмиссии влияния ключевой ставки на ипотечные ставки в регионах России	306
<i>Эйбатов Э.Р., Пильноватых Г.В.</i> Влияние дохода на вероятность наличия депрессивных симптомов для жителей США преклонного возраста	309
<i>Янгиров Т.А.</i> Статистический анализ зарплат по видам экономической деятельности Российской Федерации	312
<i>Filatov A.I.</i> Statistical Analysis of Deindustrialization in France after the 1970s Energy Crisis	315
<i>Kasianova K.</i> Application of context-dependent information measures to sequential decision-making in economics and market research	317
<i>Morozova E.A.</i> Decompounding under General Mixing Distributions	319

<i>Romanko E.K.</i>	
Endogenous Markov — Switching vector autoregressive model for nowcasting the current GDP growth rate in Russia	322
<i>Teterin M.A.</i>	
Google trends and bitcoin volatility forecast	324
<i>Tsvetkova A.A.</i>	
The general equilibrium model of the Russian economy with the financial sector and elements of fiscal policy	325

АНАЛИЗ ЗАВИСИМОСТИ УРОВНЯ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ ОТ РОСТА ЧЕЛОВЕКА (ПРЕМИЯ ЗА РОСТ)

Агамалов Юрий Артурович

E-mail: yuaagamalov@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Родионова Л.А.

Понятие «премия за рост» отражает необычную на первый взгляд тенденцию — люди с более высоким ростом имеют склонность получать более высокие заработные платы, чем их коллеги более низкого роста.

Существует множество работ на данную тему, авторы которых занимались изучением силы влияния и направленности зависимости уровня заработной платы от роста человека и других факторов.

При этом были замечены следующие факты:

- премия за рост отличается между регионами;
- премия за рост отличается внутри региона в зависимости от гендера;
- одной из основных проблем исследований является гетерогенность данных.

Из возможных факторов, влияющих на силу «премии за рост», могут оказаться структура рынка труда и культурные особенности региона.

В данном контексте целью исследования является проведение регрессионного анализа для более детального изучения ситуации в регионе и выявления возможных различий в «премии за рост» в зависимости от гендерных особенностей. Данное исследование может помочь в определении особенности региона и предоставить дополнительные данные для разработки эффективных политических и экономических стратегий.

Литература

1. *Thompson K., Portrait F., Schoonmade L.* The height premium: A systematic review and meta-analysis // *Economics & Human Biology*. 2023. Vol. 50.

2. *Bossavie L., Alderman H., Giles J. et al.* The effect of height on earnings: Is stature just a proxy for cognitive and non-cognitive skills? // *Economics & Human Biology*. 2021. Vol. 43.
3. *Bittmann F.* The relationship between height and leadership: Evidence from across Europe // *Economics & Human Biology*. 2020. Vol. 36.
4. *Hübler O.* The nonlinear link between height and wages in Germany, 1985–2004 // *Economics & Human Biology*. 2009.
5. *Lång E., Nystedt P.* Two by two, inch by inch: Height as an indicator of environmental conditions during childhood and its influence on earnings over the life cycle among twins // *Economics & Human Biology*. 2018. P. 53–66.
6. *Xiao Yang, Jian Gao, Jin-Hu Liu et al.* Height conditions salary expectations: Evidence from large-scale data in China // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 2018. Vol. 501. P. 86–97.

АНАЛИЗ ДИНАМИКИ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВНЕШНЕТОРГОВОГО ОБОРОТА РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Амирова Лилия Рустамовна

E-mail: amirovalili2003@gmail.com

г. Оренбург, Оренбургский государственный университет

Научный руководитель: к.э.н., Еремеева Н.С.

Внешнеторговый оборот — один из показателей, характеризующих объем внешней торговли любого государства. По динамике и стоимостным показателем он превышает такие виды внешнеэкономических связей, как ссудные капиталы разных стран, рост мирового производства и др.

Сложившаяся в Российской Федерации модель внешней торговли в результате экономических преобразований требует детального изучения и является актуальным вопросом на данном этапе развития экономики.

Наибольшее абсолютное снижение наблюдается в I квартале 2020 г. — 38,6 млрд долл. США (рис. 1). Наибольшее значение дан-

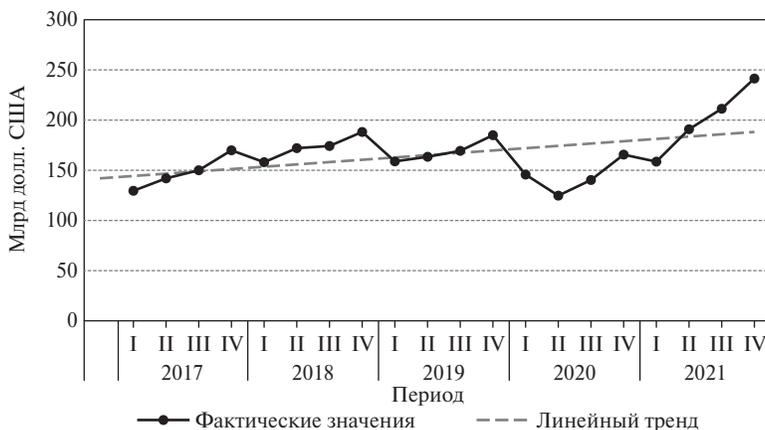


Рис. 1. Динамика внешнеторгового оборота, Российская Федерация, 2017–2021 гг., млрд долл. США

ного показателя во II квартале 2021 г. — 33,1 млрд долл. США. В среднем за рассматриваемый период внешнеторговый оборот Российской Федерации увеличился на 5,7 млрд долл США, или 3,2%, и в среднем составил 166,4 млрд долл. США.

Временной ряд, как правило, содержит два основных элемента — тенденцию динамики и колеблемость. Эти составляющие в разных реальных временных рядах находятся в неодинаковом соотношении, а в крайних случаях остается один элемент: ряд без колеблемости уровней представляет собой тренд в чистом виде, а ряд без тенденции динамики, но с колебаниями уровней около постоянной средней величины — это стационарный временной ряд [1].

Колебания уровней временного ряда могут иметь разную форму, разное распределение по времени, разную частоту и амплитуду, для их характеристики нами рассчитаны показатели, представленные в табл. 1.

Рассчитанные показатели позволяют сделать вывод о незначительной колеблемости внешнеторгового оборота Российской Федерации в анализируемом периоде.

Оценив влияние инвестиций в основной капитал (млрд руб.) на внешнеторговый оборот (млрд долл. США), можно сделать вывод о наличии прямой сильной связи скорости ряда инвестиций в основной капитал и скорости ряда внешнеторгового оборота.

Таблица 1

**Показатели колеблемости внешнеторгового оборота
Российской Федерации**

Амплитуда колебаний	Среднее по модулю отклонение от тренда	Среднее квадратическое отклонение	Коэффициент колеблемости, %
101,61	17,9	24,4	7,7

Построенное уравнение регрессии для оценки параметров имеет вид

$$\Delta y = 121,4 + 0,009\Delta x.$$

Оно показывает, что рост скорости внешнеторгового оборота на 1 млрд долл. США способствует росту скорости для ряда инвестиций в основной капитал на 0,09 млрд руб.

Прогноз внешнеторгового оборота на I квартал 2023 г. при ожидаемом увеличении инвестиций в основной капитал на 1 млрд руб. относительно IV квартала 2022 г. составит 361,6 млрд долл. США.

В условиях возросшей неопределенности в мировой экономике, обусловленной комплексом фундаментальных и конъюнктурных факторов, внешнеторговый оборот России в кратко- и среднесрочной перспективе может столкнуться с проблемами, связанными с риском существенного сокращения поставок за рубеж.

Литература

1. Российская экономика в 2021 году. Тенденции и перспективы. Вып. 43: сборник научных трудов / под ред. А.Л. Кудрина и др. М.: Институт Гайдара, 2022. 604 с. // Лань: электронно-библиотечная система. <https://e.lanbook.com/book/258398> (дата обращения: 06.03.2023).
2. Мировая экономика и международные экономические отношения: учебник / под ред. проф. А.С. Булатова, проф. Н.Н. Ливенцева. М.: Магистр, 2010.
3. Федеральная служба государственной статистики. http://www.gks.ru/connect/rosstat/ru/statistics/10_2010/09.pdf (дата обращения: 10.12.2023).
4. Эконометрика для бакалавров: учебник / под ред. В.Н. Афанасьева. Оренбург: Университет, 2014. 434 с.

5. *Захарова Л.Н., Хребтова Т.М.* Экономическая статистика: учеб. пособие. Красноярск: СибГУ им. академика М.Ф. Решетнёва, 2021. 94 с.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ИНФОРМАЦИОННЫХ ТЕХНОЛОГИЙ НАСЕЛЕНИЕМ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Амирова Лилия Рустамовна

E-mail: amirovalili2003@gmail.com

г. Оренбург, Оренбургский государственный университет

Научный руководитель: к.э.н. Еремеева Н.С.

Информационные технологии в государственном управлении — совокупность новейших методов и информационных инструментов сбора, хранения, систематизации, передачи данных, которые применяются в области разработки и принятия управленческих решений [1].

Желание получить новую информацию — естественное желание человека, которое обеспечивает ему полноценную жизнь. Доступ к информации возможен через различные источники, например через сеть Интернет, которая открывает широкие возможности для получения доступа к разным информационным ресурсам.

Существуют три способа получения государственных и муниципальных услуг в Российской Федерации: через портал Госуслуги, многофункциональный центр (МФЦ) или личное обращение в офис государственного учреждения. Большинство людей в современном мире предпочитают использовать для получения услуг цифровые сервисы.

Анализ структуры использования сети Интернет для получения государственных и муниципальных услуг по полу в Российской Федерации в возрасте 15–72 лет представлен на рис. 1.

Именно население Российской Федерации женского пола чаще используют Интернет для получения государственных и муниципальных услуг (см. рис. 1). Это может быть связано с тем, что женщины могут находиться в декрете. В числе основных преимуществ можно отметить отсутствие необходимости очного присут-

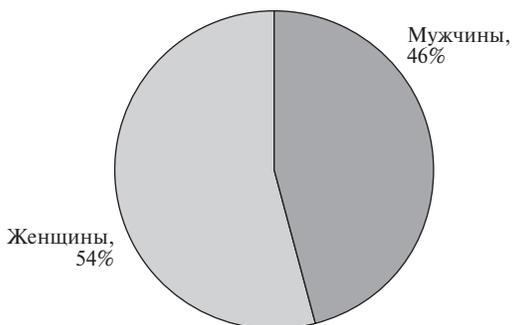


Рис 1. Структура использования Интернета для получения государственных и муниципальных услуг в Российской Федерации по полу в возрасте 15–72 лет

ствия, высокую скорость получения услуги и возможность пользоваться большинством сервисов в одном приложении.

Наибольшая часть населения Российской Федерации в возрасте от 15 до 72 лет использует Интернет для получения услуг (рис. 2), связанных со здравоохранением и медициной (69,4%). В настоящее время многие медицинские услуги можно получить дистанционно по Интернету: через портал Госуслуги можно записаться на прием к врачу, получить результаты анализов, получить консультацию или провести дистанционное наблюдение за состоянием здоровья. Затем идут налоги и сборы (58,3%): через портал Госуслуги или личный кабинет налогоплательщика можно посмотреть, нет ли задолженности, а если есть, то ее там же можно и оплатить. Наименьшая доля приходится на интеллектуальную собственность (0,6%).

Наибольшее абсолютное увеличение наблюдается в 2017 г. — 14879,7 тыс. человек. Это связано с высоким уровнем развития цифровых коммуникационных навыков у пользователей. Согласно данным Росстата, цифровыми коммуникационными навыками владеет 91% населения. Следовательно, численность населения, использующего Интернет для получения государственных и муниципальных услуг, увеличилась на 14879,7 тыс. человек, или 46,9%. В 2022 г. численность населения, использующего Интернет, увеличилась по сравнению с 2013 г. на 65 789,9 тыс. человек.

В среднем численность населения в возрасте 15–72 лет, использовавшего Интернет для получения государственных и муни-



Рис. 2. Структура численности населения в возрасте 15–72 лет, использовавшего сеть Интернет для получения государственных и муниципальных услуг в Российской Федерации

ципальных услуг в Российской Федерации, составила 46376,8 тыс. человек. В среднем показатель увеличивался на 7339,7 тыс. человек в год, или 23,3%.

Используя прогноз, можно сделать вывод, что дальше численность населения, использовавшего Интернет для получения государственных и муниципальных услуг, будет возрастать несильно и в 2025 г. составит 85365,3 тыс. человек.

Литература

1. *Троянская М.А., Еременков А.А.* Информационные технологии в государственном управлении: понятие, виды, задачи и направле-

ния регулирования // Вестник Академии знаний. 2022. № 3 (50). С. 16–19. <https://cyberleninka.ru/article/n/informatsionnye-tehnologii-v-gosudarstvennom-upravlenii-ponyatie-vidy-zadachi-i-napravleniya-regulirovaniya> (дата обращения: 18.03.2024).

2. *Тарасенко Е.О.* Теория вероятностей и математическая статистика: курс лекций: учеб. пособие. Ставрополь: СКФУ, 2018. 229 с.

3. *Исюмов А.А., Коцубинский В.П., Шатохина А.О.* Информационные технологии: учеб. пособие. М.: ТУСУР, 2023. 240 с.

АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ COVID-19 НА СОЦИАЛЬНОЕ СИРОТСТВО В РЕГИОНАХ РОССИИ

Андрусенко Марк Андреевич

E-mail: maandrusenko_1@edu.hse.ru

Казарян Ануш Артаковна

E-mail: aakazaryan_1@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Грачева С.С.

Дети-сироты являются одной из самых уязвимых групп детей, которая привлекает внимание общества и различных исследователей по всему миру. По данным на 2022 г., в России проживает 30,3 млн детей, из которых почти 455 тыс. являются сиротами или детьми, оставшимися без попечения родителей. Преимущественно речь идет о так называемых социальных сиротах, которые находятся в трудной жизненной ситуации и нуждаются в поддержке государства. В разных регионах России тема сиротства имеет свои причины, степень выраженности и динамику.

Наше статистическое исследование предполагает анализ «предковидного», «ковидного» и «постковидного» периодов для выявления влияния пандемии на количество сирот в регионах. Цель работы — определение влияния пандемии на количество детей-сирот и детей, оставшихся без попечения родителей, на основе результатов анализа пространственных и временных данных. Для этого мы выдвинули несколько гипотез:

(Н1): во время пандемии COVID-19 наблюдается рост количества сирот в Российской Федерации и регионах;

(Н2): между смертностью от COVID-19 и количеством сирот в регионе существует сильная прямая связь;

(Н3): в России наблюдается тенденция увеличения количества сирот.

На основе данных Росстата мы провели пространственный анализ количества сирот на 1000 детей в регионе. Выявленное распределение является примерно одинаковым для 2019 и 2022 гг., в 2021 г. ситуация изменилась только в регионах с самыми высокими значениями сиротства. Коэффициент корреляции Пирсона между данным показателем и количеством смертей от COVID-19 на 1000 человек в регионе составляет 0,133, что свидетельствует о наличии слабой прямой связи между смертностью от коронавируса и количеством детей-сирот.

Анализ временных рядов по количеству сирот в период с 2012 по 2022 г. показывает положительную динамику: если в 2012 г. в России их количество было примерно 236 тыс., то в 2022 г. их стало около 218 тыс. человек, однако количество сирот на 1000 детей колеблется между 18 и 17 в течение десятилетия. С помощью экспоненциального сглаживания получены значения на 2023 и 2024 гг., которые не сильно отличаются от текущей ситуации.

Также для оценки динамики нами была составлена тепловая карта по субъектам РФ и проведена кластеризация полученных данных. Регионы разделены на три группы по степени серьезности проблемы сиротства: первая группа — регионы с хорошими показателями на протяжении рассматриваемого периода (16 регионов, например г. Москва, Белгородская область, Республика Дагестан); вторая группа наиболее многочисленная, в нее вошли регионы, где ситуация с сиротством была нестабильна (38 регионов, например Республика Мордовия, Пензенская, Челябинская области); третья группа — регионы с наиболее аутсайдерскими показателями по всей стране (29 регионов, например, Сахалинская область, республики Алтай и Хакасия).

Таким образом, COVID-19 не оказал сильного влияния на состояние проблемы сиротства в России, однако незначительно усугубил проблему сиротства в регионах, положение которых и так являлось аутсайдерским по данному показателю (Н1 — подтвердилось частично, Н2 — отвергнута). Исследование временных данных констатирует, что в России в ближайшие годы не ожидаются изме-

нения по количеству детей-сирот, их соотношение к детям остается стабильным, что говорит о недостаточной эффективности социальной политики (НЗ — отвергнута).

Результаты исследования могут быть использованы при формировании государственной политики по снижению количества сирот в регионах, а также внедрении государственных и региональных программ по поддержке данной категории детей. В продолжение работы следует провести анализ взаимосвязи количества сирот с такими показателями, как уровень алкоголизма, бедности и других показателей, на которых пандемия коронавируса также оказала отрицательное влияние.

Литература

1. *Дусенко М.Е., Харина Л.В., Перепёлкина Н.А.* Исторические особенности сиротства в России: сиротство как социальный феномен // *Живая психология*. 2018. Т. 5. № 1. С. 55–62.
2. *Крамчанинова Н.В.* Современная государственная политика в вопросах социального сиротства в России // *Историческая и социально-образовательная мысль*. 2020. Т. 12. № 1. С. 82–89.
3. *Бондаренко К.Д., Горбунова В.В., Гражданкина Л.Ю.* Социальное сиротство современной России: состояние, основные тенденции и проблемы профилактики // *Тенденции развития науки и образования*. 2020. № 66–4. С. 103–107.
4. Численность населения Российской Федерации по полу и возрасту // Росстат. <https://rosstat.gov.ru/compendium/document/13284> (дата обращения: 04.11.2023).
5. Естественное движение населения в разрезе субъектов Российской Федерации // Росстат. https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/EDN_03-2023.htm (дата обращения: 04.11.2023).

МОДЕЛИРОВАНИЕ СОВМЕСТНОЙ ДИНАМИКИ ЦЕН ФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ НА ОСНОВЕ КОИНТЕГРАЦИОННОГО УРАВНЕНИЯ С ИЗМЕНЯЮЩИМИСЯ ВО ВРЕМЕНИ КОЭФФИЦИЕНТАМИ

Аристархов Данила Константинович

E-mail: aristarkhov2002@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: PhD Магжанов Т.Р.

Моделирование совместной динамики цен коинтегрированных активов с помощью стандартного коинтеграционного уравнения имеет существенный недостаток: коэффициенты, получающиеся в результате МНК-оценки, являются усредненными на рассматриваемом периоде показателями. Тем самым такая оценка коэффициентов может давать ошибочное представление о текущей динамике активов и делать коинтеграционную модель неприменимой в условиях нестабильности финансового рынка. Одним из решений является State Space моделирование. В основе подхода лежит предпосылка об изменчивости ненаблюдаемых коэффициентов модели, которая описывается state equation, и их взаимосвязи с наблюдаемыми переменными y_t через measurement equation.

Оценка State Space формы модели может производиться с помощью фильтра Калмана. Фильтр Калмана — это алгоритм фильтрации данных, в идею которого положен учет как внешних показаний (измерений), так и результатов модели. На вход подаются начальное состояние системы, измерения, значения state transition и measurement function, а также матрицы, характеризующие ковариационные матрицы состояния, ошибки процесса и ошибки измерения. В результате работы алгоритм, учитывая дисперсии измерений и модели, определяет веса, с которыми он будет взвешивать показания из данных источников, после чего строится оптимальный прогноз значения вектора состояний.

Цель работы — построение модели динамики коинтегрированных пар активов с учетом динамического характера коэффициентов в коинтеграционном уравнении. Полученная модель по-

звояет понимать текущее соотношение между активами, что является важным фактором при реализации торговых стратегий, основанных на идее mean reversion [1, 2]. Также полученные технические знания могут использоваться при оценке процессов, в которых предполагается динамическая взаимосвязь факторов.

Реализация модели проводилась на языке Python с помощью библиотек FilterPy для фильтра Калмана, pandas и numpy для работы с массивами, statsmodels для тестирования на коинтеграцию. На первом шаге отбирались релевантные пары активов, удовлетворяющие условиям коинтеграции, затем производилось моделирование их совместной динамики с помощью фильтра Калмана. На рис. 1 приведен пример полученных значений динамических коэффициентов между парой активов IBM и MU, где beta_1 соответствует менее волатильной кривой.

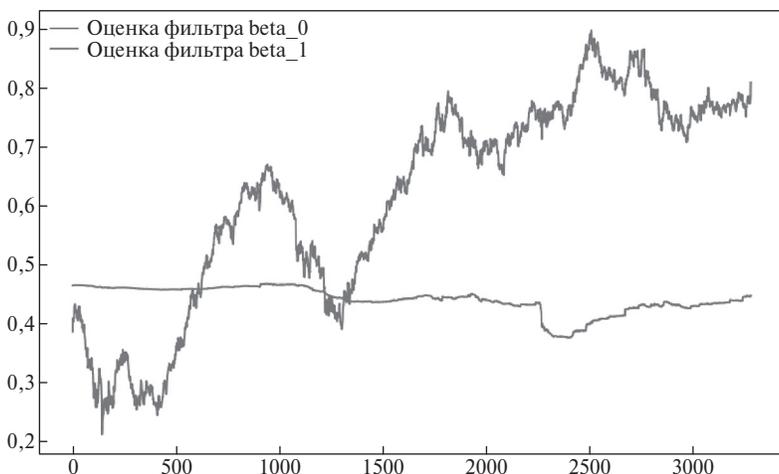


Рис. 1. Оценка ненаблюдаемых переменных модели для пары активов MU и IBM. Цены — в логарифмах

Таким образом, с помощью представления совместной динамики в State Space форме и применения фильтра Калмана была получена изменяющаяся во времени оценка параметров коинтеграционного уравнения, что в дальнейшем может быть использовано при построении стратегий торговли активами.

Литература

1. *Chengying He, Tianqi Wang, Xinwen Liu, Ke Huang*. An innovative high-frequency statistical arbitrage in Chinese futures market // *Journal of Innovation & Knowledge*. 2023. Vol. 8. No. 4.
2. *Jia Yu*. Cointegration approach for the pair trading based on the Kalman filter // Graduate School of Information, Production and Systems. Fukuoka, Japan: Waseda University, 2022.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ НАСЕЛЕНИЯ АКТИВНЫМ ТУБЕРКУЛЕЗОМ В РЕСПУБЛИКЕ ДАГЕСТАН УСОВЕРШЕНСТВОВАННЫМ МЕТОДОМ ГАРМОНИЧЕСКИХ ВЕСОВ

Ахмедова Иминат Мурадовна

E-mail: iminat0205@mail.ru

г. Махачкала, Дагестанский государственный университет

Оруджева Бесханум Мурадовна

E-mail: beskhanum.orujeva@yandex.ru

г. Махачкала, Дагестанский государственный
медицинский университет

Научный руководитель: д.э.н., профессор Абдулгалимов А.М.

Туберкулез — широко распространенное в мире инфекционное заболевание человека и животных. Оно вызывается различными видами микобактерий, называемых палочками Коха, которые способны жить внутри клеток. Туберкулез обычно поражает легкие, реже затрагивает другие органы и системы. Палочки Коха передаются воздушно-капельным путем при разговоре, кашле и чихании больного.

До XX в. туберкулез был практически неизлечим. В настоящее время разработана комплексная программа, позволяющая выявить и вылечить заболевание на ранних стадиях его развития.

Классические симптомы туберкулеза легких — длительный кашель с мокротой, иногда с кровохарканьем, появляющимся

на более поздних стадиях, длительная субфебрильная температура, лихорадка, слабость, ночная потливость, пониженный аппетит и, как следствие, значительное похудение. Что касается активного туберкулеза, то это ситуация, когда в организме присутствуют активно размножающиеся микобактерии, человек плохо себя чувствует и может заражать других [1].

По данным Министерства здравоохранения Дагестана, за последние 10 лет наблюдается устойчивый спад заболеваемости населения республики туберкулезом, тем не менее в среднем эта болезнь ежегодно отнимает жизнь более 50 человек. Например, по данным Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по республике Дагестан, в 2022 г. общее число умерших в республике составляет 16 344 человека при численности постоянного населения 3 159 564 человека. А число умерших от заболеваний туберкулезом составляет 51 человек, т.е. 0,3% всего числа умерших в республике в 2022 г. Это, конечно, не сравнить с данными о количестве умерших в республике от болезней системы кровообращения (БСК) в 2022 г.: число умерших от БСК — 7180 человек, что составляет 44% всего числа умерших в 2022 г. [2].

Прогнозные оценки численности заболевших туберкулезом в Республике Дагестан проводились усовершенствованным методом гармонических весов [3]. Исходные данные для проведения прогнозных оценок численности пациентов, болеющих активным туберкулезом, стоящих на учете в лечебно-профилактических учреждениях в Республике Дагестан, приведены в табл. 1 [4, 5].

Таблица 1

**Динамика числа больных активным туберкулезом
в Республике Дагестан, на 100 тыс. населения**

Год	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
Число больных	101,4	96,3	91,7	87,0	79,7	75,7	74,3	64,2	60,2

Параметры прогнозирования для ряда динамики, согласно данным табл. 1, следующие:

- 1) число уровней исходного ряда динамики (база прогноза) $n = 9$;
- 2) число точек прогноза $q = 3$;
- 3) уровень значимости $\alpha = 0,05$;

4) число уровней в фазе и показатель степени скользящего тренда для ряда динамики: $L = 3$, $m = 1$.

В табл. 2 приведены прогнозные оценки количества заболевших туберкулезом в республике на 2023–2025 гг.

Таблица 2

Прогнозные оценки числа больных активным туберкулезом в Республике Дагестан, 2023–2025 гг., на 100 тыс. населения

Показатель	2023			2024			2025		
	Точечная оценка	Интервальная оценка		Точечная оценка	Интервальная оценка		Точечная оценка	Интервальная оценка	
		Начало	Конец		Начало	Конец		Начало	Конец
Число больных	53,1	50,0	56,1	47,0	44,7	49,2	40,8	37,8	43,9

Данные табл. 1 и прогнозные оценки, приведенные в табл. 2, свидетельствуют о стабильном снижении заболеваемости населения Республики Дагестан активным туберкулезом.

Литература

1. Кошечкин В.А., Иванова З.А. Туберкулез. М.: ГЭОТАР-Медиа, 2007. 304 с.
2. Ахмедова И.М., Оруджева Б.М. Прогнозирование заболеваний кожи и подкожной клетчатки в Республике Дагестан // Статистические методы анализа экономики и общества: труды XIV Международ. науч.-практ. конф. студентов и аспирантов. Москва, 16–19 мая 2023 г. М.: НИУ ВШЭ, 2023. С. 41–44.
3. Абдулгалимов А.М. Статистическое прогнозирование социально-экономических процессов. Махачкала: Даг. кн. изд-во, 1998. 142 с.
4. Статежегодник — Дагестан 2022: сборник. <https://dagstat.gks.ru/storage/mediabank/Статежегодник%20-Дагестан%202022%20гг.rar> (дата обращения: 21.03.24).
5. Статежегодник — Дагестан 2023: сборник. <https://dagstat.gks.ru/storage/mediabank/Статежегодник-2023-.rar> (дата обращения: 23.03.2024).

О НЕКОТОРЫХ ВОПРОСАХ ОЦЕНКИ ДОСТОВЕРНОСТИ РЕЗУЛЬТАТОВ ВЫБОРОЧНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ В ЗДРАВООХРАНЕНИИ

Байбуртян Армине Кареновна

E-mail: arminebayburtyan@gmail.com

г. Ереван, ЕГМУ им. Мхитара Гераци

Научный руководитель: к.м.н., доцент Варданян К.К.

Медицинские и санитарно-гигиенические явления описываются статистическими показателями и характеристиками, получаемыми на практике, т.е. представляют собой результаты наблюдения ограниченного числа этих явлений. При проведении выборочного исследования изучаются не все единицы статистической совокупности, а только их часть. Вследствие воздействия различных причин данные выборочного исследования всегда будут несколько отличаться от результатов исследования генеральной совокупности.

В практической деятельности врачу часто приходится сравнивать полученные относительные или средние показатели (коэффициенты) и оценивать статистическую значимость различий между ними, например, при сравнении результатов в контрольной и экспериментальной группах, сравнении показателей здоровья населения, проживающего в различных местностях, в разные периоды и т.д. [2]. Чтобы определить, насколько результаты выборочного исследования отличаются от результатов, которые получены при исследовании генеральной совокупности, рассчитывается ошибка (m) средней и относительной величин.

Ошибка средней арифметической величины (m) рассчитывается по формуле

$$m = \frac{\sigma}{\sqrt{n}}, \text{ если } n > 30 \text{ и } m = \sqrt{\frac{pq}{n-1}}, \text{ если } n \leq 30,$$

где σ — среднеквадратическое отклонение средней величины; n — число наблюдений.

Ошибка выборочной относительной величины (p) вычисляется из

$$m = \sqrt{\frac{pq}{n}}, \text{ если } n > 30 \text{ и } m = \sqrt{\frac{pq}{n-1}}, \text{ если } n \leq 30,$$

где p — относительная величина; n — число наблюдений; q — размерность показателя.

Следует обратить внимание на такие понятия, как ошибка и достоверность. Под ошибкой понимается мера репрезентативности, достоверности статистической величины. Именно она показывает, насколько результаты, полученные при исследовании выборочной совокупности, отличаются от результатов, которые могли бы получиться, если бы изучалась генеральная совокупность [1]. Под достоверностью понимается степень соответствия статистических показателей отображаемой ими действительности. В свою очередь, оценка достоверности показателя — это установление вероятности, с которой результаты, полученные при выборочном исследовании, можно перенести на генеральную совокупность. Для того чтобы уменьшить ошибку и, значит, увеличить достоверность или степень соответствия показателя отображаемой им действительности, необходимо использовать закон больших чисел [3]. Теоретически установлено, что в случае нормального (или близкого к нормальному) распределения вариантов генеральная средняя находится в пределах:

- для средних величин

$$\bar{M} = \check{M} \pm tm_M;$$

- для относительных величин

$$\bar{P} = \check{P} \pm tm_p,$$

где t — доверительный коэффициент (табл. 1).

Таблица 1

Зависимость генеральной величины и вероятности

Генеральная величина в зависимости от коэффициента		Вероятность, %
$M' \pm 1m_M$	$P' \pm 1m_p$	68,3
$M' \pm 2m_M$	$P' \pm 2m_p$	95,5
$M' \pm 3m_M$	$P' \pm 3m_p$	99,7

В санитарно-гигиенических и медицинских исследованиях минимально приемлемым уровнем доверительной вероятности

выборочных показателей считается $t = 2$. Использование метода оценки достоверности разности показателей или средних величин позволяет установить, существенны ли выявленные различия или они результат действия случайных причин. Основа — определение критерия достоверности t , который рассчитывается по специальным формулам для средних и относительных величин:

- для средних величин

$$t = \frac{M_1 - M_2}{\sqrt{m_1^2 + m_2^2}};$$

- для относительных величин

$$t = \frac{P_1 - P_2}{\sqrt{m_1^2 + m_2^2}},$$

где M_1, M_2, P_1, P_2 — сравниваемые средние или относительные величины; $m_{1,2}$ — их ошибки.

При большой выборке различие достоверно при $t > 2$, что соответствует вероятности безошибочного прогноза, равной или более 95%. При величине коэффициента достоверности $t < 2$ степень вероятности безошибочного прогноза — менее 95% [4]. В этом случае необходимо получить дополнительные данные, увеличив число наблюдений. Если после увеличения численности выборки и, соответственно, уменьшения ошибки репрезентативности различие продолжает оставаться недостоверным, то для определения достоверности различий между двумя показателями или средними величинами при малом числе наблюдений критерий достоверности оценивается по таблице значений критерия t Стьюдента по числу степеней свободы. При анализе результатов медицинского статистического исследования используют графические изображения (линейные, плоскостные, объемные и фигурные диаграммы).

Литература

1. *Медик В.А., Юрьев В.К.* Общественное здоровье и здравоохранение: учебник. 2-е изд., испр. и доп. М.: ГЭОТАР-Медиа, 2012. 608 с.
2. *Порада Н.Е.* Методика изучения заболеваемости: учебно-метод. пособие к практ. занятиям по курсу специализации «Общественное

здоровье и здравоохранение». Минск: МГЭУ им. А.Д. Сахарова, 2010. 32 с.

3. Предельные теоремы теории вероятностей. https://vm.tstu.tver.ru/math_exp/topic_exp/teor/lect_6/lect_6_1.html.

4. Общественное здоровье и здравоохранение, экономика здравоохранения: учебник: в 2 т. / под ред. В.З. Кучеренко. М.: ГЭОТАР-Медиа, 2013. Т. 1. С. 72–94.

ФАКТОРЫ РИСКА, ПРИБЫЛЬНОСТИ И ВЕРОЯТНОСТИ ДЕФОЛТА РОССИЙСКИХ БАНКОВ

Бекирова Ольга Александровна

E-mail: bekirova-oa@ranepa.ru

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н., Зубарев А.В.

Устойчивость и эффективность банковской системы является важным условием развития экономики. В связи с высокой уязвимостью банковского сектора важно своевременно выявлять проблемы и понимать источники потенциальных рисков. В последние годы в российском банковском секторе наблюдалась трансформация, результатом которой стало сокращение числа игроков на рынке банковских услуг более чем вдвое (за счет отзыва лицензий у «проблемных»). Основная волна отзывов лицензий пришлась на 2013–2018 гг., преобладающими причинами которых, однако, была не финансовая несостоятельность, а проведение сомнительных операций и нарушение законодательства в области противодействия легализации (отмыванию) доходов, полученных преступным путем. Таким образом, отзыв лицензии не всегда указывает на то, что банк «проблемный» в экономическом смысле (ведет высокорисковую деятельность, неправильно оценивает риски). В то же время и не у каждого банка с высоким риском несостоятельности отзывают лицензию. В связи с этим важно рассматривать не только вероятность отзыва лицензии у банка (что формально считается дефолтом), но и некоторые непрерывные показатели деятельности банка, такие, например, как риск несостоятельности и прибыльность.

Тема изучения устойчивости банковского сектора в целом и отдельных банков в частности довольно обширна. Среди зарубежных эмпирических исследований можно условно выделить две большие группы. К первой относятся исследования, посвященные моделированию вероятности банкротства банков [3, 4, 6, 7], ко второй группе — работы по оценке факторов прибыльности банка (например, ROA или ROE) [1, 5], а также риска (например, Z-score или доля просроченной задолженности по кредитам в активах) [1, 8, 9].

В исследовании были использованы квартальные данные с III квартала 2012 по IV квартал 2021 г. (данные о банкротствах с III квартала 2013 по I квартал 2022 г.) из открытой отчетности банков по формам 101 и 102, публикуемые на сайте ЦБ РФ. Для агрегации балансовых счетов использована методика сервиса банковской аналитики КУАП.РУ.

При помощи эконометрических методов анализа была проведена оценка факторов, оказывающих влияние как на вероятность банкротства банка, так и на некоторые непрерывные показатели его деятельности — риска (Z-score и волатильность рентабельности активов) и прибыльности (ROA и ROE). Вероятность дефолта банка оценивалась при помощи логистической регрессии, в которой объясняющие переменные брались с лагом в I–IV квартала. Оценивание факторов риска и прибыльности проводилось на панельных данных с использованием моделей с фиксированными эффектами (FE), в которых помимо индивидуальных также учитывались временные эффекты. Объясняющие переменные также брались с лагами от I до IV кварталов.

В качестве объясняющих переменных использовались стандартные показатели из балансовой и финансовой отчетности, а также показатель создания ликвидности [2]. Стоит отметить, что в отличие от многих исследований, посвященных российскому банковскому сектору, в данной работе в качестве объясняющих переменных использовались различные показатели отчета о прибылях и убытках, такие как чистая процентная маржа, отношение операционных расходов к операционным доходам, непроцентные доходы.

Полученные результаты продемонстрировали, что балансовые показатели значимо коррелируют как с вероятностью дефолта банка, так и с его риском несостоятельности и прибыльностью. Был получен следующий результат: чем крупнее банк, тем ниже его ве-

роятность дефолта, риск несостоятельности и показатели прибыльности. Согласно полученным оценкам, высокие уровни создания ликвидности по сравнению с банковским сектором оказывают повышающее давление на уровень риска неплатежеспособности банка, повышают вероятность дефолта, но не коррелируют с прибыльностью.

В связи с тем что случаи отзывают лицензий у банков в России в последние годы становятся все более редкими (три лицензии были отозваны в феврале—марте 2024 г., а до этого — только в августе 2022 г.), исследователям необходимо задуматься либо о пересмотре определения де-факто банкротства банка, либо о выборе альтернативы модели оценки вероятности банкротства банков.

Один из вариантов разрешения этой дилеммы предложен в настоящей работе — использовать модели с непрерывными показателями банковской деятельности в качестве зависимых переменных. Оценка факторов риска и прибыльности позволяет обойтись в исследовании без понятия дефолта банка, что также разрешает проблему с ненаблюдаемостью «проблемных» банков.

Литература

1. *Assaf A.G. et al.* Does efficiency help banks survive and thrive during financial crises? // *Journal of Banking & Finance*. 2019. Vol. 106. P. 445—470.
2. *Berger A.N., Bouwman C.H.* Bank liquidity creation // *The Review of Financial Studies*. 2009. Vol. 22. No. 9. P. 3779—3837.
3. *Betz F. et al.* Predicting distress in European banks // *Journal of Banking & Finance*. 2014. Vol. 45. P. 225—241.
4. *Cole R.A., White L.J.* Déjà vu all over again: The causes of US commercial bank failures this time around // *Journal of Financial Services Research*. 2012. Vol. 42. P. 5—29.
5. *Elekdag S., Malik S., Mitra S.* Breaking the Bank? A Probabilistic Assessment of Euro Area Bank Profitability // *Journal of Banking & Finance*. 2020. Vol. 120.
6. *Forgione A.F., Migliardo C.* Forecasting distress in cooperative banks: The role of asset quality // *International Journal of Forecasting*. 2018. Vol. 34. No. 4. P. 678—695.

7. *Martin D.* Early warning of bank failure: A logit regression approach // *Journal of Banking & Finance*. 1977. Vol. 1. No. 3. P. 249–276.
8. *Shim J.* Loan portfolio diversification, market structure and bank stability // *Journal of Banking & Finance*. 2019. Vol. 104. P. 103–115.
9. *Zheng C. et al.* The moderating role of capital on the relationship between bank liquidity creation and failure risk // *Journal of Banking & Finance*. 2019. Vol. 108.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ СТРАХОВАНИЯ ФИЗИЧЕСКИХ И ЮРИДИЧЕСКИХ ЛИЦ В РОССИИ

Белая Юлия Андреевна

E-mail: yuabelaya@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

Страхование является способом снижения риска в рыночной экономике. При нынешней геополитической, экономической и социальной ситуации в России его динамика значительно меняется.

Динамика страховых премий физических и юридических лиц во времени представлена на рис. 1.

На основе графиков (рис. 2) видно, что динамика рынка страхования России в целом положительная, однако у юридических лиц наблюдается более выраженная сезонность, в начале каждого квартала они страхуются на большую сумму, чем в течение года.

Для исследования зависимости страхования физических и юридических лиц от различных социально-экономических показателей развития регионов России был проведен корреляционный анализ. Для анализа взяты переменные, представленные в табл. 1.

На основе результатов корреляционного анализа (рис. 3) можно сделать вывод о том, что страхование в целом, а также страхование физических и юридических лиц тесно связано с различными социально-экономическими показателями.

Кроме того, в исследовании проведен кластерный и регрессионный анализ, показавший существенные различия в развитии

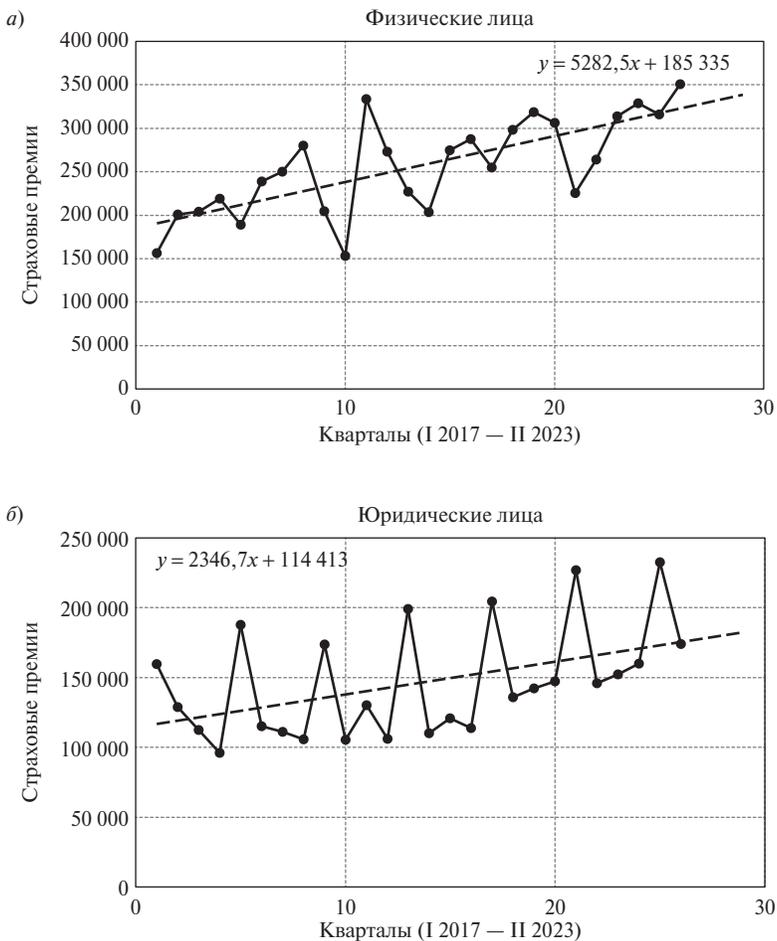
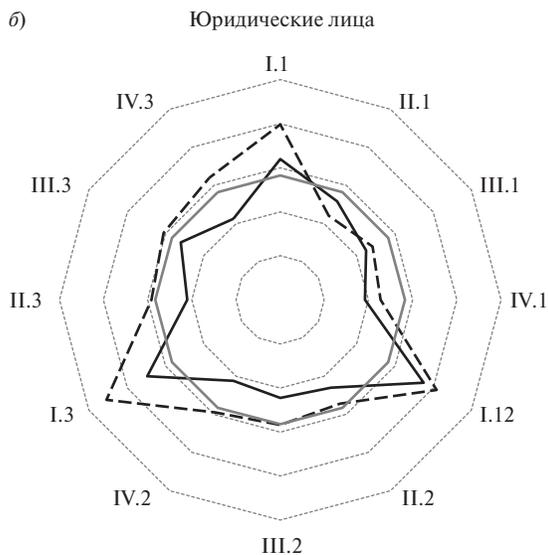
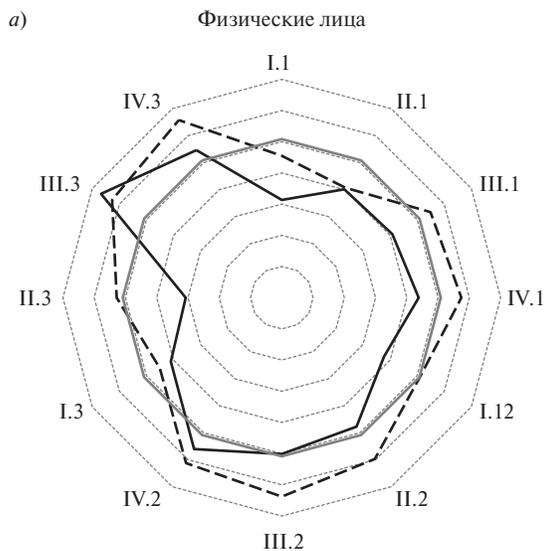


Рис. 1. Динамика объема собранных страховых премий в России для физических (а) и юридических (б) лиц, 2017–2023 гг.

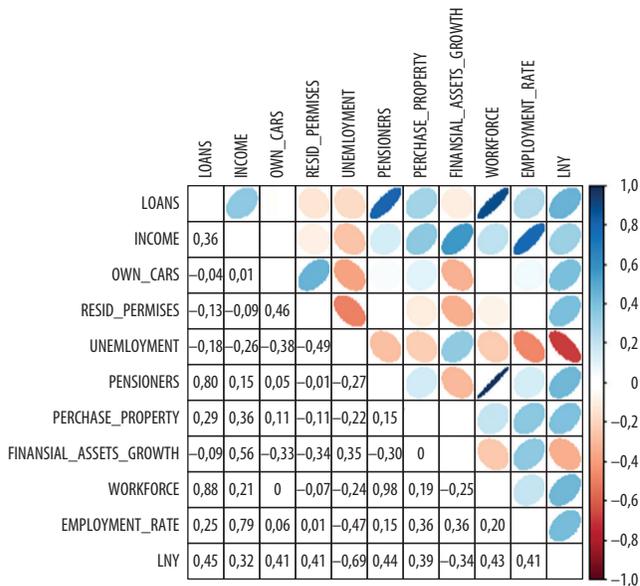
рынков страхования физических и юридических лиц в России, а также их существенную региональную дифференциацию.



— 2017–2019 - - - 2020–2022 — Среднее значение

Рис. 2. Лепестковые диаграммы ежеквартальной динамики объема собранных страховых премий в России для физических (а) и юридических (б) лиц, 2017–2023 гг.

а)



б)

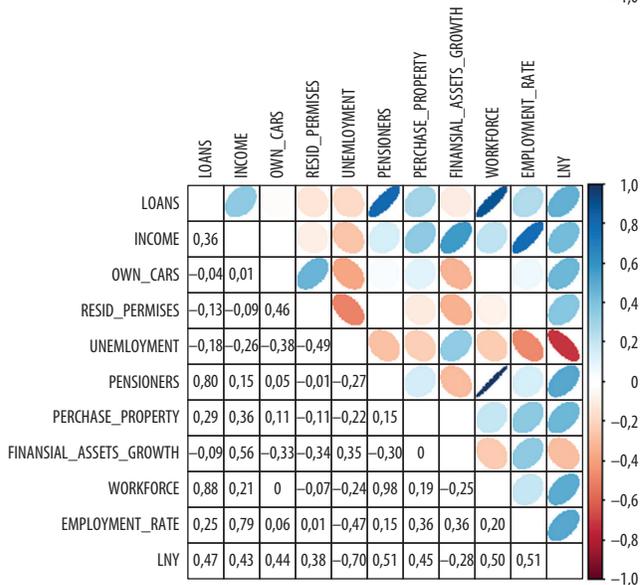


Рис. 3. Корреляционные матрицы показателей страхования физических (а) и юридических (б) лиц и социально-экономических показателей развития регионов Российской Федерации

Признаковое пространство исследования

Переменная	Описание
REGION	Регион
DISTRICT	Округ
DENSITY	Плотность страхования
LOANS	Задолженность по кредитам в рублях, предоставленным кредитными организациями юридическим и физическим лицам
INCOME	Среднедушевые денежные доходы населения
OWN_CARS	Число собственных легковых автомобилей на 1000 населения, на конец года, шт.
RESID_PERMISES	Площадь жилых помещений, приходящаяся в среднем на одного жителя
UNEMPLOYMENT	Уровень безработицы, %
PENSIONERS	Количество пенсионеров, приходящихся на каждый регион
PERCHASE_PROPERTY	Покупка имущества
FINANSIAL_ASSETS_GROWTH	Рост финансовых активов
WORKFORCE	Рабочая сила
EMPLOYMENT_RATE	Уровень занятости, %
LNY	Прологарифмированная плотность страхования

Литература

1. Мосин С.М. Статистическое исследование дифференциации регионов России по уровню развития рынка страховых услуг. 2010.
2. Дуброва Т.А., Мосин С.М. Сравнительный статистический анализ состояния рынка страховых услуг в регионах РФ // Региональная экономика: теория и практика. 2009. № 21. С. 15–19.
3. Марчук А. Тенденции развития страхового рынка в современной России // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2009. № 1. С. 200–208.
4. Маслова И.А. Экономико-статистический анализ рынка страхования России. 2023. С. 270.

АНАЛИЗ ДИНАМИКИ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДОХОДОВ КОНСОЛИДИРОВАННОГО БЮДЖЕТА РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Бикмурзина Алина Ильгизовна

E-mail: bikmurzina2003@bk.ru

г. Оренбург, Оренбургский государственный университет

Научный руководитель: к.э.н., доцент Еремеева Н.С.

Бюджетная система как один из ключевых институтов государства управляет социальными и экономическими процессами в обществе. Доходы бюджета представляют собой поступление денежных средств, за исключением тех, которые законодательно предназначены для покрытия дефицита бюджета.

Важность данной темы подчеркивается ролью доходов консолидированного бюджета в социально-экономическом развитии страны. Они создают устойчивую финансовую основу для бесперебойного функционирования государства, его субъектов и государственных органов власти. Бюджет также представляет собой мощный инструмент государственного регулирования экономики, позволяя влиять на хозяйственную ситуацию и принимать антикризисные меры.

Для статистического анализа динамики доходов консолидированного бюджета Российской Федерации необходимо произвести расчет показателей динамики.

Наибольший абсолютный цепной рост был зарегистрирован в IV квартале 2021 г., достигший 5622,20 млрд руб., в то время как наименьшее значение этого показателя отмечено в I квартале 2022 г. — 13 196,8 млрд руб.

В относительном выражении максимальный рост доходной части консолидированного бюджета составил во II квартале 2019 г. по сравнению с I кварталом 2019 г. — 224,05%; темп роста в I квартале 2019 г. по сравнению с IV кварталом 2018 г. — 22,33%. Следовательно, во II квартале 2019 г. доходы выросли на 124,05%, а в I квартале 2019 г. уменьшились на 77,67% по сравнению с предыдущим годом.

Базисные показатели динамики свидетельствуют о постепенном систематическом росте исследуемого показателя в анализируемом периоде.

Среднегодовой уровень доходов консолидированного бюджета в течение анализируемого периода составил 9151,73 млрд руб. Каждый год этот показатель увеличивался на 904,81 млрд руб. в абсолютном значении, или на 11,5% в относительном.

По результатам проверки на стационарность уровней динамики доходов консолидированного бюджета Российской Федерации с использованием критерия серий, основанного на медиане выборки, было установлено, что временной ряд демонстрирует тенденцию развития, следовательно, он является нестационарным.

Для выявления основной тенденции развития наиболее точным и эффективным методом является аналитическое выравнивание. Результат проведенного аналитического выравнивания по прямолинейному тренду — полученное уравнение, имеющее вид

$$\hat{y}_i = 9151,73 + 427,73t.$$

Согласно этой модели, средний доход бюджета за анализируемый период составил 9151,73 млрд руб., а среднеквартальный прирост доходов — 427,73 млрд руб.

Все многообразие встречающихся колебаний во временных рядах можно представить как «смесь» в разных пропорциях трех основных типов.

Коэффициент автокорреляции отклонений от линейного тренда первого порядка равен $r^1 = -0,013$, он близок к нулю, следовательно, можно сделать вывод о наличии случайно распределенной во времени колеблемости.

Это также подтверждают рассчитанные абсолютные показатели колеблемости, где коэффициент колеблемости равен 51,06%.

Так как амплитуда сезонных колебаний постепенно увеличивается, то для описания и прогнозирования динамики временного ряда можно использовать мультипликативную модель.

В результате расчетов проводится аналитическое выравнивание по десеоналированному временному ряду. Уравнение линейного тренда имеет вид

$$\hat{y}_i = 6022 + 285,31t (R^2 = 0,926).$$

Таким образом, ожидаемый доход консолидированного бюджета в I квартале 2023 г. составит 4514,2 млрд руб., во II квартале — 9587,5 млрд, в III квартале — 14 695,5 млрд, в IV квартале — 21 580,9 млрд руб.

Литература

1. Бюджетный кодекс Российской Федерации от 31 июля 1998 г. № 145-ФЗ (в ред. от 6 июля 2019 г.). <http://www.consultant.ru> (дата обращения: 12.03.2024).
2. *Афанасьев В.Н., Еремеева Н.С., Лебедева Т.В.* Статистическая методология в научных исследованиях: учеб. пособие для аспирантов. Оренбург: ОГУ, 2017. 245 с.
3. *Лебедева Т.В.* Анализ временных рядов и бизнес-прогнозирование: учеб.-метод. пособие. Оренбург: ОГУ, 2018. 240 с.

ПАТТЕРН-АНАЛИЗ СТРУКТУРЫ ПРОИЗВОДСТВА ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ В ЕВРОПЕ

Богоявленский Максим Сергеевич

E-mail: mbogoyavlenskiy@hse.ru

Микаелян Арман Арменович

E-mail: a.mikaelyan@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.т.н., профессор Алескеров Ф.Т.

Электроэнергия — один из важнейших факторов экономического благополучия стран. От объемов и стабильности производства электричества зависят как домохозяйства, так и промышленные производства, а цены на электроэнергию и ее доступность во многом определяют стоимость товаров для конечного потребителя, таким образом влияя на конкурентоспособность отдельных отраслей и государств. Стоит отметить, что в последние годы активно продвигается идея «зеленого перехода», связанная с обеспеченностью в целом экологией и уровнем загрязнения окружающей среды. Данная политика, помимо прочего, подразумевает радикальное изменение структуры производства электроэнергии, переход к возобновляемым источникам выработки.

Работа посвящена изучению европейской структуры производства электроэнергии в зависимости от источника и призвана выявить изменения в объемах выработки каждого типа электроге-

нерации в отдельных государствах Европы. В ходе исследования делаются выводы о наличии таких перемен в различных странах, их системности и темпах. На основании этих данных можно говорить о приверженности государств политике «зеленого перехода» и о масштабах качественных изменений энергетической отрасли Европы. В работе рассматривается 38 стран Европы (в том числе некоторые не входящие в Европейский союз) за 2016–2023 гг., 19 источников электрогенерации.

Для целей исследования использовался метод туннельной кластеризации, позволяющий выявить схожие по поведению в контексте источников производства электричества страны. Были определены три основных типа кластеров: содержащие одну страну за все периоды, одну страну за несколько периодов и разные страны за различные периоды. На основании этого делаются выводы о схожести экономик и энергетических секторов некоторых государств, общих для Европы трендах энергетики.

Затем проводится динамический анализ паттернов, сосредоточивающийся на количестве изменений моделей поведения за исследуемые годы. Это позволяет определить уровень устойчивости отдельных стран в показателях вида выработки электроэнергии, пронаблюдать темпы и направленность изменений. Такие выводы делаются с оглядкой на доступность тех или иных природных (возобновляемых и невозобновляемых) ресурсов, размеры экономики (ВВП) и территориальное расположение стран.

Исследование позволяет пронаблюдать структуру выработки электроэнергии европейских стран за 2016–2023 гг., сделать выводы о влиянии современной экологической политики и общих трендах развития электроэнергетики. Попытка установить связь между методами производства электричества и экономическими (а также экологическими) показателями помогает оценить реальный эффект изучаемых изменений.

Литература

1. *Kanellakis M., Martinopoulos G., Zachariadis T.* European energy policy — A review // *Energy Policy*. 2013. P. 1.
2. *Tamanini J., Bassi A., Hoffman C. et al.* The Global Green Economy Index GGEI 2014. Measuring National Performance in the Green Economy. 4th ed. October // *Dual Citizen*. 2014.

3. *Ang J.B.* CO₂ emissions, energy consumption, and output in France // Energy Policy. 2007.
4. IAEA Country Nuclear Power Profiles. <https://cnpp.iaea.org/pages/index.htm/>.
5. *Brodny J., Tutak M., Saki S.A.* Forecasting the structure of energy production from renewable energy sources and biofuels in Poland // Energies. 2020. Vol. 13. No. 25. P. 2539.
6. *Vakulchuk R., Overland I., Scholten D.* Renewable energy and geopolitics: A review // Renew. Sustain. Energy Rev. 2020.
7. *Алескеров Ф.Т., Гохберг Л.М., Егорова Л.Г. и др.* Анализ данных науки, образования и инновационной деятельности с использованием методов анализа паттернов: препринт WP7.2012.07. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012.
8. *Алескеров Ф.Т., Солодков В.М., Челнокова Д.С.* Динамический анализ паттернов поведения коммерческих банков России // Экономический журнал ВШЭ. 2006. № 1. С. 48–61.
9. *Алескеров Ф.Т., Белоусова В.Ю., Егорова Л.Г. и др.* Анализ паттернов в статике и динамике. Ч. 2: Примеры применения к анализу социально-экономических процессов // Бизнес-информатика. 2013. № 4 (26). С. 3–20.
10. Statistical Factsheet // ENTSO-E. 2016–2022.
11. Annual Report // ENTSO-E. 2022.
12. Global Electricity Review // Ember. 2023.
13. The European Green Deal. <https://commission.europa.eu>.

РЕГРЕССИОННАЯ МОДЕЛЬ ЭКОНОМИЧЕСКОГО СОТРУДНИЧЕСТВА РЕСПУБЛИКИ БЕЛАРУСЬ И РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Борисевич Кристина Сергеевна

Гололоб Вадим Дмитриевич

E-mail: vadimgololob123@gmail.com

г. Минск, БГУ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Хацкевич Г.А.

Глобализация, связанная с открытием и интеграцией мировых рынков, а также научно-техническим прогрессом, оказывает влияние на мировую экономику. Это заставляет страны уделять большее внимание международному экономическому сотрудничеству, особенно важному для стран с малой открытой экономикой, таких как Беларусь. Внешнеторговая деятельность играет важную роль для Беларуси, помогая ей стать конкурентоспособной и экономически устойчивой [2].

Необходимость развития стратегического партнерства и укрепления союзнических отношений с Россией обусловлена географической и культурно-исторической близостью двух стран, а также взаимной дополняемостью экономик и тесными кооперационными связями между белорусскими и российскими компаниями.

Россия является основным торговым партнером Беларуси и крупнейшим экспортным рынком для белорусских товаров [3].

Применение методов эконометрического моделирования позволило эмпирически изучить и охарактеризовать результативность внешнеэкономической деятельности Республики Беларусь.

Была составлена следующая авторская модель:

$$\ln(EXP_{bel_rus}) = 4,493 + 0,997 \ln(VVP_{bel}) + 0,645 \ln(IMP_{bel}), \quad (1)$$

(11,92) (12,25) (7,16)

где EXP_{bel_rus} — экспорт из Республики Беларусь в Российскую Федерацию; VVP_{bel} — ВВП Беларуси; IMP_{bel} — доля импорта в общем объеме ВВП Беларуси; (11,92), (12,25), (7,16) — стандартные отклонения оценок параметров.

При этом ключевым вопросом увеличения товарооборота Беларуси с Российской Федерацией является общий рост собствен-

ной экономики Беларуси. Таким образом, коэффициенты при регрессорах являются эластичностями экспорта по самим регрессорам: при увеличении доли импорта на 1% экспорт увеличивается 0,645%, а при увеличении ВВП на 1% — на 0,997%.

Для построения регрессионной модели, основанной на временных рядах, необходимо проверить их на коинтеграцию. При построении регрессионной модели зависимости экспорта Республики Беларусь в Россию от ВВП Республики Беларусь и доли импорта в общем объеме ВВП Беларуси использовался метод наименьших квадратов. Условиями использования данного метода являются отсутствие гетероскедастичности, автокорреляции, мультиколлинеарности и нормальность остатков. Именно для этого проводились следующие этапы:

- 1) анализ на коинтеграцию;
- 2) тест на проверку нормальности остатков;
- 3) тест на проверку гетероскедастичности;
- 4) тест Дики — Фуллера и тест Clive W.J. Granger [1].

Ввиду того что регрессионная модель строится на основе временных рядов, данное построение возможно лишь тогда, когда ряды являются коинтегрированными. Поэтому был проведен анализ коинтеграции. Если говорить про тест KPSS, то нулевой гипотезой является стационарность ряда относительно тренда.

Из этого следует, что ряды логарифмов стационарны, так как наши KPSS меньше значений по всем уровням значимости. Следовательно, можно принять нулевую гипотезу о стационарности. Таким образом, наши ряды интегрированы.

Далее необходимо создать гистограмму остатков с целью рассмотрения их нормальности. Тест показал, что критерий Jarque — Vega, где нулевая гипотеза-остатки нормальные. У нас нулевая гипотеза принимается, так как probability для Jarque — Vega высокий (0,83). После была выполнена проверка на гетероскедастичность. В нашем случае остатки гомоскедастичны, так как probability выше 0,1; 0,01; 0,05.

Также был проведен тест Энгла — Грэнджера (табл. 1), проверив остатки модели на стационарность с помощью расширенного теста Дикки — Фуллера.

Проведя данный тест, мы видим, что нулевая гипотеза о наличии единичного корня (нестационарности ряда) отвергается на уровнях значимости 0,1 и 0,05; что вновь подтверждает наличие коинтеграции.

Таблица 1

Тест Энга — Грэнджера

	Тест статистики	Вероятность
Augmented Dickey — Fuller test statistic	-2,446704	0,0205
Test critical values:		
1% level	-2,816740	
5% level	-1,982344	
10% level	-1,601144	

Источник: Собственная разработка на основе данных предприятия.

Однако между странами существует сильная связь, которую также подтверждают вышесказанные выводы. Все тесты подтвердили значимость нашей модели.

Это подтверждает теоретическое предположение о характере воздействия доли импорта в общем объеме ВВП на объемы экспорта Беларуси. Таким образом, в конце работы хотелось бы сказать, что укрепление Союзного государства способно улучшить экономические и иные показатели нашей страны.

Литература

1. *Хацкевич Г.А., Русилко Т.В.* Эконометрика: учебник. Минск: РИВШ, 2021. 452 с.
2. Глобализация. <https://www.un.org/> (дата обращения: 28.10.2023).
3. Анализ внешнеторговой деятельности Республики Беларусь. <https://elib.bsu.by/> (дата обращения: 28.10.2023).
4. *Костин К.Б.* Анализ кризисных явлений в мировой экономике // Известия Санкт-Петербургского государственного экономического университета. 2019. № 3 (117). С. 7–14.
5. Договор о создании Союзного государства. <https://soyuz.by/> (дата обращения: 28.10.2023).
6. Внешняя торговля. <https://www.belstat.gov.by/> (дата обращения: 28.10.2023).

ВЛИЯНИЕ ЦИФРОВЫХ АКТИВОВ НА МИРОВОЙ ФИНАНСОВЫЙ РЫНОК

Васильева Надежда Сергеевна

E-mail: klek.ek@mail.ru

г. Йошкар-Ола, МарГУ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Бакуменко Л.П.

Характеристики криптовалют создают множество дискуссионных аспектов, включая выбор денежно-кредитной формы, законность обращения в разных странах, мошенничество, отсутствие обеспеченности и высокую волатильность, при этом криптовалюта становится популярным активом для инвесторов и привлекает внимание государств, что делает ее изучение важным для понимания ее влияния на финансовые рынки, взаимодействие с традиционными финансовыми инструментами и глобальную экономику и политику.

С целью обобщенного и полного исследования криптовалютного рынка он был исследован с трех позиций: в контексте влияния стран на цифровые финансовые активы на основе панельного анализа данных [3], а также в виде обособленного изучения динамики цены биткоина при помощи анализа временного ряда моделями ARIMA и LSTM [2], а также XGBoost [1].

В рамках третьего, текущего исследования рассмотрена взаимосвязь криптовалютного рынка с традиционным финансовым рынком на основе регрессионного анализа. Для этого были собраны квартальные данные за период с 2013 по 2022 г. по факторным признакам, влияющим на цену биткоина: спрос и предложение золота, цена на золото, серебро, платину, палладий, нефть, а также основные валютные пары — фунт/доллар, евро/доллар, индекс S&P 500, учетная ставка ФРС США и краткосрочные обязательства казначейства США. В результате получено линейное уравнение, включающее в себя статистически значимые факторы:

$$\hat{Y}_{t\text{-статистика}} = -100,898 + 22,9x_2 + 2754,9x_4 - 20,9x_5 + 27,8x_{10} - 3545x_{11}.$$

(2,3) (-2,7) (4,8) (-2,7) (12,5) (-2,6)

Рост краткосрочных обязательств казначейства США (x_{11}) на 1% приведет к спаду цены биткоина на 3545 долл. Данная ситуация может быть связана с тем, что при увеличении процентной

ставки по государственным обязательствам США снижается интерес инвесторов к вложениям в криптовалюту, которая является менее надежным финансовым инструментом, в отличие от безрисковых обязательств казначейства США, так как при их покупке возникают государственные обязательства по выплате дохода. В результате того, что цена на криптовалютном рынке формируется на основе возрастающего или снижающегося спроса, при возрастающей ставке краткосрочных обязательств казначейства США возникает больший спрос на них, который приводит к снижению притока вложений в биткоин.

Чем ниже цены на золото (x_3) и платину (x_5), тем выше цена биткоина. Данная динамика может быть связана с высокорисковой природой биткоина, который потенциально может принести наибольший доход ввиду его высокой волатильности. Поэтому в периоды нестабильности на финансовом рынке, когда цены на золото и платину могут падать из-за уменьшения спроса на безрисковые активы, интерес к высокорисковым активам, таким как криптовалюта, растет.

Рост спроса на золото (x_2) может стимулировать интерес к биткоину как средству для диверсификации портфеля и сохранению стоимости. При этом, в отличие от прямой зависимости между биткоином и ценой золота, наблюдается обратная зависимость от цены на серебро (x_4).

Прямая зависимость между индексом S&P (x_{10}) и ценой биткоина может быть обусловлена общим настроением инвесторов на обоих рынках, которые одновременно интересуются и акциями, и криптовалютами. В настоящее время, когда торговля на криптобиржах становится доступной и распространенной, многие инвесторы могут добавлять в свой портфель не только акции, но и криптоактивы.

Качество модели высокое, поскольку коэффициент детерминации составляет 0,94; средняя ошибка аппроксимации — 3,14%, а статистические тесты показывают, что уравнение и его параметры являются статистически значимыми и надежными при уровне значимости $\alpha = 0,05$.

Было доказано отсутствие мультиколлинеарности при помощи метода инфляционных факторов, так как каждое значение показателя VIF (фактора инфляции дисперсии) не превышает пороговое значение, равное 10, которое бы свидетельствовало о наличии мультиколлинеарности.

Тест Уайта показал отсутствие гетероскедастичности, так как тестовая статистика составила 39,57; а p -значение — 0,27. Статистика Дарбина — Уотсона, значение которой в данной модели составило 2,2, свидетельствует об отсутствии автокорреляции в модели, так как значения критерия лежит в пределах от 1,61 до 2,32, автокорреляция остатков отсутствует. Хи-квадрат-тест не выявил отклонений от нормального распределения остатков, однако распределение частот указывает на правостороннюю асимметрию.

Таким образом, доказано, что регрессионная модель и полученные результаты могут считаться статистически значимыми и надежными. Существует взаимная зависимость криптовалютного и финансового рынков.

Литература

1. Бакуменко Л.П., Васильева Н.С. Сравнительный анализ прогнозных моделей развития криптовалютного рынка (LSTM и XG-BOOST) на примере биткоина // Учет и статистика. 2023. № 4 (20). С. 75–91.
2. Бакуменко Л.П., Васильева Н.С. Цифровые активы и мировая экономика: как использование статистических моделей может помочь в прогнозировании цены на биткоин // Статистика и экономика. 2023. Т. 20. № 2. С. 69–80.
3. Бакуменко Л.П., Васильева Н.С. Электронные финансы и криптовалютный рынок // Статистика и экономика. 2023. Т. 20. № 5. С. 11–21.

ВЛИЯНИЕ А-ТИПИЧНОГО КРИЗИСА 2022 г. НА СТРУКТУРУ ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ: АНАЛИЗ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ

Войтенков Валентин Александрович

E-mail: vavoytenkov@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н, профессор Демидова О.А.

Начало 2022 г. ознаменовалось для России началом экономического кризиса, вызванного значительно возросшим санкционным давлением. Санкции вводились широким спектром: по данным А.І. Castellum (2023), в отношении физических и юридических лиц России было введено 2695 санкций до февраля 2022 г. и 13 263 после [2]. Несмотря на широчайший спектр введенных санкций, некоторая «нормализация» рыночных условий наблюдалась во многих секторах экономики, в связи с чем кризис характеризуется «а-типичным». Государственные деятели, публичные спикеры и академическое сообщество указывали на решающую роль частного бизнеса в преодолении этого кризиса [5]. При этом спрос на товары и услуги, предоставляемые частным бизнесом, формируется домашними хозяйствами. В связи с уходом компаний с рынка, удорожанием импорта вследствие ослабления национальной валюты структура расходов домашних хозяйств также может меняться. Таким образом, целью текущего исследования выступает изучение влияния а-типичного кризиса 2022 г. на потребительские расходы различных социальных групп домашних хозяйств. Научная новизна работы заключается в том, что большинство существующих исследований оценивает воздействие международных санкций на макроэкономические показатели страны. Лишь некоторые исследователи рассматривают микроэкономический аспект изменений в поведении домашних хозяйств [3, 4] под влиянием санкций. Стоит отметить, что ни одно из представленных исследований не охватывает санкции 2022 г., которые отличались своей многочисленностью.

Ввиду того что а-типичный кризис 2022 г. характеризовался усилением санкционного давления, особого внимания заслуживают исследования по влиянию санкций на домашние хозяйства

в Российской Федерации. Я. Корхонен и др. подтверждают [3], что во время санкционной волны 2014–2016 гг. потребление домашних хозяйств снизилось на 12%. Н.В. Зубаревич и С.Г. Сафронов [4] отмечают, что санкционное давление оказывало значительное влияние не только на доходы и объемы потребления, но и на структуру потребительских расходов. Е. Берендеева, Т. Ратникова [1] исследуют влияние продуктового эмбарго в России в качестве контрмеры санкционному давлению. Авторы приходят к выводу о том, что запрет импорта привел к изменению расходов внутри группы продовольственных товаров, при этом после острой фазы кризиса характеристики спроса восстановились.

Для изучения изменений потребительских расходов во время а-типичного кризиса 2022 г. были использованы данные выборочного обследования домашних хозяйств, проведенного Федеральной службой государственной статистики. База данных включает 769456 наблюдений для домохозяйств в период с I квартала 2019 по IV квартал 2022 г. Выборка была очищена от статистических выбросов (домохозяйства со средними доходами менее 1 тыс. и более 400 тыс. руб.).

Для достижения цели исследования были использованы тест Колмогорова — Смирнова для проверки гипотезы о равенстве распределений и t -тест для проверки гипотезы о равенстве средних. Кроме того, для оценки влияния кризиса будет расширен статистический анализ и представлен регрессионный анализ для различных социально-демографических групп. В рамках проведенного анализа попарно сравнивались распределения и средние значения зависимых переменных (доли расходов на питание дома, вне дома, алкоголь, непродовольственные товары, услуги в совокупных потребительских расходах) в разные моменты времени.

Результаты, полученные при помощи статистических тестов, указывают на значительный рост доли расходов на питание дома в 2022 г. по сравнению с 2019–2021 гг. Интересно, что доля расходов на питание дома превышает даже уровень пандемии, когда домашние хозяйства имели ограниченные возможности для питания вне дома. Напротив, доля расходов на питание вне дома продолжает восстанавливаться после падения в 2020 г., но эта доля расходов в 2022 г. по-прежнему значительно ниже, чем в 2019 г. Доля расходов на алкоголь также сокращается вне зависимости от периода сравнения. Доля расходов на непродовольственные товары значительно сократилась в 2022 г. по сравнению с 2021 и 2020 гг., когда

наблюдался рост доли непродовольственных товаров из-за развития маркетплейсов и доступности импортных непродовольственных товаров. Напротив, 2022 г. характеризуется уходом множества компаний с российского рынка, в связи с чем ассортимент сократился, как и доля непродовольственных товаров. Доля расходов на услуги сокращалась вне зависимости от периода сравнения, что также может быть связано как с уходом компаний с рынка, так и шоком экономики, во время которого закрылось множество небольших компаний, предоставляющих широкий спектр услуг.

Литература

1. *Berendeeva E., Ratnikova T.* Modeling the food embargo impact on the Russian households' consumption // HSE Economic Journal. 2018. Vol. 22. No. 1. P. 9–39.
2. *Castellum A.I.* Russia sanctions dashboard. <https://www.castellum.ai/russia-sanctions-dashboard>.
3. *Korhonen I., Simola H., Solanko L.* Sanctions, counter-sanctions and Russia: Effects on economy, trade and finance // BOFIT Policy Brief. 2018.
4. *Zubarevich N.V., Safronov S.G.* People and money: Incomes, consumption, and financial behavior of the population of Russian regions in 2000–2017 // Regional Research of Russia. 2019. Vol. 9. P. 359–369.
5. *Яковлев А.А.* Стратегии бизнеса как фактор стабилизации российской экономики: успешный опыт 2022 года и неясные перспективы на будущее // Социодиггер. 2023. Т. 4. № 4. С. 39–47.

ПРИМЕНЕНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ИНСТРУМЕНТОВ MS EXCEL

Волкова Анастасия Валентиновна

E-mail: vfshishov@mail.ru

г. Электросталь, Московский политехнический университет

Научный руководитель: к.э.н., доцент Шишов В.Ф.

Принятию управленческих решений в любой области деятельности человека обычно предшествуют анализ и прогнозирование изучаемых процессов и явлений с использованием методов теории вероятностей, математической и прикладной статистики. При этом в настоящее время наиболее доступными инструментами для статистического анализа и прогнозирования являются надстройки MS Excel (статистические функции и инструменты пакета анализа).

При решении прикладных задач используются статистические функции под общим названием ПРЕДСКАЗ.ETS, которые позволяют рассчитывать или прогнозировать будущие значения на основе существующих (ретроспективных) данных с использованием одной из версии AAA алгоритма экспоненциального сглаживания (ETS). Спрогнозированное значение представляет собой продолжение ретроспективных значений на указанную целевую дату, которая должна продолжать временную шкалу.

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

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

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

Оценки коэффициентов модели корректируются по процедуре экспоненциального сглаживания. В данной модели имеются три параметра адаптации (сглаживания) α , β и γ , которые определяют

ся путем подбора, причем все они принимают значение от нуля до единицы.

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

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

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

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

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

При использовании данной функции (ПРЕДСКАЗ.ETS) необходима временная шкала, заданная с фиксированным интервалом между точками. Например, это могут быть месячная временная шкала со значениями на 1-е число каждого месяца, годовая временная шкала или шкала числовых индексов. Для этого типа временной шкалы очень удобно агрегировать подробные необработанные данные, прежде чем составлять прогноз.

Литература

1. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю.* Прогнозирование запаса средств для ликвидации последствий техногенных аварий // Прикладная эконометрика. 2010. № 3 (19). С. 91–100.
2. *Мхитарян В.С. и др.* Теория вероятностей и математическая статистика с использованием MS Excel: учебник и практикум. Ч. 2: Математическая статистика. М.: КУРС, 2019.
3. *Мхитарян В.С. и др.* Вероятностно-статистический анализ данных с использованием MS Excel: учебник и практикум. Ч. 2: Математико-статистические методы анализа данных. М.: КУРС, 2023.

ФАКТОРНЫЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ЦЕН НА ОТДЕЛЬНЫЕ ВИДЫ ТОВАРОВ В РОССИИ В УСЛОВИЯХ УСИЛЕНИЯ САНКЦИОННОГО ДАВЛЕНИЯ

Гавриш Борис Георгиевич

E-mail: gavrish.boris@list.ru

Трегубова Галина Игоревна

E-mail: tregubova555@bk.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н., доцент Картаев Ф.С.

В начале 2022 г. Россия столкнулась с новой волной санкций со стороны недружественных государств, превосходящей все предыдущие. При этом помимо прямых экономических последствий введенные ограничения отразились на уровне цен в России, поскольку появилась необходимость создавать каналы параллельного импорта, временно ослабился курс рубля. В данном исследовании мы ставим своей целью рассмотреть, как именно происходил рост общего уровня цен, а также в какой момент первоначальный шок в полной мере отразился на инфляции.

Вопрос динамики инфляции в России после ужесточения санкционного режима ранее уже был освещен в научных работах. Среди прочего отмечалось [1], что в 2023 г. происходила стабили-

зация инфляции под воздействием структурной перестройки экономики, но проинфляционные тенденции оставались достаточно сильными. Также акцентировалось внимание [2] на важности снижения совокупного предложения для объяснения изменения цен.

Для проведения анализа нами выбрана методология иерархического динамического факторного моделирования [3]. Данный выбор мотивирован нашим предположением о том, что цена каждого товара объясняется двумя ненаблюдаемыми параметрами: общим фактором роста цен в экономике и специфическим фактором категории, к которой принадлежит товар. Также некоторая часть вариации цен остается необъясненной и относится к случайной ошибке.

Исследование проведено на данных Росстата по еженедельным средним потребительским ценам на отдельные товары и услуги. Для моделирования нами выбран период с 17 января 2022 по 18 марта 2024 г., т.е. 112 наблюдений для 105 товаров и услуг, по которым были доступны непрерывные ряды данных. Каждый временной ряд преобразован в ряд приростов. Товары и услуги разделены на 17 категорий со схожей динамикой цен и назначением (например, молочная продукция, лекарства, топливо и др.). В дальнейшем выделена общая компонента при помощи метода главных компонент, из остатков тем же способом выделены факторы, объясняющие динамику каждой категории. Значения факторов сглажены с использованием фильтра Калмана.

На основании проведенной декомпозиции динамики цен на отдельные виды товаров получен ряд выводов. Топливо практически не объясняется общей динамикой цен, а характеризуется собственными шоками (связанными с ценами на нефть). При этом цены на лекарства имели обратную динамику по сравнению с общей инфляцией: первичный эффект был намного более выраженным, однако далее цены на них снижались, что могло быть вызвано субсидиями со стороны государства как на товар первой необходимости. Категориями товаров, в наибольшей степени повторяющими общую динамику цен в экономике, оказались бакалея и непродовольственные товары ежедневного потребления.

Пик общего фактора повышения цен (шока санкций) пришелся на май-июнь 2022 г., позднее эффект начал снижаться. Также после этого момента динамика цен все в большей мере объяснялась фактором принадлежности к определенной группе, нежели инфляцией в целом.

Таким образом, мы можем констатировать, что основные инфляционные риски введенных ограничений были успешно митигированы: с конца 2023 г. наблюдаются попеременный рост цен на различные виды товаров и услуг и размытие единого тренда инфляции.

Литература

1. *Соболь Т.С., Шарай А.И.* Современное состояние экономики России в условиях санкций и перспективы ее развития // Вестник Московского университета имени С.Ю. Витте. Сер. 1. Экономика и управление. 2023. № 1 (44).
2. *Сапунова Т.А., Сапунов А.В.* Анализ инфляционных процессов в России в условиях экономических санкций // ЕГИ. 2022. № 40 (2).
3. *Moench E. et al.* Dynamic hierarchical factor models // The Review of Economics and Statistics. 2013. Vol. 95. No. 5. P. 1811–1817.

МОДЕЛИРОВАНИЕ СОВМЕСТНОЙ ДИНАМИКИ ЦЕН ФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ С ПОМОЩЬЮ ВЕКТОРНОЙ МОДЕЛИ КОРРЕКЦИИ ОШИБОК И ДИНАМИЧЕСКОЙ ФАКТОРНОЙ МОДЕЛИ НА КЛАСТЕРИЗОВАННЫХ ДАННЫХ

Гарипов Артур Маратович

E-mail: artur79222@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: PhD Магжанов Т.Р.

Данная работа проводит анализ совместной динамики цен криптовалют с целью построения mean-reversion стратегии, способной устойчиво функционировать при наличии как линейных, так и нелинейных взаимосвязей между активами. В своей основе стратегии mean-reversion тесно связаны со стационарностью. Так как у большого количества криптовалют цена является интегрированной порядка 1, то применение нейтральных к рынку стратегий

возвращения к среднему возможно либо на линейных комбинациях определенных активов, являющихся коинтегрированными [1], либо при отсутствии коинтеграции на основе удаления рыночного фактора при помощи динамических моделей [4].

Для работы с коинтегрированными активами используется векторная модель коррекции ошибки (VECM), позволяющая предсказывать краткосрочное изменение цены при ее отклонении от долгосрочного соотношения [6]. Динамическая факторная модель (DFM) позволяет выделить в изменении цены активов общие факторы, свойственные большинству активов [5]. Однако ввиду большого количества активов проведение тестов на коинтеграцию для каждой пары/тройки сопряжено с проблемой множественной проверки гипотез, для решения которой необходимо применять методы коррекции, значительно снижающие мощность тестирования. Поэтому работа включает кластеризацию для выделения групп похожих между собой активов [2], так как кластеризация снижает на порядок количество проверяемых гипотез в рамках одного кластера. В рамках каждого кластера мы анализируем потенциальные связки для стратегий mean-reversion. Ключевым в кластеризации временных рядов является выбор подходов к оценке схожести объектов [3], наиболее популярные из которых основаны на форме, признаках или моделях.

Текущими результатами работы является парсинг данных о более 300 криптовалютах, которые на данный момент присутствуют на бирже Binance, выделение на этих данных кластеров на основе корреляционной меры схожести, нахождения к интеграционным соотношений внутри кластеров, а также построение модели коррекции ошибок для двух конкретных пар активов «криптовалюта — usdt» (метрика RMSE для рядов получилась равной 0,003), вывод для них оптимального распределения капитала согласно портфельной теории Марковица и проведение бектестинга получившейся стратегии (рис. 1).

В дальнейшем планируется построение модели коррекции ошибок для всех отобранных криптовалют и проведение портфельной оптимизации на полученных парах. Следующим шагом является построение DFM-моделей на данных активах.

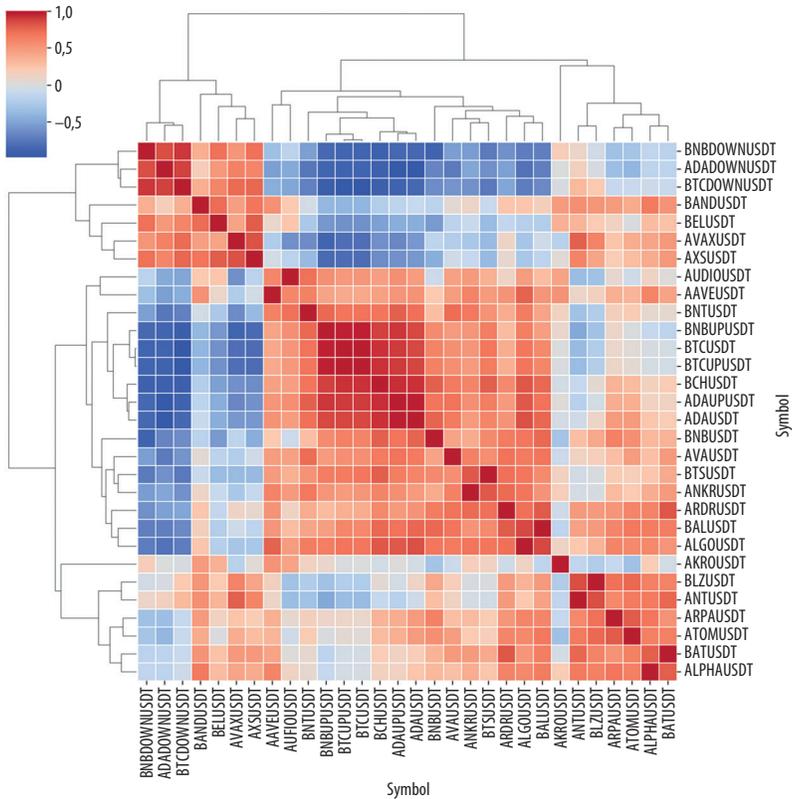


Рис. 1. Матрица кластерной корреляции для выборки из 30 криптовалют с наибольшим количеством доступных записей

Литература

1. *Chan E.* Algorithmic trading: Winning strategies and their rationale. Vol. 625. John Wiley & Sons, 2013.
2. *Eidenvall A.* Hierarchical clustering to improve portfolio tail risk characteristics // LUTFMS-3409-2021.
3. *El-Oraby K.* Similarity approaches for high-dimensional financial time series-with an application to pairs trading. Diss. 2019.
4. *Figá-Talamanca G., Focardi S., Patacca M.* Common dynamic factors for cryptocurrencies and multiple pair-trading statistical arbitrages // Decisions in Economics and Finance. 2021. No. 44. P. 863–882.

5. *Kagraoka Y.* Common dynamic factors in driving commodity prices: Implications of a generalized dynamic factor model // *Economic Modelling*. 2016. No. 52. P. 609–617.
6. *Obeng C., Attor C.* Interconnection among cryptocurrencies: Using vector error correction model // *International Journal of Entrepreneurial Knowledge*. 2022. Vol. 10. No. 2. С. 24–41.
7. *Poncela P., Senra E., Sierra L.P.* Global vs sectoral factors and the impact of the financialization in commodity price changes // *Open Economies Review*. 2020. Vol. 31. P. 859–879.

ГЕНДЕРНАЯ ДИСКРИМИНАЦИЯ ПРИ НАЙМЕ НА РАБОТУ МОЛОДЫХ СПЕЦИАЛИСТОВ: РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТА

Голицын Матвей Александрович

E-mail: golizyn.ma@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Котырло Е.С.

В данный момент в России наблюдается дефицит квалифицированных кадров, в том числе выпускников экономических специальностей, с достаточным уровнем знаний на стыке нескольких областей: от финансов до программирования. Мы предполагаем, что часть дефицита может объясняться наличием гендерной дискриминации — склонности работодателя отдавать предпочтение при равных обозримых профессиональных и личностных характеристиках мужчине или женщине [2]. Цель данной работы — оценить наличие гендерной дискриминации при найме на работу молодых специалистов экономических специальностей с учетом квалификации позиций и характеристик работодателя.

В литературе отмечается проявление дискриминации как к мужчинам [5], так и к женщинам. Частично это объясняется долей того или иного пола в отрасли (occupation effect), и «выбором своих» в дальнейшем [14]. Также есть сведения о том, что мужчины дискриминируются в женских коллективах чаще, чем женщины при приеме в мужской [16]. Отмечается снижение гендерной дискри-

минации с ростом требований к квалификации [9]. На постсоветском пространстве существуют доказательства наличия более сильного разрыва в заработной плате, сравнивая с другими странами [15], а также схожую ситуацию с неравномерным распределением полов по секторам экономики [8], однако исследования, экспериментально оценивающие дискриминацию при приеме на работу, практически отсутствуют. Данная работа планирует закрыть это упущение.

Одним из двух популярных методов экспериментальной оценки дискриминации является *audit study*, который предполагает прохождение интервью двумя фиктивными кандидатами, отличающимися лишь в одной исследуемой характеристике (раса, пол, возраст). Метрикой измерения дискриминации является *call-back ratio* как отношение количества позитивных откликов к общему количеству пройденных интервью для каждого кандидата [11]. Если разница между данными показателями являлась значимой, то это свидетельствовало о наличии гендерной дискриминации. Однако у данного подхода также есть существенные недостатки, обобщенные критикой Хекмана [7]. Данный метод не решает проблему необозримых характеристик и *double-blind condition*. Решение предложено М. Бертраном и С. Муллайнатаном, которые предложили использовать *correspondence test*: вместо личного интервью отправлять фиктивные резюме, сохранив метод оценки дискриминации через *call-back ratio* [3], параметры оцениваются моделями бинарного выбора. Данный метод стал крайне популярен и до сих пор является наилучшим подходом к оценке дискриминации при приеме на работу [2]. Этот дизайн и взят за основу нашей работы.

В качестве целевой профессии выбрана должность начинающего аналитика. Для оценки возможных различий на региональном уровне выбраны два города: Москва и Екатеринбург. В качестве университетов выбраны НИУ ВШЭ и Уральский федеральный университет как лидеры по качеству предоставления экономического образования в данных городах.

Сбор данных производился с февраля по октябрь 2023 г. В качестве фиктивных кандидатов были выбраны студенты IV курса бакалавриата экономических факультетов. Создание резюме, их рассылка и фиксация откликов осуществлялись с помощью самого популярного сервиса по поиску работы в России — HeadHunter. Мы стремились создать максимально схожее описание профессиональных характеристик кандидатов (высокий уровень успеваемо-

Таблица 1

Описательная статистика сводных результатов в разрезе городов

Результат отклика	Москва		Екатеринбург		Всего	
	Мужчина	Женщина	Мужчина	Женщина	Мужчина	Женщина
Отправлено	385	385	233	233	618	618
Из них:						
Не просмотрено	50	40	14	12	64	52
Без ответа	188	207	128	135	316	342
Отказ	55	54	49	47	104	101
Приглашение	92	84	42	39	134	123
Приглашения, %	23,9	21,8	18,0	16,7	21,7	19,9

сти, знание языков программирования, хорошее знание финансов, опыт прохождения стажировок и т.д.). Кроме того, мы фиксировал характеристики позиции и самого работодателя, его финансовые и операционные результаты.

Вот некоторые результаты. Во-первых, значимой гендерной дискриминации нами не выявлено, что согласуется с литературой. Во-вторых, запрашиваемый уровень характеристик неравномерно влияет на вероятность получения работы для разных полов, хотя и не приводит к дискриминации. Наконец имеются результаты о зависимости вероятности приема молодого специалиста от секторальной принадлежности компании и операционных результатах.

Литература

1. *Asali M., Pignatti N., Skhirtladze S.* Employment discrimination in a former Soviet Union Republic: Evidence from a field experiment // *Journal of Comparative Economics*. 2018. Vol. 46. No. 4. P. 1294–1309.
2. *Bertrand M., Duflo E.* Field experiments on discrimination // *Handbook of Economic Field Experiments*. 2017. No. 1. P. 309–393.
3. *Bertrand M., Mullainathan S.* Are Emily and Greg more employable than Lakisha and Jamal? A field experiment on labor market discrimination // *American Economic Review*. 2004. Vol. 94. No. 4. P. 991–1013.
4. *Blinder A.S.* Wage discrimination: Reduced form and structural estimates // *Journal of Human Resources*. 1973. P. 436–455.

5. *Carlsson M., Eriksson S.* The effect of age and gender on labor demand-evidence from a field experiment. Working Paper No. 2017:8.
6. *Goldin C., Rouse C.* Orchestrating impartiality: The impact of «blind» auditions on female musicians // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90. No. 4. P. 715–741.
7. *Heckman J.J.* Detecting discrimination // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No. 2. P. 101–116.
8. *Klimova A.* Gender differences in determinants of occupational choice in Russia // *International Journal of Social Economics*. 2012. Vol. 39. No. 9. P. 648–670.
9. *Kuhn P., Shen K.* Gender discrimination in job ads: Evidence from china // *The Quarterly Journal of Economics*. 2013. Vol. 128. No. 1. P. 287–336.
10. *Neumark D.* Detecting discrimination in audit and correspondence studies // *Journal of Human Resources*. 2012. Vol. 47. No. 4. P. 1128–1157.
11. *Neumark D., Bank R.J., Van Nort K.D.* Sex discrimination in restaurant hiring: An audit study // *The Quarterly Journal of Economics*. 1996. Vol. 111. No. 3. P. 915–941.
12. *Oaxaca R.* Male-female wage differentials in urban labor markets // *International Economic Review*. 1973. P. 693–709.
13. *Riach P.A., Rich J.* Field experiments of discrimination in the market place // *The Economic Journal*. 2002. Vol. 112. No. 483. P. F480–F518.
14. *Rich J.* What do field experiments of discrimination in markets tell us? A meta analysis of studies conducted since. 2000.
15. *Rudakov V.N., Prakhov I.A.* Gender differences in pay among university faculty in Russia // *Higher Education Quarterly*. 2021. Vol. 75. No. 2. P. 278–301.
16. *Torre M.* Stopgappers? The occupational trajectories of men in female-dominated occupations // *Work and Occupations*. 2018. Vol. 45. No. 3. P. 283–312.

ВЫЯВЛЕНИЕ ПУЗЫРЯ НА РЫНКЕ НЕДВИЖИМОСТИ: ПРИМЕР КРУПНЕЙШИХ ГОРОДОВ РОССИИ

Голованова Валерия Андреевна

E-mail: golovanova_va@mail.ru

Батай Максим Ильич

E-mail: bataym@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Звездина Н.В.

Российский рынок недвижимости был основан в 1990-е годы, и развивался он быстро и неравномерно. Ключевыми сложностями на этом пути стали три финансовых кризиса, произошедшие в 1998, 2008 и 2014 гг., однако изменения последних пяти лет влияют еще сильнее на облик рынка недвижимости России. В 2018 г. была введена льготная ипотека, что способствовало увеличению спроса на новостройки, а в 2019 г. введены эскроу-счета, которые снижали риски проблемы «обманутых дольщиков». В период пандемии в 2020 г. застройщики для поддержания спроса начали предлагать свою субсидированную ипотеку, в результате чего на рынке сложилась уникальная ситуация, когда цена на одну и ту же квартиру отличалась в зависимости от способа покупки. Все эти факторы привели к росту цен на недвижимость в среднем на 17,18% в год, однако неясно, стали ли эти причины единственными драйверами или же можно говорить о формировании пузыря в результате негативных ожиданий инвесторов относительно будущих перспектив рынка.

Эмпирическое исследование динамики цен прошлых лет по регионам показало, что разные регионы реагировали на кризисы по-разному. В связи с этим было принято решение проводить исследование на примере 14 субъектов РФ, центрами которых являются крупнейшие по численности населения города России, а именно: Москва, Санкт-Петербург, Московская, Ленинградская, Новосибирская, Нижегородская, Самарская, Омская, Ростовская, Волгоградская и Свердловская области, республики Татарстан и Башкортостан, а также Пермский край.

Распространенный метод нахождения пузырей, а именно метод построения VECM-модели, был успешно применен в работе

А. Галенковой и позволил обнаружить ценовый пузырь на первичном и вторичном рынках недвижимости в период с 2006 до 2008 г. на данных по России в промежутке с 2002 по 2016 г. Наиболее же эффективным методом считается применение теста GSADF, предложенного Филлипсом (PSY-метод). В частности, для анализа рынка недвижимости данный метод применяется на соотношениях цен на жилье с размером арендной платы (price-to-rent ratio) и цен на жилье с размером реального располагаемого дохода (price-to-income ratio).

В работе будет использован комплекс эмпирических методов.

Сначала будет применен PSY-метод на квартальных данных price-to-income ratio в период с 2000Q1 по 2023Q4 для 14 регионов России по отдельности с использованием R и встроенных пакетов «psymonitor» и «MultipleBubbles».

Для PSY-метода строится следующая регрессионная модель:

$$y_t = \alpha + \delta y_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

В общем виде итеративный тест GSADF выглядит следующим образом:

$$GSADF(r_0) = \sup_{\substack{r_2 \in [r_0, 1] \\ r_2 \in [0, r_2 - r_1]}} ADF_{r_1}^{r_2}.$$

Далее в целях анализа долго- и краткосрочных связей между фундаментальными переменными и ценами на первичном рынке недвижимости крупнейших городов России были собраны три группы месячных данных в период с 2019M1 по 2023M12: отраслевые (индекс цен производителей в строительстве, объем ввода жилья), макроэкономические данные (индекс реальных доходов населения, цена на нефть Brent и т.д.), а также данные сферы кредитования (объем ипотечного кредитования без учета льготной ипотеки, средневзвешенные ставки по ипотеке и т.д.).

Оцениваемая VECM модель специфицируется следующим образом:

$$\begin{aligned} \Delta p_t = & \alpha_0 + \varepsilon_{t-1} + \sum_{t=1}^n \gamma_1 \Delta p_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_2 \Delta \text{realdisp}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_3 \Delta \text{debrate}_{t-i} + \\ & + \sum_{i=0}^n \gamma_4 \Delta \text{housestock}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_5 \Delta \text{ccost}_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_6 \Delta \text{unemp}_{t-i} + \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \sum_{i=0}^n \gamma_7 \Delta h h d e b t_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_8 \Delta h h s u b d e b t_{t-i} + \sum_{i=0}^n \gamma_9 \Delta c o i l_{t-i} + \\
& + \sum_{i=0}^n \gamma_{10} \Delta e x c r a t e_{t-i} + \mu_t.
\end{aligned}$$

Результаты PSY-метода указывают на наличие взрывного поведения в период с 2002 по 2006 г. во всех субъектах РФ, кроме Московской, Нижегородской и Новосибирской областей, и в период 2018 г. в 8 субъектах РФ из 14, однако после 2019 г. пузырь наблюдался только в Омской и Ростовских областях. Есть предположения считать, что введение льготной ипотеки спровоцировало краткосрочный рост спроса без соответствующей реакции предложения, что ненадолго зависило фундаментальную цену жилья, отклонив от долгосрочного равновесия. С другой стороны, анализ не показал массовых пузырей в период после 2019 г., что означает возможность объяснения высокого темпа роста цен в движении фундаментальных переменных.

Ожидается увидеть, что объем льготного ипотечного кредитования будет являться фундаментальной переменной и вместе с объемом реального располагаемого дохода будет объяснять значимую долю цены на жилье.

Литература

1. *Яковлев А.* Становление рынка жилой недвижимости в истории новейшей России // Экономические проблемы регионов и отраслевых комплексов. 2018. С. 404–408.
2. *Стерник С., Гареев И.* Структурные изменения на рынке жилой недвижимости в 2020 году: экспансия государственной поддержки и системный рост индивидуального жилищного строительства // Russian Journal of Housing Research #2: Первое экономическое издательство, 2021. С. 86–130.
3. *Ушакова Н.* Как кризис отражается на рынке недвижимости России // Инновационная экономика: перспективы развития и совершенствования. 2015. Т. 1. № 6.
4. *Галенкова А.Д. и др.* Эконометрическое исследование пузырей на рынках недвижимости России // Экономика и математические методы. 2019. Т. 55. № 4.

5. *Phillips P.C.B., Shi S., Yu J.* Testing for multiple bubbles: Limit theory of real-time detectors // *International Economic Review*. 2015. Vol. 56. No. 4. P. 1079–1134.

ЭФФЕКТЫ КЛЮЧЕВОЙ СТАВКИ: ЭКОНОМИЧЕСКАЯ АКТИВНОСТЬ И ИНФЛЯЦИЯ

Гончаров Дмитрий Сергеевич

E-mail: goncharov29921@gmail.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Боченина М.В.

Получение оперативной информации об экономической конъюнктуре является важным инструментарием мониторинга Банка России, который проводится для корректировки денежно-кредитной политики. Цель данного исследования — анализ влияния ключевой ставки на экономическую активность предприятий через индикатор бизнес-климата (ИБК) Центрального банка России [2].

Мониторинг предприятий Центральным банком является одним из источников получения оперативной качественной, а не количественной информации о текущей экономической конъюнктуре. Для официальной государственной статистики, как правило, характерен значительный лаг публикации показателей, из-за которого исследователи и целевые пользователи такой информации лишены возможности использовать оперативные данные в момент их наибольшей актуальности [3]. Как отмечают авторы в своем исследовании [1], методология, которая используется при построении ИБК, повышает готовность респондентов к анкетированию и ускоряет оперативность подготовки данных, при этом такие индикаторы обладают опережающими свойствами.

Индикатор Центрального банка обладает значительными конкурентными преимуществами по сравнению с авторскими показателями, разработанными на основе данных государственной статистики [4, 5], и независимыми исследовательскими организациями [6] ввиду большей выборки предприятий и оперативностью получения данных.

Трансмиссионный механизм направлен на сглаживание экономических циклов внутри страны и геополитических шоков за ее пределами. В некоторых случаях для позитивного воздействия на оба явления требуется разнонаправленное изменение ключевой ставки. Изменяя ее значение, Центральный банк воздействует на две составляющие, так повышение ключевой ставки приводит к снижению инфляции, что является позитивным эффектом, но снижает экономическую активность, что в конечном счете замедляет темпы роста экономики в целом.

В работе предлагается подход оценки воздействия изменения ключевой ставки на два вышеописанных явления в краткосрочном периоде через ИБК как показатель экономической активности и фактическое значение инфляции как ее характеристика. В исследовании использовались ежемесячные данные. Для ИБК была проведена корректировка сезонности.

В результате через построение интегрированной модели скользящего среднего с включением в нее теоретических значений дисперсии ключевой ставки из ARCH-модели было выявлено устойчивое негативное влияние волатильности ключевой ставки на инфляцию.

Получить статистически значимые оценки влияния ключевой ставки на деловую активность не удалось. Однако, принимая во внимание вариативность базы, используемой при построении ИБК (размер предприятий, их отраслевую принадлежность, включение в расчет показателя оценок ожиданий будущей экономической конъюнктуры), можно заключить, что данная предметная область открывает масштабные исследовательские перспективы.

Литература

1. *Ковалевская И.М.* Методические и практические аспекты построения индикаторов деловой активности // Экономический бюллетень Научно-исследовательского экономического института Министерства экономики Республики Беларусь. 2022. № 3 (297). С. 40–50.
2. Мониторинг предприятий Банка России: оценки, ожидания, комментарии. https://cbr.ru/analytics/dkp/monitoring/10_22/.
3. *Свиридова Н.И.* Предпосылки введения мониторинга предприятий в деятельность Центрального банка РФ // Финансы и кредит. 2007. № 3 (243). С. 9–12.

4. *Френкель А.А., Тихомиров Б.И., Волкова Н.Н. и др.* Оценка влияния реального сектора и непроизводственных сфер на динамику индекса деловой активности // *Финансы: теория и практика.* 2019. Т. 23. № 2 (110). С. 117–133.
5. *Френкель А.А., Тихомиров Б.И., Сергиенко Я.В. и др.* Деловая активность и экономический рост: статистическое исследование // *Вопросы статистики.* 2020. Т. 27. № 6. С. 66–78.
6. *Цухло С.В.* Конъюнктурные опросы предприятий в системе современной статистики // *Вопросы государственного и муниципального управления.* 2018. № 2. С. 30–49.

СВЯЗЬ РОЖДАЕМОСТИ С ОБЕСПЕЧЕННОСТЬЮ СОЦИАЛЬНОЙ ИНФРАСТРУКТУРОЙ: ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ НА ДАННЫХ ВЫБОРОЧНЫХ ОБСЛЕДОВАНИЙ

Гончарова Александра Александровна

E-mail: aagoncharova_6@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н. Вакуленко Е.С.

Анализ факторов, стимулирующих рождаемость, играет важную роль при изучении демографических процессов и разработке программ поддержки материнства. На сегодняшний день в России проведено множество исследований на тему эффективности государственной поддержки рождаемости за счет единовременных и многократных выплат, материнского капитала и другой материальной помощи. В данной работе основное внимание будет уделено тому, как косвенное нематериальное стимулирование, такое как строительство государственных детских садов, школ, медицинских учреждений и других объектов социальной инфраструктуры, воздействует на репродуктивное население. В то время как ранее проведенные исследования фокусировались на макроэкономических факторах, которые описывали социальную среду в целом, данная работа моделирует индивидуальные намерения людей, а также учитывает их индивидуальные характеристики.

В ходе исследования выдвигается ряд гипотез, которые позволяют оценить воздействие и значимость социальной инфраструктуры на репродуктивные намерения граждан.

Так, например, предполагается, что вероятность рождения ребенка для индивидов, которые оценивают приспособленность городской среды для маленьких детей как хорошую, выше по сравнению с индивидами, которые считают, что городская среда плохо приспособлена для маленьких детей; вероятность рождения второго и последующего ребенка выше среди индивидов, которые более удовлетворены качеством обслуживания детей в государственных учреждениях; увеличение доверия индивида к услугам профессиональных нянь повышает его вероятность родить ребенка.

База данных представляет собой телефонный опрос «Человек, семья, общество», проведенный в 2020 г. Институтом социального анализа и прогнозирования РАНХиГС при Президенте РФ, а также макроэкономические показатели регионов России за 2019 и 2020 гг. Данное исследование основано на логит-модели, которая прогнозирует вероятность намерений родить ребенка. Ключевыми факторами, на которых строится данная работа, являются определенные вопросы анкетирования, такие как: «Удалось ли Вам устроить своего ребенка в государственный детский сад/ясли?», «Удовлетворены ли Вы качеством ухода за Вашим ребенком в бесплатных медицинских учреждениях?», «Как вы оцениваете адаптивность городской среды Вашего района для маленьких детей?», «Готовы ли Вы доверить своего маленького ребенка (до 3 лет) профессиональной няне?».

Влияние результатов каждого из вышеперечисленных вопросов на намерение иметь детей при прочих равных условиях будет оцениваться независимо друг от друга. Результаты данного исследования позволят спроецировать более корректный подход к государственной политике, который будет воздействовать на репродуктивные намерения каждого индивида в соответствии с тем доступом к государственным услугам по уходу за ребенком, которым он обладает.

Литература

1. Быстров А. Материнский капитал: стимулирование рождаемости? // Социологические исследования. 2008. № 12. С. 91–96.

2. *Ali N., Ali S., Rabbi F. et al.* On the interaction between socioeconomic development and fertility rate: A cross-country analysis // *Journal of Public Affairs*. 2020.
3. *Baizan P.* Regional child care availability and fertility decisions in Spain // *Demographic Research*. 2009. No. 21. P. 803–842.
4. *Billingsley S., Neyer G., Wesolowsk K.* Social investment policies and childbearing across 20 countries: Longitudinal and micro-level analyses // *European Journal of Population*. 2022. Vol. 38. No. 5. P. 951–974.
5. *Cheng Y.-H.A., Hsu C.-H.* No More babies without help for whom? Education, division of labor, and fertility intentions // *J. Marriage Fam.* 2020. No. 82. P. 1270–1285.
6. *Del Boca D.* The effect of child care and part-time opportunities on participation and fertility decisions in Italy // *J. Popul. Econ.* 2002. No. 15. P. 549–573.
7. *Fiori F.* Do childcare arrangements make the difference? A multilevel approach to the intention of having a second child in Italy // *Population Space and Place*. 2011. No. 17. P. 579–596.
8. *Fukai T.* Childcare availability and fertility: Evidence from municipalities in Japan // *Journal of the Japanese and International Economies*, Elsevier. 2017. Vol. 43 (C). P. 1–18.
9. *Scherer S., Pavolini E., Brini E.* Formal childcare services and fertility: The case of Italy // *Genus*. 2023. No. 79. P. 29.
10. *Wood J., Neels K.* Local childcare availability and dual-earner fertility: Variation in childcare coverage and birth hazards over place and time // *European Journal of Population = Revue Européenne de Démographie*. 2019. Vol. 35. No. 5. P. 913–937.

ФОРМИРОВАНИЕ СОВОКУПНОСТИ ДАННЫХ О ТЕХНИЧЕСКОМ СОСТОЯНИИ МНОГОКВАРТИРНЫХ ДОМОВ ДЛЯ АНАЛИЗА ЖИЛИЩНЫХ УСЛОВИЙ

Горелова Светлана Станиславовна

E-mail: ssgorelova@yandex.ru

г. Оренбург, Оренбургский государственный университет

Научный руководитель: д.э.н., профессор Афанасьев В.Н.

Проблема качества жизни рассматривалась в работах С.А. Айвазяна, М.Ю. Афанасьева, А.Р. Бахтизина, А.В. Кудрова, В.Л. Макарова, А.М. Нанавяна и др. [1–3, 5, 7]. Неотъемлемой частью представленной категории являются жилищные условия, одним из показателей качества которых выступает техническое состояние. Жилое здание на протяжении всего жизненного цикла накапливает износ, величина которого в определенный момент времени может достигнуть критических значений, влияющих не только на уровень комфорта (моральное устаревание) жилья, но и на безопасность его эксплуатации (физический износ). Чтобы своевременно предпринять меры (текущий и капитальный ремонт, реконструкция) по предотвращению, устранению и снижению влияния негативных факторов формирования износа здания, следует внимательно подойти к вопросу анализа данных во времени и пространстве.

С принятием Федерального закона от 21 июля 2014 г. № 209-ФЗ «О государственной информационной системе жилищно-коммунального хозяйства» [8] структура сведений о состоянии жилищного фонда, лицензировании управляющих организаций, объектах коммунальной и инженерной инфраструктуры, поставленных коммунальных ресурсах, тарифах, субсидиях, льготах, начислении и оплате жилья и коммунальных услуг в информационной среде стала более упорядоченной. По данным органов государственной власти субъектов РФ в сфере ЖКХ, по состоянию на 6 марта 2024 г. в ГИС ЖКХ размещена информация о более 19,5 млн жилых домах, приближается к 1 млн по многоквартирным домам (МКД) в разрезе 85 субъектов РФ.

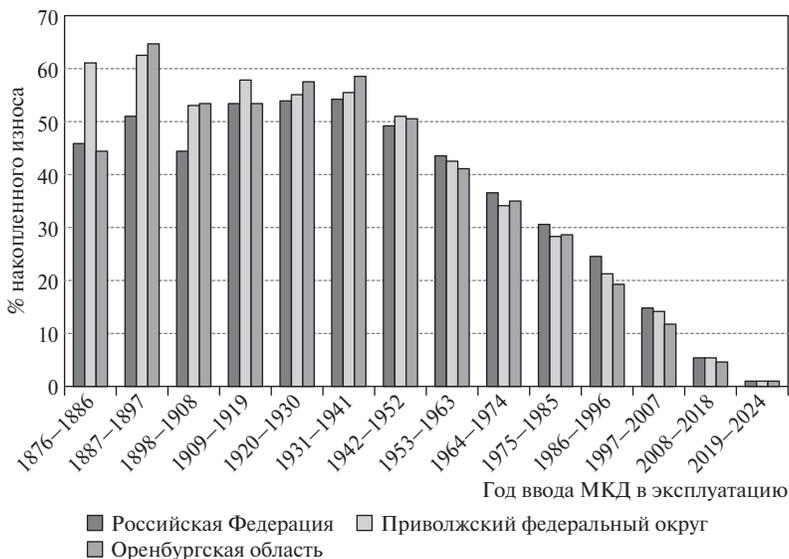
При этом актуальные сведения о жилой недвижимости размещены в реестре объектов жилищного фонда в полном объеме

по 74 субъектам РФ, на стадии наполнения информационного пространства находятся Камчатский (99,94%), Пермский (99,88%) и Приморский (99,19%) края, Амурская (98,80%), Тамбовская (98,76%), Ульяновская (98,30%) и Сахалинская (97,18%) области, а также г. Санкт-Петербург (95,44%), Красноярский край (94,90%), Чувашская Республика (93,95%), Ленинградская область (89,95%). Процент обеспеченности данными о техническом состоянии МКД в целом по стране составил 76%, в разрезе федеральных округов распределился следующим образом: Южный — 70%, Дальневосточный и Северо-Западный — по 71% (ниже общероссийского уровня), Приволжский — 77%, Северо-Кавказский и Центральный — по 79%, Сибирский — 80%, Уральский — 81% (выше уровня по России).

На основе анализа данных о техническом состоянии многоквартирных домов, опубликованного на ГИС ЖКХ [6], построена диаграмма, характеризующая динамику накопленного износа МКД по интервальным рядам (11-летних периодов) в зависимости от года введения в эксплуатацию МКД, начиная с 1876 г. (рис. 1). Поскольку Приволжский федеральный округ (ПФО) состоит из 14 региональных образований, показатели сравнения формируются по РФ, ПФО и Оренбургской области, так как доля региона в составе федерального округа небольшая — выносим данные отдельно.

Предварительный анализ совокупности данных [4] динамического ряда по степени изношенности многоквартирных жилых домов показал, что размах вариации по России составил 53,17%, по ПФО — 61,56%, по Оренбургской области — 63,94%. Однако общая средняя для всей совокупности распределилась в обратном пропорциональном порядке: в РФ — 31,99%, в ПФО — 30,01%, в регионе — 29,06%. Если минимальное значение износа соответствует жилым домам, введенным в эксплуатацию с 2019 г. по настоящее время, то максимальная величина изношенности МКД по ПФО (62,8%) и Оренбургской области (65,2%) отмечена в 1887–1897 гг., в свою очередь, по России (54,36%) такая тенденция характерна для периода 1931–1941 гг.

Таким образом, дальнейший статистический анализ представленных данных позволит сформировать типологические группировки с учетом факторов, определяющих судьбу объектов недвижимости жилого назначения.



Пространство исследования	Процент обеспеченности данными	Показатели динамики изношенности МКД					
		X_{\min}	X_{\max}	R	$\sum X_i N_i$	$\sum N_i$	$X_{\text{общ}}$
Российская Федерация	76,30	1,19	54,36	53,17	22 154 591	692 645	31,985446
Приволжский федеральный округ	76,63	1,25	62,81	61,56	4 031 327,7	134 322	30,012416
Оренбургская область	66,72	1,26	65,20	63,94	208 176,5	7 164	29,058696

Рис. 1. Динамика накопленного износа многоквартирных жилых домов в зависимости от года введения в эксплуатацию, 1876–2024 гг., %

Литература

1. Айвазян С.А., Афанасьев М.Ю., Кудров А.В. Интегральный индикатор качества условий жизни // Цифровая экономика. 2019. № 1 (5). С. 43–56.
2. Айвазян С.А. Российский экономический рост без улучшения качества жизни, почему? // Уровень жизни населения регионов России. 2005. № 11–12 (93–94). С. 46–57.
3. Айвазян С.А. Российский экономический рост без улучшения качества жизни // Уровень жизни населения регионов России. 2006. № 2 (96). С. 56–73.

4. *Афанасьев В.Н., Еремеева Н.С., Лебедева Т.В.* Статистическая методология в научных исследованиях: учеб. пособие для аспирантов. Оренбург: ОГУ, 2017. 245 с.
5. *Макаров В.Л., Айвазян С.А., Афанасьев М.Ю. и др.* Оценка эффективности регионов РФ с учетом интеллектуального капитала, характеристик готовности к инновациям, уровня благосостояния и качества жизни населения // Экономика региона. 2014. № 4 (40). С. 9–30.
6. Официальный сайт Государственной информационной системы жилищно-коммунального хозяйства ГИС ЖКХ. <https://dom.gosuslugi.ru/>.
7. *Фаизова Л.Р.* Статистический анализ качества жизни населения // Интеллект. Инновации. Инвестиции. 2019. № 5. С. 136–143.
8. Федеральный закон от 21 июля 2014 г. № 209-ФЗ «О государственной информационной системе жилищно-коммунального хозяйства» (с изменениями и дополнениями). <https://base.garant.ru/70700450/>.

РАЗРАБОТКА МОДЕЛИ ПРОГНОЗА ВЫЖИВАЕМОСТИ ОНКОЛОГИЧЕСКИХ БОЛЬНЫХ НА ОСНОВЕ МЕТОДОВ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ

Городкова Екатерина Владимировна

E-mail: 207803@edu.fa.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Михайлова С.С.

Исследования в области медицинского прогнозирования находятся на передовой современной науки, особенно в области онкологии. Развитие методов машинного обучения в сочетании с объемными данными о пациентах и их заболеваниях открывает новые возможности для создания более точных моделей прогнозирования выживаемости онкологических больных. На сегодняшний день многие исследования в этой области сфокусированы на применении различных методов машинного обучения для анализа

медицинских данных и предсказания результатов лечения. Такие методы, как ансамблирование решающих деревьев, нейронные сети и др., показывают хорошие результаты в прогнозировании выживаемости, а также в выявлении факторов, влияющих на успешность лечения.

В данном исследовании был использован набор данных UCSF-PDGM, который представляет собой сбор информации о медицинских изображениях магнитно-резонансной томографии (МРТ) диффузной глиомы, собранных в Университете Калифорнии (Сан-Франциско). Данный набор данных включает в себя информацию о больном диффузной глиомой, характеристики опухоли, результаты предоперационных обследований и другие медицинские данные, которые могут быть полезными для анализа и прогнозирования течения болезни. Набор данных UCSF-PDGM включает 501 пациента с диффузными глиомами, которые были визуализированы с помощью стандартизированного протокола предоперационной МРТ опухоли головного мозга «Тесла 3», включающего преимущественно 3D-визуализацию, а также передовые методы диффузионной и перфузионной визуализации. Случаи в UCSF-PDGM включают 55 (11%) опухолей II степени, 42 (9%) опухоли III степени и 403 (80%) опухоли IV степени. Во всех степенях опухоли преобладали мужчины (56, 60 и 60% соответственно для II–IV степеней). Этот обширный объем данных обеспечивает возможность для проведения глубокого анализа и разработки прогностических моделей, основанных на методах машинного обучения.

Цель данного исследования заключалась в том, чтобы создать модели, которые могли бы помочь врачам принимать более информированные решения о лечении и управлении пациентами. Предполагается, что такие модели могут стать важным инструментом в клинической практике, помогая оптимизировать планы лечения и улучшать прогнозы для пациентов с онкологическими заболеваниями. Набор данных UCSF-PDGM был использован для разработки прогностических моделей, которые позволяют прогнозировать течение болезни и оценивать эффективность различных методов лечения диффузной глиомы. В процессе выявления и извлечения наиболее важных факторов и характеристики опухоли, влияющие на прогноз выживаемости пациентов.

Для достижения цели были использованы различные методы анализа данных и машинного обучения, такие как анализ изобра-

жений МРТ, методы обработки изображений, а также различные модели машинного обучения для разработки прогностических моделей.

Литература

1. *Artzi M., Bressler I., Ben Bashat D.* Differentiation between glioblastoma, brain metastasis and subtypes using radiomics analysis // *Journal of Magnetic Resonance Imaging*. 2019. Vol. 50. P. 519–528.
2. *Zhang H., Zhang B., Pan W.* Preoperative contrast-enhanced MRI in differentiating glioblastoma from low-grade gliomas in the cancer imaging archive database: A proof-of-concept study // *Frontiers in Oncology*. 2022. Vol. 11.
3. *Koçak B., Durmaz E.Ş., Ateş E. et al.* Radiomics with artificial intelligence: A practical guide for beginners // *Diagnostic and Interventional Radiology*. 2019. Vol. 25. No. 6. P. 485–495.

КРИВАЯ IS И ТРАНСМИССИОННЫЙ МЕХАНИЗМ В УСЛОВИЯХ ИНФЛЯЦИОННОГО ТАРГЕТИРОВАНИЯ

Городнов Артем Михайлович

E-mail: amgorodnov@gmail.com

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Зубарев А.В.

Одним из ключевых вопросов экономической теории является вопрос о том, как денежно-кредитная политика влияет на реальные показатели. С одной стороны, монетарные власти влияют на процентные ставки, которые оказывают влияние на цены финансовых активов, что, в свою очередь, влияет на потребительские решения экономических агентов. С другой стороны, решения экономических агентов влияют на объем производства, спрос, занятость и инфляцию.

Влияние на экономические показатели происходит в рамках трансмиссионного механизма, одним из каналов которого является

ся процентный канал. Действие этого канала основано на способности ключевой ставки процента влиять на кратко- и долгосрочные ставки денежного рынка. Однако вопрос о том, может ли центральный банк посредством процентного канала оказывать влияние на экономическую активность, является предметом современных исследований.

В конце 2014 г. Банк России осуществил переход к режиму инфляционного таргетирования, что привело к возникновению новых макроэкономических условий: отказу Банка России от управления курсом российской валюты, ослаблению рубля, постепенному снижению ставки MIACR, достижению в 2017 г. цели по инфляции. Поэтому важно выяснить, какое влияние оказал переход к режиму инфляционного таргетирования на трансмиссионный механизм.

Одним из способов исследования наличия связи между ставкой процента и совокупным спросом является построение кривой IS. С развитием экономической науки вид эмпирической кривой IS претерпел серьезные изменения, пройдя путь от простых моделей с лагами до современных неокейнсианских спецификаций. Используя различные модели кривой IS, исследователи показали, что в большинстве развитых стран наблюдается прочная отрицательная связь между реальной ставкой процента и экономической активностью. В литературе нет единого мнения о том, как меняется наклон кривой IS после смены режима монетарной политики: часть исследователей находит изменения, часть — нет. В российской литературе этот вопрос только начинает изучаться. Так, в работе [1] авторы находят отрицательную связь между реальной ставкой процента и экономической активностью в России за период 1999—2014 гг., указывая, что данный результат лишь косвенно подтверждает работоспособность процентного канала в России. Кроме того, по их мнению, после перехода к режиму инфляционного таргетирования работоспособность процентного канала могла измениться.

В своем исследовании я оцениваю несколько различных версий кривой IS. Общий вид семейства этих уравнений выглядит следующим образом:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \mu E_{t-\tau} y_{t+1} - \beta E_{t-\tau} \left[\frac{1}{k} \sum_{j=0}^{k-1} (i_{t+j+m} - \pi_{t+j+m+1}) \right] + \eta_t, \quad (1)$$

где y_t — разрыв выпуска; $E_{t-\tau}y_{t+1}$ — ожидаемый разрыв выпуска; i_t — номинальная ставка процента; π_t — темп инфляции; η_t — шок совокупного спроса.

Иной подход основан на предположении о том, что эластичность разрыва выпуска по реальной ставке процента меняется во времени, поэтому коэффициент β становится функцией от времени t . Уравнение в этом случае будет иметь вид

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \mu E_t y_{t+1} + \beta_t (i_t - E_t \pi_{t+1}) + \varepsilon_t. \quad (2)$$

В качестве функции β_t используются полиномы второй и третьей степени, т.е. $\beta_t = \alpha t^2 + \delta t + \lambda$ и $\beta_t = \gamma t^3 + \alpha t^2 + \delta t + \lambda$. Так можно проследить за тем, как меняется коэффициент во времени, а также проверить устойчивость результатов.

Эконометрический подход основан на следующем. Во-первых, для устойчивости используются различные методы выделения тренда ВВП (для построения разрыва выпуска y_t): фильтр Ходрика — Прескотта, фильтр Гамильтона, а также выделение тренда на основе коинтегрирующей регрессии ВВП на цены на нефть. Реальная ставка процента ex-ante $r_t = i_t - E_t \pi_{t+1}$ строится как разность между ставкой процента МАСР и будущим значением инфляции по дефлятору ВВП. Поскольку данные уравнения являются неокейнсианскими, неизбежно возникает проблема эндогенности. Для ее решения я использую обобщенный метод моментов (ГММ) с различными ядрами и различными наборами инструментов.

Основные результаты следующие. Во-первых, найдена устойчивая отрицательная взаимосвязь между реальной ставкой процента и экономической активностью в России, что говорит о работоспособности процентного канала, а значит, возможности Банка России транслировать импульс изменений денежно-кредитной политики в реальный сектор. Во-вторых, подтверждена основная гипотеза о том, что после перехода к режиму инфляционного таргетирования работоспособность процентного канала трансмиссионного механизма возросла, а значит, возросла и возможность Банка России оказывать влияние на экономическую активность. В-третьих, получена траектория изменения влияния реальной ставки процента на экономическую активность в рассматриваемом периоде, что позволяет проследить, как глобальные факторы, а также экономическая политика внутри страны влияют на трансмиссионный механизм.

Литература

1. *Полбин А.В., Скроботов А.А.* Тестирование наличия изломов в тренде структурной компоненты ВВП Российской Федерации // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2016. Т. 20. № 4. С. 588–623.
2. *Божечкова А.В., Петрова Д.А.* Реальный валютный курс и конкурентоспособность национальной экономики // *Научные исследования экономического факультета. Электронный журнал*. 2019. Т. 11. № 2 (32). С. 91–106.
3. *Дробышевский С.М., Трунин П.В., Каменских М.В.* Анализ трансмиссионных механизмов денежно-кредитной политики в российской экономике // *Научные труды Фонда «Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара»*. 2008. № 116. С. 1–87.
4. *Евдокимова Т.В., Трунин П.В., Зубарев А.В.* Влияние реального обменного курса рубля на экономическую активность в России // *Научные труды Фонда «Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара»*. 2013. № 165. С. 1–164.
5. *Fuhrer J.C.* Habit formation in consumption and its implications for monetary-policy models // *American Economic Review*. 2000. Vol. 90. No. 3. P. 367–390.
6. *Hamilton J.D.* Why you should never use the Hodrick — Prescott filter // *Review of Economics and Statistics*. 2018. Vol. 100. No. 5. P. 831–843.
7. *Nelson E.* What does the UK's monetary policy and inflation experience tell us about the transmission mechanism // *Monetary Transmission in Diverse Economies*. 2002. P. 137–155.

ИССЛЕДОВАНИЕ РАЗВИТИЯ ЦИФРОВЫХ ТЕХНОЛОГИЙ В СОВРЕМЕННЫХ ГОРОДАХ И ИХ ВЛИЯНИЯ НА ОСНОВНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ БЛАГОСОСТОЯНИЯ НАСЕЛЕНИЯ

Горошко Юлия Дмитриевна

E-mail: goroshko.yd@dvfu.ru

г. Владивосток, ДВФУ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Олейник Е.Б.

В настоящее время темпы разработки и внедрения цифровых технологий являются одним из важнейших показателей уровня развитости объекта, будь то страна, регион или город. Новые технологии сбора и передачи информации, которые раньше казались чем-то фантастическим и невозможным, теперь выступают неотъемлемой частью жизни каждого современного человека. Доступность и удобство использования новых цифровых технологий привели к феномену глобальной цифровизации, что, в свою очередь, породило возможность внедрения данных технологий не только на производственные предприятия, но и в повседневную жизнь каждого человека. Но в то же время использование населением цифровых технологий, несмотря на безграничные возможности, может принести человеку не только пользу, но и вред. Для разрешения этого противоречия требуются данные для проведения исследования.

Цель данной работы — проведение исследования развития цифровых технологий в современных мегаполисах и оценка степени их влияния на основные характеристики благосостояния населения.

Актуальность данной работы обусловлена высокими темпами цифровизации окружающего мира, внедрением цифровых технологий в повседневную жизнь человека, что влечет за собой необходимость установления контроля за качеством внедряемых технологий и проведения экспертной оценки о количестве имеющихся технологий с целью мониторинга состояния человека, использующего цифровые технологии.

Объектом данного исследования являются субъекты РФ. Предмет данного исследования — цифровое развитие и цифровая

инфраструктура регионов. Рассматривается вопрос, как внедрение и развитие цифровых технологий влияют на состояние основных показателей благосостояния населения в современной России. Авторы данного исследования предполагают, что развитие цифровых технологий в целом положительно влияет на благосостояние населения.

В данной работе использовались данные Федеральной службы государственной статистики РФ за пять лет — с 2018 по 2022 г. — по 80 регионам РФ. В качестве зависимой переменной были взяты среднедушевые денежные доходы населения (в месяц, руб.) как основная характеристика благосостояния населения. В качестве зависящих переменных были исследованы следующие факторы: использование персональных компьютеров в домашних хозяйствах, удельный вес домашних хозяйств, имевших персональный компьютер; число подключенных абонентских устройств мобильной связи на 1000 человек населения, на конец года, шт.; затраты на внедрение и использование цифровых технологий, млн руб.; использование населением сети Интернет (бинарная переменная: 1 — доля использования сети Интернет в регионе больше среднего значения 85,9%; 0 — иначе).

Для проверки сформированных ранее гипотез будут использованы некоторые модели, в том числе линейная регрессионная модель на основе пространственной выборки (pooled regression) (1), модели панельных данных с фиксированными (fixed effect) (2) и случайными (random effect) (3) эффектами. Все модели проверены на значимость получившихся результатов, а также проведен ряд тестов для выявления модели с наилучшей спецификацией.

По результатам построения моделей все модели оказались значимыми на любом допустимом уровне значимости. Тесты на выбор лучшей спецификации показали, что полученные результаты наиболее точно описывает модель с фиксированными эффектами, поэтому ее и будем использовать при интерпретации коэффициентов. Все факторы в данной модели, кроме фактора использования персональных компьютеров, оказались значимы на уровне значимости 0,1%. При увеличении числа подключенных абонентских устройств мобильной связи на 1000 человек населения на единицу среднедушевые доходы населения увеличиваются на 12 руб. При увеличении затрат на внедрение и использование цифровых технологий на 1 млн руб. среднедушевые доходы населения увеличиваются на 0,01 руб. Использование населением сети Интернет увеличива-

ет среднедушевые доходы населения на 4601 руб. по сравнению с неиспользованием сети Интернет.

Исходя из полученных результатов можно сделать вывод о том, что развитие цифровых технологий в целом положительно влияет на благосостояние населения.

Литература

1. *Бардин А.Л.* Цифровые разрывы в современном мегаполисе: политическое измерение // *Polis: Journal of Political Studies*. 2021. № 6.
2. *Быков И.А., Халл Т.Э.* Цифровое неравенство и политические предпочтения интернет-пользователей в России // *ПОЛИС. Политические исследования*. 2011. № 5. С. 151–163.
3. *Волченко О.В.* Динамика цифрового неравенства в России // *Мониторинг общественного мнения: Экономические и социальные перемены*. 2016. № 5 (135). С. 163–182.
4. *Демидкина О.В., Вишневикий К.О.* Цифровые технологии и общество: влияние на благополучие и качество жизни человека // *Научный дайджест Высшей школы экономики*. 2022. № 7. С. 18.
5. Измерение благополучия в эпоху цифрового общества: последствия для официальной статистики // 68-я пленарная сессия Конференции европейских статистиков. Европейская экономическая комиссия ООН, 2020. 20 с. unece.org/fileadmin/DAM/stats/documents/ece/ces/2020/ECE_CES_2020_20-2005802R.pdf (дата обращения: 29.01.2024).
6. *Миролюбова Т.В., Радионова М.В.* Оценка влияния факторов цифровой трансформации на региональный экономический рост // *Регионология*. 2021. Т. 29. № 3 (116). С. 486–510.
7. *Пахомов Е.В.* Анализ подходов к оценке влияния цифровизации на качество жизни населения // *Управленческий учет*. 2021. № 12-1. С. 198–206.
8. *Ратникова Т.А., Фурманов К.К.* Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. М.: Изд. дом ВШЭ, 2014.
9. *Дрогичинская В.* Цифровая доступность: почему инклюзия — вопрос прибыли. 13.02.2023. <https://www.forbes.ru/mneni->

ya/484771-cifrova-a-dostupnost-rosemu-inkluzia-vopros-pribyli (дата обращения: 29.01.2024).

10. Цифровая жизнь российских мегаполисов. Модель. Динамика. Примеры. Сколково. http://www.iems.skolkovo.ru/downloads/documents/SKOLKOVO_IEMS/Research_Reports/SKOLKOVO_IEMS_Research_2016-11-30_ru.pdf (дата обращения: 29.01.2024).

11. *Baltagi Badi H.* Econometric analysis of panel data. N.Y., USA: John Wiley & Sons Inc., 1995.

12. *Deaton A.* Panel data from time series of cross-sections // Journal of Econometrics. 1985. Vol. 30. No. 1–2. P. 109–126.

13. *Hatem L., Ker D.* OECD going digital toolkit notes: Measuring well-being in the digital age, 2021.

14. *Katz R.L., Koutroumpis P.* Measuring digitization: A growth and welfare multiplier // Technovation. 2013. Vol. 33. No. 10–11. P. 314–319.

15. OECD Publishing. How's life in the digital age?: Opportunities and risks of the digital transformation for people's well-being. Organisation for Economic Co-operation and Development OECD, 2019.

16. Organization for Economic Cooperation and Development OECD. How's Life?: Measuring Well-being. OECD Publishing, 2020.

17. Q & A: NYC CTO Farmer Focuses on Closing the Digital Divide // StateTech. 15.04.2020. <https://statetechmagazine.com/article/2020/04/qa-nyc-cto-farmer-focuses-closing-digital-divide> (дата обращения: 29.01.2024).

18. *Van Dijk J.* The digital divide. Cambridge, Medford: Polity Press, 2020.

АНАЛИЗ ПАРАДОКСА ДРУЖБЫ В СОЦИАЛЬНЫХ СЕТЯХ

Григорьев Алексей Александрович

E-mail: alexprgrigoriev@gmail.com

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

Научный руководитель: д.ф.-м.н., профессор Сидоров С.П.

В социальных науках хорошо известен так называемый парадокс дружбы, который связан с неравномерностью популярности пользователей на локальном уровне социальной сети. Объяснение этого очень распространенного явления в предыдущих работах ограничивалось либо эмпирическими исследованиями социальных сетей, либо конкретными разновидностями синтетических сетей [1–4]. В этой работе мы показываем, что парадокс дружбы присущ всем сетям, распределение степеней которых подчиняется степенному закону. Заметим, что большинство реальных сетей обладают этим свойством, или, другими словами, многие сети являются безмасштабными. Мы изучаем зависимость доли узлов сети, для которых индекс дружбы больше единицы, от параметров степенного распределения степеней узла. Результаты показывают, что чем меньше показатель степени степенного закона, тем большее количество сетевых узлов будет представлять парадокс дружбы. Причем чем больше минимальная степень вершин сети, тем сильнее этот парадокс проявится в данном графе.

Результаты работы позволяют получить количественную оценку парадокса дружбы в сложных социальных сетях, основываясь только на известном значении показателя распределения степеней узла и не производя расчет индексов дружбы для всех узлов графа, что для реальных сетей может оказаться очень трудоемкой задачей.

Литература

1. *Alipourfard N., Nettasinghe B., Abeliuk A. et al.* Friendship paradox biases perceptions in directed networks // *Nature Communications*. 2020. Vol. 11. No. 1. P. 707.
2. *Higham D.J.* Centrality-friendship paradoxes: When our friends are more important than us // *Journal of Complex Networks*. 2018. Vol. 7. No. 4. P. 515–528.

3. *Pal S., Yu F., Novick Y. et al.* A study on the friendship paradox — quantitative analysis and relationship with assortative mixing // *Applied Network Science*. 2019. Vol. 4. No. 71. P. 1–26.
4. *Sidorov S.P., Mironov S.V., Grigoriev A.A.* Friendship paradox in growth networks: Analytical and empirical analysis // *Applied Network Science*. 2021. Vol. 6. No. 35. P. 1–35.

ОЦЕНКА РИСКА ФИНАНСОВЫХ ПОТЕРЬ В РЕЗУЛЬТАТЕ ВАРЬИРОВАНИЯ КРИВОЙ БЕСКУПОННОЙ ДОХОДНОСТИ

Дашевский Даниил Сергеевич

E-mail: dsdashevskiy@edu.hse.ru

г. Санкт-Петербург, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: старший преподаватель Рунёв Е.В.

В работе рассмотрена модель ценообразования облигаций дисконтированного денежного потока [1]. В ранних работах Маколея риск финансовых потерь определялся плоской структурой кривой бескупонной доходности (КБД). В работе проведено исследование риска финансовых потерь в случае, когда процентные ставки претерпевают внезапный шок. Данный эффект выражается варьированием КБД $R(t, T) \rightarrow \tilde{R}(t, T) = R(t, T) + h(T)$. Это, в свою очередь, позволяет оценивать риск по непрерывному изменению цены облигации в зависимости от варьирования КБД.

Водится функция цены бескупонной облигации с номиналом, равным единице, в момент t и с погашением в момент T : $B(t, T)$. Предполагая, что для данной облигации не существует риска дефолта эмитента, т.е. для любого T : $B(T, T) = 1$, определим доходность к погашению данной облигации следующим образом:

$$R(t, T) = -\frac{\ln B(t, T)}{T - t}. \quad (1)$$

Функция $R(t, T)$ выражает непрерывно начисляемую процентную ставку, такую, что, разместив $B(t, T)$ (у.е.) через $(T - t)$, мы получим $B(T, T) = 1$ (у.е.). Учитывая, что на рынке достаточно облигаций, тогда в любой момент $(t + \tau)$ возможно рассчитать доход-

ность к погашению бескупонной облигации (на практике эта кривая публикуется Центробанком РФ) [2]. Тогда функция $t \mapsto R(t, t + \tau)$ описывает кривую КБД в момент t .

Рассматривая облигацию с выплатой неединичного номинала в момент погашения и купонными выплатами, зададим функцию денежного потока, которая принимает значение купонных выплат в моменты времени τ_k . При этом в момент погашения выплачивается купон и номинал — $c(\tau)$:

$$c(\tau_k) = CF_k, c(T) = CF_T + N,$$

тогда функция накопленных выплат по облигации примет вид

$$F(\tau) = \sum_{k=1}^m c(\tau_k) \cdot \delta(\tau - \tau_k). \quad (2)$$

Таким образом, общая функция цены облигации определяется в предположении, что данную облигацию можно собрать как портфель из бескупонных облигаций с единичным номиналом, объем и дата погашения которых будет соответствовать размеру выплаты и дате выплаты купона или номинала. В непрерывном случае эта функция выражается интегралом Лебега — Стильеса от приведенных к текущему моменту будущих выплат:

$$P(t, T, R(t, T)) = \int_t^T c(\tau) B(t, \tau) d\tau = \int_t^T B(t, \tau) dF(\tau). \quad (3)$$

Рассмотрим влияние варьирования КБД на рыночную цену облигации. Введем новую функцию кривой бескупонной доходности

$$\tilde{R}(t, \tau) = R(t, \tau) + h(\tau),$$

где $h(\tau)$ — вариация кривой.

Таким образом, в общем виде при варьировании КБД на $h(\tau)$ видно, что на цену бескупонной облигации влияет только изменение КБД в точке времени погашения облигации:

$$B(t, T) = e^{-(T-t)[R(t,T)+h(T)]}.$$

Окончательно цена облигации будет выглядеть следующим образом:

$$P(t, T, R(t, T)) = \int_t^T e^{-(\tau-t)[R(t,\tau)+h(\tau)]} dF(\tau).$$

В результате исследования приходим к вариации функционала цены от КБД в результате его варьирования.

Литература

1. *Bierwag G.O., Kaufman G.G., Toevs A.* Duration: Its development and use in bond portfolio management // *Financial Analysts Journal*. 1983. Vol. 39. No. 4. P. 15–35. <https://www.jstor.org/stable/4478661>.
2. CBonds. Информационная среда для профессионалов финансового рынка и инвесторов. <https://www.cbonds.ru>.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ОБЪЕМА ИНВЕСТИЦИЙ В ОСНОВНОЙ КАПИТАЛ НА ОСНОВЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ

Демидов Даниил Вячеславович

E-mail: yarita87@mail.ru

г. Донецк, ДонГУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Кухенная М.А.

Инвестиционная деятельность является локомотивом развития большинства видов экономической деятельности. Инвестиции в основной капитал обеспечивают бесперебойный процесс производства продукции, функционирования логистических цепочек в бизнесе и т.д. Для экономики важно иметь представление о тенденциях развития и вероятных перспективных оценках.

В рамках данной научной работы для проверки гипотезы о наличии тенденции в ряду динамики стоимости инвестиций в основной капитал использованы методы существенности разности средних; Фостера — Стюарта; критерий Фишера — Снедекора; специальные критерии; содержательный анализ; визуальный [1]. Каждый из них подтвердил гипотезу о наличии тенденции к росту рассматриваемого показателя.

Это позволило применить статистические методы прогнозирования для перспективной оценки показателя. Точечный прогноз получен на основе уравнения тренда. Рассчитаны доверительные интервалы для прогноза с учетом длины фактического ряда дина-

мики [2], выбранного тренда, длины периода упреждения (табл. 1).

Таблица 1

Прогнозные значения объема инвестиций в основной капитал

Год прогнозирования	Прогнозные значения, млрд руб.		
	\hat{y}_{n+L}	Доверительный интервал	
		Нижняя граница	Верхняя граница
2024	27 637	23 719	31 555
2025	29 110	24 991	33 229

Таким образом, с вероятностью 0,95 можно утверждать, что при сохранении тенденции в 2025 г. показатель может достичь 29110 млрд руб., при этом его значение, возможно, будет варьироваться в границах от 24991 млрд до 33229 млрд руб.

Литература

1. *Кухенная М.А., Тарасова Е.А.* Лабораторный практикум по статистическому моделированию и прогнозированию: учеб. пособие. Донецк: ДонГУ, 2018. 206 с.
2. Федеральная служба государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru> (дата обращения: 15.02.2024).

**СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОБЛЕМ
КОРРЕКТИРОВКИ ТАБЛИЦ СМЕРТНОСТИ
ДЛЯ МОДЕЛИРОВАНИЯ РЕЗЕРВОВ КОМПАНИИ
СТРАХОВАНИЯ ЖИЗНИ**

Демина Ксения Вачагановна

E-mail: kvdemina@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

Таблицы смертности (или продолжительности жизни) являются важнейшим элементом моделирования и расчета страховых

резервов. Росстат предоставляет общие статистические данные о смертности населения, но их не всегда можно применять, когда анализируемый портфель слишком мал. Очевидно, что распределение страховых случаев может отличаться при небольшом количестве наблюдений. Кроме того, клиенты определенной страховой компании могут иметь разное распределение смертности по сравнению с жителями одной и той же территории. Таким образом, очевидна необходимость корректировки таблиц смертности для конкретной компании.

Эти задачи особенно актуальны, когда количество небольших страховых компаний в России ежегодно сокращается из-за финансовых потерь и концентрации рынка.

Цель исследования состоит в том, чтобы определить, как корректировка таблиц смертности для небольшого портфеля изменит рассчитанные резервы для компании по страхованию жизни (рис. 1).



Рис. 1. Зависимость мужской смертности от возраста в таблице смертности и реальном страховом портфеле

Для достижения этой цели была изучена научная литература по моделированию таблиц смертности и расчету резервов, собраны данные по портфелям страхования жизни в различных небольших страховых компаниях, скорректированы таблицы смертности различными способами (стохастическая модель Ли — Картера и ее вариации, параметрическая модель Гомпертца — Мейкхама), расчет мер сходства между таблицами смертности и проверка статистических гипотез, а также расчет страховых резервов на основе модифицированных таблиц смертности (табл. 1).

**Описание используемых в работе
стохастических моделей смертности**

Мо- дель	Формула предиктора	Моделируемая характеристика смертности	Тип стохас- тического процесса k_t	Тип стохас- тического процесса g_t
LC	$\eta_{xt} = a_x + \beta_x^{(1)} k_t^{(1)}$	$\log(\mu_{x,t}) = \eta_{x,t}$	Случайное блуждание с дрейфом	Отсутствует
CBD	$\eta_{xt} = k_t^{(1)} + (x - \bar{x}) k_t^{(2)}$	$\log(q_{x,t}) = \eta_{x,t}$	Двумерное случайное блуждание с дрейфом	Отсутствует
APC	$\eta_{xt} = a_x + k_t^{(1)} + \gamma_{t-x}$	$\log(\mu_{x,t}) = \eta_{x,t}$	Случайное блуждание с дрейфом	ARIMA (1, 1, 0)
PLAT	$\eta_{xt} = a_x + k_t^{(1)} + (x - \bar{x}) k_t^{(2)}$	$\log(\mu_{x,t}) = \eta_{x,t}$	Двумерное случайное блуждание с дрейфом	ARIMA (1, 1, 0)

Меры сходства, служащие для сравнения статистических таблиц, были рассчитаны по следующим формулам:

$$QDEV = \sum_{i=K}^N \frac{T_i (q_{i1} - q_{i0})^2}{q_{i0}}$$

где T_i — количество страховых случаев в году i ; q_{i1} — вероятность смерти в году i в расчетной таблице смертности; q_{i0} — вероятность смерти в году i в приближительной таблице смертности;

$$\frac{A}{E} = 100 \cdot \frac{\sum_{i=K}^N l_{i0} q_{i1}}{\sum_{i=K}^N l_{i0} q_{i0}},$$

$$ERL = 100 \cdot \frac{\sum_{i=K}^N l_{i1} - 0,5}{\sum_{i=K}^N l_{i0} - 0,5}.$$

Результатом работы стало моделирование более оптимальных для небольшого страхового портфеля таблиц смертности, а также расчет приближенных к реальной статистике смертей в портфеле договоров страховых резервов.

Литература

1. *Arató M., Bozsó D., Elek P. et al.* Forecasting and simulating mortality tables // *Mathematical and Computer Modelling*. 2009. Vol. 49. No. 3–4. P. 805–813.
2. *Bett N., Kasozi J., Rutorwa D.* Dependency modeling approach of cause-related mortality and longevity risks: HIV/AIDS // *Risks*. 2023. Vol. 11. No. 2. P. 38.
3. *Chandra C.E., Abdullah S., Devila S.* Estimating Indonesian complete life table and fair annual pure premium range from abridged life table with Bayesian method and bootstrapping // *International Journal on Advanced Science, Engineering and Information Technology*. 2022. Vol. 12. No. 6. P. 2226–2236.
4. *Cox S.H., Lin Y., Pedersen H.* Mortality risk modeling: Applications to insurance securitization // *Insurance: Mathematics and Economics*. 2010. Vol. 46. No. 1. P. 242–253.
5. *Dahl M.* Stochastic mortality in life insurance: Market reserves and mortality-linked insurance contracts // *Insurance: Mathematics and Economics*. 2004. Vol. 35. No. 1. P. 113–136.
6. *Imani A.A., Hikmah Y.* Experience study: Effect of underwriting methods on mortality rate for life insurance product at pt. Abc (2015–2020 period) // *Barekeng: Jurnal Ilmu Matematika dan Terapan*. 2022. Vol. 16. No. 1. P. 31–40.
7. *Gatzert N., Wesker H.* Mortality risk and its effect on shortfall and risk management in life insurance // *Journal of Risk and Insurance*. 2014. Vol. 81. No. 1. P. 57–90.
8. *Hirz J., Schmock U., Shevchenko P.V.* Crunching mortality and life insurance portfolios with extended CreditRisk+. 2016. arXiv preprint arXiv:1601.04557.
9. *Ming Q.* The impact of mortality risk on the asset and liability management of insurance companies // *Asia-Pacific Journal of Risk and Insurance*. 2013. Vol. 7. No. 2. P. 81–104.

10. *Овчарова Л.Н.* Сравнительный анализ тарифных ставок на страхование жизни // Вестник Ростовского государственного экономического университета «РИНХ». 2008. № 2. С. 189–196.

АНАЛИЗ ФАКТОРОВ ЦЕНООБРАЗОВАНИЯ НА РЫНКЕ АРЕНДЫ ЖИЛОЙ НЕДВИЖИМОСТИ В МОСКВЕ

Дюмкеева Даяна Владимировна

E-mail: dvdyumkeeva@edu.hse.ru

Хасаншина Алсу Рамисовна

E-mail: arkhasanshina@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Звездина Н.В.

Москва сегодня является одним из самых развитых городов. Она привлекает большое количество людей в связи с высокими доходами и высоким уровнем развития. В последнее время рынок аренды в Москве стремительно развивается, и перед ним встал ряд серьезных вопросов о том, что влияет на ее стоимость. Эта информация не является неожиданностью, поскольку тема одна из самых актуальных. Некоторые утверждают, что купить квартиру гораздо выгоднее, чем платить за аренду, другие с этой точкой зрения не согласны. Наша работа отвечает на данный вопрос.

Целью исследования является выявление факторов, влияющих на рынок аренды жилья, и определение того, что в нынешних условиях является более выгодным: долгосрочная аренда или покупка жилья в ипотеку в Москве.

Для достижения данной цели были поставлены следующие задачи:

- анализ специфики рынка жилья в Москве;
- изучение основных особенностей рынка аренды жилья г. Москве с помощью анализа литературы отечественных и зарубежных исследователей;
- получение актуальной на 2024 г. базы данных по квартирам, сдающимся в долгосрочную аренду по г. Москве, и ее подготовка к статистическому анализу;

- выдвижение гипотез относительно того, какие факторы в большей степени влияют на ценообразование рынка аренды жилья по Москве;
- построение линейной регрессии с включением большего числа независимых переменных;
- оценка статистической значимости полученных результатов, описание полученных результатов;
- сравнение на конкретном примере преимуществ покупки жилья и долгосрочной аренды.

Информационную базу исследования составляют научные статьи отечественных и зарубежных авторов, интернет-ресурс недвижимости ЦИАН.

Выборка исследования состоит из 12 тыс. объявлений об аренде недвижимости в Москве на определенную дату с портала недвижимости ЦИАН.

Было определено 18 показателей, предположительно влияющих на стоимость аренды: общая площадь квартиры, количество комнат, доля кухни, тип санузла (отдельный или совмещенный), количество минут до метро, наличие балкона, наличие лифта, наличие наземной парковки, наличие подземной парковки, наличие в непосредственной близости школ (расстояние — 1,5 км), наличие в непосредственной близости детских садов (расстояние — 1,5 км), наличие в непосредственной близости поликлиник (расстояние — 1,5 км), наличие охраны, возраст дома, количество минут до наземного транспорта, округ, материал (монолит/кирпич/панель), тип ремонта (косметический/дизайнерский/евроремонт).

В рамках поставленных задач были использованы следующие методы исследования: построение модели множественной линейной регрессии для определения факторов, оказывающих наибольшее воздействие на рынок аренды; построение квантильных регрессий, чтобы оценить влияние факторов для самых дорогих и дешевых квартир выборки; применение формулы из анализа литературы для сравнения на конкретном примере преимуществ покупки жилья и долгосрочной аренды.

Предполагаемые результаты исследования следующие:

1) площадь квартиры, тип ремонта, тип жилья, время до метро и наземного транспорта, количество комнат, округ, доля кухни, наличие лифта, охраны, балкона, любой из двух видов парковки существенно влияют на цену аренды жилья;

2) возраст дома, наличие кондиционера, наличие в непосредственной близости школ, детских садов и поликлиник несущественно влияют на цену аренды жилья;

3) округ и площадь квартиры первостепенно влияют на арендную плату, в абсолютном выражении цена аренды сильнее всего зависит именно от них;

4) сейчас выгоднее арендовать, чем брать квартиру в ипотеку, ввиду высоких процентных ставок и неустойчивой ситуации в стране.

Литература

1. *Арефин А.В.* Алгоритм сравнения выгодности покупки или аренды жилой и коммерческой недвижимости в Москве // Вестник евразийской науки. 2016. № 2 (33). <https://cyberleninka.ru/article/n/algorithm-sravneniya-vygodnosti-pokupki-ili-arendy-zhiloy-i-kommercheskoy-nedvizhimosti-v-moskve> (дата обращения: 02.12.2023).

2. *Арефин А.В.* Факторы ценообразования на рынке аренды жилой недвижимости // Жилищные стратегии. 2015. № 4. <https://cyberleninka.ru/article/n/factory-tsenoobrazovaniya-na-rynke-arendy-zhiloy-nedvizhimosti> (дата обращения: 02.12.2023).

3. *Казаченко И.С., Абдраимова М.Н.* Факторы, определяющие стоимость аренды жилья по данным сайта недвижимости ЦИАН // Скиф. 2023. № 1 (77). <https://cyberleninka.ru/article/n/factory-opredelyayushchie-stoimost-arendy-zhilya-po-dannym-sayta-nedvizhimosti-tsian> (дата обращения: 03.12.2023).

4. *Бобровская Е.Д., Полбин А.В.* Детерминанты цены на краткосрочную аренду жилья в экономике совместного потребления (на примере Airbnb в г. Москве) // Прикладная эконометрика. 2022. Т. 65. С. 5–28. DOI: 10.22394/1993-7601-2022-65-5-28.

5. *Бобровская Е.Д., Полбин А.В.* Эконометрическое моделирование функции спроса на краткосрочную аренду жилья (на примере Airbnb в Москве) // Журнал Новой экономической ассоциации. № 2 (59). С. 64–84. DOI: 10.31737/22212264_2023_2_64-84.

6. *Колмычкова П.М., Гудкова Т.В.* Специфика продвижения арендного жилья: поколенческий подход // Вестник Московского университета. Сер. 6 Экономика. 2022. № 4. <https://cyberleninka.ru/article/n/spetsifika-prodvizheniya-arendnogo-zhilya-pokolencheskiy-podhod> (дата обращения: 03.12.2023).

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МЕТОДА МАРКОВСКИХ ЦЕПЕЙ ДЛЯ АНАЛИЗА РАСПРЕДЕЛЕНИЯ СТЕПЕНЕЙ В СЛОЖНЫХ СЕТЯХ

Емельянов Тимофей Дмитриевич

E-mail: emelianov.timofey1337@gmail.com

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

Научные руководители:

д.ф.-м.н., профессор Сидоров С.П.,

к.ф.-м.н., доцент Миронов С.В.

Большинство реальных сетей растет за счет включения новых узлов. Поэтому первые модели генерации сетей были ориентированы на моделирование процесса роста сети с использованием алгоритмов, основанных на механизмах предпочтительного подключения. За последние два десятилетия было разработано множество моделей, которые еще больше уточняют эти концепции. Однако почти все работы были посвящены моделированию растущих сетей, а изучение механизмов сжатия оказалось практически за пределами интересов ученых.

Между тем важно отметить, что многие системы и сети подвергаются сокращению по мере своего роста, что включает в себя удаление элементов или связей в дополнение к включению новых узлов или подсистем. Фактически эти процессы добавления и удаления узлов часто происходят одновременно. Однако в существующей научной литературе предлагается не так много моделей, которые эффективно отражали бы эволюцию таких сетей. Некоторые из моделей, устраняющих этот пробел, представлены в [1–6].

В этой работе мы рассматриваем модель создания сложных сетей, эволюция которых предполагает одновременное использование механизмов роста и сжатия. Рост модели будет обеспечиваться за счет добавления одной новой вершины на каждой итерации. Сжатие будет происходить за счет слияния двух случайно выбранных вершин. Результатом слияния будет вершина, соседи которой являются соседями этих двух вершин.

Заметим, что для определения того, каким является распределение степеней в синтетических сетях, полученных на основе моделей генерации сетей, можно использовать различные подходы. Одним из наиболее распространенных методов является метод

среднего поля [7]. Кроме того, достаточно эффективным оказался подход на основе мастер-уравнения, предложенный в статье [8].

В нашей работе будет применяться метод цепей Маркова [9–11]. Мы покажем, что этот метод, основанный на правилах стохастических процессов [24], позволяет находить стационарное распределение сложных сетей, получающихся в результате итерационных шагов алгоритма, на которых происходит как добавление, так и удаление узлов. Кроме того, для получения распределения степеней в явном виде мы используем подход, основанный на применении производящей функции.

Литература

1. *Ben-Naim E., Krapivsky P.L.* Addition-deletion networks // *Journal of Physics A: Mathematical and Theoretical*. 2007. Vol. 40. No. 30. 8607.
2. *Deijfen M., Lindholm M.* Growing networks with preferential addition and deletion of edges // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 2009. Vol. 388. No. 19. P. 4297–4303.
3. *Deng K., Zhao H., Li D.* Effect of node deleting on network structure // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 2007. Vol. 379. No. 2. P. 714–726.
4. *Naglic L., Subelj L.* War pact model of shrinking networks // *PloS One*. 2019. Vol. 14. No. 10. P. 1–14.
5. *Zhang X., He Z., Rayman-Bacchus L.* Random birth-and-death networks // *Journal of Statistical Physics*. 2016. Vol. 162. No. 4. P. 842–854.
6. *Zhang X., He Z., Zhang L. et al.* The analysis of the power law feature in complex networks // *Entropy*. 2022. Vol. 24. No. 11.
7. *Barabási L., Albert R., Jeong H.* Mean-field theory for scale-free random networks // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 1999. Vol. 272. No. 173.
8. *Dorogovtsev S.N., Mendes J.F.F., Samukhin A.N.* Structure of growing networks with preferential linking // *Phys. Rev. Lett.* 2000. Vol. 85. No. 4633.
9. *Zhang X.J., He Z.S., Lez R.B.* SPR-based Markov chain method for degree distribution of evolving networks // *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*. 2012. Vol. 391. No. 3350.

10. *Krapivsky P.L., Redner S.* Finiteness and fluctuations in growing networks // *J. Phys. A.* 2002. Vol. 35. No. 9517.
11. *Shi D.H., Chen Q.H., Liu L.M.* Markov chain-based numerical method for degree distributions of growing networks // *Phys. Rev. E.* 2005. Vol. 71. No. 036140.

АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ГОСУДАРСТВЕННОГО ДОЛГА ФРАНЦИИ В 2013–2023 ГГ.

Жиделёва Марина Сергеевна

E-mail: m.zhidelyova@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД России

Научный руководитель: д.э.н., профессор Симонова М.Д.

Государственный долг страны демонстрирует уровень независимости экономики, способность стимулировать высокие темпы экономического роста. Отношение государственного долга к ВВП — ключевой показатель, необходимый для оценки уровня ее долговой нагрузки и экономической стабильности. Анализ динамики рассматриваемого показателя во Франции актуален по причине его неожиданного роста в последнее десятилетие, нехарактерного для данной страны, и примеров путей решения.

Автор анализирует динамику показателя начиная с 2013 г., т.е. стабилизации экономик зоны евро после кризиса суверенного долга 2010–2012 гг., последствия которого отражаются на крупнейших европейских экономиках, в том числе Франции. Отношение госдолга к ВВП во Франции росло из-за бюджетного дефицита и экономических проблем — с 93,4% в 2013 г. до 97,4% в 2019-м (табл. 1). Однако беспрецедентные значения оно приняло в 2020 г., впервые перейдя отметку в 100%, что объясняется коронакризисом и жесткой бюджетной реакцией правительства. Пандемия COVID-19 привела к значительному увеличению государственных расходов и резкому экономическому спаду. Отношение долга Франции к ВВП в 2020 г. составило 114,6%. За два последующих года значение немного уменьшилось, составив 111,8% в 2022 г.

Также в работе отдельно представлены динамика госдолга и ВВП в текущих ценах и отношения госдолга к ВВП. Исходя

Таблица 1

Показатели государственного долга и ВВП Франции, 2013–2023 гг.

Показатель	2013	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022	2023*
Госдолг, млрд евро	1977,7	2188,5	2254,3	2310,9	2374,9	2657,4	2823,7	2949,3	3082,0
ВВП (в текущих ценах), млрд евро	2117,2	2234,1	2297,2	2363,3	2437,6	2317,8	2502,1	2639,1	2705,1
Госдолг к ВВП, %	93,4	98,0	98,1	97,8	97,4	114,6	112,9	111,8	114,0
Темп роста госдолга, %	—	104,1	103,0	102,5	102,8	111,9	106,3	104,4	104,5
Темп роста ВВП, %	—	101,6	102,8	102,9	103,1	95,1	108,0	105,5	102,5
К опереже- ния, %	—	102,5	100,2	99,6	99,6	117,7	98,4	99,0	—

Источник: Официальный сайт статистической службы ЕС Eurostat (Dette publique brute). https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/sdg_17_40_custom_9977723/default/table?lang=fr; Produit intérieur brut (PIB) aux prix du marché — données annuelles. <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipsau10/default/table>.

из значений коэффициента опережения, рассчитываемого как отношение темпов роста госдолга к темпам роста ВВП, мы можем сделать вывод, что динамика госдолга в 2013–2017 гг. незначительно превышала динамику ВВП и незначительно отставала в 2018, 2019, 2021 и 2022 г. Получается, что во Франции рассматриваемая проблема имеет не внутренний характер, а внешний. Интерес же представляет 2020 г., характеризующийся 17,7%-м опережением темпов роста госдолга относительно ВВП, что, в свою очередь, снова связано с коронакризисом.

В заключение автор экстраполирует рассматриваемые показатели с помощью среднегодового коэффициента роста. Согласно полученным результатам, в 2023 г. госдолг страны составит 3082 млрд евро, а ВВП в текущих ценах — 2702,4 млрд. Отношение госдолга к ВВП примет значение 114,0%, практически достигнув пика 2020 г. Причинами, влияющими на данный показатель, станут множественные факторы, включая приоритеты государственных расходов, налоговые поступления, а также внешние факторы, та-

кие как глобальные санкции, мировая экономическая ситуация и геополитическая обстановка.

Литература

1. Практикум по статистике / под ред. Е.Г. Борисовой. 4-е изд., перераб. и доп. М.: МГИМО, 2020. 168 с.
2. Официальный сайт статистической службы Европейского союза Eurostat (Dette publique brute). https://ec.europa.eu/eurostat/data-browser/view/sdg_17_40__custom_9977723/default/table?lang=fr.
3. Официальный сайт статистической службы Европейского союза Eurostat (Produit intérieur brut (PIB) aux prix du marché — données annuelles). <https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/tipsau10/default/table>.
4. Официальный сайт Министерства экономики и финансов Франции. <https://www.economie.gouv.fr/facileco/comptes-publics/dette-publique>.

АНАЛИЗ ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМОХОЗЯЙСТВ ПО СУБЪЕКТАМ РФ в 2013–2022 гг.

Завгородний Сергей Денисович

E-mail: sdzavgorodniy@edu.hse.ru

Иванова Анна Ильинична

E-mail: aiivanova_9@edu.hse.ru

Кудабаева Гульшат Вильдановна

E-mail: gvkudabaeva@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научные руководители:

д.э.н., профессор Демидова О.А., Демьяненко А.В.

Актуальность проекта. Анализ потребления домохозяйств по субъектам России за указанный период позволит более глубоко понять экономическую динамику, социальные тенденции и осо-

бенности различных регионов при реакции на экономические кризисы, что является важным инструментом для принятия решений на уровне государства и общества.

Основные задачи. В течение всей исследовательской работы мы старались ответить на два главных вопроса: как изменялась структура потребления в регионах России с 2013 по 2022 г. и какие независимые переменные сильнее всего влияли на эти изменения.

Данные. Для того чтобы ответить на эти вопросы, мы взяли с сайта Росстата данные о следующих расходах домохозяйств: потребительские расходы, расходы на еду, непродовольственные товары, алкоголь, питание вне дома и услуги, — они стали нашими зависимыми переменными. Также мы собрали много независимых переменных, из которых использовалась лишь некоторая часть: уровень бедности, количество минимальных потребительских корзин, которые можно купить на среднедушевой доход в номинальных ценах, суммарный коэффициент рождаемости, индекс Херфиндалля — Хиршмана, уровень безработицы, процент сельского населения, процент населения младше трудоспособного возраста, процент населения старше трудоспособного возраста, уровень образования.

Методы работы с данными. Для работы с данными мы использовали следующие методы: модель сквозной регрессии (Pooled-модель), построение моделей с фиксированными и случайными индивидуальными эффектами (FE и RE соответственно), тесты Бреуша — Пагана и Хаусмана для оценки значимости каждой модели. Для работы мы выбрали именно панельные данные, потому что это позволяет учесть изменение показателя одновременно в пространстве и времени. Работа по построению моделей панельных данных проводилась в основном с помощью статистического анализа в Stata.

Результат нашей работы. Мы смогли выявить ряд закономерностей и найти наиболее подходящую модель для каждой из зависимых переменных со статистически значимыми независимыми переменными и годами, в которых наши переменные менялись сильнее всего. Результатом нашего исследования стали сводные таблицы с интерпретацией влияния каждого регрессора на зависимые переменные. Например, было выявлено, что при росте дохода домохозяйство начинает увеличивать долю трат на питание вне дома и снижать траты на алкоголь, также повышается доля расходов на непродовольственные товары. COVID-19 оказал значительное

влияние на структуру потребительских расходов. Так, в период пандемии доля расходов на продукты стала расти быстрее, а на питание вне дома — стремительно снижалась, как и расходы на услуги.

Таким образом, мы определили, какие макроэкономические факторы сильнее всего влияют на различия в доле потребительских расходов домашних хозяйств в разных регионах и в различные периоды времени.

Литература

1. *Россинская Г.М.* Потребительское поведение домохозяйства в условиях трансформации российского общества // Вестник Уфимского государственного авиационного технического университета. 2009. Т. 12. № 3. С. 22–36.
2. *Рабинович Б.* Изменение структуры спроса как инфляционный фактор: Аналитическая записка. 02.2023.
3. *Беляевский И.К.* Денежные доходы населения и потребительские расходы: уровень, тенденции и дифференциация // Статистика и экономика. 2013. № 2. С. 108–118.
4. *Абашкин В.Л., Гохберг Л.М., Ефферин Я.Ю. и др.* Атлас экономической специализации регионов России / под ред. Л.М. Гохберга, Е.С. Куценко. М.: Изд. дом ВШЭ, 2021. 264 с.
5. *Кулистикова Т.* Потребители пересмотрели рацион. Как в прошлом году менялись предпочтения покупателей // Агроинвестор. 09.01.2023.

ВЛИЯНИЕ ДОСТУПНОСТИ ИКТ НА ВНУТРЕНнюю МИГРАЦИЮ СПЕЦИАЛИСТОВ РАЗНЫХ ОТРАСЛЕЙ НА ПРИМЕРЕ РОССИИ

Зайцев Илья Сергеевич

E-mail: illzaitsev@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: PhD, к.э.н., доцент Денисова И.А.

Пандемия COVID-19 ускорила распространение цифровых технологий среди населения, изменив и рынок труда, который был вынужден ускоренно перейти на удаленный формат работы. Выгоды и издержки этого перехода не всегда однозначны: с одной стороны, сотрудники получают более комфортные условия труда [1], а с другой — усложняется коммуникация внутри рабочего коллектива [4].

По подсчетам [2], в США более трети профессий на рынке труда могут выполняться дистанционно и приносят почти половину (46%) трудовых доходов страны. Для развивающихся стран [3] данный эффект выражен еще сильнее. При этом для развивающихся стран важным ограничением выступает также малая доступность Интернета, неравномерность доступа к которому порождает неравенство доступа населения к услугам здравоохранения и образования, способствует уменьшению гендерного баланса [5].

Данная проблема также имеет отражение в России. Для страны не свойственна мобильность трудовых ресурсов — как географическая, так и между отраслями [8]. Российский рынок труда в текущий момент не принимает формат удаленной работы [9]. При этом в России есть значительный потенциал для развития удаленного формата работы. Например, Н.А. Розинская и И.А. Розинский [10] показывают, что распространение удаленной занятости позволит улучшить качество жизни россиян за счет выравнивания баланса «дом — работа». Также «цифровой разрыв» между разными демографическими группами россиян сокращается [7]. В [11] подсчитано, что 36% российских профессий пригодно для работы в дистанционном формате, что можно использовать при построении эконометрических моделей.

Исследование посвящено изучению распространения ИКТ как фактора внутренней миграции специалистов разных областей экономики в 2019–2022 гг. между российскими регионами. Эконометрическое моделирование проводится с применением гравитационных моделей. Результаты проведенного эконометрического анализа говорят о том, что число мигрантов, занятых в «цифровых отраслях» (ИКТ, наука и образование), снижается с распространением Интернета в регионах — донорах и реципиентах, а число мигрантов, занятых в гуманитарной сфере¹, увеличивается. В целом направление эффекта, которое оказывает распространение Интернета, на поток мигрантов в первую очередь зависит именно от деятельности мигрантов и лишь частично связано с квалификацией специалистов.

Литература

1. *Bloom N., Liang J., Roberts J. et al.* Does working from home work? Evidence from a Chinese experiment // *The Quarterly Journal of Economics*. 2015. Vol. 130. No. 1. P. 165–218.
2. *Dingel J.I., Neiman B.* How many jobs can be done at home? // *Journal of Public Economics*. 2020. Vol. 189. P. 104235.
3. *Garrote Sanchez D. et al.* Who on earth can work from home? // *The World Bank Research Observer*. 2021. Vol. 36. No. 1. P. 67–100.
4. *Gibbs M., Mengel F., Siemroth C.* Work from home and productivity: Evidence from personnel and analytics data on information technology professionals // *Journal of Political Economy Microeconomics*. 2023. Vol. 1. No. 1. P. 7–41.
5. *Stantcheva S.* Inequalities in the times of a pandemic // *Economic Policy*. 2022. Vol. 37. No. 109. P. 5–41.
6. *Zelinsky W.* The hypothesis of the mobility transition // *Geographical Review*. 1971. P. 219–249.
7. *Абдрахманова Г.И., Васильковский С.А., Вишнеvский К.О. и др.* Тенденции развития Интернета: от цифровых возможностей к цифровой реальности: аналитический доклад. М.: НИУ ВШЭ, 2022. 228 с.

¹ В соответствии с Общим классификатором занятости 2014.

8. *Вакуленко Е.С.* Сравнительный анализ межрегиональной и межсекторной мобильности в России // Экономика региона. 2020. Т. 16. № 4. С. 1193–1207.
9. *Капелюшников Р.И.* Анатомия коронакризиса через призму рынка труда // Вопросы экономики. 2022. № 2. С. 33–68.
10. *Розинская Н.А., Розинский И.А.* «Дачная перспектива» удаленной занятости // Вопросы государственного и муниципального управления. 2021. № 2. С. 87–106.
11. *Янков К.В.* Подходы к измерению и прогнозированию удаленной занятости // Проблемы прогнозирования. 2021. № 4 (187). С. 89–99.

ВОСПРОИЗВОДСТВО НАСЕЛЕНИЯ И РЕПРОДУКТИВНОЕ ПОВЕДЕНИЕ НАСЕЛЕНИЯ В РЕГИОНАХ ПРИВОЛЖСКОГО ФЕДЕРАЛЬНОГО ОКРУГА

Зайцева Юлия Васильевна

E-mail: yulia.zayitseva@yandex.ru

г. Саранск, МГУ им. Н.П. Огарёва

Научный руководитель: д.э.н., доцент Сысоева Е.А.

Воспроизводство населения — это процесс непрерывной смены поколений, другими словами, «производства людьми себе подобных». Воспроизводство населения состоит в постоянном обновлении его численности и структуры в результате естественной смены уходящих поколений новыми. Воспроизводство населения — процесс возобновления его половозрастной структуры, национального, профессионального состава, когда происходит замещение одних поколений людей другими за счет рождаемости и смертности.

Перейдем к изучению суммарного коэффициента рождаемости (числа детей, приходящихся в среднем на одну женщину). Уровень рождаемости, замещающий поколения в обществе, составляет 2,1 ребенка на одну женщину. На сегодняшний день не существует ни одной страны ЕС, где рождаемость достигала бы этого

уровня. Такая же ситуация характерна и для Республики Марий Эл (рис. 1) [1, 2]. В период с 2000 по 2021 г. не наблюдалось ни одного года, где суммарный коэффициент рождаемости был бы больше или равен 2,1. Максимальные значения показателя было достигнуто в 2014 и 2015 гг., составляя соответственно 1,981 и 1,993.

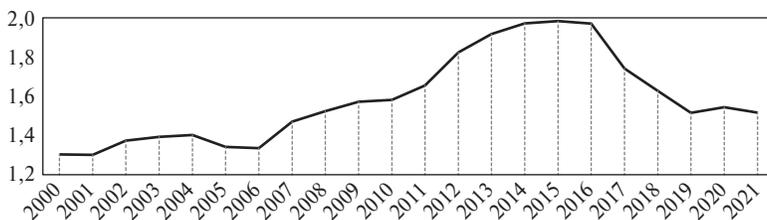


Рис. 1. Динамика суммарного коэффициента рождаемости, 2000–2021 гг.

Если рассмотреть естественный прирост населения на 1000 жителей (рис. 2), то можно заметить, что максимальное значение показателя было достигнуто в 2014 г. (14,7), а минимальное — в 2000-м (9,1). Это говорит о том, что ситуация в регионе нестабильна.

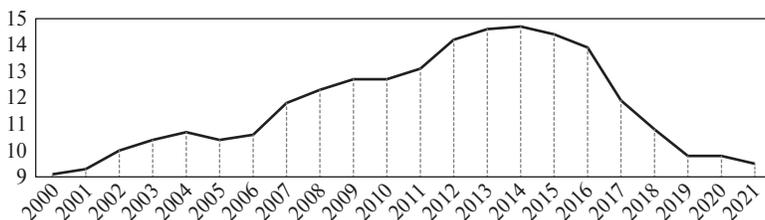


Рис. 2. Динамика коэффициента естественного прироста населения на 1000 населения, 2000–2021 гг.

Также составили прогнозные значения числа родившихся в регионе на 2022–2035 гг. (рис. 3). Говорить о том, насколько прогноз соответствует действительности, пока невозможно, точную информацию можно будет узнать лишь спустя время. Но даже по прогнозным значениям видно, что до 2031 г. будет наблюдаться сокращение числа родившихся, а затем показатель начнет увеличиваться.

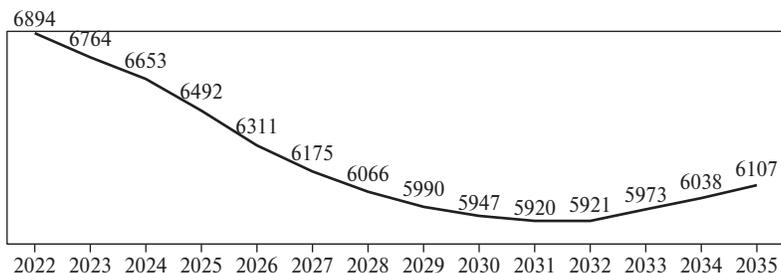


Рис. 3. Прогноз числа родившихся, человек

Можно сделать вывод, что демографические проблемы России и регионов не имеют простых решений. Для повышения рождаемости потребуются комплекс мер, направленных на повышение качества жизни, улучшение условий для совмещения занятости и воспитания детей, изменение отношения государства, бизнеса и общества к многодетности.

Литература

1. Регионы России социально-экономические показатели. 2021 / Федеральная служба государственной статистики (Росстат); редкол.: С.М. Окладников, Л.М. Григорьев, Н.В. Зубаревич и др. М., 2021. 1112 с.
2. Регионы России социально-экономические показатели. 2019 / Федеральная служба государственной статистики (Росстат); редкол.: С.М. Окладников, Л.М. Григорьев, Н.В. Зубаревич и др. М., 2019. 1204 с.

ОЦЕНКА ПОСЛЕДСТВИЙ НАЛОГОВЫХ РЕФОРМ С ПОМОЩЬЮ OLG-МОДЕЛИ ДЛЯ РОССИИ

Замниус Алексей Васильевич

E-mail: a.zamnius@me.com

г. Москва, Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара

Научный руководитель: к.э.н., доцент Полбин А.В.

Как известно, подоходные налоги являются одной из ключевых составляющих политики любого государства, так как они представляют собой один из основных источников государственного дохода. В то же время подоходный налог — это важный инструмент для перераспределения дохода между гражданами, который позволяет регулировать уровень неравенства в обществе для достижения наиболее справедливого распределения.

Необходимость учета особенностей жизненного цикла, воздействия налогов на предложение труда, потребление и сбережение по мере взросления индивидов ведет к тому, что одним из наиболее часто используемых инструментов исследования оптимальной политики в области как налогообложения, так и пенсионного страхования становится модель перекрывающихся поколений, предложенная Даймондом — Самуэльсоном. Таким образом, в рамках настоящей работы будет оценена OLG-модель для российской экономики, где домохозяйства, состоящие из двух супругов, будут осуществлять оптимальный выбор отработанных часов и потребления при наличии транзитивных и перманентных шоков заработной платы.

В силу того в модели присутствует большое количество источников неопределенности, стандартный подход, заключающийся в максимизации функции ценности на каждом этапе жизненного цикла, представляется слишком ресурсозатратным. Поэтому решение описанной модели осуществляется с помощью модификации метода эндогенной сетки, предложенного в работе [1].

В настоящей работе предлагается рассмотреть последствия предполагаемой реформы НДФЛ, которая заключается в повышении ставок до 15% для доходов, превышающих 1 млн руб. в год, и до 20% для доходов, превышающих 5 млн руб. в год.

Литература

1. *Carroll C.D.* The method of endogenous gridpoints for solving dynamic stochastic optimization problems // *Economics Letters*. 2006. Vol. 91. No. 3. P. 312–320.

РАЗРАБОТКА МОДЕЛИ МНОГОМЕРНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ОЦЕНКИ НЕДВИЖИМОГО ИМУЩЕСТВА

Зуева Злата Николаевна

E-mail: 204576@edu.fa.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Михайлова С.С.

Современная динамика рынка недвижимости требует разработки эффективных методов оценки имущества, способных учитывать множество факторов и особенностей.

В условиях изменчивой экономической ситуации и повышенной волатильности рынка вопросы точной оценки недвижимости становятся ключевыми для принятия обоснованных решений как индивидуальными владельцами, так и корпоративными структурами. Бесспорно, рано или поздно наступает момент, когда человек сталкивается с покупкой недвижимости, но как определить, что цена действительно соответствует уровню рыночных цен и мы нигде не просчитались, не попались на уловки риелторов и предложение стоящее. Именно для решения этой проблемы построим модель многомерного распределения оценки недвижимого имущества.

Цель исследования — выявление факторов, оказывающих влияние на ценообразование стоимости на недвижимость. Результатом исследования будет являться разработка модели многомерного распределения оценки недвижимого имущества.

Основными задачами станут: изучение теоретических основ оценки недвижимости и методов многомерного анализа данных; проведение анализа существующих моделей и методов оценки недвижимости с целью выявления их преимуществ и недостатков; разработка и апробация модели многомерного распределения

на основе собранной выборки данных; оценка точности и эффективности разработанной модели.

Результаты данного исследования будут иметь практическое применение, а именно могут быть использованы как в сфере частных сделок с недвижимостью, так и в профессиональной деятельности специалистов по оценке недвижимости. Разработанная модель представляет собой инструмент для повышения точности и объективности оценки имущества, что способствует принятию более обоснованных и эффективных решений на рынке недвижимости.

Ключевая ставка напрямую влияет на ставки по кредитам, ее рост приведет к повышению ипотечных ставок. Можем наблюдать, что сейчас ключевая ставка находится на достаточно высоком уровне. Соответственно, это приводит к понижению покупательной способности граждан. И, безусловно, ключевая ставка оказывает влияние на ставки по ипотекам. На рис. 1 представлено изменение средневзвешенной ставки по ипотечным кредитам на первичном и вторичном рынках.

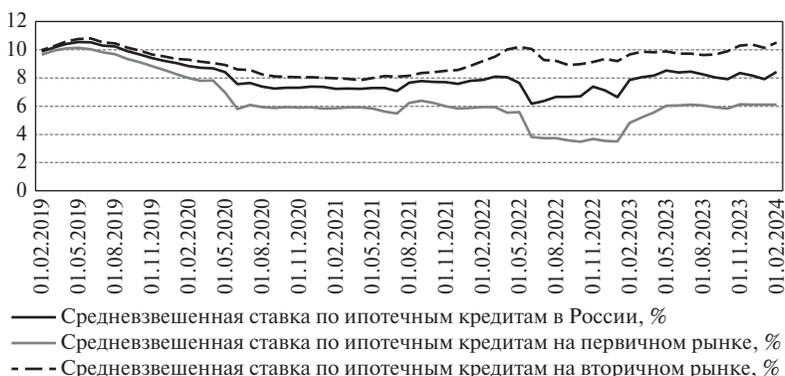


Рис. 1. Динамика средневзвешенных ставок по ипотечным кредитам, Россия, 2019–2024 гг., %

Для получения актуальных данных об объектах недвижимости с помощью языка программирования Python необходимо написать парсер и выгрузить данные из открытых источников. Далее для построения адекватной модели следует провести дескриптивный анализ данных. Будут рассмотрены различные модели — от клас-

сических линейных моделей до более сложных алгоритмов машинного обучения, например нейросети. Оценка качества моделей выполнена с помощью различных метрик: средняя квадратическая ошибка (MSE), средняя абсолютная ошибка (MAE), коэффициент детерминации и др. Далее осуществляется интерпретация результатов и выбор лучшей модели.

Литература

1. Федеральная служба государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/>.
2. Центральный банк Российской Федерации. <https://cbr.ru/>.
3. *Абрамов И.М. и др.* Методы оценки рыночной стоимости недвижимости // Недвижимость и оценка. 2018. № 3.
4. *Спирин А.В.* Моделирование случайных величин и оценка параметров распределения. М.: Финансы и статистика, 2017.
5. *Бибиков Г.В. и др.* Оценка и прогнозирование на рынке недвижимости // Экономический анализ. 2019. № 2.

ИССЛЕДОВАНИЕ РАВНОВЕСНЫХ АСПЕКТОВ РЕГИОНАЛЬНОЙ НЕОДНОРОДНОСТИ БЕЗРАБОТИЦЫ В РОССИИ

Иванов Максим Вячеславович

E-mail: m.vivanov1@urfu.me

г. Екатеринбург, УрФУ им. Б.Н. Ельцина

Научный руководитель: старший преподаватель Васильева Р.И.

Уровень безработицы — один из ключевых экономических и социальных показателей. Являясь характеристикой рынка труда, изменение уровня безработицы отражает влияние внутренних и внешних потрясений, которые наблюдаются в настоящее время в России. Учитывая высокую неоднородность российских регионов с точки зрения плотности населения, рабочей силы и безработицы, сокращение межрегиональных различий в уровне безработицы

между регионами позволит обеспечить устойчивый экономический рост и снизит инфляцию [2, 4].

В существующей научной литературе определены два подхода к объяснению сущности безработицы. Первый фокусируется на сбалансированном соотношении региональных уровней безработицы, которое зависит от производительности работника в конкретном регионе. Этот подход был теоретически и эмпирически поддержан многими исследователями [3, 6–9]. Высокий уровень безработицы в регионе может быть компенсирован другими социальными, экономическими и экологическими факторами, например загрязнением воздуха, ценами на жилье и продукты питания и т.д., которые являются своего рода сдерживающими факторами для миграции работника в другой регион с более низким уровнем безработицы. Второй теоретический подход объясняет безработицу ее неравновесной природой. Предполагается, что региональные уровни безработицы имеют тенденцию к выравниванию в долгосрочной перспективе. В рамках этой теории основным показателем выступает скорость региональной конвергенции, которая зависит как от спроса на рабочую силу, так и от факторов предложения. В зависимости от специфики страны уровень безработицы по-разному зависит от этих групп факторов.

Таким образом, цель исследования — анализ пространственных различий в уровне безработицы в регионах России с точки зрения равновесных и неравновесных факторов.

Для анализа используется набор данных по 83 регионам России за 2008–2021 гг. Зависимая переменная представляет собой уровень безработицы в регионе среди жителей в возрасте от 15 до 72 лет. Основываясь на теоретических предположениях, в модель включены переменные, которые объясняют безработицу как с равновесной, так и с неравновесной точки зрения: логарифм реального ВРП на душу населения; инфляция (%), на основе ИПЦ; доля населения с доходами ниже черты бедности (%); доля городского населения (%); индекс цен на вторичном рынке жилья (%); коэффициент миграционного прироста (%); сводный экологический индекс (%). Последний включает в себя информацию о региональной окружающей среде, социально-экологических и промышленно-экологических условиях. Мы предполагаем, что улучшение экологической ситуации в регионе обеспечивает лучшие экологические условия жизни, что удерживает работников и снижает уровень безработицы.

Для эконометрического моделирования используются регрессия с пространственными и временными фиксированными эффектами, а также динамическая модель с применением обобщенного метода моментов. Учитывая высокую пространственную корреляцию между регионами России, для анализа также применяется пространственная регрессия.

Результаты исследования показывают, что безработица в регионах России объясняется как равновесными, так и неравновесными факторами. Например, доля городского населения и уровень экономического развития являются значимыми в моделях. Сводный экологический индекс оказывает относительно меньшее влияние на уровень безработицы. Это подтверждает, что жители российских регионов не руководствуются таким фактором, как экология. Более того, улучшение экологической обстановки способствует безработице. Это объясняется тем, что в большом количестве регионов с худшими экологическими показателями больше промышленного производства и более высокие возможности трудоустройства.

Результаты, полученные в исследовании, могут быть использованы для разработки рекомендаций по совершенствованию государственной политики в контексте регулирования регионального уровня безработицы в России.

Литература

1. *Cracolici M.* Geographical distribution of unemployment. An analysis of provincial differences in Italy // *Growth and Change*. 2007. No. 38. P. 649–670.
2. *Elhorst J.P.* The mystery of regional unemployment differentials: Theoretical and empirical explanations // *Journal of Economic Surveys*. 2003. Vol. 17. Iss. 5. P. 709–748. DOI: 10.1046/j.1467-6419.2003.00211.x.
3. *Hall R.* Why is the unemployment rate so high at full employment? // *Brooking Papers on Economic Activity*. 1970. No. 3. P. 369–402.
4. *Taylor J.* Regional problems and policies: A European perspective // *Australasian Journal of Regional Studies*. 1996. P. 103–131.
5. *Partridge M., Rickman D.* Differences in state unemployment rates. The role of labor and product market structural shifts // *Southern Economic Journal*. 1995. No. 62. P. 89–106.

6. *Marston S.* Two views of the geographic distribution of unemployment // *The Quarterly Journal of Economics*. 1985. No. 100. P. 57–79.
7. *Molho I.* Spatial autocorrelation in British unemployment // *Journal of Regional Science*. 1995. No. 35. P. 641–658.
8. *Rosen S.* Hedonic prices and implicit prices // *Journal of Political Economy*. 1974. No. 86. P. 34–53.
9. *Rosen S.* Wage-based indexes of urban quality of life // *Current Issues in Urban Economics* / ed. by P. Mieszkwski, M. Straszheim. Baltimore: Johns Hopkins, 1979.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ФАКТОРОВ, ВЛИЯЮЩИХ НА КРЕДИТОВАНИЕ ФИРМ В РОССИИ

Иванова Анна Павловна

E-mail: annaiv.2013@gmail.com

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: PhD Магжанов Т.Р.

Нагрузка на банковский капитал является одним из ключевых параметров, влияющих на кредитование юридических лиц. В краткосрочной перспективе при ужесточении ограничений на капитал коммерческие банки сокращают объем кредитования [1] и увеличивают кредитные спреды относительно ключевой ставки [2]. В долгосрочной перспективе из-за слабой капитальной базы банки вынуждены сокращать объемы кредитования масштабных долгосрочных проектов инвестиционного характера, что приводит к замедлению темпов экономического роста [3]. В связи с необходимостью привлечения дополнительных инвестиций для стимулирования развития российской экономики в июне 2023 г. Банк России ввел риск-чувствительное регулирование для поддержки кредитования проектов технологического суверенитета (ТС) и структурной адаптации экономики (САЭ). Пруденциальные послабления Банка России способны снизить нагрузку на капитал банков с универсальной лицензией. Согласно особому порядку определения нормативов достаточности капитала, к кредитам и займам, предоставленным юридическим лицам в рамках реализации проектов ТС

и САЭ, применяются корректирующие понижающие коэффициенты риск-весов. Данные риск-веса используются в расчете активов, взвешенных по уровню риска (RWA), для указанных ранее нормативов. В связи с введением регулирования возникает вопрос количественной оценки влияния нагрузки на капитал на кредитование фирм. Показателем нагрузки на капитал в текущем исследовании выступает норматив достаточности капитала Н1.0.

Цель работы — выявление ключевых факторов, воздействующих на объем кредитования юридических лиц в России. Отдельное внимание уделяется количественной оценке влияния шока достаточности капитала на объем выданных фирмам ссуд на основе построения исторической декомпозиции, импульсных откликов и декомпозиции дисперсии ошибки прогноза (FEVD) темпов прироста задолженности.

В исследовании используется модель байесовской векторной авторегрессии (BVAR), включающая в себя четыре переменные: ставка RUONIA, норматив достаточности капитала Н1.0, темп прироста задолженности и кредитный спред. На основе оцененной модели были построены импульсные отклики переменных на структурные шоки. Отрицательный шок норматива достаточности капитала в 1 п.п. снижает темп прироста кредитного портфеля на 2,8 п.п, в то время как его среднемесячное значение составляет 0,46 п.п. На рис. 1 приведена историческая декомпозиция темпов прироста задолженности. Динамика кредитования в большей степени определяется шоками монетарной политики и норматива достаточности капитала.

Таким образом, полученные результаты свидетельствуют о наличии значимого эффекта влияния норматива достаточности капитала на кредитование фирм. Введенное Банком России регулирование можно рассматривать как позитивный шок норматива достаточности капитала. В российской банковской системе на основании FEVD этот шок объясняет 50–60% дисперсии ошибки прогноза объема кредитного портфеля. В связи с этим есть основания полагать, что послабления могут оказать значимое воздействие на кредитование приоритетных секторов экономики. Однако вопрос количественной оценки эффекта мер поддержки требует более комплексного анализа и экспертизы.

В работе впервые осуществляется количественная оценка влияния шока норматива достаточности капитала на объем кредитования российских фирм. Полученные результаты могут оказать

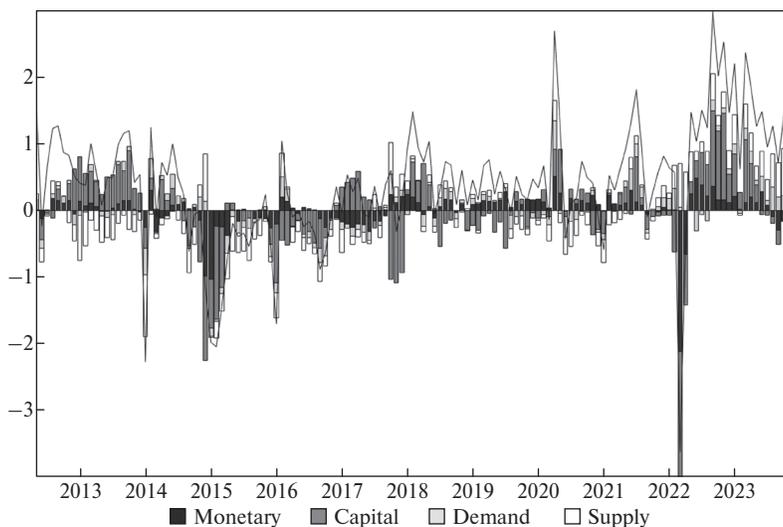


Рис. 1. Историческая декомпозиция темпов прироста задолженности

Примечание. Черным выделен шок ДКП; темно-серым — шок капитала; светло-серым — шок спроса; белым — шок предложения.

ся полезными для дальнейшего анализа развития стимулирующего риск-чувствительного регулирования Банка России.

Литература

1. *Aiyar S., Calomiris C.W., Wieladek T.* How does credit supply respond to monetary policy and bank minimum capital requirements? // *European Economic Review*. 2016. Vol. 82. P. 142–165.
2. *Kanngiesse D., Martin R., Maurin L. et al.* Estimating the impact of shocks to bank capital in the euro area // *ECB Working Paper Series*. June 2017. No. 2077.
3. *Дубенецкий Я.Н.* Рост капитала — узловая проблема банков и всей экономики России // *Проблемы прогнозирования*. 2004. № 1. С. 48–54

АНАЛИЗ НЕКОГНИТИВНЫХ ФАКТОРОВ БРАЧНОГО СТАТУСА

Иванова Марина Александровна

E-mail: maivanova_18@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Копнова Е.Д.

Брачный статус индивида оказывает существенное влияние на его благосостояние. Так, люди, состоящие в зарегистрированных отношениях, в среднем имеют более высокий уровень благополучия [1]. Однако зачастую для анализа факторов, влияющих на заключение или расторжение союзов, не включаются некогнитивные характеристики, несмотря на то, что они обладают такой же предиктивной способностью, как и широко используемые социально-экономические предикторы [2]. Была показана [3] необходимость включать некогнитивные навыки при рассмотрении различных экономических исходов, к которым и могут относиться события на брачном рынке.

В качестве модели для некогнитивных характеристик используется концепция Большой пятерки, или пятифакторная модель [4]. Под некогнитивными характеристиками, или чертами личности, имеются в виду последовательные и устойчивые способы адаптации к окружающей среде [5], подчеркивается, что для того, чтобы характеристика была чертой поведения индивида, необходимо, чтобы она была стабильной и наблюдалась продолжительное время [6]. В Большую пятерку включаются следующие черты: добросовестность, невротизм, открытость, согласность и экстраверсия.

В исследовании используются объединенные данные РМЭЗ с 1994–2022 гг. с целью анализа влияния некогнитивных факторов на следующие события: вступление первые в отношения (зарегистрированный брак или партнерство), развод или овдовение, вступление в отношения после развода или овдовения индивида. Моделирование осуществляется с помощью регрессии конкурирующих рисков Файна и Грея [8]. Преимущество этого подхода заключается в том, что учитывается вероятность интересующего события (например, заключить брак) наряду с вероятностью конкурирующих событий (остаться одиноким или войти в партнерские

отношения). В таком случае модель пропорциональных рисков выглядит следующим образом:

$$\lambda_{c \cdot \{t; Z\}} = \lambda_{c0}(t) \exp \left[\boxed{f_0} \{Z \wedge T \cdot \beta_{0}\} \right].$$

Функция показывает вероятность подвергнуться событию c во время t среди тех, у кого это событие еще не произошло, с учетом тех индивидов, у которых произошло конкурирующее событие.

Литература

1. *Арженовский С.В.* Эконометрическое моделирование влияния семейного статуса на субъективное благополучие. Часть II // Учет и статистика. 2016. № 1 (41). С. 79–87.
2. *Roberts B.W. et al.* The power of personality: The comparative validity of personality traits, socioeconomic status, and cognitive ability for predicting important life outcomes // *Perspectives on Psychological Science*. 2007. Vol. 2. No. 4. P. 313–345.
3. *Borghans L., Duckworth A.L., Heckman J.J. et al.* The economics and psychology of personal traits // *Journal of Human Resources*. 2008. Vol. 43. No. 4. P. 972–1059.
4. *John O., Srivastava P.* The Big-Five trait taxonomy: History, measurement, and theoretical perspectives, 1999.
5. *Allport G.W., Odbert H.S.* Trait-names: A psycho-lexical study // *Psychological monographs*. 1936. Vol. 47. No. 1. P. i.
6. *Chaplin W.F., John O.P., Goldberg L.R.* Conceptions of states and traits: Dimensional attributes with ideals as prototypes // *Journal of Personality and Social Psychology*. 1988. Vol. 54. No. 4. P. 541.
7. Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (RLMS HSE), проводимый Национальным исследовательским университетом «Высшая школа экономики» и ООО «Демоскоп» при участии Центра народонаселения Университета Северной Каролины в Чапел Хилле и Института социологии Федерального научно-исследовательского социологического центра РАН. <http://www.hse.ru/rlms> и <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>.
8. *Fine J.P., Gray R.J.* A proportional hazards model for the subdistribution of a competing risk // *Journal of the American Statistical Association*. 1999. Vol. 94. No. 446. P. 496–509.

МЕТОДЫ СТАТИСТИКИ В АНАЛИЗЕ РЫНКА ТРУДА

Кабалинов Андрей Игоревич

E-mail: kabalinov.andrey@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научные руководители:

д.э.н., профессор Симонова М.Д.;

к.э.н., доцент Галкин С.А.

29 февраля 2024 г. в ходе послания Федеральному Собранию президент Российской Федерации Владимир Путин объявил о запуске новых национальных проектов — «Семья», «Продолжительная и активная жизнь», «Молодежь России», рассчитанных до 2030 г. и направленных на увеличение численности занятых в стране и обеспечение кадрового суверенитета России. В свете данных программ особую актуальность приобретает изучение стратегии развития рынка труда развитых стран как для извлечения положительного опыта, так и в целях избежания негативных ситуаций.

На примере Бельгии проанализируем динамику показателей, характеризующих трудовые ресурсы одной из развитых стран ЕС, с применением следующих методов статистики:

- метод относительных величин (удельный вес и темп роста);
- метод экстраполяции;
- методы статистики трудовых ресурсов (коэффициент занятости и безработицы).

Результаты расчета по данным выборочных исследований приведены в табл. 1.

С использованием методов экстраполяции и относительных величин рассчитаны показатели трудовых ресурсов в 2024 г. и их динамика за период. Проанализировав приведенные данные, можно сделать вывод, что численность рабочей силы и занятость в Бельгии не подвержены резким изменениям и характеризуются относительной стабильностью, имея тенденцию к росту как на протяжении всего рассматриваемого периода, так и в будущем. В 2023 г. численность экономически активного населения Бельгии по сравнению с 2018 г. увеличилась на 249 тыс. человек, или 4,9%, и составила 5305 тыс. человек. Численность занятых увеличилась на 257 тыс. человек, или 5,4%, и составила 5012 тыс. человек.

Таблица 1

Динамика трудовых ресурсов Бельгии, 2018–2023 гг.

Показатель	2018	2022	2023	2024*	Темп роста, 2018–2023, %
Численность рабочей силы, тыс. человек	5056	5284	5305	5356	104,9
Численность занятых, тыс. человек	4755	4991	5012	5065	105,4
Коэффициент занятости, %	56,2	57,8	57,8	58,1	102,8
Коэффициент безработицы, %	6,0	5,6	5,5	5,4	91,7
Удельный вес занятых мужчин, %	53,2	52,9	52,8	52,7	99,2
Удельный вес занятых женщин, %	46,8	47,1	47,3	47,4	101,1
Удельный вес безработных мужчин, %	56,5	55,4	58,4	58,8	103,4
Удельный вес безработных женщин, %	43,5	44,6	41,6	41,2	95,6

Примечание. Проведена экстраполяция показателей с применением следующей формулы: $n\sqrt[n]{\frac{y_i}{y_{\text{баз}}}}$, где n — количество лет; y_i — конечный уровень ряда; $y_{\text{баз}}$ — базисный уровень ряда.

Источник: Labour Force Statistics of OECD countries. <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=STLABOUR>.

С применением метода статистики трудовых ресурсов рассчитаны коэффициенты занятости и безработицы. За рассматриваемый период занятость выросла с 56,2 до 57,8%, одновременно с этим произошло снижение безработицы с 6,0 до 5,5%.

Используя метод относительной величины структуры рассчитан удельный вес занятых и безработных мужчин и женщин. В целом за рассматриваемый период в Бельгии прослеживается рост удельного веса занятых женщин с 46,8 до 47,3% при снижении удельного веса безработных с 43,5 до 41,6% и снижение удельного веса занятых мужчин с 53,2 до 52,8% при росте удельного веса безработных с 56,5 до 58,4%.

Данные показатели говорят о том, что в стране разработаны меры по регулированию и сокращению дискриминации женщин в доступе к рабочим местам, которая приводит к положительной динамике по увеличению экономической активности женщин, росту конкурентоспособности женщин на рынке труда.

Одним из факторов, способствующих обеспечению стабильности рынка труда, является политика государства по привлечению трудовых ресурсов из других стран на долгосрочной или постоянной основе, обучению и переподготовке кадров на необходимые для экономики страны специальности. Так, по инициативе Социального фонда транспорта и логистики (SFTL) в настоящее время в Бельгии действует социальная программа, по которой работники офиса и склада могут бесплатно переобучиться на водителя.

Поскольку перед Россией стоит первостепенная задача по развитию реального сектора экономики, следовательно, и увеличению численности высококвалифицированной рабочей силы, статья имеет практическую значимость для анализа социально-экономической политики, для обеспечения роста рынка труда, привлечения дополнительных трудовых ресурсов за счет миграции, развития политики содействия образованию и переподготовке кадров.

Литература

1. *Курашева Т.А., Курникова Е.Л., Тарлецкая Л.В.* Основы международной социально-экономической статистики: учеб. пособие для самостоятельной работы студентов. М.: МГИМО-Университет, 2011. 156 с.
2. *Борисова Е.Г., Галкин С.А., Григорук Н.Е. и др.* Практикум по статистике. М.: МГИМО-Университет, 2020. 166 с.
3. *Симонова М.Д.* Экономика благосостояния: ориентиры инклюзивного развития // Вестник МГИМО-Университета. 2020. № 13 (5). С. 375–386.
4. Послание Президента РФ Федеральному Собранию от 29 февраля 2024 г. https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_471111/.
5. Labour Force Statistics of OECD countries. <https://stats.oecd.org/Index.aspx?DatasetCode=STLABOUR>.
6. Statbel, the Belgian statistical office. <https://statbel.fgov.be/en/news/situation-labour-market-according-nationality-origin>.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ УРОВНЕЙ БЕДНОСТИ И НИЩЕТЫ В РАЗНЫХ СТРАНАХ МИРА

Калашников Григорий Иванович
Щербакова Мария Викторовна

E-mail: kalashnikovgreg@gmail.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: к.э.н. Декина М.П.

В условиях глобализации мировой экономики бедность и нищета являются серьезными и непростыми явлениями, затрагивающими миллионы людей в разных странах.

Цель работы — анализ проблемы бедности и нищеты в странах мира с использованием метода кластерного анализа.

Для проведения кластерного анализа в выборку было отобрано 58 стран по степени актуальности данных по значению процента населения, находящегося за чертой бедности, а также выбраны следующие факторы:

- ВВП на душу населения (x_1);
- процент безработных в данной стране (x_2);
- коэффициент Джини (x_3);
- процент расходов на образование от ВВП (x_4);
- средний возраст (x_5);
- продолжительность жизни (x_6);
- средняя заработная плата в месяц, долл. США (x_7);
- уровень преступности в контексте умышленных убийств, на 100 тыс. человек (x_8);
- уровень смертности, на 1000 человек (x_9);
- индекс потребительских цен (x_{10});
- уровень инфляции (x_{11});
- коэффициент рождаемости (x_{12});
- в качестве результирующего фактора (y) — коэффициент пересчета бедности на уровне 6,85 долл. США в день (ППС 2017 г.), % населения [1, 2].

Для дальнейшего анализа был применен метод k -средних, в результате межкластерная дисперсия показала, что кластеризация объясняет 72% вариации показателей. Таким образом, мы получили девять однородных групп (табл. 1).

Результаты кластерного анализа

Номер кластера	Количество стран	Представители	Среднее значение доли населения, находящегося за чертой бедности, %
1	9	Австрия, Бельгия, Дания, Финляндия, Ирландия, Люксембург, Нидерланды, Швеция, США	0,46
2	1	Беларусь	1,3
3	9	Болгария, Хорватия, Чехия, Венгрия, Латвия, Литва, Румыния, Россия, Сербия	4,2
4	8	Китай, Кипр, Франция, Италия, Мальта, Португалия, Словения, Таиланд	5,39
5	3	Молдова, Украина, Албания	11,73
6	13	Аргентина, Бразилия, Чили, Колумбия, Коста-Рика, Доминиканская Республика, Эквадор, Эль-Сальвадор, Мексика, Панама, Парагвай, Перу, Уругвай	23,15
7	4	Армения, Грузия, Греция, Испания	28,9
8	8	Бангладеш, Бутан, Боливия, Индия, Индонезия, Кыргызстан, Филиппины, Вьетнам	48,99
9	3	Центральная Африканская Республика, Гамбия, Кения	89,37

Далее для поиска зависимостей между результатом (y) — доля населения страны, находящегося за чертой бедности, и факторами (x_1, x_2, \dots, x_{12}), охарактеризованными выше, была составлена тепловая карта для матрицы парных коэффициентов корреляции (табл. 2).

Опираясь на полученные результаты, можно сделать вывод, что с помощью кластерного анализа были выяснены основные причины возникновения бедности в разных странах. Так, ими являются: низкий уровень средней заработной платы, высокий уровень инфляции, ВВП на душу населения и др. Последствиями высокого уровня бедности выступают сокращение продолжительности жизни и увеличение уровня преступности.

Таблица 2

Тепловая карта матрицы парных коэффициентов корреляции

	у (1 кл.)	у (2 кл.)	у (3 кл.)	у (4 кл.)	у (5 кл.)	у (6 кл.)	у (7 кл.)	у (8 кл.)	у (9 кл.)
x_1	-0,380	—	-0,808	-0,796	0,787	-0,797	-0,946	-0,451	-0,028
x_2	0,078	—	0,415	-0,300	-0,301	-0,386	0,750	0,586	0,855
x_3	0,439	—	0,470	0,619	0,891	0,224	-0,480	0,017	0,432
x_4	0,395	—	-0,228	-0,186	0,436	-0,045	0,370	-0,234	-0,012
x_5	0,120	—	-0,295	-0,760	-0,549	-0,152	-0,933	0,189	-0,794
x_6	-0,496	—	-0,515	-0,767	0,586	-0,734	-0,967	0,477	-0,896
x_7	-0,333	—	-0,694	-0,724	0,846	-0,231	-0,939	0,047	0,754
x_8	0,501	—	-0,056	0,244	-0,846	0,563	0,988	-0,071	-0,252
x_9	0,632	—	0,692	-0,479	-0,668	-0,183	0,616	-0,088	0,818
x_{10}	0,388	—	0,368	0,740	-,875	-0,224	0,945	0,407	-0,630
x_{11}	0,308	—	-0,288	-0,817	-0,041	-0,054	0,481	0,571	-0,999
x_{12}	0,271	—	0,067	-0,433	0,825	0,232	0,832	0,268	0,296

Примечание. кл. — кластер. Для оценки тесноты связи была использована стандартная шкала Чеддока, согласно которой чем ближе значение к 1 или -1, тем сильнее связь, и наоборот.

Литература

1. Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации. Официальный сайт. <https://rosstat.gov.ru> (дата обращения: 20.03.2024).
2. World Bank Open Data // World Bank. <https://data.worldbank.org>.

**РОССИЙСКИЕ ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ИССЛЕДОВАНИЯ:
КОЛИЧЕСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ****Калинина Ольга Сергеевна**E-mail: hauoli@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н, профессор Мальцев А.А.

В последнее время активно обсуждаются вопросы текущего состояния и будущих перспектив развития экономической науки в России. В связи с тем, что любые аспекты и явления России ак-

тивно сравниваются с теми же сущностями на Западе, сравнение российской и западной экономической науки неизбежно. В российской экономической науке существуют два дискурса: «мировой дискурс» — российские ученые, активно публикующиеся в мировых журналах, работы которых нацелены на решение мировых проблем, и «российский дискурс» — российские ученые, сосредоточенные на решении национальных проблем, работы которых востребованы в российских журналах и опубликованы в них. Ученые из этих двух групп слабо интегрированы друг с другом.

Тенденции западной экономической науки были проанализированы, в то время как количественный анализ российских экономических исследований не был проведен. Соответственно, не было проанализировано и количественное соответствие трендов мировых и российских исследований по экономике.

В своей работе я классифицирую 17,8 тыс. статей, опубликованных в топ-15 российских журналов с 1998 по 2023 г. Метаданные, на основе которых построена классификация, — название, ключевые слова, аннотация статьи. Метод машинного обучения — стохастический градиентный бустинг.

В результате классификации российских экономических исследований и сопоставления результатов с классификацией Angrist et al. (2017) было выявлено, что распределение областей на Западе и в России различается. Статьи в российских журналах чаще всего анализируют региональные и демографические вопросы, в то время как в западных изданиях большее внимание уделяется микро- и макроэкономике. В России также активно исследуются экономическая история, общая экономическая теория и история экономической мысли, хотя в западных журналах эти темы встречаются значительно реже и классифицируются как «прочее». С другой стороны, государственные финансы и математические и количественные методы в большей степени представлены в западных исследованиях, в то время как в российских публикациях они занимают меньшую долю и относятся к области «прочее».

Единственное, что совпадает в западной и российской экономической науке, — увеличение доли исследований, посвященных экономическому развитию, научно-техническому прогрессу и росту, и снижение доли исследований в области «Отраслевые рынки».

РОЛЬ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ РОССИИ В ФОРМИРОВАНИИ ОБМЕННЫХ КУРСОВ СТРАН — ЧЛЕНОВ ЕАЭС

Кичаев Денис Юрьевич

E-mail: deniskichaev13@gmail.com

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: Добронравова Е.П.

Определение факторов формирования обменных курсов национальных валют является одним из ключевых направлений в макроэкономических исследованиях, однако в большинстве работ, содержащих эмпирический анализ, находит подтверждение результат, полученный в фундаментальной работе [4], согласно которому динамика курсов валют наилучшим образом описывается моделью случайного блуждания. Это свидетельствует о невозможности выявить факторы, объясняющие колебания обменного курса, и сформулировать эконометрическую модель, позволяющую строить более точные прогнозы значений обменного курса, чем модель случайного блуждания. Тем не менее существенный интерес для исследования представляет воздействие на обменный курс шоков денежно-кредитной политики, поскольку определение характера влияния монетарных шоков на валютный курс позволит получить ответ на вопрос, в ответ на какие изменения обменный курс изменяется.

В данной работе рассматривается влияние на обменные курсы стран ЕАЭС денежно-кредитной политики России, что обусловлено актуальностью исследования. В условиях международных ограничений, наложенных на российскую экономику в 2022 г., сотрудничество со странами — членами ЕАЭС и дальнейшее укрепление взаимовыгодной интеграции становятся для России одним из ключевых направлений развития. В связи с этим актуален анализ факторов, определяющих характер и успешность взаимодействия стран — участниц Союза и координации проводимой ими экономической политики [2]. В частности, в качестве одного из таких факторов можно определить динамику обменных курсов национальных валют стран — членов ЕАЭС, поскольку валютные курсы во многом определяют характер и интенсивность мировой торговли, макроэкономическую и социальную стабильность в целом [1].

Во многих работах в качестве эконометрической модели для анализа влияния шоков монетарной политики на формирование обменного курса используются модификации моделей векторной авторегрессии, которые имеют ряд существенных недостатков. В частности, для отражения фактической динамики временных рядов, рассматриваемых в рамках оцениваемой модели векторной авторегрессии переменных, требуется значительное число лагов, а для многих моделей, отражающих макроэкономические процессы, для полноценного анализа рассматриваемого процесса необходимо включение большого числа переменных, что приводит к высоким значениям ошибок прогнозов и возникновению проблемы избыточной параметризации модели.

В текущем исследовании для преодоления недостатков моделей векторной авторегрессии применяется байесовский подход. В рамках байесовской векторной авторегрессии предполагается использование априорной информации относительно распределения параметров модели и ковариационной матрицы ошибок, что позволяет за счет использования априорных распределений накладывать более гибкие ограничения на параметры модели [3]. Это дает возможность уменьшить количество параметров модели, ограничив их вариацию относительно априорных средних. Поскольку оценивание модели байесовской векторной авторегрессии позволяет получить большую точность импульсных откликов по сравнению с другими спецификациями моделей векторной авторегрессии, избежать проблемы проклятия размерности, а также учесть большее число возможных эффектов взаимовлияния переменных в рамках моделируемого процесса. Именно эта спецификация выбрана для получения эмпирической оценки роли влияния денежно-кредитной политики России на обменные курсы стран ЕАЭС.

В результате оценивания сформулированной модели удалось получить результаты, согласующиеся с классической макроэкономической теорией и спецификой взаимодействия стран — участниц ЕАЭС.

Литература

1. *Шумилов А.В., Полбин А.* Модель зависимости обменного курса рубля от цен на нефть с марковскими переключениями режимов // Экономика и математические методы. 2020. Т. 56. № 4. С. 88–98.

2. *Demidenko M. et al.* Денежно-кредитная политика государств — членов ЕАЭС: текущее состояние и перспективы координации // Joint Report by the Eurasian Economic Commission and the Eurasian Development Bank, 2017.
3. *Bañbura M., Giannone D., Reichlin L.* Large Bayesian vector auto regressions // Journal of applied Econometrics. 2010. Vol. 25. No. 1. P. 71–92.
4. *Meese R.A., Rogoff K.* Empirical exchange rate models of the seventies: Do they fit out of sample? // Journal of International Economics. 1983. Vol. 14. No. 1–2. P. 3–24.

ОЦЕНКА ГЕТЕРОГЕННОЙ СКЛОННОСТИ К ПОТРЕБЛЕНИЮ ДОМОХОЗЯЙСТВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ НА ОСНОВЕ МОДЕЛИ СКРЫТЫХ КЛАССОВ

Коваль Павел Константинович

E-mail: pashakoval102007@gmail.com

г. Москва, Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

Настоящее исследование посвящено оценке параметров потребительского выбора домохозяйств в Российской Федерации с учетом их гетерогенности на основе модели скрытых классов и предпосылки о наличии у домохозяйств адаптивных ожиданий. Основными параметрами оценки являются предельная склонность к потреблению и коэффициент, определяющий адаптивные ожидания. Использование модели скрытых классов позволяет оценивать ненаблюдаемую гетерогенность домашних хозяйств по отношению к чувствительности потребления при изменении дохода, которая не сводится к определенным социальным и демографическим характеристикам домохозяйств. В работе развивается методология [6], в рамках которой авторы оценили предельную склонность к потреблению с помощью модели скрытых классов в ответ на экзогенную вариацию в доходе. В рамках настоящего исследования предлагается методика, позволяющая оценивать

параметры потребительского выбора на основе опросных панельных данных.

Вслед за классическими работами в области потребительского поведения домохозяйств [2, 3] предполагается, что домохозяйства при выборе уровня своего потребления ориентируются на перманентный доход, который является ненаблюдаемым для исследователя. Предпосылка о наличии адаптивных ожиданий у домохозяйств позволяет перейти от спецификации модели с ненаблюдаемым перманентным доходом к спецификации, определяющей взаимосвязь потребления с лаговыми значениями текущего дохода, параметры которой можно состоятельно оценить с помощью стандартных эконометрических методов. В работе оценивается гетерогенный параметр адаптивных ожиданий, который определяет вес текущего дохода при формировании ожиданий относительного перманентного дохода (при равенстве данного параметра единице домохозяйство считает перманентный доход равным текущему).

Настоящая работа тесно связана с исследованиями российской экономики [5, 7], в которых оценивалась чувствительность потребления к изменению дохода с использованием группировки домашних хозяйств по их наблюдаемым характеристикам для получения гетерогенных оценок. В данном исследовании впервые на российских данных оцениваются параметры потребительского выбора при допущении наличия ненаблюдаемой гетерогенности в предпочтениях.

Полученные в работе эконометрические результаты демонстрируют значительную гетерогенность оцененных параметров. Среднее значение предельной склонности к потреблению равно 0,56. Распределение данного параметра при рассмотрении различных индивидов симметрично и приближено к нормальному. Среднее значение параметра адаптивных ожиданий равно 0,52. Распределение данного параметра на выборке индивидуумов смещено вправо, что говорит о том, что большая доля населения в значительной степени ориентируется на текущий доход при формировании ожиданий относительно своего перманентного дохода.

В работе представлен анализ предельной склонности к потреблению по доходным группам, показывающий, что богатые домохозяйства в среднем имеют низкую склонность к потреблению, сберегая большую часть своего перманентного дохода. Бедные домохозяйства имеют значительно более высокую склонность к потреблению. Также представлен анализ предельной склонности

к потреблению по другим социальным характеристикам, таким как возраст, размер домохозяйства и уровень образования.

В дополнение в работе представлен анализ параметров потребительского выбора по субъектам РФ, позволяющий выделить региональные особенности поведения потребителей. В частности, было установлено, что домохозяйства в Москве имеют в среднем наименьшую среди регионов предельную склонность к потреблению (0,44). Домохозяйства Республики Алтай имеют наибольшую предельную склонность к потреблению — они в среднем потребляют 64% своего перманентного дохода. Такой результат в первую очередь объясняется структурой населения данных регионов: в среднем домохозяйства в Москве богаче домохозяйств Республики Алтай, что и отражается на предельной склонности к потреблению.

Полученные оценки чувствительности потребления к изменению дохода могут быть применены для оценки макроэкономических эффектов от проводимой экономической политики [1, 4], а также для построения и калибровки агентских макроэкономических моделей с гетерогенными предпочтениями домохозяйств. В данных моделях экономические решения набора гетерогенных индивидов описываются определенным протоколом действий, который регулирует потребительское и инвестиционное поведение домохозяйств, ценообразование фирм, монетарную политику Центрального банка и т.д. В работах Ashraf et al. (2016, 2017) авторы постулируют потребление фиксированной доли перманентного дохода домохозяйствами, который обновляется на основе адаптивных ожиданий. Оценки данной работы позволят калибровать подобные модели с учетом полного распределения параметра адаптивности ожиданий.

Литература

1. *Auclert A.* Monetary policy and the redistribution channel // *American Economic Review*. 2019. Vol. 109. No. 6. P. 2333–2367.
2. *Blundell R., Pistaferri L., Preston I.* Consumption inequality and partial insurance // *American Economic Review*. 2008. Vol. 98. No. 5. P. 1887–1921.
3. *Friedman M.* A Theory of the consumption function. National Bureau of Economic Research, Inc., 1958.

4. *Kaplan G., Moll B., Violante G.L.* Monetary policy according to HANK. 2018. Vol. 108. No. 3. P. 697–743.
5. *Koval P., Polbin A.* Estimation of the consumption function of Russian households using RLMS microdata // *Economics Bulletin*. 2020. Vol. 40. No. 3. P. 2254–2261.
6. *Lewis D.J., Melcangi D., Pilossoph L.* Latent heterogeneity in the marginal propensity to consume. FRB of New York Staff Report No. 902. 2021.
7. *Мамедли М., Синяков А.* Финансы домохозяйств в России: шоки дохода и сглаживание потребления // *Вопросы экономики*. 2018. Т. 5. С. 69–91.

К ВОПРОСУ ОБ ЭКОНОМИЧЕСКОМ ПРОГНОЗИРОВАНИИ: ПОЧЕМУ БУДУЩЕЕ НЕ ВСЕГДА УДАЕТСЯ ПРЕДСКАЗАТЬ?

Колчин Виктор Андреевич

E-mail: viktork903@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н., профессор Карамурзов Р.Б.

Как известно, экономический прогноз призван дать представление об изменении в будущем таких показателей, как ВВП, уровень инфляции, цены на сырье, валютный курс и т.п. Эти расчеты ложатся, например, в основу экономической политики, проводимой государством [5]. Однако по прошествии определенного промежутка времени выясняется, что ситуация в экономике страны далека от той картины, которую можно было представить на основе прогнозов. В чем причины такого несоответствия между ожиданиями и действительностью? Можно ли повысить точность экономического прогноза?

Делая любое предсказание о будущем, мы подразумеваем, что это самое «будущее» уже существует в определенном виде, поэтому нужны лишь подходящие инструменты и методики, чтобы его рассмотреть [1]. Но это означает, что человеческой свободой не существует или она не в силах изменить заранее определенный ход со-

бытий [1]. Следовательно, приступая к созданию экономического прогноза, мы должны обосновать, почему то или иное явление предсказуемо. Мы вправе говорить о будущем, только основываясь на предпосылках.

Тогда почему же некоторые явления все же удается смоделировать? Дело в том, что реакция подавляющего большинства людей на ту или иную ситуацию незначительно меняется со временем, если только не появляются по-настоящему пересиливающие факторы. Поэтому в силу неиспользования человеческой свободы такие явления приобретают устойчивый и предсказуемый характер.

Нельзя забывать и о том, что экономический прогноз — это субъективная оценка будущего. Его выведение всегда имеет на себе отпечаток личности автора. Так, каждый эксперт хотел бы, чтобы его точку зрения приняли, поэтому он намеренно расставляет определенные акценты, преувеличивая влияние тех или иных факторов, ведь крайности обычно выглядят более заметно [3].

С высокой степенью вероятности прогноз будет ошибочным. Обычно это происходит по следующим причинам [2–5]: 1) экстремальные события, которые в принципе невозможно предвидеть (войны, эпидемии и т.п.); 2) ошибочная статистика; 3) смена тренда; 4) в центре внимания находится явление, развитие которого не укладывается в какую-либо известную логику (например, цены на энергоресурсы).

Если ошибочность — это неотъемлемая черта данного жанра, то возможно ли как-то минимизировать неточности? Будущее делается из существующего материала, о котором можно знать очень многое [1]. Следовательно, для создания адекватного представления о будущем нужно глубокое понимание текущей ситуации. Например, при составлении прогноза на грядущий год нужно устранить все аномальные и непериодические факторы, которые действуют в настоящее время, но вряд ли будут присутствовать в следующем году.

Таким образом, можно сделать неутешительный вывод, что с высокой долей вероятности тот или иной экономический прогноз не сбудется. Однако это вовсе не означает, что моделирование будущего не имеет смысла. Чем лучше анализ, тем больше возможных сценариев развития ситуации он содержит, несмотря на то, что в реальности возможен только один исход событий, которого в свое время могло и не оказаться в чем-либо анализе. Прогнозы, которые оказались ошибочными, позволяют проследить цепочку собы-

тий, приведших к текущей ситуации [3]. А это дает возможность извлечь важные уроки при проведении экономической политики.

Литература

1. *Шумахер Э.Ф.* Малое прекрасно. Экономика, в которой люди имеют значение / пер. с англ. и примеч. Д.О. Аронсона. М.: Изд. дом ВШЭ, 2012. С. 269–289.
2. *Richardson G., Komai A., Gou M. et al.* Stock Market Crash of 1929. Federal Reserve History. November 22, 2013. <https://www.federalreservehistory.org/essays/stock-market-crash-of-1929>.
3. *Chadha J.S.* Why forecast? // National Institute Economic Review. 2017. No. 239. February. P. 4–9.
4. *Castle J.L., Hendry D.F.* Why can economic forecasts go wrong? // Economics Observatory. 2023. 23 Jun. <https://www.economicsobservatory.com/why-can-economic-forecasts-go-wrong>.
5. Macroeconomic Forecasts: Purpose, Methodology and Performance. 1996. <https://treasury.gov.au/sites/default/files/2019-03/Autumn-Roundup-1996.pdf>.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ СТРАХОВАНИЯ ОСАГО В РЕГИОНАХ РОССИИ

Корионова Полина Денисовна

E-mail: pdkorionova@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

Актуальность исследования: страхование ОСАГО является одним из механизмов, способствующих развитию и успешному функционированию страхового рынка в России и в отдельных ее регионах. При нынешней экономической, геополитической и социальной ситуации важно развивать тенденцию расширения обязательного страхования ответственности.

Динамика и прирост численности автопарка и числа заключенных договоров ОСАГО представлены на рис. 1 и 2.

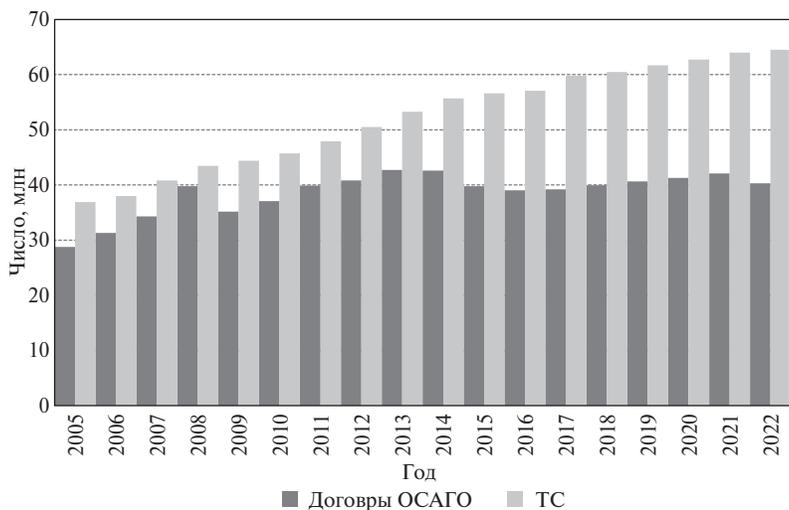


Рис. 1. Сравнение численности автопарка и числа заключенных договоров ОСАГО

Источник: РСА.

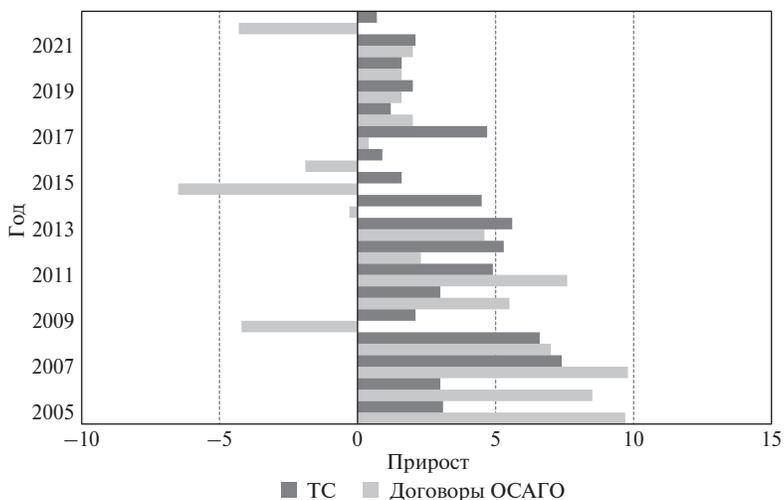


Рис. 2. Прирост численности автопарка и числа заключенных договоров ОСАГО

Источник: РСА.

На основе графиков (см. рис. 1, 2) можно сделать вывод, что на протяжении всего периода до 2022 г. прослеживается общая тенденция роста автопарка в России, что способствует и росту суммы премий и выплат по обязательному страхованию ответственности (рис. 3). В зависимости от уменьшений или увеличения прироста автопарка изменяется и число заключенных договоров по ОСАГО.

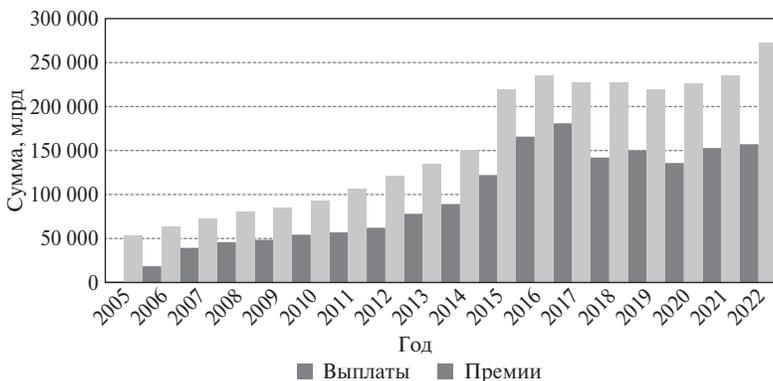


Рис. 3. Сравнение сумм премий и выплат по ОСАГО

Источник: РСА.

Для исследования зависимости премии по ОСАГО от различных социально-экономических показателей в регионах России я провела корреляционный и регрессионный анализ, построив гипотезы о зависимости от различных факторов моей целевой переменной на 2022 г. (табл. 1).

На основе результатов корреляционного анализа (рис. 4) видно, что сумма премий имеет тесную корреляционную связь (как положительную, так и отрицательную) с несколькими признаками. Также я провела проверку значимости этих связей и построила поля корреляций с целевой переменной.

На основе регрессионного анализа выявлено, что логарифмическая модель обладает лучшей объясняющей способностью и нормальностью остатков.

Общий вид:

Признаковое пространство

Переменная	Описание
Регион	Регион России
Денежный_доход	Среднедушевые денежные доходы населения
Количество_собственных_легковых_автомобилей	Число собственных легковых автомобилей на душу населения (на конец года; шт.)
Число_происшествий	Число происшествий за год
Погибло_в_происшествии	Число погибших за год
Количество_заключенных_договоров	Количество заключенных договоров, млн шт.
Премия	Сумма премии на душу населения, млн руб.
Размер_выплаты	Сумма размера выплат на душу населения, млн руб.
Количество_заявленных_страховых_случаев	Количество страховых заявленных случаев, тыс. ед.
Количество_урегулированных_страховых_случаев	Количество урегулированных страховых случаев, тыс. ед.
Температура_январь	Температура воздуха в январе, °С
Температура_июнь	Температура воздуха в июне, °С
Численность_безработных	Число безработного населения, тыс.
Плотность_автомобильных_дорог	Плотность автомобильных дорог, км на 1000 км ² площади

$$\log(y_i) = b_0 + b_1x_1 + b_2x_2 + b_3x_3 + b_4x_4 + b_5x_5 + b_6x_6.$$

Приведенная форма:

$$\begin{aligned} y_{price} = & 2,382545 \cdot 2,558168^{x_{income}} \cdot 0,211000^{x_{car}} \cdot (-0,006539^{x_{road}}) \times \\ & \times 0,073526^{x_{acced}} \cdot 0,033124^{x_{death}} \cdot 0,011027^{x_{done}} \cdot 1,010294^{x_{pay}} \times \\ & \times 0256370^{x_x} \cdot 0,035135^{x_y} \cdot 0,017235^{x_{june}} \cdot 0,219304^{x_{unem}}. \end{aligned}$$

Кроме того, в исследовании проведены кластерный и двух-факторный анализ, показавшие, какие факторы больше влияют в различных регионах России с различными социально-экономическими показателями

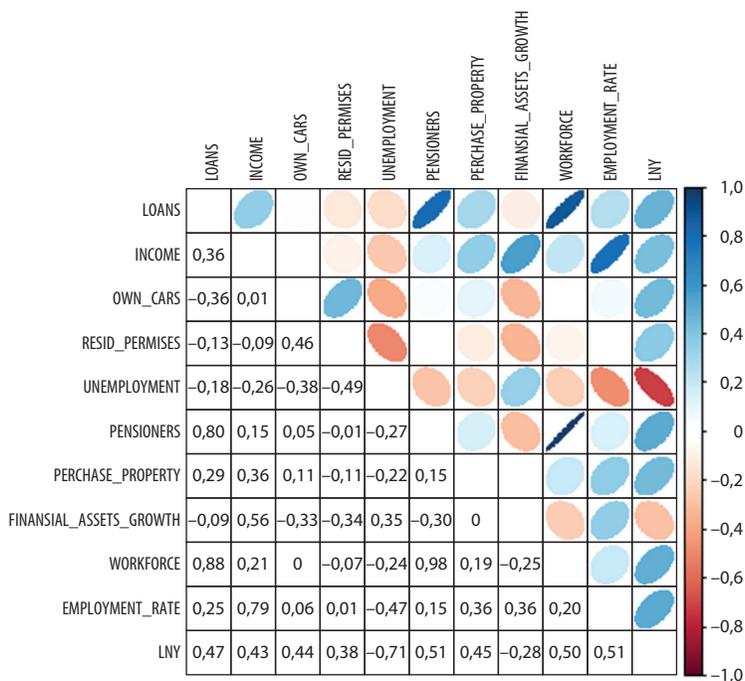


Рис. 4. Корреляционная матрица показателей страхования и социально-экономических факторов в регионах РФ

Литература

1. Мосин С.М. Статистическое исследование дифференциации регионов России по уровню развития рынка страховых услуг, 2010.
2. Дуброва Т.А., Мосин С.М. Сравнительный статистический анализ состояния рынка страховых услуг в регионах РФ // Региональная экономика: теория и практика. 2009. № 21. С. 15–19.
3. Федорова Т.А. Основы страховой деятельности. М.: БЕК, 2002. 768 с.
4. Маслова И.А. Экономико-статистический анализ рынка страхования России // Тенденции и технологии управления процессами и системами в современной экономике: материалы II Всероссийской конференции. Орел, 2023. С. 270.

ДИНАМИКА ПЕРЕТОКА ВОЛАТИЛЬНОСТИ МЕЖДУ СЕКТОРАМИ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ

Кудрявцева Юлия Владимировна

E-mail: ula1810kudriavceva@gmail.com

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: старший преподаватель Мирзоян А.Г.

Фондовые рынки реагируют на экономические шоки повышением волатильности. Волатильность определяется как колебание цен на товары, услуги, финансовые инструменты, находящиеся в обороте в рамках определенного сектора экономики [7]. Волатильность связана с рядом факторов: изменениями мирового спроса и предложения, преобразованиями государственной политики, изменениями геополитической обстановки, технологическими преобразованиями и внедрением инноваций в экономических сферах [2]. Дальнейшее изучение волатильности показало необходимость учета связи секторов экономики между собой [1]. Это позволяет прогнозировать динамику волатильности, скорректировать планируемый объем инвестиций в разные отрасли экономики. Дополнительные инвестиции способствуют снижению волатильности отрасли, уменьшению влияния входящих потоков волатильности на динамику доходности отраслевого индекса.

В последние годы экономика России столкнулась с различными вызовами и кризисами, что негативно отразилось на российском фондовом рынке. В 2020 г. начало пандемии COVID-19 и введенные ограничения, локдауны негативно отразились на экономическом росте [4]. 2022 г. характеризовался геополитической нестабильностью и усилением санкционного давления. Введенные ограничения вызвали падение российского фондового рынка. Это послужило причиной трансформации структуры экономики, что в дальнейшем привело к изменению направления межотраслевых потоков волатильности [5].

Цели исследования — определение изменений динамики перетока волатильности между секторами российской экономики в кризисные периоды, классификация отраслей на отдающие и принимающие шоки секторы. Исследуемый вопрос важен с практической точки зрения, так как анализ преобразований структуры экономики позволит скорректировать существующую

экономическую и инвестиционную политику в зависимости от возможных рисков и принять решения о диверсификации портфелей для получения стабильной доходности в периоды повышенной волатильности. Определение роли сектора — отдающего или принимающего влияние стрессов — позволит принимать эффективные нормативные акты в сфере правового регулирования рынка ценных бумаг [6].

Для выявления эффекта перетока волатильности между секторами экономики построена модель DCC-GARCH, асимметричная модель BEKK-GARCH [8], выделены отрасли, выступающие приемниками и источниками волатильности, и изучен эффект асимметричного влияния позитивных и негативных шоков на стабильность доходностей, получаемых в секторах экономики. Методология Diebold — Yilmaz используется для выявления направления перетока волатильности в рассматриваемые периоды [3].

В качестве данных использовались дневные доходности отраслевых индексов Мосбиржи за 2018–2023 гг. Получены следующие результаты. Выделены три периода: до начала пандемии COVID-19 в России, введения и повсеместного распространения ковидных ограничений на территории страны, начала и проведения СВО. Первый период взят в качестве бенчмарка — он отражает тенденции в российской экономике в период относительной экономической и геополитической стабильности. В данный период ключевой отраслью — источником волатильности является нефтехимический сектор.

Во втором и третьем периодах экономика характеризуется повышенным уровнем нестабильности доходности отраслевых индексов, изменяются направления потоков волатильности. Во время пандемии COVID-19 отраслями, отдающими шоки, стали нефтегазовый, финансовый секторы, отрасль телекоммуникаций и электроэнергетика. Из них наибольшее влияние на нестабильность доходностей отраслевых индексов оказали финансовый сектор и электроэнергетика. Среди приемников волатильности по объемам входящих шоков выделяется сфера нефтехимии. Структура российской экономики в третьем рассматриваемом периоде характеризуется высоким значением совокупного индекса перетока волатильности. Источниками колебаний доходности выступили нефтегазодобывающая отрасль и сфера потребительских товаров.

Исследование восполняет недостаток работ, рассматривающих перетоки волатильности на российском рынке акций. Научная

новизна работы заключается в одновременном использовании в анализе моделей, выявляющих эффект перетока волатильности (BEKK-GARCH и DCC-GARCH), и моделей, позволяющих проследить направления перетока волатильности (методология Diebold — Yilmaz).

Литература

1. *Baele L.* Volatility spillover effects in European equity markets // Journal of Financial and Quantitative Analysis. 2005. Vol. 40. No. 2. <https://doi.org/10.1017/s0022109000002350>.
2. *Bashir M.F.* Oil price shocks, stock market returns, and volatility spillovers: A bibliometric analysis and its implications // Environmental Science and Pollution Research. 2022. Vol. 29. Iss. 16. <https://doi.org/10.1007/s11356-021-18314-4>.
3. *Diebold F.X., Yilmaz K.* On the past, present, and future of the Diebold — Yilmaz approach to dynamic network connectedness // SSRN Electronic Journal. 2022. <https://doi.org/10.2139/ssrn.4280588>.
4. *Gao Y., Zheng W., Wang Y.* Sectoral risk contagion and quantile network connectedness on Chinese stock sectors after the COVID-19 outbreak // China Finance Review International. 2023. <https://doi.org/10.1108/CFRI-02-2023-0039>.
5. *Izzeldin M., Muradođlu Y.G., Pappas V. et al.* The impact of the Russian-Ukrainian war on global financial markets // International Review of Financial Analysis. 2023. No. 87. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2023.102598>.
6. *Mensi W., Rehman M.U., Shafullah M. et al.* Correction to: High frequency multiscale relationships among major cryptocurrencies: Portfolio management implications // Financial Innovation 2021. Vol. 7. Iss. 1. <https://doi.org/10.1186/s40854-021-00298-2>.
7. *Wen F., Cao J., Liu Z. et al.* Dynamic volatility spillovers and investment strategies between the Chinese stock market and commodity markets // International Review of Financial Analysis. 2021. No. 76. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2021.101772>.
8. *Zolfaghari M., Ghoddusi H., Faghihian F.* Volatility spillovers for energy prices: A diagonal BEKK approach // Energy Economics. 2020. No. 92. <https://doi.org/10.1016/j.eneco.2020.104965>.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ИНФЛЯЦИИ НА ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ

Кузнецова Юна Сергеевна

E-mail: kuznetsowa.yuna@yandex.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Михайлова С.С.

Изучение взаимосвязи между инфляцией и экономическим ростом имеет особую актуальность для России, учитывая сложность, с которыми сталкивается российская экономика в условиях изменяющейся макроэкономической среды. Высокая инфляция, которая периодически наблюдается в стране, может оказывать негативное влияние на экономический рост, ограничивая инвестиции, уменьшая покупательную способность населения и ухудшая инвестиционный климат.

Эконометрическое моделирование влияния инфляции на экономический рост в контексте российской экономики позволяет выявить особенности этой взаимосвязи и определить ключевые факторы, влияющие на динамику роста. Результаты такого моделирования могут помочь разработать эффективные меры по сдерживанию инфляции и стимулированию экономического роста в стране.

Для более глубокого понимания взаимосвязи между инфляцией и экономическим ростом применяются различные эконометрические модели. Они позволяют оценить параметры влияния инфляции на различные макроэкономические показатели и выявить возможные нелинейности в этой зависимости.

Инфляция оказывает разнообразное воздействие на экономический рост. Высокий уровень инфляции может привести к снижению покупательной способности населения, неопределенности на рынке и уменьшению инвестиций. Это, в свою очередь, может замедлить темпы экономического роста и создать неблагоприятные условия для развития бизнеса.

Однако некоторые исследования указывают на то, что умеренный уровень инфляции может стимулировать экономический рост. Например, он может способствовать уменьшению реальных долгов, повышению экспортной активности и стимулированию потребительского спроса. Таким образом, влияние инфляции

на экономический рост зависит от множества факторов и может быть как положительным, так и отрицательным.

Таким образом, эконометрическое моделирование влияния инфляции на экономический рост играет важную роль в современной экономической науке. Дальнейшие исследования в этой области помогут лучше понять механизмы воздействия инфляции на экономику и разработать эффективные стратегии для стимулирования устойчивого экономического роста.

Литература

1. *Мицек С.А., Мицек Е.Б.* Экономический рост, инфляция, инвестиции и доходы в Российской Федерации: анализ и прогноз на основе эконометрической модели // Экономический анализ: теория и практика. 2018. Т. 17. № 1. С. 18–29.
2. Моделирование влияния инфляции на экономический рост. https://mmaetst.narod.ru/archive/Klachkova_2014_10_23.pdf.
3. *Картаев Ф.С.* Таргетирование инфляции и экономический рост // Вестн. Моск. ун-та. Сер. 6. Экономика. 2015. № 3. С. 26–40.
4. Эконометрический подход к прогнозированию инфляции рост. <https://na-journal.ru/12-2023-ekonomika-menedzhment/7762-ekonometricheskii-podhod-k-prognozirovaniyu-inflyacii>.

АНАЛИЗ КАССОВЫХ СБОРОВ ОТЕЧЕСТВЕННЫХ ФИЛЬМОВ В МИРОВОМ ПРОКАТЕ И ОЦЕНКА ЗАВИСИМОСТИ КОММЕРЧЕСКОГО УСПЕХА ФИЛЬМА ОТ ПРОИЗВОДСТВЕННОГО БЮДЖЕТА

Кулаков Сергей Сергеевич

E-mail: sskulalov@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Звездина Н.В.

24 мая 2013 г. на совещании по вопросам развития отечественной кинематографии Президент РФ Владимир Путин заявил, что российский зритель мечтает о «крепком национальном кино»,

на развитие которого в том же году было выделено 6,6 млрд руб. Для эффективного решения задач отрасли были созданы профильный правительственный совет и федеральный фонд социальной и экономической поддержки отечественной кинематографии с широким спектром полномочий. По прошествии 11 лет важно оценить успехи отечественной киноиндустрии, чтобы понять тенденции ее развития. В период с 2013 по 2024 г. сфера кино, как и многие отрасли, испытывала влияние общезначимых событий: введения крупного пакета санкций в марте и его последующего расширения в апреле и мае 2014 г., пандемии коронавируса с марта 2020 г.

Цель исследования — комплексный анализ кассовых сборов 40 отечественных фильмов с максимальным объемом сборов в мировом прокате за 2013–2022 гг. Данные по сборам за 2023, 2024 гг. не были включены в исследование, так как некоторые из фильмов на момент написания работы еще не завершили кинотеатральный прокат.

В результате построения интервального вариационного ряда можно сделать вывод о том, что данные не подчиняются нормальному закону распределения, присутствует правосторонняя асимметрия. Картины, собравшие более 31,7 млн долл., — редкое явление, превышающее среднюю взвешенную, равную 21,236 млн долл. В то же время 26 проектов, которые составляют 65% общего количества, не достигли отметки 22,98 млн долл. сборов (рис. 1). Коэффициента вариации, равный 58,21%, свидетельствует о неоднородности совокупности.

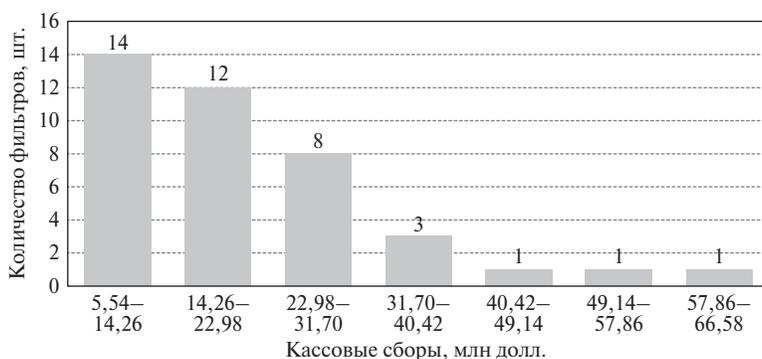


Рис. 1. Распределение российских фильмов 2013–2022 гг. выпуска по кассовым сборам по итогам международного кинотеатрального проката

Если обратить внимание на динамику суммарных сборов отечественного кино (рис. 2), можно заметить рекордно низкое значение в 2015 г., которое подтверждается самым низким абсолютным приростом за период (–86,33 млн долл.). Связано это с резким ослаблением рубля к доллару в 2014–2015 гг. после снижения цен на нефть. Следующее падение наблюдается в 2019 г. Оно связано с выходом большого количества иностранных кассовых кинопродуктов, которым российские фильмы не смогли составить конкуренцию. Продолжается падение в 2020 году по причине массового закрытия кинотеатров в рамках борьбы с пандемией COVID-19. Снижение конкуренции в связи с уходом иностранных компаний и укрепление рубля в 2022 г. привели к росту суммарных сборов на 37,63 млн долл.

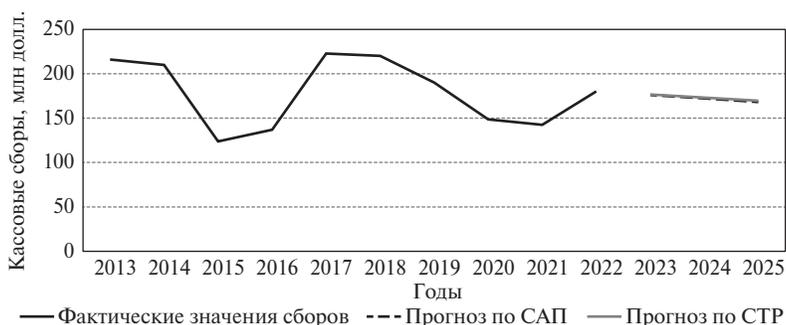


Рис. 2. Динамика и прогноз суммарных кассовых сборов российских фильмов в мировом прокате, 2013–2025 гг.

Средний абсолютный прирост за период 2013–2022 гг. составляет 3,99 млн долл., а средний темп роста — 98%. Опираясь на эти показатели, можно предположить, что суммарные сборы в 2023–2025 гг. будут снижаться, однако ожидаемое падение совсем небольшое. Выход в 2023 г. сразу нескольких российских фильмов, получивших признание зрителей («Чебурашка», «Вызов», «По шучьему велению»), ожидаемые в 2024–2025 гг. ремейки мультфильмов («Летучий корабль», «Бременские музыканты») и продолжение кассовых франшиз («Холоп 2», «Лёд 3»), вероятно, приведут к росту сборов при стабильности валютного курса.

В рамках исследования был проведен корреляционный анализ между производственным бюджетом фильма (за исключением за-

трат на маркетинг) и кассовыми сборами картины в мировом прокате. Значение парного коэффициента корреляции Пирсона составило 0,32, что отражает слабую взаимосвязь между признаками. Таким образом, коммерческий успех отечественного фильма имеет слабую линейную зависимость от его производственного бюджета.

Литература

1. Официальный сайт Фонда кино (информация о ежегодных суммарных сборах). <https://www.fond-kino.ru/>.
2. Сайт «Кинопоиск» (информация о сборах и бюджетах фильмов). https://www.kinopoisk.ru/?ysclid=lu49s1asjr762781570&utm_referer=yandex.ru.

ВЛИЯНИЕ ТРАНСПОРТНОЙ ИНФРАСТРУКТУРЫ НА РЕГИОНАЛЬНОЕ РАЗВИТИЕ В РОССИИ

Литвинец Виктория Павловна

E-mail: VikaLitv02@yandex.ru

г. Екатеринбург, УрФУ им. Б.Н. Ельцина

Научный руководитель: м.н.с. Васильева Р.И.

Стратегия пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 г. [1] актуализирует вопрос сбалансированного развития субъектов РФ посредством решения проблемы региональной неоднородности [2]. Данный вопрос рассматривается в контексте улучшения качества транспортной системы страны. При этом одной из ключевых задач регионального развития является повышение уровня транспортной доступности отдаленных территорий страны и их связанности с центрами экономического роста [3].

Результаты существующих исследований подтверждают наличие положительного влияния транспортной инфраструктуры на региональное экономическое развитие в долгосрочной перспективе и отрицательное или несущественное влияние — в краткосрочной [4, 5]. Зачастую улучшение качества межрегиональной

транспортной системы способствует выравниванию уровней экономического развития регионов. Однако подобный эффект наблюдается не во всех странах [6, 7]. Помимо этого, развитие транспортной сети в одном регионе ведет к возникновению как положительных, так и отрицательных экстерналий на соседних территориях [8, 9].

Настоящее исследование проводилось с использованием данных по 83 субъектам РФ за период с 2001 по 2021 г. [10]. В качестве зависимой переменной выступил логарифм валового регионального продукта (ВРП) на душу населения в постоянных ценах (ППС, 2016). Грузооборот автомобильным транспортом (млрд т-км) и грузооборот железнодорожным транспортом (тыс. т-км) выступили в роли показателей инфраструктуры транспорта. Контрольные переменные были подобраны в соответствии с моделью Солоу и дополнены показателями доли добычи полезных ископаемых в ВРП и степени открытости экономики.

Для целей исследования использована квантильная регрессия с инструментальными переменными, позволяющая оценить влияние исследуемых факторов на разных квантилях, а также решить проблемы гетероскедастичности и эндогенности, обнаруженные в модели. Всего были построены две модели, коэффициенты которых оценены для трех квантилей — 25, 50 и 75%.

Полученные эмпирические результаты позволяют сделать следующие выводы. Грузооборот автомобильным транспортом статистически незначим для регионов с низким и средним уровнем экономического развития (25%-й и 50%-й квантили), однако оказывает значимое положительное воздействие на экономический рост регионов с высоким уровнем экономического развития, приводя к росту подушевого ВРП на 33,7% с каждым 1 млрд т-км.

Подобные результаты можно объяснить тем, что в ряде субъектов РФ существующая автодорожная инфраструктура во многом исчерпала экономический эффект от ее создания или ее качество не соответствует уровню, необходимому для устойчивого развития регионов, в которых она расположена. Положительный же эффект в более развитых российских субъектах можно связать со строительством в них за последние годы значительного числа высокоскоростных автомагистралей, проведением ремонта и расширением большого числа существующих дорог.

Грузооборот железнодорожным транспортом показал свою значимость для регионов с низким и высоким уровнем развития

(25%-й и 75%-й квантили) и ее отсутствие для регионов в 50%-м квантиле. Так, в случае субъектов РФ с низким уровнем социально-экономического развития рост грузооборота на 1 тыс. т-км приводит к росту ВРП на душу населения на 10,9%, а для субъектов РФ с высоким уровнем развития экономики — на 4,4%.

Значимость железнодорожной инфраструктуры для указанных групп регионов можно обосновать тем, что через многие из них проходят две ключевые железнодорожные магистрали — БАМ и Транссиб. Первый этап расширения магистралей завершился в 2021 г. и привел к росту их пропускной способности, а, следовательно, и к росту положительных экономических эффектов от реализуемого транзитного потенциала для граничащих с ними регионов.

Таким образом, развитие автодорожной и железнодорожной инфраструктуры является одним из факторов, способствующих социально-экономическому развитию российских регионов. В связи с этим можно говорить об экономической и стратегической целесообразности реализации, в частности, таких инфраструктурных проектов в области транспорта, как дальнейшее расширение БАМа и Транссиба, а также продолжение строительства трассы М-12 «Восток».

Литература

1. Распоряжение Правительства РФ от 13 февраля 2019 г. № 207-р (ред. от 30 сентября 2022 г.) «Об утверждении Стратегии пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 года» // КонсультантПлюс. https://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_318094/006fb940f95ef67a1a3fa7973b5a39f78dac5681/ (дата обращения: 17.01.2024).
2. *Кожевников С.А.* Национальные проекты в решении проблемы обеспечения связности российского экономического пространства // Вестник Самарского государственного экономического университета. 2023. № 4 (222). С. 30–40.
3. Распоряжение Правительства РФ от 27 ноября 2021 г. № 3363-р «О транспортной стратегии Российской Федерации до 2030 года с прогнозом на период до 2035 года» // Электронный фонд правовых и нормативно-технических документов. <https://docs.cntd.ru/document/727294161> (дата обращения: 17.01.2024).

4. *Muvawala J., Sebukeera H., Ssebulime K.* Socio-economic impacts of transport infrastructure investment in Uganda: Insight from frontloading expenditure on Uganda's urban roads and highways // *Research in Transportation Economics*. 2021. Vol. 88. P. 100971.
5. *Zhang Y., Cheng L.* The role of transport infrastructure in economic growth: Empirical evidence in the UK // *Transport Policy*. 2023. Vol. 133. P. 223–233.
6. *Cosci S., Mirra L.* A spatial analysis of growth and convergence in Italian provinces: The role of road infrastructure // *Regional Studies*. 2018. Vol. 52. No. 4. P. 516–527.
7. *Fageda X., Olivieri C.* Transport infrastructure and regional convergence: A spatial panel data approach // *Papers in Regional Science*. 2019. Vol. 98. No. 4. P. 1609–1631.
8. *Исаев А.Г.* Транспортная инфраструктура и экономический рост: пространственные эффекты // *Пространственная экономика*. 2015. № 3. С. 57–73.
9. *Wang C. et al.* Railway and road infrastructure in the Belt and Road Initiative countries: Estimating the impact of transport infrastructure on economic growth // *Transportation Research. Part A: Policy and Practice*. 2020. Vol. 134. P. 288–307.
10. Федеральная служба государственной статистики / Регионы России. Социально-экономические показатели. https://gks.ru/bgd/regl/b20_14p/Main.htm (дата обращения: 09.01.2024).

ФАКТОРЫ ЦИФРОВОЙ ТРАНСФОРМАЦИИ ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСКОГО СЕКТОРА СКАНДИНАВСКИХ СТРАН

Литинская Наталия Александровна

E-mail: nalitinskaya@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Дуброва Т.А.

В настоящее время успешная цифровая трансформация экономики приобретает всю большую важность для конкурентоспо-

способности стран на международном рынке. В связи с этим государства предпринимают меры для ускорения этого процесса в попытках построить устойчивую экономику, основанную на знаниях. Однако при достаточно активном и стимулируемом проникновении цифровых технологий и решений в государственный сектор нередко наблюдается недостаточная цифровая трансформация предпринимательского сектора (особенно малых и средних предприятий) [3]. Данная проблема хорошо осознается в скандинавских странах, которые смогли создать благоприятную среду для развития цифровизации предприятий, а также предоставить обширную статистику в этой области.

Статус лидеров стран Скандинавии (в данной работе под скандинавскими странами понимаются Норвегия, Швеция, Дания и Финляндия) в области цифровизации экономики и особенно предпринимательского сектора подтверждается их высоким положением в международных индексах, сравнивающих страны Европы и других регионов. Так, в Digital Economy and Society Index (Индекс цифровой экономики и общества, рассчитываемый для стран европейского региона) в 2022 г. Швеция занимала 4-е место, Дания — 2-е, Финляндия — 1-е, а в Network Readiness Index (Индекс сетевой готовности, рассчитываемый для стран всего мира) в 2022 г. скандинавские страны вошли в первую десятку. Анализ показал, что существующие цифровые индексы, как правило, не в полной мере отражают цифровизацию предпринимательского сектора, включаемые в их состав индикаторы часто носят разнородный характер, так как отражают не только распространение цифровых технологий, но и благоприятствующие этому условия. Кроме того, некоторые индексы опираются на субъективно заданные весовые коэффициенты [1].

Цель работы — выявление факторов, обеспечивших лидирующие позиции скандинавских стран в области цифровизации предпринимательского сектора, а также построение индекса, измеряющего готовность стран к успешной цифровой трансформации предприятий. Для достижения этой цели были использованы многомерные статистические методы. Статистические данные для проведения исследования взяты из базы Eurostat, предоставляемой статистическим офисом Европейского союза [2].

Результаты применения метода главных компонент на двух наборах данных (основные показатели цифровизации предпринимательского сектора и потенциальные факторы среды, повлиявшие

на достижение странами Скандинавии лидирующих позиций в сфере цифровой трансформации бизнеса) позволили получить два индекса, построенных в пространстве выделенных обобщенных факторов. Определение значимых коэффициентов ранговой корреляции между полученными индексами (и входящими в их состав субиндексами) позволило в дальнейшем выявить факторы среды, способствовавшие успешной цифровизации предприятий в скандинавских странах.

Цифровая трансформация предпринимательского сектора европейских стран и особенно стран Скандинавии вызывает большой интерес для изучения, поскольку дает возможность определить основные барьеры и вызовы в области цифровизации бизнеса. Анализ опыта скандинавских стран позволит выявить наиболее эффективные стратегии развития цифровизации предприятий для их адаптации в других странах.

Литература

1. *Дуброва Т.А., Велькина А.А.* Цифровизация предпринимательского сектора: межстрановой анализ и факторы развития // Друковский вестник. 2021. № 4. С. 194–209.
2. Официальный сайт статистической службы Европейского союза Eurostat. <https://ec.europa.eu/eurostat>.
3. *Sanders A., Elangeswaran C., Wulfsberg J.P.* Industry 4.0 implies lean manufacturing: Research activities in industry 4.0 function as enablers for lean manufacturing // Journal of Industrial Engineering and Management. 2016. Vol. 9. No. 3. P. 811–833.

УСИЛИЯ И РЕЗУЛЬТАТЫ В ОБРАЗОВАНИИ: РЕАКЦИЯ НА СТИМУЛЫ

Лихобабин Никита Владимирович

E-mail: likhobabinn13@mail.ru

г. Москва, ЭФ МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.э.н. Охрименко А.А.

Учащийся должен прилагать определенные усилия (инвестировать в себя) на начальных этапах обучения, чтобы была отдача от образования [2]. Но по разным причинам большинство учеников имеют низкие показатели результативности и качества. Многие из них не заинтересованы в этих усилиях на начальных этапах, потому что не наблюдают их полезности в краткосрочной перспективе и не понимают величину отдачи от образования в долгосрочном периоде [8]. Однако на учащихся и процесс обучения можно оказывать различное воздействие с целью поиска решений данной проблемы. Поэтому довольно широкой сферой для исследований в экономике образования является оценка материального и нематериального стимулирования учеников.

В экономике образования актуальная тема — изучение целесообразности использования финансовых стимулов в образовательных программах. Целью данной работы является оценка влияния различного финансового стимулирования на усилия и результаты учащихся образовательных программ.

Финансовое стимулирование — перспективный и часто исследуемый способ воздействия на образовательный процесс, а из-за большого количества поведенческих ограничений и выявляемых сторонних эффектов актуальность исследования этой темы не уменьшается.

С целью оценки реакций учеников на денежные (материальные) стимулы был проведен полевой эксперимент по написанию стандартизированных грамматических тестов по английскому языку в школе Московской области среди 130 учеников 8–11-х классов, которые были разделены на две группы воздействия. На этапе контроля школьники обеих групп получали положительную оценку за выполнение тестов. Первая группа воздействия получала денежное вознаграждение за решение каждого теста, а вторая отличалась дополнительными выплатами за каждый правильный номер.

Основными результатами проведенного эксперимента является то, что финансовое стимулирование за объем проделанной работы положительно влияет как на производительность, так и на качество выполнения. Предположение о том, что дополнительное денежное стимулирование правильности приводит к увеличению затрачиваемого времени, не подтвердилось, но подтвердилась гипотеза о существовании внутренних нематериальных стимулов, которые оказывают положительное влияние на качество обучения.

Литература

1. *Fryer Jr R.G.* Financial incentives and student achievement: Evidence from randomized trials // *The Quarterly Journal of Economics*. 2011. Vol. 126. No. 4. P. 1755–1798.
2. *Levitt S.D. et al.* The behavioralist goes to school: Leveraging behavioral economics to improve educational performance // *American Economic Journal: Economic Policy*. 2016. Vol. 8. No. 4. P. 183–219.
3. *Kamenica E.* Behavioral economics and psychology of incentives // *Annu. Rev. Econ.* 2012. Vol. 4. No. 1. P. 427–452.
4. *Koch A., Nafziger J., Nielsen H.S.* Behavioral economics of education // *Journal of Economic Behavior & Organization*. 2015. No. 115. P. 3–17.
5. *Angrist J., Lavy V.* The effects of high stakes high school achievement awards: Evidence from a randomized trial // *American Economic Review*. 2009. Vol. 99. No. 4. P. 1384–1414.
6. *Angrist J., Lang D., Oreopoulos P.* Incentives and services for college achievement: Evidence from a randomized trial // *American Economic Journal: Applied Economics*. 2009. Vol. 1. No. 1. P. 136–163.
7. *Allan B.M., Fryer R.G.* The power and pitfalls of education incentives, 2011.
8. *Eckstein Z., Wolpin K.I.* Why youths drop out of high school: The impact of preferences, opportunities, and abilities // *Econometrica*. 1999. Vol. 67. No. 6. P. 1295–1339.
9. *Bettinger E.P.* Paying to learn: The effect of financial incentives on elementary school test scores // *Review of Economics and Statistics*. 2012. Vol. 94. No. 3. P. 686–698.

10. *Kremer M., Miguel E., Thornton R.* Incentives to learn // The Review of Economics and Statistics. 2009. Vol. 91. No. 3. P. 437–456.
11. *Angrist J. et al.* Vouchers for private schooling in Colombia: Evidence from a randomized natural experiment // American Economic Review. 2002. Vol. 92. No. 5. P. 1535–1558.
12. *Gneezy U., Rustichini A.* Pay enough or don't pay at all // The Quarterly Journal of Economics. 2000. Vol. 115. No. 3. P. 791–810.
13. *Heyman J., Ariely D.* Effort for payment: A tale of two markets // Psychological Science. 2004. Vol. 15. No. 11. P. 787–793.
14. *DellaVigna S.* Psychology and economics: Evidence from the field // Journal of Economic Literature. 2009. Vol. 47. No. 2. P. 315–72.
15. *Webley P.* Children's understanding of economics // Children's Understanding of Society. 2005. P. 43–67.

ОЦЕНКА ЭФФЕКТОВ СТИМУЛИРОВАНИЯ ПОВЫШЕНИЯ КАЧЕСТВА ОБРАЗОВАНИЯ В МОСКОВСКИХ ШКОЛАХ

Лихобабин Никита Владимирович

E-mail: likhobabinn13@mail.ru

г. Москва, ЭФ МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.э.н. Охрименко А.А.

Международные исследования качества школьного образования PISA и TIMSS демонстрируют замедленное развитие читательской, математической и естественнонаучной грамотности в России относительно других стран последние 12 лет. В свою очередь, Департамент образования и науки города Москвы в последние годы предпринимал немалые усилия для повышения качества школьного образования, реализуя стимулирующие программы. Исследований эффектов от применяемых в московских школах стимулирующих качество школьного образования программ нет, поэтому было бы интересно посмотреть на результаты применения этих программ.

В данной работе в качестве мер стимулирования качества образования рассматриваются:

1) изменение порядка стимулирования московских школ в 2012 г.;

2) переход от федеральных выплат призерам и победителям заключительного этапа Всероссийской олимпиады школьников (ВсОШ) к региональным в 2017 г. и их дальнейшему восьмикратному увеличению для призеров и победителей из московских школ.

Первая мера была призвана решить проблему концентрации призеров и победителей ВсОШ лишь в нескольких школах Москвы, тем самым выравнивая качество образования.

В рамках второй меры каждый регион начал самостоятельно устанавливать величину выплаты, однако самое большое изменение наблюдалось в Москве и Московской области. До 2017 г. размер федеральных выплат составлял 30–60 тыс. руб., но после их упразднения региональные выплаты Москвы к 2021 г. выросли до 300–500 тыс. руб., а также только в этом регионе появилась выплата за участие в финальном этапе ВсОШ.

Цель данного исследования — оценка эффекта от мер стимулирования качества образования в московских школах. Были определены существующие в системе московского школьного образования программы стимулирования качества образования, а также оценен эффект их применения. В качестве критерия оценки качества образования были использованы число победителей и призеров заключительного этапа ВсОШ, а также успешность их выступления по причине ограниченности данных по другим метрикам качества школьного образования, которые используются для расчета единого показателя качества школьного образования московских школ.

По результатам проведенного исследования наблюдается неоправданность внедрения крупных выплат, а также выплат участникам финала ВсОШ, так как и до их появления происходил рост призеров и победителей ВсОШ из Москвы, различие заключалось только в темпах роста, которые увеличились. Из-за этой меры снизилась мотивация у школьников стремиться к наилучшим результатам. В результате изменения стимулирующей части финансирования московских школ появились новые школы Москвы, которые готовили призеров и победителей заключительного этапа ВсОШ, но распределение призеров и школьников среди школ Москвы осталось неравномерным. Деньги, которые высвобождаются при отмене выплат за участие московским школьникам в заключительном этапе ВсОШ, можно перераспределить на новую стимулирующую программу школ, которые не попадают в ограниченный пул.

Литература

1. *Болотов В.А.* Проблемы определения качества школьного образования // Управление образованием: теория и практика. 2012. № 2 (6). С. 25–28.
2. *Нечаев М.П.* Современные теории качества образования в решении проблемы оценки качества школьного воспитания // Преподаватель XXI век. 2011. № 1. С. 24–31.
3. Приказ Министерства просвещения РФ от 31 мая 2021 г. № 287 «Об утверждении федерального государственного образовательного стандарта основного общего образования».
4. Приказ Росособнадзора от 28 января 2021 г. № 50 (ред. от 25 августа 2021 г.) «Об утверждении Методики расчета показателя “Средневзвешенный результат Российской Федерации в группе международных исследований, средневзвешенное место Российской Федерации”».
5. Путеводитель по открытым ресурсам Департамента образования и науки Москвы «Образование Москвы: механизмы, ресурсы, результаты». С. 19.
6. Путеводитель по открытым ресурсам ДОНМ. С. 66.
7. *Семенова Д.Г.* Выявление критериев качества образования школьников // Science Time. 2015. Т. 3. № 15. С. 482–486.
8. *Тамбовцев В.Л.* Управление без измерений // Terra Economicus. 2019. Т. 17. № 3. С. 6–29.
9. Федеральный закон от 29 декабря 2012 г. № 273-ФЗ «Об образовании в Российской Федерации».
10. *Яковлев Е.В.* Управление качеством образования в высшей школе: теория и практика. 2000.
11. *Giroux Н.А.* Education and the crisis of public values: Challenging the assault on teachers, students, and public education // Counterpoints: Studies in the Postmodern Theory of Education. Vol. 400. N.Y.: Peter Lang, 29.
12. *Sotiria G.* Governing by numbers: The PISA “effect” in Europe // Journal of Education Policy. 2009. Vol. 24. No. 1. P. 23–37.
13. *Hattie J.* Visible learning for teachers: Maximizing impact on learning. Routledge, 2012.

14. *Kober N., Rentner D.S.* Year two of implementing the common core state standards: States' progress and challenges // Center on Education Policy, 2012.
15. *Mayer D.P. et al.* Monitoring school quality: An indicators report. US Government Printing Office, 2000.
16. National Governors Association et al. Common core state standards. Washington, DC, 2010.
17. *Odden A., Odden A.R., Kelley C.* Paying teachers for what they know and do: New and smarter compensation strategies to improve schools. Corwin Press, 2002.
18. *Pedder D., Darleen Opfer V.* Professional learning orientations: Patterns of dissonance and alignment between teachers' values and practices // Research Papers in Education. 2013. Vol. 28. No. 5. P. 539–570.
19. *Wagner T.* The global achievement gap: Why even our best schools don't teach the new survival skills our children need-and what we can do about it // ReadHowYouWant.com, 2010.

РЫНОК ЖИЛЬЯ В МОДЕЛИ ОБЩЕГО РАВНОВЕСИЯ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ

Ломоносов Даниил Анатольевич

E-mail: daniil329@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

В последние два десятилетия внимание к моделированию рынка жилья как существенной детерминанты бизнес-циклов в эмпирической литературе существенно оживилось, о чем свидетельствует увеличение числа работ по этому направлению (см., например, [1–6]). Возросший интерес обусловлен следующими обстоятельствами.

Сектор жилой недвижимости может отражать процессы, происходящие на кредитном и финансовом рынке (см., например, [3, 4]), оказывает влияние на экономику через вторичные эффекты (см., например, [4]). Включение рынка жилья в DSGE-модель так-

же позволяет тестировать широкий спектр инструментов политики (см., например, [1–6]), способствует изучению эффектов неравенства домохозяйств (см., например, [1]), каналов влияния банковского сектора на экономику (см., например, [2, 5]).

Наряду с перечисленными возможностями такого подхода к DSGE-моделированию российской экономики в литературе фактически отсутствуют исследования, в которых конструируется эндогенный рынок жилья, анализируется влияние различных шоков на сектор жилой недвижимости и шоков сектора жилой недвижимости на экономику.

В связи с изложенными обстоятельствами построение DSGE-модели российской экономики с жилищным сектором представляется актуальным не только для сценарного прогнозирования и анализа отечественного сектора жилой недвижимости, но и в качестве фундамента для исследования влияния различных инструментов монетарной, фискальной, макропруденциальной политики.

В предлагаемой модели присутствует гетерогенность домохозяйств (выделяются три группы) и их труда (с точки зрения фирм). Действуют три производственных сектора — жилой недвижимости, внутренне-ориентированный, экспортный. Центральный банк РФ придерживается режима таргетирования инфляции. Государственный бюджет складывается из расходов (государственные закупки и погашения долга) и доходов (налоговые поступления и привлеченные средства). В модель также введены номинальные и реальные жесткости.

На рис. 1, 2 представлены импульсные отклики макропеременных на шок монетарной политики, шок условий торговли, шок предпочтения жилья и технологический шок в жилищном секторе. Повышение ставки на 1% годовых приводит к падению производства и цен в секторе жилой недвижимости на 1,5 и 1,3% соответственно, а при перманентном шоке условий торговли в 8,2% — к их росту на 3,2 и 4,4%. При шоке предпочтения жилья, в результате которого цены на жилье растут на 1,3%, выпуск жилья в пике растет на 2,8%, инвестиции — на 1,1%. При этом потребление во втором квартале поднимается на 0,1%, а на горизонте десяти кварталов падает в размере 0,25% устойчивого состояния. Технологический шок в жилищном секторе стимулирует производство жилья на 2,5% в первом квартале и на 4,1% — в среднесрочной перспективе. Цена на недвижимость падает примерно на 0,67%. Потребление в третьем квартале падает на 0,3%, а инвестиции растут почти на 1%.

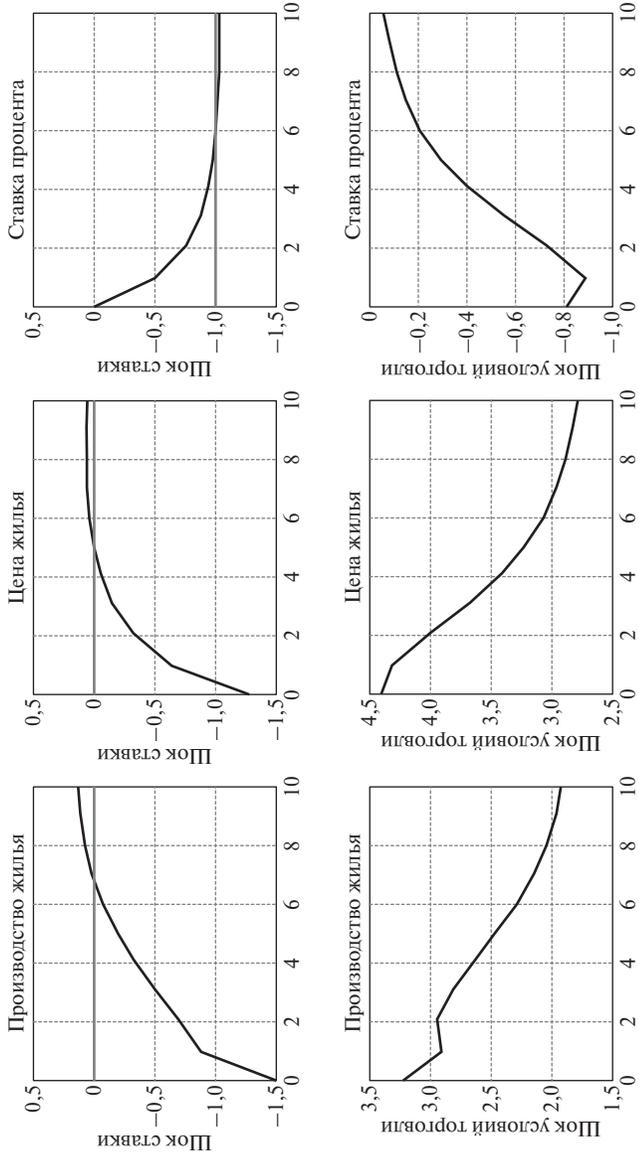


Рис. 1. Импульсные отклики DSGE-модели на 1%-й (в годовом выражении) шок ставки процента и 8,2%-й перманентный шок условий торговли

Примечание. По оси абсцисс — кварталы; по оси ординат — процентное отклонение от устойчивого состояния.

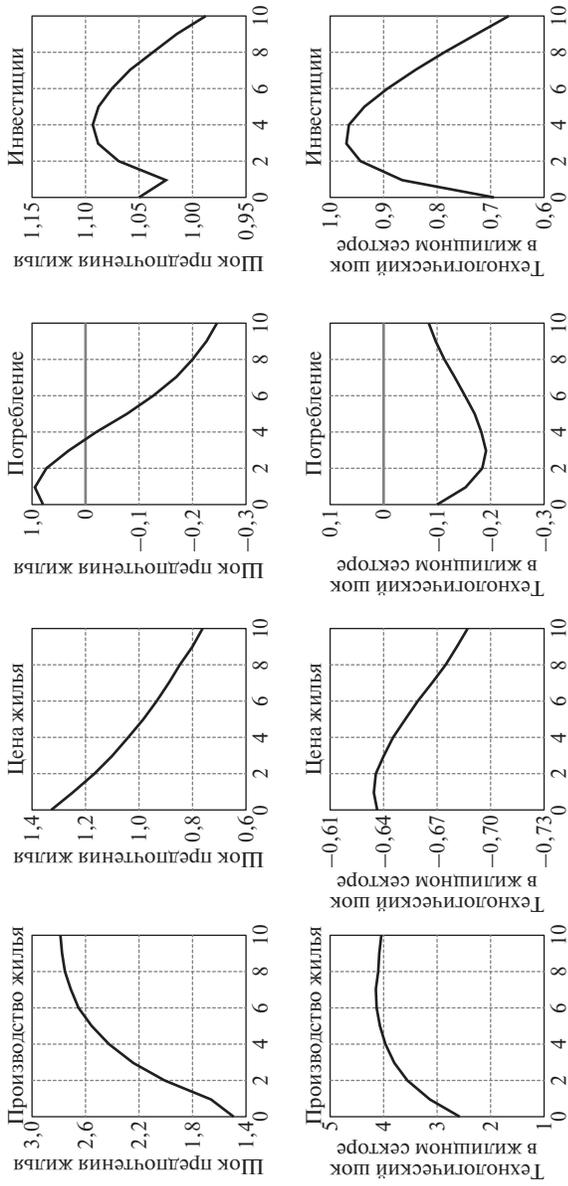


Рис. 2. Импульсные отклики DSGE-модели на шок предпочтения жилья и технологический шок в секторе жилой недвижимости

Примечание. По оси ординат — процентное отклонение от устойчивого состояния.

Полученные результаты количественно непротиворечивы, а знаки реакций макропеременных соответствуют экономической теории. Как уже отмечалось, построенная модель может служить не только инструментом анализа рынка жилой недвижимости, но и базой для последующих исследований, связанных с тестированием политических инструментов и сценарным прогнозированием.

Литература

1. *Вихарев П., Новак А., Шульгин А.* Неравенство и ДКП в модели с тремя группами домохозяйств // Банк России, 2023.
2. *Hinterschweiger M. et al.* Macroprudential policy interactions in a sectoral DSGE model with staggered interest rates // Bank of England, 2021.
3. *Iacoviello M.* House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle // *American Economic Review*. 2005. Vol. 95. No. 3. P. 739–764.
4. *Iacoviello M., Neri S.* Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model // *American Economic Journal: Macroeconomics*. 2010. Vol. 2. No. 2. P. 125–64.
5. *Liu C., Ou Z.* What determines China's housing price dynamics? New evidence from a DSGE-VAR // *International Journal of Finance & Economics*. 2021. Vol. 26. No. 3. P. 3269–3305.
6. *Mora-Sanguinetti J.S., Rubio M.* Recent reforms in Spanish housing markets: An evaluation using a DSGE model // *Economic Modelling*. 2014. Vol. 44. P. 42–49.

РАЗРАБОТКА ИНСТРУМЕНТАРИЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ИННОВАЦИОННОГО РАЗВИТИЯ РЕГИОНОВ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Лукьянова Ирина Сергеевна

E-mail: lukianowa02@yandex.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Михайлова С.С.

Инновационное развитие региона представляет собой сложный социально-экономический процесс, направленный на формирование эффективной региональной инновационной системы. Инновационная экономика строится на создании, интеграции и трансформации новых технологий, а также методов производства и продуктов. Эти действия способствуют улучшению производственных и деловых процессов, а также повышению стандартов качества продукции. Важность инновационного развития для страны и ее регионов заключается в способности стимулировать экономический рост, создавать новые рынки и высокооплачиваемые рабочие места.

В современном экономическом контексте, в условиях глобальных вызовов и динамичных изменений, инновационное развитие становится ключевым фактором, определяющим конкурентоспособность страны и ее регионов. В настоящий момент проблема инновационного развития экономики регионов не теряет своей актуальности, так как, несмотря на многочисленные государственные программы, направленные на повышение уровня инноваций в стране, можно утверждать о наличии межрегиональной дифференциации на высоком уровне.

Цель данного исследования — разработка инструментария прогнозирования инновационного развития регионов Российской Федерации, применение которого может способствовать повышению обоснованности и эффективности стратегических решений в сфере национальной экономики.

Важным этапом исследования является отбор факторов, влияющих на показатель инновационного развития региона. Факторы, формирующие уровень инноваций в регионе, можно разделить на несколько групп: научно-технический потенциал, социально-экономические условия и производственно-технический потенци-

ал. Эти факторы были стандартизированы относительно каждого региона и всей выборки в целом.

По результатам анализа определились три группы территорий в зависимости от уровня инновационного развития региона. Для каждой группы была построена математическая модель, описывающая зависимость объема инновационных товаров, работ и услуг от различных факторов.

В результате оценки качества используемых моделей машинного обучения наилучшим методом для поставленных задач в исследовании была выбрана модель SARIMA, в основе которой лежат два компонента — авторегрессия и скользящее среднее, а также учитываются тренд и сезонность.

В исследовании получен прогноз об объеме инновационных товаров, работ и услуг, который ожидается получить в 2024 г. Согласно полученным данным, группа лидеров по инновационному развитию продолжит набирать обороты и увеличит показатель на 3–10% в зависимости от региона. Вторую группу также не ждут глобальные изменения. Активнее растет показатель у регионов, активно занимающихся инновационными военными разработками.

Применение данного инструментария позволяет с приемлемой точностью обрабатывать разнообразные данные, включая социально-экономические, технологические и статистические показатели, что необходимо для формирования точного понимания текущего состояния и потенциала инновационного развития. Инструментарий не только дает возможность прогнозировать будущее инновационное развитие регионов, но и предоставляет основу для принятия обоснованных стратегических решений для повышения ВРП.

Литература

1. The Global Competitiveness Index. World Economic Forum. <https://web.archive.org/web/20141210040419> (date of access: 10.03.2024).
2. *Абашкин В.Л., Абдрахманова Г.И., Бредихин С.В. и др.* Рейтинг инновационного развития субъектов Российской Федерации. Вып. 8 / под ред. Л.М. Гохберга. М.: ИСИЭЗ ВШЭ, 2023. 260 с.
3. Statsmodels. <https://www.statsmodels.org> (date of access: 20.03.2024).

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ МАКРОПОКАЗАТЕЛЕЙ СИБИРИ С ПОМОЩЬЮ РАСШИРЕННОЙ ПОЛУСТРУКТУРНОЙ МОДЕЛИ GESSIM

Ляхнова Маргарита Валерьевна

E-mail: rita_2000@list.ru

г. Новосибирск, Институт экономики и организации
промышленного производства Сибирского отделения РАН

Научный руководитель: PhD, доцент Колужнов Д.В.

В последнее время все больше набирают популярность квартальные прогнозные полуструктурные модели (КПМ), являющиеся частным случаем динамических стохастических моделей общего экономического равновесия. Такой модельный аппарат широко используется центральными банками многих стран мира, в том числе России, для теоретических и прикладных исследований. В то время как DSGE-модели более микрообоснованы и полезны для анализа структурных сдвигов и долгосрочных трендов в экономике, полуструктурные модели предназначены больше для среднесрочного анализа, прогнозирования и поддержки принятия решений по денежно-кредитной политике.

Данное исследование посвящено построению полуструктурной модели России с выделением в ней двух макрорегионов — «Сибири» и «остальной России» (GESSIM, General Equilibrium Stochastic Siberian Model). В работе предпринята попытка определить оптимальную денежно-кредитную политику и получить прогнозы. Актуальность темы исследования обусловлена реалиями современной российской экономики, а также необходимостью прогнозировать не только страновые, но и региональные макропоказатели. Объект исследования — экономика Российской Федерации и макрорегиона Сибирь и динамика основных макропоказателей в период с 2016 по 2023 г.

В основе любой базовой КПМ лежит четыре поведенческих уравнения — кривая совокупного спроса, кривая Филлипса, правило монетарной политики и уравнение непокрытого паритета процентных ставок. Основным преимуществом этого типа моделей является то, что они позволяют обеспечить согласованные прогнозы прежде всего четырех ключевых макропеременных — инфля-

ции, выпуска, процентной ставки и курса — с точки зрения их отклонений от равновесных состояний.

В работе в первую очередь предпринимается попытка ввести вместо кривой совокупного спроса определение выпуска по методу использования доходов, предварительно сформировав в модели блоки потребления, инвестиций, государственных расходов, экспорта и импорта. Также в модели вводится блок труда (потому что внимание к функционированию данного рынка в последние годы особенно повышено) и происходит замена единой кривой Филлипса уравнениями циклической и ациклической инфляций. Разбивка показателя базовой инфляции на циклическую и ациклическую составляющие (т.е. на те, цены на которые, как правило, более чувствительны к общим экономическим условиям, и те, которые более чувствительны к отраслевым факторам, соответственно) позволит улучшить измерение того, как инфляция реагирует на экономический цикл. А это, в свою очередь, важно при принятии решений по денежно-кредитной политике — Центробанк России может влиять на инфляцию в том числе через канал совокупного спроса.

Ключевое преимущество предлагаемого инструмента — это возможность моделирования региональной экономики в рамках экономики всей страны и прогнозирования в том числе региональных макроэкономических показателей. В текущей модели Россия разделена на два взаимосвязанных макрорегиона — Сибирь и остальная Россия. Такое раздельное моделирование регионов позволяет анализировать их влияние друг на друга и на экономику страны в целом, учитывать специфику экономик регионов.

В первой части работы рассмотрены основные фундаментальные и современные научные работы отечественных и зарубежных исследователей по DSGE-моделям, в частности по КПМ. Во второй части описана построенная теоретическая модель GESSIM, отдельно рассмотрен каждый блок. В третьей части проводится оценка параметров построенной модели, определяется оптимальная денежно-кредитная политика и строятся прогнозы на два года вперед.

Значимость исследования заключается в том, что построенная модель вносит вклад в исследования, касающиеся динамических стохастических моделей общего экономического равновесия. Также такая модель применима для экономики России и экономик регионов, а полученные в результате выводы об оптимальной политике смогут быть использованы при формировании экономической политики государства.

Согласно полученным в ходе исследования результатам, можно сделать следующие ключевые выводы.

1. Модель с разбивкой выпуска по методу использования доходов дает более содержательную картину об экономике региона и страны в целом.

2. Построенная и оцененная в данной работе модель может использоваться для дальнейших исследований по экономике России, так как довольно хорошо отражает реалии российской экономики. Это было показано в том числе при построении ретроспективного прогноза для различных показателей.

3. Наилучшим правилом монетарной политики оказалось такое, при котором Центральный банк России учитывает сглаживание процентной ставки, а также реагирует на инфляцию, выпуск, цену на нефть и чистый экспорт.

4. Построенные на 2024–2025 гг. прогнозы можно считать адекватными и достаточно хорошо отражающими реальное положение.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ДЕНЕЖНО-КРЕДИТНОЙ ПОЛИТИКИ НА ДОЛГОВУЮ НАГРУЗКУ РОССИЙСКИХ КОМПАНИЙ В ОТРАСЛЕВОМ РАЗРЕЗЕ

Магжанов Тимур Ренатович

E-mail: tmagzhanov@gmail.com

Пустовалова Анна Алексеевна

E-mail: pustovalovaa_a@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: старший преподаватель Мирзоян А.Г.

Долговая нагрузка (ДН) является интегральным показателем, на все компоненты которого (ставку, выпуск, задолженность) шок денежно-кредитной политики (ДКП) может влиять с разными знаками. Отраслевая реакция ДН в ответ на шок ДКП может быть гетерогенной, так как секторы экономики обладают различными бизнес-процессами, эластичностью спроса на кредиты, кроме того, разумно ожидать, что ДКП влияет на отраслевой выпуск неодно-

родно. В работе [2] выявлен уровень ДН компаний в 16,6%, свыше которого вероятность потери финансовой устойчивости значительно увеличивается. Таким образом, ДКП может влиять на вероятность банкротства компаний и, как следствие, на реальную экономику через канал ДН. Авторам неизвестны академические работы, в которых бы эмпирически оценивался канал ДН.

В исследовании оценено влияние шока ДКП на ДН компаний в разрезе отраслей, построена декомпозиция накопленного отклика ДН и проанализированы главные источники различий отклика темпа прироста ДН. Для расчета ДН в работе использовались три способа, при допущении, что средний срок погашения долга не меняется. Первый сценарий — жесткий, весь долг получен по плавающей ставке; второй сценарий — базовый, 45% долга [1] получено по плавающей ставке; третий сценарий — мягкий, весь долг получен по фиксированной ставке.

В работе оценивается BVAR-модель с семью переменными — ставка, инфляция, индекс производства по виду экономической деятельности, индекс выпуска товаров и услуг, величина (совокупной и старой) задолженности по отрасли, цены на нефть в качестве экзогенной переменной. Проанализировано семь отраслей: добыча полезных ископаемых (min); обрабатывающее производство (man); строительство (con); сельское хозяйство (agr); производство и распределение электроэнергии, воды и газа (en); оптовая торговля (sail); транспорт и связь (tr). Шок ДКП идентифицируется на основе знаковых ограничений. Импульсный отклик темпа прироста ДН рассчитан на основе бутстрапированных импульсных откликов компонент, входящих в нее.

Согласно данным табл. 1, шок ДКП оказывает положительное мгновенное влияние на ДН в секторах min, man, tr, sail. При этом мгновенный эффект максимален в отрасли min, долгосрочной перспективе уровень ДН уменьшается. Для объяснения гетерогенной отраслевой реакции на шок ДКП была построена декомпозиция накопленного отклика ДН в ответ на шок ДКП. В ходе анализа выявлено, что основными источниками различий выступают изменения уровня новых кредитов и выпуска. В секторах min, tr в ответ на шок ДКП мгновенно преобладает сокращение выпуска по сравнению с кредитованием. В man, agr, con, sail, en мгновенно сильнее сокращается кредитование по сравнению с выпуском. Через три года по всем отраслям наблюдается противоположная ситуация.

Таблица 1

Последнее значение уровня ДН (на 1 июля 2023 г.) и ее изменение согласно базовому сценарию при мгновенном изменении ставки на 5, 10, 15 п.п. вследствие шока ДКП

<i>t</i>	scenario	Δi , п.п.	min	man	en	agr	con	tr	sail
01.07.2023	base	0	23,90	24,71	13,84	26,47	11,46	15,01	12,56
Моментально	base	5	0,71	0,66	-0,01	0,37	0,27	0,55	0,44
	base	10	1,41	1,32	-0,02	0,74	0,55	1,09	0,88
	base	15	2,12	1,98	-0,03	1,11	0,82	1,64	1,33
Через 6 месяцев	base	5	-0,15	-0,21	-1,11	-1,18	-0,81	-0,12	-0,64
	base	10	-0,3	-0,43	-2,23	-2,35	-1,61	-0,25	-1,28
	base	15	-0,44	-0,64	-3,34	-3,53	-2,42	-0,37	-1,92
Через 1 год	base	5	-0,42	-0,34	-1,34	-1,4	-0,9	-0,37	-0,74
	base	10	-0,83	-0,68	-2,69	-2,79	-1,8	-0,75	-1,49
	base	15	-1,25	-1,02	-4,03	-4,19	-2,71	-1,12	-2,23
Через 2 года	base	5	-0,55	-0,5	-1,43	-1,45	-0,93	-0,52	-0,81
	base	10	-1,1	-1	-2,85	-2,9	-1,87	-1,04	-1,62
	base	15	-1,65	-1,5	-4,28	-4,35	-2,8	-1,56	-2,43
Через 3 года	base	5	-0,65	-0,54	-1,45	-1,57	-0,95	-0,56	-0,81
	base	10	-1,31	-1,08	-2,89	-3,15	-1,89	-1,11	-1,62
	base	15	-1,96	-1,61	-4,34	-4,72	-2,84	-1,67	-2,43

Примечание. Полу жирным выделено значимое/погранично значимое изменение.

Таким образом, положительный мгновенный эффект от шока ДКП на уровень ДН отмечается в четырех отраслях из семи. Изменение уровня ДН более 1 п.п. происходит только при шоках ДКП, связанных со значительным увеличением ставки в среднем более 10 п.п. Кроме того, спустя шесть месяцев эффект становится незначимым, исключением является отрасль en, в которой изменение уровня ДН в ответ на шок ДКП в средне- и долгосрочной перспективе отрицательное, что может быть объяснено сравнительно высокой эластичностью спроса на кредиты и сравнительно низкой чувствительностью отраслевого выпуска к снижению агрегированного спроса. В результате для некоторых отраслей можно говорить о статистической значимости канала ДН, однако экономическая значимость этого канала остается предметом дискуссии.

Литература

1. Аналитический обзор Центрального банка. Банковский сектор. III квартал 2023 г.
2. *Донец С.А., Могилат А.Н.* Кредитование и финансовая устойчивость российских промышленных компаний: микроэкономические аспекты анализа // Банк России. Серия докладов об экономических исследованиях. 2016. № 16.

ОЦЕНКА И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ КРИВЫХ ДОХОДНОСТЕЙ ДЕНЕЖНОГО РЫНКА РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Магжанов Тимур Ринатович

E-mail: tmagzhanov@gmail.com

Федоров Дмитрий Дмитриевич

E-mail: dimdimych.02@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н., доцент Картаев Ф.С.

Ключевая ставка является фактором, оказывающим влияние на принятие решений со стороны потребителей, фирм, банков и на экономическую активность в целом. Динамика ключевой ставки определяет доходность ценных бумаг, которые могут находиться на балансе коммерческих банков и фирм и, следовательно, влияет на их рыночную стоимость. Качественный прогноз траектории ставки во времени предоставил бы агентам ценную информацию, которая позволит снизить риски и скорректировать ожидания. Согласно данным Fed, на конец 2021 г. на балансе коммерческих банков США находилось около 4,530 млрд долл. ценных бумаг Казначейства США. Резкое повышение ключевой ставки ФРС в 2022 г. изменило кривую доходности и, соответственно, стоимость активов коммерческих банков, что привело к появлению нереализованных потерь размером в 1,7 трлн долл. США. В условиях ужесточения режима ДКП существует вероятность столкнуться с такой же проблемой и у коммерческих банков в России, поскольку, по данным обзора рисков финансовых рынков от ЦБ РФ

(2023), на февраль 2023 г. системно значимые кредитные организации выкупили 65,6% всех размещений ОФЗ и традиционно являются их основными держателями.

Стоит отметить, что на данный момент существуют среднесрочные прогнозы по ключевой ставке от ЦБ РФ и различных аналитиков ВТБ, Сбера, но, во-первых, их публикация происходит достаточно редко — около раза в квартал, во-вторых, это, как правило, точечные и среднегодовые оценки, т.е. отсутствуют ожидания и прогнозы по траектории ставки.

В данной работе проводится исследование динамики ставки межбанковского рынка Российской Федерации с помощью моделей Нельсона — Сигеля [4], Свенссона [5], динамической (VAR) модели Нельсона — Сигеля с макропеременными [2] на основе данных доходностей свопов ROISFIX ставки RUONIA. Оцененные модели позволяют в каждый момент времени извлечь кривые безрисковых доходностей, которые представляют собой рыночные прогнозы траектории ключевой ставки, проанализировать, как действия ЦБ влияют на ожидания ставки разной степени срочности, и сформировать более точный прогноз, основанный как на агентских ожиданиях, так и на макропеременных (инфляция, выпуск и др.). Полученные на данный момент результаты не противоречат выводам работ [1–3, 6], согласно которым модели, учитывающие макропеременные и представляющие собой комбинацию прогнозов, обладают большей предсказательной силой. При этом монетарные шоки, идентифицированные в VAR-модели с помощью знаковых ограничений, оказывают положительное влияние на рост кратко- и среднесрочных ожиданий ставки и меняют форму прогнозной траектории кривой доходности. При этом в среднем рынок верно прогнозирует направление изменения ключевой ставки, но в основном недооценивает его величину, особенно это наблюдается в периоды сильных колебаний ставки.

Литература

1. *de Pooter M., Ravazzolo F., van Dijk D.* Term structure forecasting using macro factors and forecast combination. Working Paper No. 2010/01. 2010.
2. *Diebold F.X., Rudebusch G.D., Aruoba S.B.* The macroeconomy and the yield curve: A dynamic latent factor approach // *Journal of Econometrics*. 2006. No. 131. P. 309–338.

3. *Ding M.* Analyzing China's term structure of interest rates using VAR and Nelson — Siegel Model // *Journal of Mathematical Finance*. 2020. Vol. 10. No. 2. P. 242–254.
4. *Nelson C., Siegel A.F.* Parsimonious modeling of Yield Curves // *Journal of Business*. 1987. Vol. 60. P. 473–489.
5. *Svensson L.E.O.* Estimating and interpreting forward interest rates: Sweden 1992–1994. IMF Working Paper, WP/94/1141-49. September 1994.
6. *Vereda L., Lopes H., Kubrusly J. et al.* Yield Curve forecasts and the predictive power of macro variables in a VAR framework // *Journal of Reviews on Global Economics*. 2014. P. 377–393.

МОДЕЛИРОВАНИЕ СОСТОЯНИЙ РЫНКА ФИНАНСОВЫХ АКТИВОВ С ПОМОЩЬЮ СКРЫТЫХ МАРКОВСКИХ МОДЕЛЕЙ

Малиновский Глеб Дмитриевич

E-mail: glebs_ter@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: PhD Магжанов Т.Р.

Ярким атрибутом финансовых временных рядов является кластеризация параметров распределения наблюдаемых переменных во времени. По этой причине анализ таковых с помощью классических линейных моделей несет в себе существенные ограничения. Для более продвинутого понимания структурных сдвигов в характеристиках динамики финансовых данных используются нелинейные модели, одной из разновидностей которых является скрытая марковская модель.

Скрытая марковская модель — стохастическая вероятностная модель, нацеленная на моделирование системы как цепи Маркова, в которой существует ряд скрытых состояний, определяющих параметры распределения наблюдаемых характеристик системы (доходность актива). Параметрами модели являются: 1) матрица вероятностей перехода из одного состояния в другое; 2) распределение наблюдаемой характеристики по отношению к каждому

соответствующему состоянию; 3) вектор вероятностей стартовых состояний.

Построение скрытой марковской модели основывается на трех алгоритмах: 1) алгоритм прямого-обратного хода для вычисления апостериорных вероятностей последовательности состояний; 2) алгоритм Витерби, который необходим для определения оптимальной последовательности скрытых состояний с учетом набора наблюдений; 3) алгоритм Баума — Уэлча, который необходим для оптимизации параметров модели.

Цель работы — построение модели, способной определять текущее и предыдущие состояния рынка российских акций и на основе полученных данных предсказывать следующий «режим» рынка. Для достижения цели используется скрытая марковская модель, позволяющая на основе наблюдаемых характеристик динамики цены актива получать информацию о скрытом состоянии рынка. Полученная информация дает возможность объяснить структурные сдвиги в характеристиках рынка, что играет важную роль в процессе ценообразования активов и в управлении инвестиционным портфелем. Так, знание о состоянии рынка может быть использовано для оптимизации структуры портфеля и диверсификации риска [1].

Использование данного подхода позволило значительно улучшить результативность факторной инвестиционной стратегии при торговле акциями, входящими в торговый индекс S&P 500 [2]. Применение скрытой марковской модели дало возможность авторам добиться значения коэффициента Шарпа, равного 2,02, и снизить максимальную просадку портфеля до 12,8%, что оказалось значительно лучше применения каждой рассматриваемой факторной инвестиционной модели в отдельности.

Основной гипотезой исследования является предположение о том, что знание о скрытом «режиме» рынка позволяет с большей точностью описывать текущую динамику цены актива и предсказывать будущую, что окажется полезным как для инвесторов, так и для регуляторов, которые смогут проводить политику смягчения инвестиционных рисков для увеличения инвестиционной активности [1].

Для построения модели на основе данных торгов Мосбиржи были использованы пакеты Python `mexalgo` (данные торгов) и `hmmlearn` (построение модели). В первую очередь необходимо определить оптимальное количество искомых состояний, для чего

были использованы значение функции логарифма правдоподобия, а также критерии Акаике и Шварца. В нашем случае, согласно выбранным критериям, оптимальное количество искомых состояний равно трем. При построении модели были выделены три режима: 0-й — высоковолатильный режим бокового движения цены; 1-й — высоковолатильный режим «медвежьего» рынка; 2-й — низковолатильный рост (рис. 1).

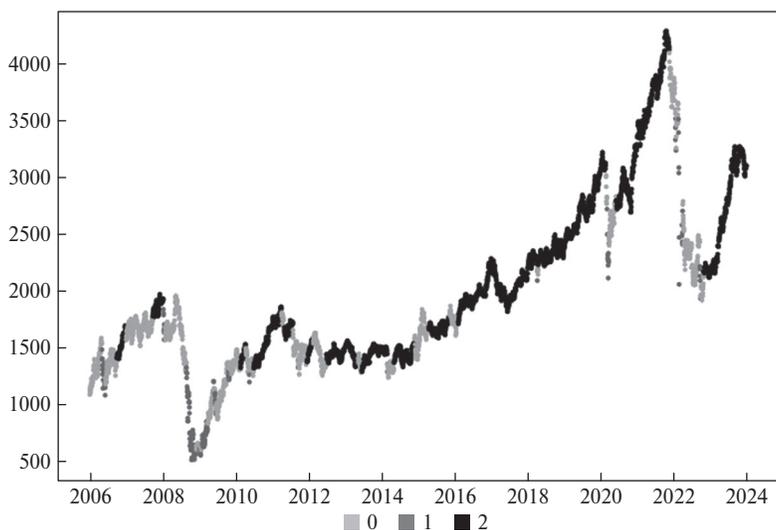


Рис. 1. Состояния индекса Мосбиржи в период с 2006 по 2024 г.

Таким образом, с помощью скрытой марковской модели удалось выделить три качественно различных состояния рынка российских акций, торгующихся на Мосбирже. Информация о каждом режиме позволяет экономическим агентам подбирать оптимальную стратегию поведения с учетом существующей обстановки на рынке.

Литература

1. Koki C., Leonardos S., Piliouras G. Exploring the predictability of cryptocurrencies via Bayesian hidden Markov models // *Research in International Business and Finance*. 2022. Vol. 59 (C).
2. Wang M., Yi-Hong Lin, Mikhelson I. Regime-Switching factor investing with Hidden.

ОЦЕНКА МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ЭФФЕКТОВ ПРОГРЕССИВНОГО НАЛОГООБЛОЖЕНИЯ В РОССИИ

Мартьянова Елизавета Валерьевна

E-mail: elizaweta.martyanowa@yandex.ru

г. Москва, Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

Цель исследования — оценка влияния альтернативных вариантов прогрессивного налогообложения на макроэкономические показатели России. Последствия налоговой реформы 2001 г. анализируются в ряде работ [1, 2], последствия перехода к прогрессивной ставке налогообложения 2021 г. — в работах [3, 4].

Для количественных оценок использовалась неоклассическая модель общего равновесия с гетерогенными домохозяйствами, подверженными идиосинкратическим шокам изменения доходов. В российской литературе исследования с построением моделей общего равновесия для анализа макроэкономических эффектов от перехода к прогрессивной шкале налогообложения доходов физических лиц, насколько нам известно, на текущий момент не представлены.

В работе были проанализированы три группы сценариев по введению прогрессивного налогообложения в России, в которых устанавливалась пороговая прогрессивная налоговая шкала с вариантами порогов в 30 тыс., 50 тыс. и 70 тыс. руб. В первой группе сценариев предполагалось, что доходы ниже некоторого порога по-прежнему облагаются ставкой 13%, а выше — некоторой более высокой ставкой, в результате чего поступление подоходного налога возрастает. Во второй группе сценариев предполагалось, что доходы ниже некоторого порога облагаются по ставке ниже 13%, а выше — по более высокой ставке, а поступление подоходного налога при этом неизменно. В третьей группе сценариев налоговые ставки для верхней и нижней групп подбирались таким

образом, чтобы поступление подоходного налога снижалось на ту же величину, на которую оно увеличилось в первой группе сценариев с соответствующими ставками. Предполагаемые пороги соответствовали налогооблагаемым доходам в 30 тыс., 50 тыс. и 70 тыс. руб., а верхние ставки были равны 20 и 25%.

Для сценариев были найдены устойчивые состояния и переходные траектории.

Согласно количественным оценкам, первый вариант реформы приводит к потере от 0,3 до 1,3% ВВП в долгосрочном периоде в зависимости от предполагаемых ставок и порога. Несмотря на увеличение паушальных трансфертов, совокупное потребление домохозяйств во всех случаях снижается на 0,5–1,7%.

Второй вариант реформы приводит к потере от 0,2 до 0,6% ВВП в долгосрочном периоде.

Третий вариант реформы характеризуется незначительными колебаниями ВВП в пределах 0,1%: ВВП увеличивается при пороге 30 тыс. руб. и уменьшается при других порогах.

Масштаб снижения неравенства, измеряемый коэффициентом Джини, увеличивается при повышении верхней ставки. Однако при увеличении порога налоговой шкалы глубина снижения индекса Джини сначала увеличивается, потом уменьшается. В краткосрочном периоде наблюдается повышательное давление на зарплаты и цены. Это объясняется тем, что снижение предложения труда при неизменном объеме капитала в краткосрочном периоде приводит к повышению ставки заработной платы (сдвиг вдоль кривой спроса на труд), а повышение ставки заработной платы означает рост предельных издержек производства для фирм, что ведет к росту цен.

Литература

1. Синельников-Мурылев С., Баткибеков С., Кадочников П. и др. Оценка результатов реформы подоходного налога в Российской Федерации // Научные труды Фонда «Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара». 2003. № 52. С. 5–125.
2. Gorodnichenko Y., Martinez-Vazquez J., Sabirianova Peter K. Myth and reality of flat tax reform: Micro estimates of tax evasion response and welfare effects in Russia // Journal of Political Economy. 2009. Vol. 117. No. 3. P. 504–554.

3. *Lykova L.N.* A return to progressive personal income tax in the Russian Federation: Some estimations // *Journal of Tax Reform*. 2018. Vol. 4. No. 2. P. 174–187.
4. *Балацкий Е.В., Екимова Н.А.* Оценка фискальной и социальной эффективности реформирования индивидуального подоходного налогообложения в России // *Journal of Applied Economic Research*. 2021. Vol. 20. No. 2. С. 175–193.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ЦЕПЕЙ МАРКОВА В КАЧЕСТВЕ МОДЕЛИ МАРКЕТИНГОВОЙ АТРИБУЦИИ

Маряшина Анастасия Сергеевна

E-mail: ans.maryashina@mail.ru

Пискулина Ангелина Сергеевна

E-mail: angelinapiskulina@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н., доцент Олькова А.Е.

Модели маркетинговой атрибуции — это метод количественного измерения влияния маркетинговой деятельности компании на процесс принятия решений покупателем. Существует несколько подходов к определению вклада маркетингового канала в совершение целевого действия пользователем, в том числе упрощенные модели, присваивающие 100% ценности одному каналу в клиентском пути, эвристические модели, распределяющие ценность между несколькими каналами в клиентском пути согласно заданным правилам, и алгоритмические модели, строящиеся на реальных данных.

В исследовании рассматриваются результаты построения алгоритмической модели атрибуции, основанной на модели цепей Маркова первого порядка, с учетом всех клиентских путей и клиентских путей, содержащих более двух точек касания, а также проводится сравнение с результатами, полученными при применении других моделей. Для построения модели используются данные страховой компании «Пульс» за период семь месяцев — с сентября 2023 по февраль 2024 г. Датасет содержит данные о более 2 млн

точек касания, 22 850 из которых завершились событием конверсии.

Первым шагом в построении модели атрибуции на основе цепей Маркова является построение матрицы переходов, которая показывает вероятности перехода из одного канала в другой на основе данных о клиентских путях. Матрица представлена в табл. 1.

Таблица 1

Матрица переходных вероятностей, %

№ канала	Канал 1	Канал 2	Канал 3	Канал 4	Канал 5	Канал 6	Канал 7	Канал 8
Канал 1	—	0,8	0,4	0,2	0,4	0,1	0,3	45,6
Канал 2	7,9	—	0,7	0,4	0,4	0,4	0,4	0,9
Канал 3	31,7	0,2	—	0,4	0,7	3,4	0,2	0,9
Канал 4	13,6	0,3	0,3	—	1,0	6,5	0,0	1,6
Канал 5	8,9	0,9	0,3	0,9	—	1,9	0,0	0,8
Канал 6	4,7	0,2	0,3	0,8	0,3	—	0,0	0,5
Канал 7	27,6	0,6	0,0	1,2	0,6	1,2	—	2,8
Канал 8	0,4	0,4	91,5	0,2	0,1	0,5	0,1	—

Матрица переходов дает представление о том, какие каналы работают эффективно в связке для повышения конверсии. Целью маркетинга в таком случае становится унификации опыта пользователя в каналах с высокой переходной вероятностью.

В табл. 2 представлены данные о среднем значении квадратов отклонений ценности каналов конкретной модели (цепи Маркова, First Click, Last Click и линейной) от среднего значения атрибуцированной ценности по всем моделям. Несмотря на различие в аб-

Таблица 2

Среднее значение квадратов отклонений ценности каналов от среднего значения атрибуцированной ценности по всем моделям

Исходные данные	Цепи Маркова	First Click	Last Click	Линейная модель
Клиентские пути, состоящие из любого количества каналов	0,08	0,45	0,38	0,2
Клиентские пути, состоящие из более двух каналов	0,22	1,39	0,48	0,04

солютных значениях ценностей по всем моделям, величина отклонения атрибуцированной ценности канала от среднего значения атрибуцированной ценности этого канала по всем моделям остается на относительно низком уровне для модели цепей Маркова, Last Click и линейной модели. Средние значения отклонений (0,08; 0,38; 0,2 соответственно) данных моделей говорят о том, что ценности каналов в моделях усреднены за счет того, что в датасете содержатся клиентские пути с одной точкой касания, для которых применение любой модели атрибуции дает одинаковые результаты. Одним из способов провести более точное сравнение моделей атрибуции является удаление клиентских путей, содержащих одну точку касания.

По данным табл. 2 можно заметить, что результаты модели First Click сильно отличаются от средних значений. Отклонение моделей цепей Маркова и Last Click от средних значений также увеличилось при удалении клиентских путей с одной точкой касания, в 2,75 раза — для модели цепей Маркова и в 1,2 раза — для Last Click.

Таким образом, для определения более явных различий в результатах построения моделей атрибуции необходимо оценивать особенности клиентских путей и модифицировать алгоритмы построения моделей с учетом этих особенностей. Так, в данном исследовании было доказано, что наличие большого количества клиентских путей с одной точкой касания не позволяет сделать выводы о преимуществах применения конкретной модели.

Литература

1. *Shao X., Lexin L.* Data-driven multi-touch attribution models // Proceedings of the 17th ACM SIGKDD International Conference on Knowledge Discovery and Data Mining (KDD'11). 2011. P. 258–264.
2. *Jayawardane C.H.W., Halgamuge S.K., Kayande U.* Attributing conversion credit in an online environment: An analysis and classification // 3rd International Symposium on Computational and Business Intelligence (ISCBI). 2015. P. 68–73.
3. *Poutanen R.* Analysis of online advertisement performance using Markov chains // Master's thesis. Tampere University, 2020.
4. Markov Chain Attribution Modeling. <https://adequate.digital/en/markov-chain-attribution-modeling-complete-guide/>.

ОЦЕНКА УПОМИНАЕМОСТИ САНКЦИЙ В КОНТЕКСТЕ ИНФЛЯЦИОННЫХ ОЖИДАНИЙ НА ОСНОВЕ АНАЛИЗА ДАННЫХ СОЦИАЛЬНОЙ СЕТИ

Матевосова Анастасия Михайловна

E-mail: nastya.m.2003@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н. Картаев Ф.С.

Беспрецедентные по своему масштабу санкции, с которыми российская экономика столкнулась в 2022 г., нашли свое отражение во многих экономических процессах, однако их последствия для российской экономики пока слабо изучены. В настоящем исследовании предполагается выявить вклад санкций в формирование инфляционных ожиданий российского населения с помощью подхода на основе анализа текстовых данных комментариев социальной сети ВКонтакте. В основе настоящего доклада лежат результаты авторского исследования, опубликованные в статье [1]. В работе осуществлена оценка инфляционных ожиданий российского населения с помощью методики на основе больших данных, разработанной И.О. Голощаповой [2]. Применяемый подход позволяет не только получать высокочастотные оценки инфляционных ожиданий, но и выявлять факторы, которые вносят вклад в формирование инфляционных ожиданий.

Автором была написана программа на Python для сбора постов и комментариев с официальных страниц новостных изданий в социальной сети ВКонтакте. Также в рамках написанной программы с помощью регулярных выражений производится выявление новостных постов и комментариев, относящихся к тематике инфляции. Выделенные тематические комментарии в дальнейшем используются для измерения относительной упоминаемости санкций в контексте инфляционных ожиданий. Для этого формируется перечень факторов, потенциально влияющих на инфляционные ожидания, который также включает фактор санкций. К каждому из этих факторов составляется набор регулярных выражений с целью выявления его упоминания в текстах комментариев. Для каждого фактора строится временной ряд динамики доли упоминания этого фактора среди общего количества упоминаний всех

выделенных факторов в комментариях на тему инфляции. В результате формируется система индикаторов относительной упоминаемости факторов в контексте инфляционных ожиданий, представленная на рис. 1.

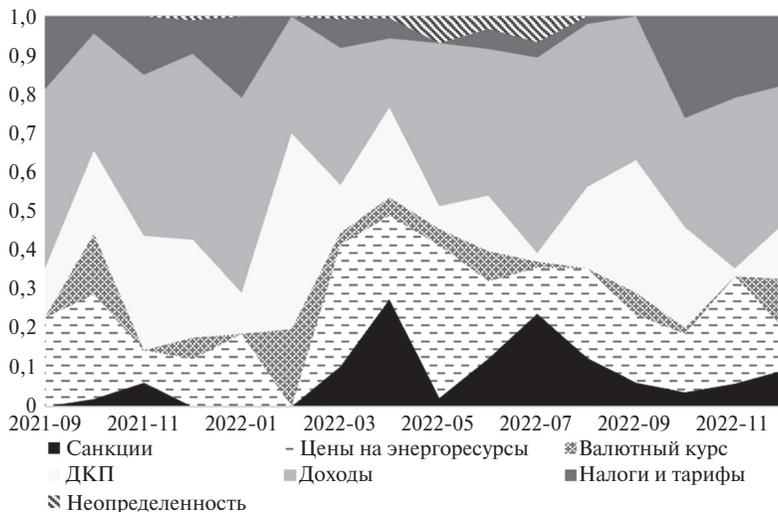


Рис. 1. Система индикаторов относительной упоминаемости факторов в контексте инфляционных ожиданий

Один из индикаторов построенной системы, относящийся к фактору санкций, является искомым индикатором интереса. В результате его анализа было выявлено, что начиная с марта 2022 г. санкции вносят значимый вклад в формирование инфляционных ожиданий российского населения. Однако феномен «черного лебедя» и первоначальная обеспокоенность динамикой курса рубля и ключевой ставкой привели к отложенному вкладу санкционной обеспокоенности в формирование инфляционных ожиданий.

Литература

1. Матевосова А.М. Исследование инфляционных ожиданий российского населения в условиях санкций на основе больших данных // Вестник Института экономики Российской академии наук. 2023. № 5. С. 181–200.

2. Голощапова И.О., Андреев М.Л. Оценка инфляционных ожиданий российского населения методами машинного обучения // Вопросы экономики. 2017. № 6. С. 71–93.

МОДЕЛЬ СЕЗОННОСТИ РОЖДАЕМОСТИ В ПОСТСОВЕТСКИХ СТРАНАХ

Мосинян Кристина Гамлетовна

E-mail: kgmosinyan@edu.hse.ru

Мануйлова Ольга Матвеевна

E-mail: ommanuylova@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Родионова Л.А.

Начиная с середины XX в. во многих странах наблюдается тренд по снижению рождаемости, который приводит к замедлению темпов прироста рабочей силы, что в совокупности с увеличивающейся продолжительностью жизни создает серьезную нагрузку на пенсионную систему. Понимание факторов, влияющих на рождаемость, помогает достичь наибольшей эффективности в проводимой государством политике, направленной на регулирование рождаемости. При этом исследовательский интерес представляет анализ показателей, не просто влияющих на коэффициент рождаемости, а объясняющих распределение числа рождений внутри года. Стоит обратить внимание, что на текущий момент существует крайне мало работ, исследующих и сопоставляющих модели сезонности рождаемости.

В рамках данного исследования поставлено несколько задач:

- 1) анализ на наличие сезонности рождаемости в России и постсоветских странах и сопоставление результатов, полученных по странам;
- 2) построение моделей, объясняющих выявленную сезонность, и сопоставление результатов по странам;
- 3) коинтеграционный анализ и построение моделей конвергенции сезонности рождаемости среди стран.

Для исследования была сформирована выборка, включающая данные по рождаемости в России, Беларуси, Украине, Казахстане,

Кыргызстане и Молдове. Именно для этих стран удалось собрать наиболее полные и длинные временные ряды месячной granularity. В рамках анализа сезонности рассчитывается индекс сезонности рождаемости, показавший изменение числа пиков рождений по временам года для каждой анализируемой страны. Для статистического подтверждения наблюдаемой тенденции применяется критерий хи-квадрат.

Процедура анализа заключалась в разделении помесечных данных по рождаемости по странам на две когорты — с 1986 по 1991 и с 2016 по 2020 г. (до и после развала СССР). В результате применения статистического анализа гипотеза о смене модели сезонности рождаемости в странах подтвердилась. Более подробный анализ был проведен на данных по рождаемости в России в пятилетних когортах 1958–2022 гг. рождения. В референтной когорте 1958–1962 гг. рождения пик рождаемости в России приходился на начало года — январь. Для последующих когорт наблюдается смещение пика рождаемости на более поздние месяцы года: например, в когорте 1973–1987 гг. рождения — на июль, а в когортах 2018–2022 гг. рождения — на август (табл. 1).

Таблица 1

**Количество людей, родившихся в разные сезоны в период
1986–1991 и 2016–2020 гг.**

Эмпирические частоты						
Страна	Весна	Зима	Лето	Осень	χ^2 набл.	<i>p</i> -value
Беларусь	119 355	110 579	113 669	99 016	756	< 0,001
Казахстан	494 398	479 523	536 074	507 892	3247	< 0,001
Кыргызстан	187 378	201 654	218 197	211 492	3927	< 0,001
Молдова	41 118	39 959	44 911	43 159	480	< 0,001
Россия	1 977 073	1 932 971	2 162 036	2 035 919	27 590	< 0,001
Украина	406 194	409 952	448 064	434 962	6396	< 0,001

Далее в рамках исследования выдвигается гипотеза о влиянии набора социально-демографических, экономических и климатических факторов на изменение сезонного паттерна рождаемости. Для проверки выдвинутого предположения используется регрессионный анализ, данная часть работы была реализована для прежнего набора стран.

Далее в работе предполагается проведение анализа динамики временных рядов стран СНГ на предмет их сходимости по методике сигма-конвергенции для ответа на исследовательский вопрос о том, происходит ли изменение моделей сезонности однонаправленно, т.е. приходят ли все страны в выборке к единой модели рождаемости или у каждого государства наблюдаются особенные отличительные черты, делающие сезонность рождаемости уникальной.

Литература

1. United Nations Statistics Division. <http://data.un.org/Data.aspx?d=POP&f=tableCode%3A55>.
2. ЕМИСС. <https://www.fedstat.ru/>.
3. Демоскоп Weekly. https://www.demoscope.ru/weekly/ssp/rus_mon_bir.php.

ИССЛЕДОВАНИЕ СВЯЗИ МЕЖДУ БЛАГОСОСТОЯНИЕМ ЖЕНЩИН И ИХ РЕПРОДУКТИВНЫМ ПОВЕДЕНИЕМ

Мукатанова Дианэлия Жумажановна

E-mail: dianeliya0601@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Вакуленко Е.С.

В работе рассматривается взаимосвязь между благосостоянием женщин и их решением относительно количества детей в семье на основе данных Российского мониторинга экономического состояния и здоровья населения (РМЭЗ) за период 2005–2022 гг. Стремление женщин реализовать свой потенциал не только в семье, но и в профессиональной сфере уже давно стало мировой тенденцией. Эти явления привели к тому, что при вступлении в брак семейные обязанности теперь распределяются между супругами. В результате репродуктивное поведение представительниц женского пола изменилось, и многие из них откладывают рожде-

ние детей, предпочитая строить профессиональную карьеру и повышать собственное благосостояние.

Необходимо ответить на вопрос, тормозит ли успешность женщин на рынке труда расширению семьи. Под успешностью на рынке труда подразумевается не только доход, но и стабильность, карьерные возможности, репутация и уровень профессионализма. Этот вопрос актуален в условиях изменяющихся ролей женщин в обществе и динамики их участия на рынке труда.

В рамках данной работы будут выделены три типа женщин: «ориентированные на дом», «сосредоточенные на работе» и «адаптивная» группа, которая объединяет женщин, стремящихся совмещать карьеру и семейную жизнь. Анализ социальных портретов по выделенным трем группам женщин позволит понять влияние успешности женщин на их решения в семейном планировании.

Сформулированные гипотезы уделяют внимание различным аспектам взаимосвязи. Например, предполагается, что женщины, которые принадлежат к определенным культурным или религиозным группам (например, мусульмане), могут показывать стабильное желание к материнству вне зависимости от своего дохода, образования или статуса в силу традиций и общественных ожиданий внутри этой группы. Также выдвигается гипотеза, что женщины с низким социальным статусом могут испытывать большее влияние социального давления на рождение детей, стремясь компенсировать ощущение невыраженного общественного статуса через укрепление семьи. Кроме того, предполагается, что современный мир, где существует огромный спектр образовательных программ и возможностей развития для детей, больше побуждает к материнству молодых женщин по сравнению с предыдущими поколениями.

Для получения обоснованных результатов будут использоваться модели Zero-inflated и Negative binomial для объяснения количества детей в семье. Информационной базой исследования были выбраны результаты ежегодных репрезентативных опросов, проводимых в рамках Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ за 2006–2021 гг. В качестве факторов модели выступают макроэкономические переменные и данные, полученные из анкетных опросов. Среди последних особое внимание уделяется переменным, связанным с доходом семьи, уровнем образования респондентов и другими социально-экономическими характеристиками.

Результаты будущих этапов исследования позволят сделать важные выводы о взаимосвязи между благосостоянием женщины и семейным планированием, а также могут предоставить основу для разработки рекомендаций по повышению рождаемости в России.

Литература

1. *Колвер А.* Участие женщин в трудовой деятельности и рождаемость в мегаполисах. Демография, 1968. С. 55.
2. *Фридман Р., Кумбс Л.* Экономические соображения при принятии решений о росте семьи. Исследования народонаселения. 1966. С. 197.
3. *Шреффлер К.М., Джонсон Д.Р.* Намерения рождаемости, соображения карьеры и последующие роды: смягчающее воздействие женского рабочего времени // Проблемы экономики. 2013. Т. 34. № 3. С. 294.
4. *Agrahari K., Mohanty S.K., Chauhan R.K.* Socio-economic differentials in contraceptive discontinuation in India // Sage Open. 1996. Vol. 6. No. 2. P. 10.
5. *Moeeni M., Rashidian A., Aghajanian A.* Women's relative status and childbearing intentions: Empirical evidence from Iran // PLoS One. 2018. Vol. 13. No. 4.
6. *Шapiro Д., Тамбаше О.* Занятость, образование и фертильность в Киншасе: некоторые предварительные данные, документы 3-91-2. 1991.
7. *Абадян С.* Женская автономия и ее влияние на рождаемость // World Development. 1996. Vol. 24. Iss. 12. P. 1806.
8. *Захаров С.В., Чурилова Е.В.* Религия, религиозность и рождаемость в России. Есть ли связь? // Демографические вызовы России. 2022. С. 98.

ВОЗРАСТНАЯ ДИСКРИМИНАЦИЯ ПРИ НАЙМЕ НА РАБОТУ: РЕЗУЛЬТАТЫ ЭКСПЕРИМЕНТА

Мун Мария

E-mail: mmun@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., PhD, профессор Котырло Е.С.

Трудовое законодательно защищает работников от увольнения с рабочего места и гарантирует равные права в трудоустройстве. Однако исследования свидетельствуют, что возрастная дискриминация мешает трудоустройству на новое рабочее место [1]. Трудовая дискриминация представляет собой неодинаковое отношение со стороны работодателей и общества или неравные возможности для работников, которые обладают одинаковой продуктивностью, но различаются по какому-либо признаку. Подвергаться дискриминации могут отдельные сотрудники или группа людей [2, 3].

Термин «эйджизм» (ageism) представляет собой предрассудок в отношении лиц или групп людей по признаку возраста [4]. Эйджизм может быть как положительным, так и отрицательным, но имеет тенденцию приводить к негативным последствиям [5].

В России по данной теме представлено небольшое количество работ, которые были реализованы до 2022 г. Их результаты показывают, что вероятность быть приглашенным на собеседования у молодого соискателя в 2,5 раза выше [6, 7].

Цель работы — исследование возрастной дискриминации на рынке труда г. Москвы среди женщин. Для этого была проведена экспериментальная работа с помощью метода резюме, в рамках которого были созданы три фиктивных резюме на позицию бухгалтера-экономиста от женщин 26, 37 и 48 лет с приблизительно одинаковыми рабочими навыками, но отличающихся опытом работы (в силу различия в возрасте). Каждый возраст описывает определенную возрастную группу: 25–30, 35–40 и 45–50 лет соответственно. Заявки собирались на онлайн-платформе для поиска работы HeadHunter (hh.ru). За период с марта по август 2023 г. было собрано 600 заявок от 200 работодателей.

Для оценки отношения между работниками были рассчитаны показатели ответов для каждой возрастной группы, и в последствии

был посчитан коэффициент дискриминации $\frac{c - a}{a + c + b}$ как разница положительных ответов между двух групп, деленная на общее количество положительных откликов, где a — количество положительных откликов группы меньшинства; c — количество положительных откликов группы большинства; b — количество положительных откликов, где обе группы получили положительный ответ (табл. 1) [8].

Таблица 1

Коэффициент чистой дискриминации

Контрольная группа	«Побочная» группа	Контрольная группа	«Побочная» группа	Контрольная группа	«Побочная» группа
26 лет	48 лет	26 лет	37 лет	37 лет	48 лет
КЧД = 61,02%		КЧД = 21,54%		КЧД = 47,83%	

Особенностью является то, что в результате при расчете коэффициента чистой дискриминации предпочтения работодателя склоняются к молодому соискателю. Доля получения положительного отклика у женщины возраста 25–30 лет в 1,3 раза больше, чем у женщины возраста 35–40 лет, в свою очередь, у женщины 45–50 лет это значение меньше практически в 3 раза. Также доля получения отказа у женщины старшего возраста больше 1,5 и 2,0 раза соответственно. Для женщины возраста 35–40 лет с каждым годом вероятность получения обратного звонка от рекрутера уменьшается на 7%, для женщины 45–50-летнего возраста — на 18% (табл. 2).

Таблица 2

Результаты регрессионного анализа

Переменные	(1)	(2)	(3)
	Модель 1	Модель 2	Модель 3
<i>Контрольные переменные</i>			
37 лет	–0,0700* (0,0388)	–0,0660* (0,0390)	–0,0211 (0,119)
48 лет	–0,180*** (0,0388)	–0,178*** (0,0390)	–0,0279 (0,119)
<i>Независимые переменные</i>			
<i>Требования с рабочего места</i>			
37 лет#Высшее образование			0,0748 (0,0888)

Продолжение табл. 2

Переменные	(1) Модель 1	(2) Модель 2	(3) Модель 3
48 лет# Высшее образование			-0,0133 (0,0888)
37 лет# 1С			0,0421 (0,111)
48 лет# 1С			-0,00566 (0,111)
37 лет# MS Office			-0,0763 (0,0994)
48 лет# 1MS Office			-0,0564 (0,0994)
37 лет# Английский язык			-0,0377 (0,182)
48 лет# Английский язык			-0,0265 (0,182)
<i>Предложения на рабочем месте</i>			
37 лет# ТК РФ			-0,0521 (0,0946)
48 лет# ТК РФ			-0,0855 (0,0946)
37 лет# Гибридный график			-0,0840 (0,145)
48 лет# Гибридный график			-0,0949 (0,145)
37 лет# Корпоративное обучение			0,0492 (0,134)
48 лет# Корпоративное обучение			-0,0494 (0,134)
37 лет# ДМС			-0,158 (0,115)
48 лет# ДМС			-0,0858 (0,115)
37 лет# Льготы, скидки			-0,0179 (0,121)
48 лет# Льготы, скидки			0,00268 (0,121)
Константа	0,275*** (0,0274)	0,188*** (0,0531)	0,123 (0,0842)

Переменные	(1)	(2)	(3)
	Модель 1	Модель 2	Модель 3
Количество наблюдений	600	591	591
R-квадрат	0,035	0,059	0,071

Примечание. Каждая панель показывает результаты разных линейных регрессий. Модель 1 содержит контрольные переменные возраста 37 и 48 лет относительно 26 лет и не содержит дополнительных переменных, в то время как модель 2 включает в себя независимые переменные, описывающие характеристики требований с рабочего места (наличие высшего образования, знания 1С, английского языка, владение MS Office) и предложений на рабочем месте (ДМС, внутрикорпоративное обучение, гибридный график работы, скидки и льготы на продукцию, договор по ТК РФ). Модель 3 включает в себе перекрестные эффекты. Все перечисленные переменные в силу незначимости были опущены. *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,1$.

Проведенный регрессионный анализ показывает, что зависимость возраста от отклика теряется при включении характеристик рабочего места и особенностей предпочтения работодателей по структуре рабочего процесса.

Литература

1. Lössbroek J., Lancee B., van der Lippe T. et al. Age discrimination in hiring decisions: A factorial survey among managers in nine European countries // *European Sociological Review*. 2021. Vol. 37. No. 1. P. 49–66.
2. Chung Y.B. Work discrimination and coping strategies: Conceptual frameworks for counseling lesbian, gay, and bisexual clients // *The Career Development Quarterly*. 2001. Vol. 50. No. 1. P. 33–44.
3. Мазин А.Л. Трудовая дискриминация и ее восприятие российскими работниками // Система ценностей современного общества. 2011. № 20.
4. Ayalon L., Tesch-Römer C. Contemporary perspectives on ageism. Springer Nature, 2018.
5. Butler R.N. Ageism: A foreword // *Journal of Social Issues*. 1980. Vol. 36. No. 2. P. 8–11.
6. Клепикова Е.А., Колосницына М.Г. Эйджизм на российском рынке труда: дискриминация в заработной плате // *Российский журнал менеджмента*. 2017. № 1.

7. Клепикова Е.А. Возрастная дискриминация при найме: результаты экспериментального исследования // Экономическая политика. 2019. № 2.

8. Lippens L., Dalle A., D'hondt F. et al. Understanding ethnic hiring discrimination: A contextual analysis of experimental evidence // Labour Economics. 2023. Vol. 85. P. 102453.

ОПТИМИЗАЦИЯ РАБОТЫ ГОРОДСКОГО ПАССАЖИРСКОГО ТРАНСПОРТА

Мурзин Дмитрий Сергеевич

Шабоян Роман Русланович

E-mail: vfshishov@mail.ru

г. Электросталь, Московский политехнический университет

Научный руководитель: к.э.н., доцент Шишов В.Ф.

В работе рассматриваются возможности рациональной организации работы городского автобусного парка с целью снижения интенсивности внутригородского движения. На начальном этапе исследования было определено минимальное количество автобусов, которое может удовлетворить существующую потребность в пассажирских перевозках.

Сбор и обработка необходимой информации позволили сделать вывод, что минимальное количество автобусов, которое может удовлетворить потребности в перевозках, существенно меняется в течение суток. При этом было обнаружено, что требуемое количество автобусов можно считать величиной постоянной в пределах каждого из следующих друг за другом трехчасовых интервалов (рис. 1).

Известны: продолжительность смены — 6 ч; потребность в автобусах в течение каждого трехчасового интервала времени в течение всего рабочего дня. Если ориентироваться на общепринятый трехсменный график работы (06.01–12.00, 12.01–18.00, 18.01–24.00) и обозначить количество автобусов, выходящих на линию в первую, вторую и третью смены, через x_1 , x_2 , x_3 соответственно, то из рис. 1 можно определить необходимое количество автобусов

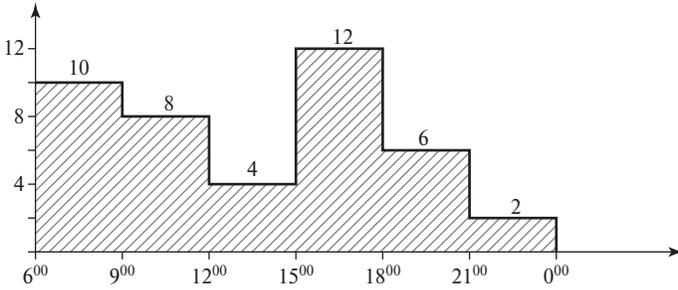


Рис. 1. Потребность в автобусах в течение рабочего дня

для каждой смены: $x_1 \geq 10$; $x_2 \geq 12$; $x_3 \geq 6$. Поэтому общее минимальное количество используемых автобусов в течение рабочего дня будет равно $x_1 + x_2 + x_3 = 10 + 12 + 6 = 28$.

Это решение приемлемо лишь в том случае, если расписание смен будет соответствовать обычному трехсменному графику работы. Однако можно принять такой график работы, когда начало одной смены смещено относительно начала следующей смены на три часа, так как пассажиропоток резко меняется каждые три часа. Такой график работы с перекрывающимися сменами показан на рис. 2 для случая, когда смены начинаются в 06.01, 09.01, 12.01, 15.01, 18.01, 21.01, причем продолжительность смены составляет

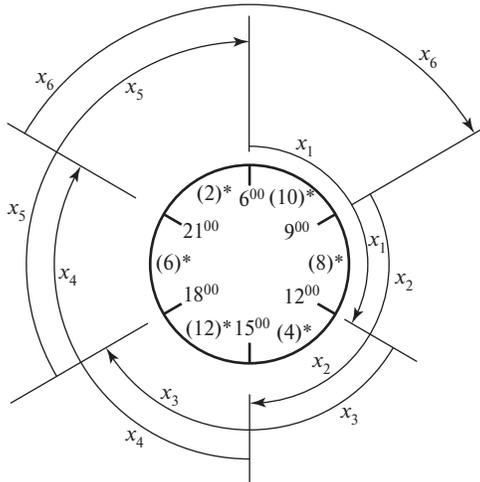


Рис. 2. Распределение автобусов по линиям с трехчасовым интервалом

шесть часов. Теперь есть возможность идентифицировать переменные, для чего обозначим через $x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, x_6$ — число автобусов, выходящих на линию в 06.01, 09.01, 12.01, 15.01, 18.01 и 21.01 соответственно.

Соответствующая рис. 2 математическая модель записывается следующим образом:

$$F = x_1 + x_2 + x_3 + x_4 + x_5 + x_6 \rightarrow \min,$$

при ограничениях

$$\begin{cases} x_1 + x_6 \geq 10 & (\text{с } 06.01 \text{ по } 09.00) \\ x_1 + x_2 \geq 8 & (\text{с } 09.01 \text{ по } 12.00) \\ x_2 + x_3 \geq 4 & (\text{с } 12.01 \text{ по } 15.00) \\ x_3 + x_4 \geq 12 & (\text{с } 15.01 \text{ по } 18.00) \\ x_4 + x_5 \geq 12 & (\text{с } 18.01 \text{ по } 21.00) \\ x_5 + x_6 \geq 12 & (\text{с } 21.01 \text{ по } 24.00) \\ x_i \geq 0, i = 1, 2, \dots, 6. \end{cases}$$

Полученную задачу решаем с помощью пакета «Поиск решения» MS Excel. В результате получаем следующее решение: требуется только 22 автобуса, 8 из которых должны начинать работу в 06.01 (x_1); 6 — в 12.01 (x_3); 6 — в 15.01 (x_4); 2 — в 21.00 (x_6), причем смены, начинающиеся в 09.01 и 18.01, исключаются (т.е. $x_2 = x_5 = 0$). Таким образом, решение, полученное в условиях возможности выбора начала смен, в отличие от решения, предполагающего использование традиционного трехсменного графика, позволяет уменьшить суточную потребность в автобусах на 21%, т.е. с 28 до 22, и, соответственно, уменьшить транспортные расходы.

Литература

1. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю.* Анализ данных в MS Excel: учеб. пособие. М.: КУРС, 2018.
2. *Шишов В.Ф., Колесникова С.В.* Математические методы и модели исследования операций: учебник. Пенза: Изд. ПензГТУ, 2019.

АНАЛИЗ ДИНАМИКИ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ЖИЛИЩНЫХ УСЛОВИЙ ДОМОХОЗЯЙСТВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Мухамадеева Виктория Альбертовна

E-mail: vikoss22@yandex.ru

г. Оренбург, Оренбургский государственный университет

Научный руководитель: к.э.н. Еремеева Н.С.

Актуальность данного исследования обусловлена тем, что жилищные условия являются одним из существенных показателей, позволяющих оценить качество жизни населения, что подразумевает необходимость проведения масштабного анализа текущих данных для грамотного построения государственной политики в социальной сфере в будущем.

Наибольший цепной прирост обеспеченности населения жильем наблюдался в 2015 и 2022 гг., их величина составила соответственно $0,7 \text{ м}^2$, или $2,95\%$, и $0,7 \text{ м}^2$, или $2,55\%$ (рис. 1). Средний уровень ряда составил $25,23 \text{ м}^2$, средний абсолютный прирост — $0,47 \text{ м}^2$; средний темп роста и темп прироста равны $101,87\%$ и $1,87\%$ соответственно. Следовательно, обеспеченность населения

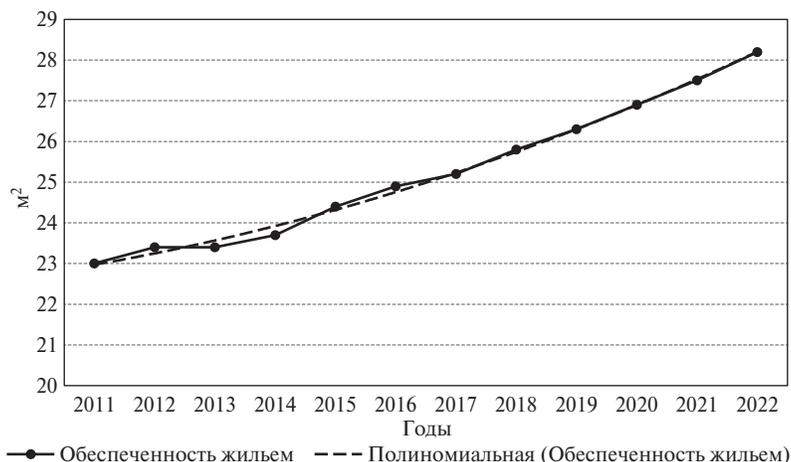


Рис. 1. Динамика обеспеченности населения жильем

жильем в среднем за анализируемый период составила 25,23 м². Причем ежегодно она возрастала в среднем на 0,47 м², или 1,87%.

Проанализируем колеблемость показателя обеспеченности населения жильем. Результаты расчетов абсолютных и относительных показателей колеблемости приведены в табл. 1.

Таблица 1

Показатель	Значение
Амплитуда колебаний	0,37
Среднее по модулю отклонение от тренда, м ²	0,08
Среднеквадратическое отклонение, м ²	0,12
Коэффициент колеблемости, %	0,48

Рассчитанные показатели позволяют сделать вывод о незначительной колеблемости обеспеченности жильем населения Российской Федерации в анализируемом периоде.

Оценив влияние индекса цен на первичном рынке жилья (%) на обеспеченность населения жильем (м²), можно сделать вывод о наличии прямой слабой связи скорости ряда индекса цен на первичном рынке жилья и скорости ряда обеспеченности населения жильем.

Построенное уравнение регрессии для оценки параметров имеет вид

$$\Delta y = 9,87 + 0,14\Delta x.$$

Оно показывает, что рост скорости индекса цен на первичном рынке на 1%, способствует росту скорости для ряда обеспеченности жильем на 0,14 м².

Прогноз обеспеченности населения жильем на 2023 г. при планируемом увеличении индекса цен на первичном рынке на 1% относительно 2022 г. составит 38,21 м².

Литература

1. *Золотова Л.В., Портнова Л.В.* Статистический анализ показателей, характеризующих условия жизни домохозяйств России и их финансовое положение // Восточно-европейский научный журнал. 2016. № 7. С. 134–138.

2. *Лебедева Т.В.* Анализ временных рядов и бизнес- прогнозирование: учеб. пособие. Оренбург: ОГУ, 2018. 240 с.
3. Федеральная служба государственной статистики. http://www.gks.ru/connect/rosstat/ru/statistics/10_2010/09.pdf (дата обращения: 10.12.2023).
4. *Афанасьев В.Н., Юзбашев М.М.* Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Финансы и статистика, 2012. 320 с.
5. *Капитанова О.В.* Прогнозирование социально-экономических процессов: учеб. пособие. Н. Новгород: Нижегородский госуниверситет, 2016. 74 с.

МЕТОДИЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ ИЗМЕРЕНИЯ НАПРЯЖЕННОСТИ РЫНКА ТРУДА

Наговицына Алина Сергеевна

E-mail: nagovitsyna1997@mail.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Силаева С.А.

Напряженность рынка труда является одним из индикаторов его состояния наряду с такими показателями, как коэффициенты занятости, безработицы, участия в рабочей силе. Определить напряженность рынка труда можно как превышение предложения рабочей силы над ее спросом в относительном выражении.

В настоящее время существует официальная методика измерения напряженности на рынке труда Министерства труда и социальной защиты РФ (Роструда). Напряженность в соответствии с ней измеряется, с одной стороны, как интегральная оценка, получаемая на основе нескольких показателей, с последующим расчетом на их основе рейтинга территории, а с другой — с помощью конкретного показателя — коэффициента напряженности рынка труда, определяемого как общее число зарегистрированных безработных к числу вакансий в крупных и средних организациях (%).

Работ, посвященных интегральной оценке уровня напряженности рынка труда, достаточно много. Они различаются лишь ко-

личеством агрегируемых показателей, от которых зависит рейтинговая оценка конкретного региона.

Такие показатели могут быть рассчитаны только по данным определенной совокупности территорий и позволяют понять, на каком месте находится тот или иной регион, а также какие компоненты ухудшают или улучшают его общий рейтинг. Недостатком подобного метода является чувствительность рейтинговых оценок к набору показателей, на которых они основаны.

Наше исследование будет посвящено вопросам измерения и возможной корректировки коэффициента напряженности как основного индикатора, характеризующего ситуацию с недостатком или переизбытком рабочей силы в экономике регионов. Причем важно отметить, что для принятия управленческих решений важен не столько общий коэффициент напряженности, сколько его декомпозиция для отдельных регионов, секторов экономики и видов деятельности.

При традиционном расчете в числителе коэффициента недоучитывается ряд категорий трудоспособного населения, формирующего предложение на рынке труда, а в знаменателе — количество вакансий в экономике помимо заявленных крупными и средними предприятиями.

С учетом недостатков традиционного коэффициента мы предлагаем рассчитывать расширенный (модифицированный) коэффициент напряженности рынка труда и включить (табл. 1):

- в числитель коэффициента — численность недоиспользованной рабочей силы, в том числе численность занятых неполный рабочий день, безработных (по методологии Международной организации труда), численность потенциальной рабочей силы, а также незанятых внешних мигрантов;
- в знаменатель — число вакансий в экономике страны (региона) с учетом потребностей всех экономических субъектов, в том числе теневой сектор экономики.

Расчет расширенного коэффициента и его дальнейшая декомпозиция позволят дать реальную оценку напряженности рынка труда в Российской Федерации, что даст возможность управленческим структурам на федеральном и региональном уровнях своевременно принимать решения по регулированию занятости и безработицы.

**Источники информации для расчета расширенного коэффициента
напряженности рынка труда**

№ п/п	Показатель	Источник
1	Численность недоиспользованной рабочей силы	Выборочное обследование рабочей силы
2	Численность незанятых внешних мигрантов	Статистика и аналитика ФМС РФ, баланс затрат труда
3	Количество вакансий крупных и средних предприятий	Роструд, Росстат
4	Количество вакансий малых предприятий	Оценка на основе данных платформ онлайн-рекрутинга
5	Количество вакансий в теневого секторе	Оценка на основе косвенных данных (% вакансий к числу занятых в официальном секторе = % вакансий к числу занятых в теневой экономике)

Литература

1. Постановление Правительства РФ от 21 ноября 2000 г. № 875 (ред. от 25 марта 2013 г.) «О Правилах отнесения территорий к территориям с напряженной ситуацией на рынке труда» // Минтруд России. <https://mintrud.gov.ru/ministry/programms/inform/5> (дата обращения: 15.03.2024).
2. *Беляев В.И., Котванов М.В.* Методика анализа напряженности на рынке труда на примере рынка труда специалистов АПК Алтайского края // Вестник Алтайского государственного аграрного университета. 2007. № 11 (37). С. 83–86.
3. *Кылгыдай А.Ч.* Классификация российских регионов по уровню урбанизации и степени напряженности на рынке труда // Экономика и управление: проблемы, решения. 2019. Т. 1. № 1. С. 33–39.
4. *Кошевой О.С.* Оценка коэффициента напряженности на рынке труда. Региональный аспект // Статистика и экономика. 2023. Т. 20. № 2. С. 13–20. DOI: 10.21686/2500-3925-2023-2-13-20.
5. *Рязанцев С.В., Тикунов В.С., Тимонин С.А.* Методика оценки напряженности на российских региональных рынках труда с учетом международной трудовой миграции // Сегодня и завтра российской экономики. 2009. № 24. С. 3–20.

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РЫНКА ТРУДА В США И КНР

Нестерова Алена Игоревна

E-mail: ain0610@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Симонова М.Д.

Исследование показателей рынка труда, занятости и безработицы играет важную роль в решении проблем социально-экономического развития. В данном контексте особенно актуально сравнение США и КНР, которые являются двумя ведущими экономиками мира (табл. 1). Разные концепции социального и экономического развития формируют уникальные динамики и вызовы для обеих стран, что позволяет России изучать и адаптировать лучшие практики, избегая потенциальных проблем.

Из данных табл. 1 видно, что в период 2018–2022 гг. численность рабочей силы в США выросла на 1,4%, а в КНР уменьшилась на 2,3%; численность безработных в США сократилась на 5%, а в КНР увеличилась на 22,3%. В этот период уровень безработицы в США уменьшился на 0,2%, а в КНР увеличился на 0,9%.

В 2020 г. уровень безработицы в США вырос до 8,1%. Это связано с увеличением безработных на 115,8%, что произошло из-за коронавирусной инфекции COVID-19, которая привела к карантинным мерам, закрытию предприятий, сокращению производства и нежеланию людей возвращаться на работу из-за опасений за свое здоровье и безопасность. Однако уровень безработицы в КНР в этом же году уменьшился до 4,2%. Так, рынок труда КНР оказался более устойчивым к изменениям благодаря ее эффективной государственной политике в области занятости, связанной с продолжением процесса производства, имеющего глобальное значение в мировой экономике.

К 2022 г. в США выросла численность рабочей силы и вернулась к доковидному коэффициенту безработицы (3,7%) благодаря продолжающему росту числа трудоспособного населения, восстановлению экономики и социальной политики США (единовременные выплаты, временная приостановка иммиграции, увеличение количества рабочих мест).

Таблица 1

Показатели рабочей силы США и КНР в 2018–2022 гг.

Показатель	Ед. изм.	2018	2019	2020	2021	2022	Темп роста (2018 = 100), %
Численность рабочей силы США	тыс. человек	162075	163538,7	160742,3	161203,9	164287,2	101,4
Численность безработных США	тыс. человек	6313,9	6000,6	12947,6	8623,3	5996	95
Коэффициент безработицы США	%	3,9	3,7	8,1	5,4	3,7	—
Численность рабочей силы КНР	тыс. человек	786530	789850	783920	780240	768630	97,7
Численность безработных КНР	тыс. человек	28710	35380	33280	33720	35120	122,3
Коэффициент безработицы КНР	%	3,7	4,5	4,2	4,3	4,6	—

Источники: Labour Force Statistics of OECD countries (stats.oecd.org). США. https://www.oecd-ilibrary.org/employment/oecd-labour-force-statistics_23083387; China Statistical Yearbook 2023 (stats.gov.cn). <https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/2023/indexeh.htm>.

Тем не менее в КНР к 2022 г. коэффициент безработицы вырос до 4,6%. Это в первую очередь связано с уменьшением численности рабочей силы, которая с 2020 г. начала претерпевать отрицательную динамику. На нее повлияли такие факторы, как рост населения в нетрудоспособном возрасте (рост доли населения старше 65 лет в период 2021–2022 гг. на 7 п.п.) и рост численности неработающей китайской молодежи. Последний фактор стал актуальным с 2021–2022 гг., когда экономика страны не была способна создать достаточное количество хорошо оплачиваемых рабочих мест и молодежь, отказавшись идти на низкооплачиваемую работу, была вынуждена «наниматься» к собственным родителям. Молодые люди брали на себя заботу о них и выполнение бытовых обязанностей за определенную «зарплату». Так, у китайских властей теперь значительно меньше рычагов, чтобы заставить молодых людей вернуться на рынок труда.

Таким образом, во время пандемии КНР имела больше ресурсов и эффективных мер для смягчения ее влияния на рынок труда, чем США, однако в постковидный период США продемонстрировали более высокую способность быстрого восстановления численности занятых и более гибкую экономику по сравнению с КНР.

Литература

1. *Борисова Е.Г., Давыдова Я.Е., Галкин С.А. и др.* Практикум по статистике / под ред. Е.Г. Борисовой. 4-е изд., перераб. и доп. М.: МГИМО-Университет, 2020. 166 с.
2. *Богаевская О.В.* Рынок труда США: тенденции и вызовы // США & Канада: экономика, политика, культура. 2023. № 3. С. 17–26.
3. *Фэн Ш.* Особенности и тенденции политики занятости населения Китая // Социально-гуманитарные знания. 2023. № 5. С. 146–149.

ОЦЕНКА ЭКОНОМИЧЕСКИХ ВЫГОД ОТ ПРЕВЕНТИВНЫХ МЕР ПРОТИВОДЕЙСТВИЯ ХРОНИЧЕСКИМ ИНФЕКЦИОННЫМ ЗАБОЛЕВАНИЯМ (ВИЧ, ТУБЕРКУЛЕЗ, ГЕПАТИТЫ) В РОССИИ

Николаев Антон Анатольевич

E-mail: nicoloanto@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.э.н., профессор Калмыкова Н.М.

Одна из первых смертей в СССР от синдрома приобретенного иммунодефицита человека произошла в 1985 г., совсем вскоре после выделения нового ретровируса группой Люка Монтанье в Институте Пастера (Париж, Франция) в 1983 г. Поначалу случаи заболевания фиксировались только среди приезжих студентов из Африки (ЮАР, Камеруна и т.д.), однако достаточно скоро заболевание закрепилось в популяции и начало распространяться. На сегодняшний день эпидемия ВИЧ-инфекции становится все более социально значимым заболеванием с числом заболевших более 1 млн россиян. С 2005 по 2010 г. количество случаев заболевания удвоилось и достигло 1 млн. Между тем общественное здоровье как общее свойство человеческой популяции, обеспечивающее трудоспособность населения, сильно подрывается инфекцией и приводит к экономическим потерям. Немаловажную роль играет все более статистически значимое сопряжение ВИЧ, гепатита и туберкулеза в организмах больных ВИЧ.

Первые попытки оценить в общем стоимость экономического ущерба от общих потерь общественного здоровья в России были осуществлены в 2000-х годах [1], однако содержали только общие расчеты о потерях от инвалидности и временной нетрудоспособности без детализации причин. Поэтому особый интерес представляет возможная будущая оценка потерь от распространения ВИЧ, туберкулеза и гепатита с помощью эконометрического анализа смертности и заболеваемости населения Российской Федерации.

Немаловажным фактором, который упускается исследователями, является сопутствующая ВИЧ-инфекции заболеваемость широким спектром заболеваний: от инфекционных и паразитиче-

ских до ускорения прогрессирования онкозаболеваний. Все это не только имеет прямую цену в стоимости лечения, но еще и косвенно влияет на производительность труда, загрузку социальной инфраструктуры, что в итоге влияет как на такие макроэкономические агрегаты, как ВВП, ВВП на душу населения, средний доход, так и на микропоказатели отраслевой производительности труда, загруженности поликлиник и больниц.

При этом исследования факторов распространения ВИЧ-инфекции, как и других значимых инфекций, в России затруднены. Так, методология выделения контрольных групп RDS [2] недоступна по причине необходимости широких пространственных полевых исследований, медицинского тестирования респондентов. Такие исследования требуют широкого согласования с Министерством здравоохранения РФ и региональными контрольными органами. Затруднено также применение квазиэкспериментов и метода *diference-in-diferences* [3], существует дефицит социально-демографических данных положительно-тестируемых, кроме их возраста.

Таким образом, одними из самых доступных способов экономического и демографического анализа остаются рассмотрение и обработка доступных статистических показателей и построение причинно-следственных связей с экономическими переменными. Особый исследовательский интерес представляет географическое и социальное разнообразие нашей страны, отраженное в счетных характеристиках, и его влияние на распространение заболевания и на эффекты от него.

На текущий момент оценки экономического ущерба от ВИЧ-инфекции строятся на метаисследовании CDC на базе исследований африканских стран о вероятностных исходах заболевания и оценки перекрестных эффектов от его течения. Авторы [4] выделили некоторые особо значимые факторы, влияющие на благополучие и экономический рост, среди них перегрузка системы социального обеспечения, чрезмерная приоритезация системы реактивной системы здравоохранения, уменьшение подушевых сбережений и многие другие. Это позволяет понять, какой именно трансмиссионный механизм между заболеваемостью и экономической динамикой имеет место быть.

В примечательной работе И.В. Баскаковой [5] на примере Свердловской области были получены некоторые оценки социально-экономических эффектов эпидемии на благополучие населения, однако в этой работе замерялись лишь некоторые параметры,

которые могут быть связаны с благополучием, потери в ожидаемой зарплате.

Дизайн моего исследования подразумевает построение карты причинно-следственных связей на основании DGP-совокупности данных генерации. Это позволит понять, с каким именно механизмом связи макроэкономических показателей и ВИЧ и сопутствующих заболеваний мы имеем дело. Затем по алгоритму elastic net проводится исключение незначимых переменных и выбор модели. Полученные регрессии оцениваются панельным методом FE, в результате чего получится набор так называемых стилизованных фактов, иллюстрирующих цепочку связи распространения и смертности от инфекции к экономическим эффектам.

Для этого будут использованные данные Федеральной службы государственной статистики (панели «Население» и «Доходы»), ведомственная статистика Минздрава России и региональных центров противодействия СПИД, региональные атласы [6]. Дифференциация регионов выражается в данных по обороту розничной торговли, ожидаемой продолжительности жизни, субсидиям на оплату жилищно-коммунальных услуг как показателю неблагополучия. В целом представление о разнообразии регионов позволит понять, как именно распространяется эпидемия в каждом из них и какие могут быть индивидуальные для каждого региона последствия.

Эта методология в дальнейшем может стать основой для экономических оценок многих других лонгитюдных заболеваний, таких как, например, туберкулез. Важно, что результаты исследования могут использовать страховые компании в актуарных расчетах страхования жизни.

Литература

1. Прохоров Б.Б., Шмаков Д.И. Оценка стоимости статистической жизни и экономического ущерба от потерь здоровья // Проблемы прогнозирования. 2002. № 3. С. 125–135.
2. Moran A., Scheim A., Lyons C. et al. Characterizing social cohesion and gender identity as risk determinants of HIV among cisgender men who have sex with men and transgender women in Cote d'Ivoire // Ann Epidemiol. 2020. No. 42. P. 25–32. DOI: 10.1016/j.annepidem.2019.11.003.

3. *Lachaud J.P.* HIV prevalence and poverty in Africa: Micro- and macro- econometric evidences applied to Burkina Faso // *Journal of Health Economics*. 2007. Vol. 26. Iss. 3. P. 483–504. DOI: 10.1016/j.jhealeco.2006.10.007.
4. *Stover J., Bollinger L.* The economic impact of AIDS. 1999. March. The Policy Project by CDC.
5. *Подымова А.С., Баскакова И.В., Баландина М.С.* Оценка социально-экономических потерь от преждевременной смертности населения от ВИЧ-инфекции // *Экономика региона*. 2018. Т. 14. Вып. 4. С. 1341–1355.
6. *Прохоров Б.Б., Тикунов В.С.* Медико-демографическая классификация регионов России // *Проблемы прогнозирования*. 2005. № 5. С. 142–151.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РЫНКА КРАТКОСРОЧНОЙ АРЕНДЫ АВТОМОБИЛЕЙ И СТРАХОВАНИЯ КАРШЕРИНГА

Ольховский Феликс Эдуардович

E-mail: feolkhovskiy_1@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

В Москве на 2023 г. насчитывается почти 4 млн автомобилей, что сказывается на транспортной загруженности дорог, парковок и выбросах в окружающую среду. Вместе с тем растет интерес населения к альтернативным формам мобильности, таким как каршеринг. По данным Департамента транспорта Москвы, 1 автомобиль каршеринга в среднем заменяет 6–7 личных автомобилей. В контексте российского рынка это представляет собой новый, однако достаточно динамично развивающийся сегмент. Объем поездок на каршеринге с 2017 г. в России увеличился почти в 6 раз, а автопарк московских операторов стал крупнейшим в мире (рис. 1, 2).

Согласно Федеральному закону от 25 апреля 2002 г. № 40-ФЗ «Об обязательном страховании гражданской ответственности владельцев транспортных средств», владелец транспортного средства

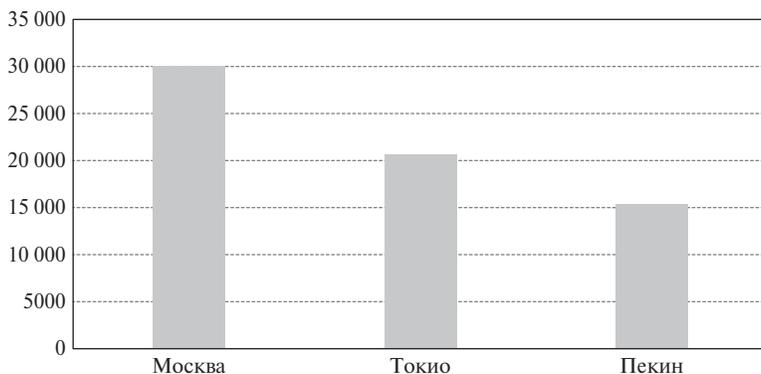


Рис. 1. Размер крупнейших городских автопарков, шт. автомобилей



Рис. 2. Потенциал активных пользователей в городах с населением более 500 тыс. человек, млн человек

обязан страховать риск своей гражданской ответственности. Таким образом, каждый автомобиль должен быть застрахован. Однако страхование автомобилей, используемых в каршеринге, отличается от традиционного автомобильного страхования рядом факторов, в частности отсутствием индивидуальных регулировок страховых премий (посредством стажа, возраста и наличия ДТП), крайне интенсивной эксплуатацией транспортного средства и постоянной сменой водителей.

Эти и другие факторы приводят к повышенному риску наступления страхового случая, что требует переоценки премий с точки зрения страховых компаний. Поэтому кажется целесообразным изучить факторы, которые могут оказывать значимое воздействие на страхование автомобилей, используемых в сервисах краткосрочной аренды.

Объектом исследования стал рынок каршеринга Москвы и основные параметры страхования автомобилей, используемые в нем, совокупность переменных, описывающих сами автомобили, их характеристики, частоту ДТП.

Для анализа рынка страхования каршеринга в ходе работы использованы такие методы статистического анализа, как дескриптивная статистика, дисперсионный анализ, корреляционный анализ, построение линейных/нелинейных моделей регрессии с использованием МГК, кластерный анализ.

Литература

1. Исследование рынка совместной мобильности и каршеринга в России. b1.ru (дата обращения: 20.03.2024).
2. *Степанова М.Н.* Страхование в сфере каршеринга как новое направление страховой защиты // АНИ: экономика и управление. 2020. № 3 (32). <https://cyberleninka.ru/article/n/strahovanie-v-sfere-karsheringa-kak-novoe-napravlenie-strahovoy-zaschity> (дата обращения: 20.03.2024).
3. Департамент исследований и прогнозирования. В фокусе неоднозначные перспективы рынка каршеринга // Бюллетень Банка России. 2020. № 3. С. 59–67.
4. *Кремер Н.Ш.* Теория вероятностей и математическая статистика: учебник для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004.
5. *Кремер Н.Ш., Путко Б.А.* Эконометрика: учебник для студентов вузов / под ред. Н.Ш. Кремера. 3-е изд., перераб. и доп. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2010.
6. *Мхитарян В., Астафьева Е., Миронкина Ю. и др.* Теория вероятностей и математическая статистика. М.: МФПУ «Синергия», 2013.
7. Shared mobility in Russia // Statista. www.statista.com (дата обращения: 20.03.2023).

СОЦИАЛЬНО-ДЕМОГРАФИЧЕСКИЕ ПРОЦЕССЫ, ВЛИЯЮЩИЕ НА ИПОТЕЧНОЕ КРЕДИТОВАНИЕ В РОССИИ

Ососова Анна Дмитриевна

E-mail: aososova@edu.hse.ru

г. Владивосток, ДВФУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Родионова Л.А.

Ипотечное кредитование является широко распространенным и важным инструментом приобретения недвижимости. Так, согласно данным сервиса Наш.Дом.рф, с каждым годом объемы ипотечного кредитования растут: на 1 октября 2023 г. было выдано 238 176 кредитов по ипотеке, что на 74,36 и 51,01% больше по сравнению с этой же датой в 2022 и 2021 гг. соответственно. Необходимо также отметить государственное регулирование сферы ипотечного кредитования: в качестве улучшения условий доступности ипотечного кредитования для населения в России были введены специальные ипотеки с государственной поддержкой и более низкими процентными ставками.

Сфера ипотечного кредитования в Российской Федерации подвержена влиянию со стороны множества различных аспектов. Значительное влияние на нее оказывают экономическая ситуация в стране и разные экономические показатели. Кроме того, социальные процессы также способны воздействовать на объем выданных кредитов по ипотеке.

Таким образом, цель данного исследования — определение социально-демографических факторов ипотечного кредитования.

Благодаря анализу литературы было выявлено, что существует определенная связь между ипотечным кредитованием и социально-демографическими процессами. В качестве основных предположений/гипотез были выделены следующие.

1. Место проживания населения влияет на ипотечное кредитование: люди, проживающие вдали от областных центров, с меньшей вероятностью оформят ипотеку. Так, согласно выводам в статье Л.И. Ниворожкиной, одиночки и люди, проживающие в областных центрах, тратят больше на потребление, чем остальные рассматриваемые категории. Такая динамика может быть вызвана

относительно большим располагаемым доходом и возможностью домохозяйствам иметь большую кредитную нагрузку [1].

2. Также существует вероятность того, что увеличение рождаемости позволит увеличить объем ипотечного кредитования в стране. Согласно результатам исследования, приведенного в статье Л.И. Ниворожкиной и Е.В. Павленко, шансы обратиться за ипотечным кредитом были выше в домохозяйствах с детьми до трех лет [2].

3. Еще одной гипотезой является предположение о том, что рост миграционных потоков в Россию может повлиять на увеличение объемов ипотечного кредитования.

4. Кроме того, есть основания полагать, что чем больше количество заключенных браков, тем больше объем ипотечного кредитования в стране.

Первые две гипотезы анализировались на микроуровне и проходили тестирование на данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ при помощи регрессионного анализа на панельных данных. Для третьей и четвертой гипотез был проведен анализ на макроуровне с использованием данных Росстата и при помощи регрессионного анализа на панельных данных. Также для более подробного исследования последних двух предположений были рассмотрены временные ряды.

Согласно полученным оценкам моделей, подтвердились гипотезы, исследуемые на макроуровне. Действительно при увеличении миграционных потоков в Россию объемы ипотечного кредитования растут. Прибывшие мигранты с высокой вероятностью оформят ипотеку в связи со значительными затратами на переезд и адаптацию на новом месте жительства. Также количество заключенных браков оказывает влияние на ипотечное кредитование. Так, подтвердилась гипотеза о том, что чем больше количество заключенных браков, тем больше объем ипотечного кредитования в стране. Кроме того, в результате исследования подтвердилась гипотеза о влиянии места жительства домохозяйств на ипотечное кредитование. Согласно полученным оценкам модели, люди, проживающие в областных центрах, с большей вероятностью оформят ипотечный кредит. Утверждение о том, что рост рождаемости в стране позволит увеличить объемы ипотечного кредитования, не подтвердилось. Переменная, отвечающая за фактор рождаемости, оказалась незначимой в рассматриваемых спецификациях модели.

Литература

1. *Ниворожкина Л.И.* Воздействие кредитования на потребление домашних хозяйств: экономико-статистическое исследование // Вопросы статистики. 2016. № 1. С. 47–53.
2. *Ниворожкина Л.И., Павленко Е.В.* Потребительское или ипотечное кредитование? Анализ поведения домохозяйств // Финансовые исследования. 2023. № 2 (75). С. 100–110.

ГИСТЕРЕЗИС В МОДЕЛИ БИЗНЕС-ЦИКЛОВ С МАЛОЙ ОТКРЫТОЙ ЭКОНОМИКОЙ

Панкратова Анастасия Александровна

E-mail: apankratova@eu.spb.ru

г. Санкт-Петербург, Европейский университет

г. Москва, Институт экономической политики Е.Т. Гайдара

Научный руководитель: д.э.н. Борисов К.Ю.

После финансового кризиса 2008 г. наблюдалось замедление экономического роста во многих странах [1, 2]. В попытке объяснить данное явление исследования гистерезиса вновь привлекли внимание. Гистерезис определяется как явление, при котором экономика сохраняет изменения в своей структуре, произошедшие в результате предшествующих событий или шоков, даже после их прекращения. Это свидетельствует о том, что долгосрочные отрицательные последствия экономического спада или кризиса могут оказывать влияние на потенциальный уровень производства, занятость и другие структурные аспекты экономики даже в периоды восстановления. Гистерезис может проявляться через различные каналы, в том числе через механизм обучения на практике [3].

Таким образом, цель работы, заключающаяся в разработке модели бизнес-цикла малой открытой экономики с обучением на практике, представляет собой актуальную задачу.

В результате исследования была построена двухсекторная модель открытой экономики, включающей производство торгуемых товаров, с использованием функции Кобба — Дугласа. В секторе присутствует организационный капитал, который действует как

внутренний механизм обучения на практике, согласно идеям, изложенным в работе [4]. Помимо этого, модель включает неторгуемый сектор с линейной производственной функцией. Оба сектора подвержены технологическим шокам, описываемым процессом $AR(1)$. Важно отметить, что модель также учитывает ограничение на заимствование, зависящее от стоимости товаров обоих секторов, по аналогии с работой [5].

Для проведения исследования были задействованы два метода. Во-первых, применялось локальное моделирование в рамках устойчивого детерминированного состояния при помощи программного инструмента Dynare. Во-вторых, было осуществлено глобальное моделирование с использованием инструмента GDSGE [6].

При анализе реакций макроэкономических переменных на отрицательный технологический шок в торгуемом секторе в базовой (модель без механизма обучения на практике) и модифицированной (с механизмом обучения на практике) моделях обнаружены следующие закономерности. Общая реакция макроэкономических переменных в целом согласована, однако отмечается более выраженная реакция на шок некоторых переменных, таких как капитал, отработанные часы в секторе торгуемых товаров, совокупное потребление товаров, заработная плата и выпуск товаров торгуемого сектора. Присутствие механизма обучения на практике существенно влияет на реакцию экономики, обеспечивая более нелинейное и медленное восстановление после шока. Это особенно проявляется в реакции общих отработанных часов, капитала, совокупного потребления и инвестиций. Таким образом, модель с механизмом обучения на практике представляет собой более адекватное описание реальных процессов в экономике, учитывающее более сложные динамические эффекты и более долгосрочные последствия технологических шоков.

Анализ гистограмм распределения основных макроэкономических переменных в модифицированной модели, полученных с использованием симуляций в GDSGE, показал куполообразные распределения с правосторонней кривизной для организационного капитала, зарплаты, капитала и торгового баланса. Левостороннее колоколообразное распределение наблюдается у цен на неторгуемые товары и долги по гособлигациям.

Эти результаты говорят о том, что в модифицированной модели существуют некоторые особенности распределения макроэко-

номических переменных, которые могут быть связаны с динамикой экономических процессов и характером воздействия различных факторов на эти переменные. В частности, куполообразные распределения указывают на наличие некоторых нелинейных зависимостей между переменными, что может иметь важное значение для понимания поведения экономической системы в целом. Далее исследования могут быть направлены на более глубокое изучение этих зависимостей и их возможных последствий для макроэкономической стабильности и политики.

Таким образом, исследование подтвердило актуальность и важность использования гистерезиса и обучения на практике в моделировании экономических процессов. Это позволяет более точно описывать динамику макроэкономических переменных и предсказывать их поведение в условиях различных экономических шоков.

Литература

1. *Ball L.* Long-term damage from the Great Recession in OECD countries // *European Journal of Economics and Economic Policies*. 2014. Vol. 11. No. 2. P. 149–160.
2. *Баранов А.О.* Замедление экономического роста в России и перспективы его преодоления // *Всероссийский экономический журнал ЭКО*. 2013. № 12 (474). С. 22–37.
3. *Tervala J.* Hysteresis and the welfare costs of recessions // *Economic Modelling*. 2021. Vol. 95. P. 136–144.
4. *Cooper R., Johri A.* Learning-by-doing and aggregate fluctuations // *Journal of Monetary Economics*. 2002. Vol. 49. No. 8. P. 1539–1566.
5. *Bianchi J.* Overborrowing and systemic externalities in the business cycle // *American Economic Review*. 2011. Vol. 101. No. 7. P. 3400–3426.
6. *Cao D., Luo W., Nie G.* Global DSGE models // *Review of Economic Dynamics*. 2023. Vol. 51. P. 199–225.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ РОЛИ ИНВЕСТИЦИЙ В ИССЛЕДОВАНИЯ И РАЗРАБОТКИ НА ФОРМИРОВАНИЕ СТРУКТУРЫ КАПИТАЛА ИТ-КОРПОРАЦИЙ

Першинков Никита Дмитриевич

E-mail: pershinkovnd@gmail.com

г. Москва, Московский инновационный университет

Научный руководитель: к.э.н. Тарасов В.И.

Данная работа посвящена изучению влияния инвестиций в инновации на формирование структуры капитала ИТ-корпораций в контексте современных экономических условий, в частности государственных мер поддержки ИТ-отрасли.

В современной экономике роль инноваций становится все более существенной для конкурентоспособности и устойчивого развития корпораций. Научные работы в области финансов и экономики [1–5] показывают, что инвестиции в исследования и разработки (R&D) играют ключевую роль в формировании структуры капитала, определяя выбор источников финансирования и общую финансовую стратегию компании. Данный фактор критически важен для ИТ-корпораций, у которых большая часть операционных расходов на создание или доработку новых продуктов является R&D по своей природе, так как обеспечивает выручку будущих периодов. Особенно актуально понимание этой взаимосвязи для руководителей ИТ-компаний и финансовых аналитиков, поскольку оно позволяет оптимизировать стратегию финансирования компании, обеспечивая баланс между инновационной активностью и финансовой устойчивостью.

В исследованиях, посвященных другим странам [4, 5], авторы приходят к выводам, что компании стремятся привлекать акционерный капитал для финансирования инноваций. Особое внимание также уделяется наличию налоговых льгот на R&D-расходы как на фактор с отрицательной причинностью и корреляцией на уровень долговой нагрузки: другими словами, компании с такими льготами в среднем обладают более низким уровнем долга. Данный факт особенно интересен в свете того, что с 2022 г. российские ИТ-компании освобождены от уплаты налога на прибыль [6].

Вследствие этого в России компании еще более склонны финансировать свое развитие за счет привлечения акционерного капитала. Подтверждение этого факта можно найти в том, что сразу несколько крупных ИТ-компаний в Российской Федерации в 2023–2024 гг. стали публичными. Согласно данным Мосбиржи, с 2022 г. три российские ИТ-компании провели IPO («ВУШ Холдинг», «Группа Астра», «Диасофт»), т.е. треть компаний ИТ-сектора, представленных на бирже на сегодняшний день, вышли на торги с момента введения льготы.

Традиционно исследователи структуры капитала на развивающихся рынках стараются охватить все компании, присутствующие на рынке, без погружения в индустриальную специфику. Это приводит к тому, что сделать вывод относительно стратегии поведения в конкретной отрасли не представляется возможным. В данной работе сделана попытка дать объяснение процессам формирования структуры капитала в ИТ-компаниях в России.

Цель исследования — разработка эконометрической модели для описания процессов, отвечающих за формирование структуры капитала ИТ-компаний в России, на основе годовых данных финансовой отчетности публичных ИТ-компаний с 2015 по 2023 г.

В рамках первого этапа исследования предложена эконометрическая модель, которая описывает взаимосвязь уровня долговой нагрузки ИТ-компаний Российской Федерации с расходами на R&D. В рамках второго этапа создана еще одна эконометрическая модель для анализа детерминант структуры капитала российских ИТ-компаний. Независимые переменные были выбраны в ходе анализа множества источников литературы.

В результате исследования были получены следующие результаты:

1) расходы российских ИТ-компаний на R&D отрицательно связаны с уровнем долговой нагрузки;

2) введение налоговых льгот для ИТ-компаний значительно повлияло на структуру капитала российских ИТ-компаний. Одной из причин этого может являться тот факт, что в условиях нестабильной геополитической ситуации и недостаточного количества данных (с момента введения льготы прошло всего два года) ИТ-корпорации еще не успели адаптировать свою структуру капитала.

Таким образом, работа вносит свой вклад в развитие понимания тесной связи между инвестициями в R&D и структурой капи-

тала ИТ-корпораций, а также предоставляет основу для дальнейших исследований в этой области.

Литература

1. *Gupta A.* Capital structure, ownership structure and R&D investments: Evidence from Indian firms // *IUP Journal of Applied Finance*. 2019. Vol. 25. No. 1. P. 36.
2. *Bragoli D., Cortelezzi F., Giannoccolo P. et al.* R&D investment timing, default and capital structure // *Review of Quantitative Finance and Accounting*. 2020. Vol. 54. P. 779–801.
3. *Ярлова Т.В., Власов И.Н.* Процесс финансирования инноваций и соответствующая роль финансовых рынков // *Естественно-гуманитарные исследования*. 2023. № 45 (1). С. 369–372.
4. *Chen H.L., Hsu W.T., Huang Y.S.* Top management team characteristics, R&D investment and capital structure in the IT industry // *Small Business Economics*. 2010. Vol. 35. P. 319–333.
5. *Chang H., Song F.M.* R&D investment and capital structure // *Proceedings. Annual Conference. European Financial Management Association (EFMA)*, 2014.
6. Официальный сайт Правительства РФ. http://government.ru/sanctions_measures/measure/9/.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ ДОСТУПНОСТИ ЖИЛЬЯ В ГЕРМАНИИ

Пиллюк Анастасия Сергеевна

E-mail: ivnas2011@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Nastansky Andreas

E-mail: andreas.nastansky@hwr-berlin.de

Berlin, Berlin School of Economics and Law

Научный руководитель: к.э.н, доцент Семерикова Е.В.

Германия является одной из многих стран с ростом цен на жилье, опережающим рост доходов населения [1], что потенциально является существенным риском снижения благосостояния населения. В то же время ФРГ представляет собой пример федеративного государства с ярко выраженными региональными различиями в социальном, экономическом, политическом и других аспектах.

Основная цель проведенного исследования — определение факторов изменения доступности жилья в ФРГ с учетом пространственной взаимосвязи территорий. В дополнение к существующим исследованиям мы предлагаем перенести фокус с цен на жилье и факторов спроса и предложения [2–4] на показатель доступности жилья и расширить методологию исследования, сделав акцент на инструментах пространственного эконометрического моделирования. Важной особенностью исследования является использования панельных данных на субрегиональном уровне (NUTS-3), охватывающих всю территорию Германии в период с 2004 по 2020 г.

Нами отобраны три варианта расчета показателя доступности жилья [5], характеризующие доступность аренды жилой недвижимости, доступность покупки жилья за собственные средства и приобретения жилья в ипотеку. В рамках изучения возможных детерминант изменения доступности жилья [2, 6] мы включили в исследование характеристики рынка труда, показатели рынка жилья, демографические факторы и показатели экономического благосостояния региона. Такой набор исследуемых факторов гарантирует учет особенностей формирования как спроса, так и предложения

на рынке жилой недвижимости, а также учитывает финансовые возможности населения и привлекательность территорий.

Методология исследования включает модели пространственного эконометрического анализа SAR, SEM и SDM. Для учета панельной структуры данных использованы спецификации моделей с фиксированными и случайными эффектами. Ряд диагностических тестов показал, что наиболее предпочтительной спецификацией для данного набора данных является модель с фиксированными эффектами, а использование пространственной составляющей лучше всего отражается в модели SDM.

По результатам исследования можно сделать вывод, что доступность жилья в Германии характеризуется статистически значимой положительной пространственной корреляцией, которая значительно усилилась за исследуемый период. Такая динамика наблюдается в контексте доступности всех трех анализируемых типов индексов: глобальный индекс Морана для показателя доступности арендного жилья вырос с 0,24 в 2004 г. до 0,39 в 2020 г., аналогично значения индекса выросли с 0,22 до 0,42 для показателей доступности приобретения жилья.

Усиление пространственной корреляции также заметно при выделении устойчивых структур (кластеров). Основной тренд для всех трех показателей — укрупнение кластера на юге вокруг Мюнхена и уменьшение кластера в центре и на востоке Германии на территории земель, которые в прошлом входили в ГДР. Причем если первый кластер объединяет районы со сравнительно низкой доступностью жилья, то последний, наоборот, — с наиболее доступным жильем. Другой характерный тренд — исчезновение кластеров вокруг крупнейших северных и западных городов: Гамбурга, Бремена и городов Рурского бассейна. При этом вокруг южных и восточных городов (Штутгарта, Берлина), напротив, наблюдается возникновение или укрупнение кластеров.

Наиболее стабильными факторами, оказывающими как прямой, так и косвенный эффект на доступность любого вида жилья, являются факторы предложения на рынке недвижимости: число выданных разрешений на строительство или ввод жилья в эксплуатацию. Стоит также отметить, что количество работников в регионе снижает доступность жилья как в выбранном, так и в соседних регионах. Положительные прямые эффекты связаны со средним ростом населения и числом прибывающих в регион маятниковых мигрантов. При этом показатель доступности арендного жилья менее

подвержен влиянию факторов, характеризующих сам регион, а больше обусловлен факторами рынка жилья и финансового благополучия населения.

Результаты исследования могут быть использованы в качестве ориентира для регулирования жилищной политики и улучшения жилищных условий в отдельных регионах, а также для дальнейшего изучения и урегулирования факторов непривлекательности, например, тех регионов, где жилье является доступным, но миграционные потоки в этот регион крайне низки. Более того, понимание роли факторов доступности жилья в странах с сильными региональными различиями может быть использовано в оценке доступности жилья в российских регионах.

Литература

1. House price to income ratio in Germany from 1st quarter 2012 to 3rd quarter 2022 // Statista. <https://www.statista.com/statistics/591631/house-price-to-income-ratio-germany/> (date of access: 07.01.2024).
2. *Belke A., Keil J.* Fundamental determinants of real estate prices: A panel study of German regions // *International Advances in Economic Research*. 2018. Vol. 24. P. 25–45.
3. *Semerikova E.V., Blokhina A.O., Nastansky A.* Determinants of regional disparities in housing prices: A spatial analysis of German regions // *Economy of regions*. 2023. Vol. 19. No. 3. P. 919–933.
4. *Lerbs O.W.* House prices, housing development costs, and the supply of new single-family housing in German counties and cities // *Journal of Property Research*. 2014. Vol. 31. No. 3. P. 183–210.
5. *Stephen Ezennia I., Hoskara S.O.* Methodological weaknesses in the measurement approaches and concept of housing affordability used in housing research: A qualitative study // *PLoS One*. 2019. Vol. 14. No. 8. P. 221246.
6. *Mikulić J. et al.* The effect of tourism activity on housing affordability // *Annals of Tourism Research*. 2021. Vol. 90. P. 103264.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ОСНОВНЫХ ДЕТЕРМИНАНТ ЭФФЕКТИВНОСТИ РОССИЙСКИХ БАНКОВ

Полтева Екатерина Александровна

E-mail: eapoltevs@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Грачева С.С.

Банковская система является одним из ключевых элементов экономики любой страны. Банки участвуют в распределении денежных средств, стабилизации национальной валюты, выступают посредниками в различных расчетах и платежах, кредитуют юридических и физических лиц, а также выполняют множество других важных функций для успешной работы системы. В период с 2019 по 2023 г. общий финансовый результат российского банковского сектора увеличился вдвое и достиг 3369 млрд руб., достигнув при этом в 2023 г. своего рекордного значения за всю современную историю.

Анализ банковской системы становится особенно важным в контексте возможности возникновения финансового кризиса, обусловленного макроэкономической нестабильностью, санкциями, изменениями ключевой ставки, колебаниями курса рубля, последствиями пандемии COVID-19 и другими факторами, которые могут значительно повлиять на деятельность сектора.

Объектом представленного исследования являются крупнейшие российские банки. Предмет исследования — различные факторы, финансовые и нефинансовые показатели банковской деятельности, а также макроэкономические переменные, влияющие на эффективность российских компаний банковской отрасли.

Цель исследования заключается в выделении факторов, влияющих на эффективность и финансовую устойчивость российских банков в современных условиях при помощи методов экономико-статистического анализа.

В научно-исследовательских работах, посвященных данной тематике, выделяется ряд показателей, влияющих на эффективность банков. Так, Y. Singh и R. Milan [3], проведя анализ показателей эффективности банков Индии с использованием обобщен-

ного метода моментов на панельных данных, пришли к выводу, что уровни ликвидности и инфляции обратно пропорциональны эффективности банков, в то время как уровень капитализации и темп роста ВВП показывают положительную связь с этим показателем. S. Mehzabin [2] в своей работе исследует влияние структуры капитала, операционной эффективности и непроцентного дохода на прибыльность банковской индустрии в Азии. Автор использовал регрессионную модель с фиксированными эффектами и определил, что на показатели успешности банковской деятельности оказывают влияние такие показатели, как долговая нагрузка, уменьшение операционных доходов и доля непроцентного дохода, но последний — лишь при условии снижения уровня ключевой ставки.

Исследование S.O. Khalifaturafi'ah [1] посвящено эффекту финансовых инноваций, ставок и эффективности затрат, оказываемому на финансовый результат деятельности банков в Индонезии. Авторы используют три подхода с использованием панельных данных — сквозную регрессионную модель, модель с фиксированными эффектами и модель со случайными эффектами, а затем выбирают из них оптимальную. Результаты работы показали, что экономическая эффективность и финансовые инновации действительно оказывают влияние на финансовые показатели банков, однако для Индонезии влияние этих факторов не является статистически значимым.

Для исследования детерминант эффективности российских банков выбираются две зависимые переменные — рентабельность активов (ROA) и рентабельность собственного капитала (ROE). Это наиболее часто используемые в научно-исследовательской литературе показатели, которые достаточно легко вычисляются и интерпретируются. Эти показатели дают представление о финансовых результатах банка и методах управления рисками, их более высокие значения указывают на более прочное финансовое положение компании и эффективность системы управления рисками. Из независимых переменных выделяются десять финансовых показателей, три нефинансовых и пять макроэкономических.

Регрессия строится на панельных данных за период с 2017 по 2023 г. Основными источниками данных являются база данных СПАРК и сайт ЦБ РФ. В информационную базу вошли данные о 100 крупнейших по размеру активов российских банков.

Практическая значимость данного исследования заключается в выявлении сильных и слабых сторон современных российских

банков, а также в анализе факторов, существенно влияющих на их успешность.

Литература

1. *Khalifaturafi'ah S.O.* Cost efficiency, innovation and financial performance of banks in Indonesia // *Journal of Economic and Administrative Sciences*. 2023. P. 100–116.
2. *Mehzabin S. et al.* The effect of capital structure, operating efficiency and non-interest income on bank profitability: New evidence from Asia // *Asian Journal of Economics and Banking*. 2023. P. 25–44.
3. *Singh Y., Milan R.* Analysis of financial performance of public sector banks in India: CAMEL // *Arthaniti: Journal of Economic Theory and Practice*. 2023. P. 86–112.

ОПТИМИЗАЦИЯ РАЗМЕРОВ ЗАПАСОВ ПРИ СЛУЧАЙНОМ СПРОСЕ

Полушин Даниил Артемович

Маралин Егор Константинович

E-mail: vfshishov@mail.ru

г. Электросталь, Московский политехнический университет

Научный руководитель: к.э.н., доцент Покровская Т.И.

Предупреждение аварий и инцидентов различного характера, ликвидация их последствий, максимальное снижение масштабов потерь и ущерба превратились в общегосударственную проблему и являются важной задачей органов власти и управления всех уровней. В связи с этим возникает задача определения запаса материальных и денежных средств для предупреждения и ликвидации последствий аварий и инцидентов в техносфере при случайном спросе.

В моделях управления запасами при дискретном случайном спросе математическое ожидание суммарных затрат определяется зависимостью

$$C(s) = c_1 \sum_{r=0}^s p(r)(s-r) + c_2 \sum_{r=s+1}^{\infty} p(r)(r-s), \quad (1)$$

где r — случайная величина спроса; s — величина запаса; c_1 — затраты на хранение запаса; c_2 — штраф за дефицит; $p(r)$ — закон распределения случайной величины дискретного спроса.

При дискретном спросе математическое ожидание суммарных затрат минимально при запасе s_0 , удовлетворяющем неравенствам

$$F(s_0 - 1) < p < F(s_0). \quad (2)$$

Модель (1) используют для определения оптимального количества запасных частей, приобретаемых вместе со сложными агрегатами. Для этого необходимо знать статистические вероятности $p(r)$ выхода из строя соответствующего числа деталей.

Покажем определение оптимального аварийного запаса основных материалов для выполнения аварийно-восстановительных работ.

Для централизованного аварийного запаса компания приобретает новый мощный электродвигатель для своей электростанции. Одна из основных деталей электродвигателя, которая по статистике чаще всего выходит из строя, — ротор, и целесообразно при покупке электродвигателя заказать несколько таких деталей в запас.

Необходимо определить, сколько запасных роторов следует заказать для каждого электродвигателя. При решении этого вопроса компания располагает следующей информацией: стоимость ротора, если его заказывать вместе с электродвигателем, составляет 90 тыс. руб. Отсутствие ротора в запасе при поломке приводит к выходу электродвигателя из строя, а простой оборудования и срочный заказ ротора обходятся в 2000 тыс. руб. Имеются данные о частоте выхода ротора из строя по 100 наблюдениям (табл. 1).

Таблица 1

Частота выхода ротора электродвигателя из строя

Потребовалось запасных роторов	0	1	2	3	4	5	6 и более
Число электродвигателей, в которых потребовалась замена роторов	90	5	2	1	1	1	0
Статистическая вероятность выхода из строя указанного числа роторов	0,90	0,05	0,02	0,01	0,01	0,01	0,00

Будем считать, что убыток от неиспользованных запасных роторов равен их покупной стоимости, так как расходы на хранение пренебрежимо малы. Таким образом, $c_1 = 90$ тыс. руб. Нехватка запасных роторов обходится в 2000 тыс. руб. за 1 шт. — это плата за простой электроподстанции и срочный заказ недостающей детали.

Эту задачу можно решить аналитически. Определим величину s , при которой ожидаемые суммарные расходы c минимальны, воспользовавшись условием (2). Запишем данные в табл. 2.

Таблица 2

Расчет функции распределения спроса

s	0	1	2	3	4	5	6 и более
r	0	1	2	3	4	5	—
$P(r)$	0,900	0,050	0,020	0,010	0,010	0,010	0,000
$P(r \leq s)$	0,900	0,950	0,970	0,980	0,990	1,000	1,000

Подсчитаем значение

$$\rho = \frac{c_2}{c_1 + c_2} = \frac{2000}{90 + 2000} = 0,957.$$

По табл. 2 найдем значение s_0 , удовлетворяющее условию

$$F(s_0 - 1) < 0,957 < F(s_0).$$

Таким значением будет $s_0 = 2$, т.е. оптимальный уровень запаса равен двум (необходимо в запас купить две детали). Полученным аналитическим решением можно воспользоваться для оценки убытков, на которые компания фактически рассчитывает, допуская дефицит запасов.

Литература

1. Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю. Анализ данных в MS Excel: учеб. пособие. М.: КУРС, 2018.
2. Мхитарян В.С. и др. Вероятностно-статистический анализ данных с использованием MS Excel: учебник и практикум. Ч. 2: Математико-статистические методы анализа данных. М.: КУРС, 2023.

3. *Мхитарян В.С., Шишов В.Ф., Козлов А.Ю.* Прогнозирование запаса средств для ликвидации последствий техногенных аварий // Прикладная эконометрика. 2010. № 3 (19). С. 91–100.

ВЗАИМОСВЯЗЬ ОБЩЕЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ И ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РЕГИОНОВ РОССИИ

Приймак Ирина Игоревна

E-mail: priymak-irina032000@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научные руководители:

PhD in Economics, к.ф.-м.н., доцент Беляков А.О.,

к.ф.-м.н., доцент Курбацкий А.Н.

Изучение экономического роста и его факторов важно для понимания условий устойчивого и долгосрочного развития. Одним из таких факторов является возрастная структура населения. Исследования показывают, что изменения в этой структуре могут существенно влиять на экономический рост в различных регионах. Например, D.E. Bloom и J.G. Williamson [3] обнаружили, что около трети экономического роста, достигнутого в Восточной Азии с 1965 по 1990 г., можно объяснить изменениями в возрастной структуре населения. Другие исследования подчеркивают важность общей численности и доли трудоспособного населения для экономического роста, а также негативное влияние демографической нагрузки [4]. В региональных исследованиях по России [1] также выявлено значительное положительное влияние молодых возрастных групп на экономический рост. Оценка остатка Солоу, который показывает необъяснимую ростом капитала и труда часть темпа роста производительности труда, также используется для изучения влияния возрастной структуры на экономический рост [5, 7]. Для России оценка остатков Солоу проводилась в работе В.А. Коршунова и Р.О. Райнхардта [2].

В данной работе применяется метод, основанный на методе Р. Солоу [6]. Рассматривается производственная функция Кобба — Дугласа с нейтральным техническим прогрессом по Хиксу, которая

объясняет производство с помощью труда, капитала и общей факторной производительности. Остаток Солоу, который представляет собой темп прироста общей факторной производительности, вычисляется на основе средних показателей производительности труда и капитала. Для расчета эластичности выпуска по капиталу используются равновесие на рынке труда в условиях совершенной конкуренции, а также доступные статистические данные о номинальной заработной плате и номинальном выпуске на единицу труда. В методе расчета остатка Солоу используются статистические данные для оценки капитала, которые могут исказить прогнозируемый рост капитала. В связи с этим в данном исследовании предлагается косвенный подход к оценке капитала. Реальная арендная ставка предполагается одинаковой для всех регионов в связи с мобильностью капитала внутри страны, а формула для оценки темпа прироста капитала в регионах определяется как сумма темпа прироста капитала по всей стране и поправки на отличие темпов прироста ВРП от выпуска по всей стране, который равен сумме всех ВРП.

В ходе работы были собраны данные за период с 2010 по 2021 г. по 80 регионам России. Была исследована связь остатков Солоу с демографическими параметрами, такими как коэффициент демографической нагрузки, медианный возраст, средний возраст и отношение среднего возраста к медианному возрасту, и построены SLM-модели (с пространственным лагом) с фиксированными эффектами. Результаты подтвердили значимое влияние демографических параметров на темпы прироста общей факторной производительности.

Литература

1. *Артамонов Н.В., Курбцацкий А.Н., Халимов Т.М.* Взаимосвязь экономического развития и возрастной структуры населения регионов Российской Федерации // *Terra Economicus*. 2021. Т. 19. № 2. С. 77–90.
2. *Коришунов В.А., Райнхардт Р.О.* Оценка остатка Солоу для реального и потенциального ВВП: практический расчет для стран — членов ОЭСР // *Вестник Института экономики Российской академии наук*. 2017. № 3. С. 137–149.
3. *Bloom D.E., Williamson J.G.* Demographic transitions and economic miracles in emerging Asia // *The World Bank Economic Review*. 1998. Vol. 12. No. 3. P. 419–455.

4. *Choudhry M.T., Elhorst J.P.* Demographic transition and economic growth in China, India and Pakistan // *Economic Systems*. 2010. Vol. 34. No. 3. P. 218–236.
5. *Hsieh C.T.* What explains the industrial revolution in East Asia? Evidence from the factor markets // *American Economic Review*. 2002. Vol. 92. No. 3. P. 502–526.
6. *Solow R.M.* Technical change and the aggregate production function // *Review of Economics and Statistics*. 1957. Vol. 39. P. 312–320.
7. *Young A.* The tyranny of numbers: Confronting the statistical realities of the East Asian growth experience // *The Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110. No. 3. P. 641–680.

ИНОСТРАННАЯ МИГРАЦИЯ В РЕСПУБЛИКЕ САХА (ЯКУТИЯ): КЛЮЧЕВЫЕ ФАКТОРЫ И ВЛИЯНИЕ НА ЭКОНОМИЧЕСКОЕ РАЗВИТИЕ

Протопопова Мария Титовна

E-mail: pmatikyo@mail.ru

г. Якутск, Северо-Восточный федеральный университет
им. М.К. Аммосова

Научный руководитель: к.э.н., доцент Аммосов И.Н.

В современном мире иностранная миграция становится все более актуальной темой, особенно для регионов, стремящихся к экономическому росту и развитию. Республика Саха (Якутия) (РС (Я)) богатая природными ресурсами и промышленным потенциалом, — не исключение. В данной статье мы исследуем влияние иностранной миграции на экономическое развитие этого региона, с особым акцентом на создание новых рабочих мест, развитие отраслей экономики и социальную интеграцию.

За рассматриваемый период наблюдается существенная динамика миграционных процессов в РС (Я). В целом регион продемонстрировал устойчивый рост числа прибывших, что сформировало положительный миграционный прирост в течение ряда лет. Наибольший прирост приходится на 2020 и 2021 гг., когда количество прибывших значительно превысило предыдущие показатели,

достигнув пика в 56 166 человек. Эти данные свидетельствуют о привлекательности Якутии для мигрантов в указанный период. В течение 2022 г. международная миграция в РС (Я) сформировала ярко выраженную динамику (табл. 1):

1) страны СНГ — почти 97,4% мигрантов прибыли из стран СНГ. Ключевыми вкладчиками в этот общий поток являются Кыргызстан, Армения и Узбекистан, демонстрируя значительный миграционный интерес к РС (Я). Стоит отметить, что несколько стран, включая Таджикистан и Грузию, в 2022 г. отметили снижение числа мигрантов;

2) страны дальнего зарубежья — миграция из стран дальнего зарубежья составила около 2,6% общего числа прибывших [9].

Изучение распределения прибывших мигрантов в различные районы РС (Я) за последний период позволяет выделить несколько ключевых тенденций. Город Якутск привлек значительное количество мигрантов, что свидетельствует о его центральной роли как экономического, образовательного и культурного центра. Алданский муниципальный район, Мирнинский и Нерюнгринский

Таблица 1

**Динамика миграции населения Республики Саха (Якутия),
2012–2022 гг.**

Год	Прибыло, всего	В том числе		Выбыло, всего	В том числе		Миграцион- ный прирост (снижение)
		в пределах России	из других стран		в пределах России	в другие страны	
2012	33 005	31 655	1 350	41 364	40 940	424	-8359
2013	33 042	32 167	875	42 172	41 786	386	-9130
2014	31 486	30 755	731	38 194	37 747	447	-6708
2015	36 456	35 430	1 028	41 843	41 232	611	-5387
2016	36 715	35 339	1 376	40 868	40 149	719	-4153
2017	40 724	39 519	1 205	45 373	44 650	723	-4649
2018	42 338	39 226	3 112	45 278	44 404	874	-2940
2019	42 405	36 098	6 307	42 634	40 311	2 323	-229
2020	47 355	33 178	14 177	41 290	35 810	5 480	6 065
2021	56 166	39 495	16 671	47 659	42 801	4 858	8 507
2022	54 135	37 745	16 390	57 914	40 773	17 141	-3 779

Источник: Сайт территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Республике Саха (Якутия).

муниципальные районы также заметны в структуре миграционных потоков, возможно, благодаря определенным отраслям промышленности или природным ресурсам. Одновременно значительное количество мигрантов направляется в другие районы, что указывает на региональное разнообразие и привлекательность различных частей РС (Я) [8].

Одним из важнейших аспектов влияния иностранной миграции на экономику РС (Я) является создание рабочих мест. Прибытие иностранных работников способствует увеличению числа вакансий в различных отраслях, включая добывающую промышленность, строительство, торговлю и услуги. Это стимулирует экономический рост и повышает уровень занятости, что, в свою очередь, способствует улучшению жизненного уровня населения. Иностранная миграция также оказывает влияние на развитие отраслей экономики РС (Я).

Успешная интеграция иностранных граждан играет ключевую роль в обеспечении стабильности и процветания региона. Программы социальной поддержки, образовательные и культурные инициативы способствуют адаптации мигрантов и их взаимодействию с местным населением, укрепляя социальную кооперацию и способствуя созданию гармоничного общества.

В заключение отметим, что иностранная миграция оказывает значительное влияние на экономическое развитие РС (Я). С помощью привлечения иностранных инвесторов и рабочей силы, а также успешной социальной интеграции регион может добиться устойчивого экономического роста и процветания в будущем.

Литература

1. Распоряжение Президента Республики Саха (Якутия) от 29 августа 2011 г. № 600-РП «О мерах по совершенствованию миграционной политики и соблюдению законности в сфере миграции в Республике Саха (Якутия)».
2. Постановление Правительства Республики Саха (Якутия) от 18 июля 2011 г. № 312 «О комплексе мер по развитию рынка труда в районах нового освоения Республики Саха (Якутия) на 2011–2016 годы и на период до 2025 года».
3. Народонаселение: энциклопедический словарь. М.: Большая российская энциклопедия, 2006. 567 с.

4. Глушкова В.Г. Региональная экономика. Природно-ресурсные и экологические основы / под ред. А.М. Луговской. М.: КноРус, 2020 // ЭБС ВООКРУ. <https://book.ru/book/932821>.
5. Голикова А.А., Больницкая А.Н., Неустроева А.Б. Особенности иностранной трудовой миграции в Республике Саха (Якутия) // Арктика XXI век. Гуманитарные науки. 2016. № 1 (7). <https://cyberleninka.ru/article/n/osobennosti-inostrannoy-trudovoy-migratsii-v-republike-saha-yakutiya> (дата обращения: 28.02.2024).
6. Рыжкова А.Н. Понятие и виды трудовой миграции // Молодой ученый. 2014. № 21. С. 535–538.
7. Федорова Е.Н. Трудовая миграция как инструмент формирования регионального рынка труда (на примере Республики Саха (Якутия)) // Проблемы современной экономики. 2014. № 4 (52). С. 305–308.
8. Официальный информационный портал Республики Саха (Якутия). <https://minobr.sakha.gov.ru/> (дата обращения: 28.02.2024).
9. Сайт территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Республике Саха (Якутия). <http://sakha.gks.ru/> (дата обращения: 28.02.2024).
10. Сайт Управления Федеральной миграционной службы по Республике Саха (Якутия). <https://14.fms.gov.ru/> (дата обращения: 28.02.2024).

ОЦЕНКА УРОВНЯ РАЗВИТИЯ СЕЛЬСКОХОЗЯЙСТВЕННОЙ ОТРАСЛИ РЕГИОНОВ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Романова Ангелина Владиславовна

E-mail: angel.rom2011@yandex.ru

г. Йошкар-Ола, МарГУ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Бакуменко Л.П.

Значительные изменения условий социально-экономического развития страны, появление новых рисков и угроз, вызванных главным образом экономическими санкциями, введенными рядом

западных стран в отношении России, привели к тому, что в настоящее время продовольственная безопасность и независимость России стали одними из главных направлений обеспечения национальной безопасности страны в долгосрочном периоде [4].

Цель данного исследования — оценка развития сельскохозяйственной отрасли регионов России.

Важнейшую роль в реализации Доктрины продовольственной безопасности Российской Федерации играет агропромышленный комплекс (АПК), который выступает ведущей системообразующей сферой экономики страны, формирующей продовольственную и экономическую безопасность государства, трудовой и поселенческий потенциал сельских территорий. Особое место в АПК занимает сельское хозяйство, которое в настоящее время невозможно представить развивающимся и функционирующим вне национальной экономики.

В качестве основного показателя развития сельского хозяйства региона выступает объем произведенной сельскохозяйственной продукции (y). Экзогенными переменными были обозначены показатели, связанные с деятельностью сельскохозяйственных организаций, финансированием отрасли, научными исследованиями в области сельского хозяйства и уровнем жизни населения.

Для выделения основных интегрированных показателей функционирования отрасли был применен факторный анализ и выделены четыре главные компоненты со степенью информативности более 75%:

- первая главная компонента (f_1) характеризует финансирование сельскохозяйственных производств и включает в себя такие показатели, как инвестиции в основной капитал, оборот сельскохозяйственных организаций, задолженность по кредитам в данной сфере и привлеченные средства государственной поддержки;
- вторую главную компоненту (f_2) составили показатели благосостояния сельского населения — уровень безработицы, доля сельского населения в общей численности, а также заработная плата сельскохозяйственных работников;
- научная деятельность в сельском хозяйстве отражается в третьей главной компоненте (f_3) через число сельскохозяйственных предприятий, численность исследователей и затраты на научные разработки в отрасли;
- четвертая главная компонента (f_4) — страхование сельскохозяйственных рисков.

На основе полученных главных компонент была построена следующая регрессионная модель:

$$y = 94028 + 79508,23f_1 - 22717,18f_2 + 34018,42f_3 + 29798,37f_4.$$

Модель является статистически значимой и надежной при $\alpha = 0,05$, поскольку обладает высокой описательной способностью $R^2_{\text{скор}} = 0,87$; а также $F_{\text{набл}} = 132,79$; $p = 0,0000$. Наибольшее влияние на объем произведенной сельскохозяйственной продукции оказывают финансирование отрасли (f_1) и научная деятельность в области сельскохозяйственных наук (f_3).

В ходе исследования с учетом главных компонент была проведена кластеризация 82 регионов Российской Федерации по уровню развития сельского хозяйства (табл. 1).

Таблица 1

**Классификация субъектов РФ по уровню развития
сельского хозяйства**

Номер кластера	Количество наблюдений	Характеристика
Кластер 1 (высокий уровень развития сельскохозяйственной отрасли)	11	Регионы Юга России и Черноземья. Обладают наибольшим финансированием, широко ведутся научные исследования в сельскохозяйственной отрасли. Имеют прекрасные климатические и природные условия для сельского хозяйства
Кластер 2 (средний уровень развития сельскохозяйственной отрасли)	63	Регионы Центральной России, Поволжья, Сибири, для которых АПК не является ведущей отраслью. Характерны средние значения финансирования и научных разработок, но имеют высокий уровень благосостояния населения
Кластер 3 (низкий уровень развития сельскохозяйственной отрасли)	8	Малоразвитые регионы с небольшими бюджетами, регионы Кавказа, для которых производство сельскохозяйственной продукции осложняется местоположением

Регионы с высоким уровнем развития сельского хозяйства имеют соответственно наибольшую долю данной отрасли в ВРП —

в среднем 15,9%. Тогда как в регионах большей части России данный показатель составляет 7,3%. Интересно, что 14,5% занимает сельское хозяйство в ВРП регионов, вошедших в кластер 3. Однако это объясняется низкой степенью развития других отраслей.

Литература

1. *Иванова Т.В., Агафонов А.В., Ефимова А.Н. и др.* Методика оценки развития сельского хозяйства региона // Управление в современных системах. 2022. № 1. С. 34–41.
2. *Оборин М.С.* Методические подходы к рейтинговой оценке сельского хозяйства регионов России // Аграрный вестник Урала. 2022. № 3 (218). С. 95–104.
3. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. <http://www.gks.ru>.
4. Официальный сайт Совета безопасности Российской Федерации. <http://www.scrf.gov.ru/security/economic/document108/>.
5. Официальный сайт Центрального банка Российской Федерации. <https://cbr.ru/statistics/table/?tableId=4-5&dt=20181001>.

АНАЛИЗ ГЕТЕРОГЕННОСТИ ЧУВСТВИТЕЛЬНОСТИ БЕЗРАБОТИЦЫ К ВРП В РЕГИОНАХ РОССИИ НА ОСНОВЕ МОДЕЛИ СКРЫТЫХ КЛАССОВ

Рябухина Дарья Сергеевна

E-mail: ryabuhinad03@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

Одним из наиболее широко изученных экономических законов является закон Оукена, согласно которому существует обратная зависимость между изменениями реального валового внутреннего продукта (ВВП) и колебаниями уровня безработицы. Основопологающей работой в этой области была работа Артура Оукена, в которой он вывел две основные формы взаимосвязи между уров-

нем безработицы и ВВП: форма в первых разностях и форма в разрыве фактического ВВП от потенциального ВВП.

Анализ взаимосвязи выпуска и безработицы необходим, поскольку, с одной стороны, такая взаимосвязь активно используется в экономической теории, а с другой — понимание зависимости между выпуском и безработицей позволяет оценивать последствия экономической политики, что особенно важно во время кризисов и спадов.

Существует множество публикаций, рассматривающих различные аспекты взаимосвязи между выпуском и безработицей. Но недостаточно внимания уделяется изучению того, как неоднородные региональные рынки труда реагируют на экономические изменения в России.

Это исследование может частично заполнить этот пробел, анализируя влияние экономических изменений на региональные рынки труда.

В работе рассматривается спецификация модели Оукена в разрывах фактического ВВП от потенциального ВВП. Поскольку используются панельные данные, то регрессия будет выглядеть так:

$$U_{i,t} - U_{i,t}^* = \beta(Y_{i,t} - Y_{i,t}^*) + \varepsilon_{i,t}.$$

Для разделения регионов на классы используется инструментарий моделей скрытых классов. Модели скрытых классов — это модели, в которых предполагается, что распределение наблюдений — смесь конечного числа некоторых распределений, но при этом отличительный признак не наблюдается.

В работе используются официальные данные Росстата об уровне безработицы и темпах ростах ВВП, которые были преобразованы к базисному индексу реального ВВП. Региональные данные по уровню безработицы и темпам ростах реального ВВП представляются с годовой периодичностью. Для анализа был выбран период с 2000 по 2020 г.

Данные базисного индекса реального ВВП были прологарифмированы, а затем для получения трендовых значений уровня безработицы и логарифма индекса реального ВВП для конкретного момента времени к показателям был применен фильтр Ходрика — Прескотта с параметром $\lambda = 100$.

Были проанализированы модели с количеством классов от 1 до 5. Выбор между моделями осуществлялся на основе байесовского информационного критерия (BIC).

Выбрана спецификация с тремя классами: в первый класс — класс с наименьшим (по абсолютному значению) коэффициентом Оукена — входит 26 регионов; во второй с оценкой коэффициента $-0,09$ входит 16 регионов (также следует отметить высокую дисперсию оценки относительно других классов); в третий класс — класс с коэффициентом $-0,162$ — входит 33 региона.

Обычно в литературе предполагают, что гетерогенность может быть обусловлена, например, следующими факторами: доля промышленного сектора; расходы на НИОКР; уровень зарплат; объем неформального сектора; уровень образования в регионе; доля молодежи; доля занятых на неполный рабочий день; объем строительного и государственного секторов.

Таким образом, с использованием модели скрытых классов был проведен анализ гетерогенности чувствительности безработицы в ВРП, в ходе которого были выявлены регионы, которые наиболее остро реагируют на кризисы (третий класс).

Полученные результаты исследования могут быть использованы в разработке экономической политики и мер государственной поддержки во время кризисов, что особенно актуально в настоящее время.

Также выявленные особенности регионов можно учитывать в дальнейших исследованиях.

ПРОГНОЗ ДЕМОГРАФИЧЕСКОЙ СИТУАЦИИ В ГЕРМАНИИ

Садыгова Ляман Рашид кызы

E-mail: lamansadixova@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Симонова М.Д.

Федеративная Республика Германия относится к числу стран с самым высоким уровнем жизни: согласно индексу человеческого развития ООН за 2021 г., Германия занимает 9-е место.

На основе анализа официальных статистических данных Германии можно утверждать, что в зависимости от уровня рождаемости, продолжительности жизни и сальдо миграции численность населения ФРГ, составившая в 2022 г. 84,4 млн человек, начнет

снижаться не позднее 2040 г. Ожидается, что в 2050 г. численность населения составит около 77,5 млн.

Половозрастная структура населения Германии потерпела серьезные изменения с середины XX в. и будет динамична в дальнейшем. Рождаемость достигла пика в 1964 г., составив почти 1,4 млн, тогда как в 2022 г. это значение составило всего 739 тыс. человек. После бэби-бума последовал резкий спад рождаемости, причинами которого были рост доли женщин на рынке труда Германии и распространение противозачаточных таблеток. К 2050 г. половозрастная пирамида приобретет более равномерный вид, нежели пирамида 2023 г. (рис. 1).

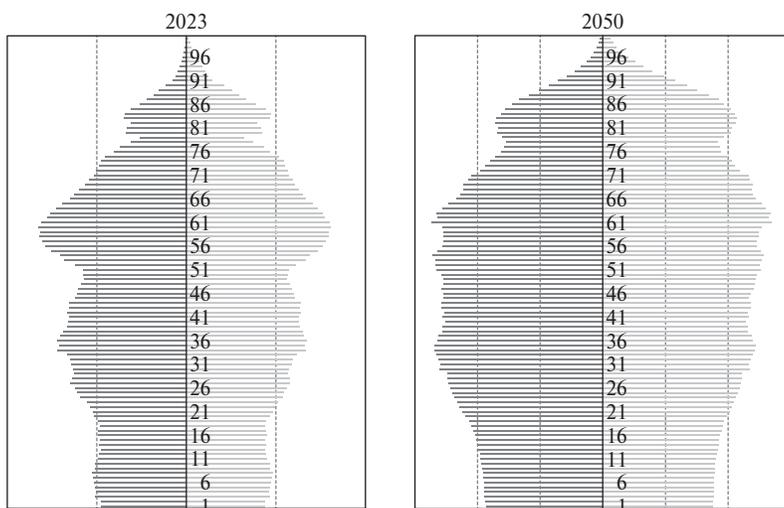


Рис. 1. Половозрастная пирамида ФРГ в 2023 и 2050 гг.

Источник: Официальный сайт Федерального статистического управления ФРГ. <https://www.destatis.de>.

Одной из причин изменения возрастной структуры населения является рост продолжительности жизни. В 1950 г. ожидаемая продолжительность жизни в ФРГ составила 64,6 года, к 2020 г. этот показатель достиг 78,5 года. Только для женщин этот показатель вырос с 68,5 до 83,4 года. Ожидаемая продолжительность жизни в Германии продолжит расти. К 2070 г. показатель достигнет отметки в 86,4 года.

Германия — страна со стареющей нацией: средний возраст населения составляет 44 года. Сегодня каждый второй житель старше 45 лет, а каждый пятый — старше 66 лет. Несмотря на высокое положительное сальдо миграции, старение населения в Германии будет продолжаться. В ближайшие 20 лет при существующей возрастной структуре будет наблюдаться увеличение числа пожилых людей. Число людей до 20 лет будет примерно равно числу людей в возрасте 75 лет и старше, а доля молодых сохранится на том же уровне. Население в возрасте 67 лет и старше — 16 млн человек, к 2039 г. достигнет 21 млн. Население старше 80 лет в 2022 г. составило 6,2 млн, а к 2050 г. это значение достигнет 8,9–10,5 млн человек. В результате процесса старения наблюдается нехватка медперсонала в количестве 400 тыс. человек, продолжится развитие сестринского дела. Ожидается, что число медсестер вырастет примерно до 6,8 млн в 2055 г. Однако спрос сохранится на высоком уровне, а правительство будет проводить меры для популяризации этой профессии среди молодежи. Численность трудоспособного населения также имеет тенденцию сокращаться. К 2035 г. численность населения трудоспособного возраста составит 45,8–47,4 млн (–12,5%), а к 2060 г. снизится до 40–46 млн человек в зависимости от уровня миграции.

Литература

1. *Курашева Т.А., Курникова Е.Л., Тарлецкая Л.В.* Основы международной социально-экономической статистики: учеб. пособие. М.: МГИМО-Университет, 2011. С. 5–40.
2. 2022 Demographic Yearbook. <https://unstats.un.org/unsd/demographic-social/products/dyb/dybsets/2022.pdf>.
3. Das Statistische Bundesamt. <https://www.destatis.de>.
4. Statistical office of the European Union. <https://ec.europa.eu>.
5. International Labour Organisation. <https://ilostat.ilo.org>.

ВЛИЯНИЕ ПЕРЕХОДА К РЕЖИМУ ИНФЛЯЦИОННОГО ТАРГЕТИРОВАНИЯ НА УРОВЕНЬ И ВОЛАТИЛЬНОСТЬ ИНФЛЯЦИИ В СТРАНАХ-НЕФТЕЭКСПОРТЕРАХ

Сазонов Олег Сергеевич

E-mail: oleg.sazonov2016@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н., доцент Картаев Ф.С.

Одной из основных задач центральных банков стран по всему миру становится поддержание низкого и стабильного уровня инфляции, что объясняет широкое распространение режима инфляционного таргетирования (ИТ), на который официально перешли уже 45 стран (согласно Отчету о валютных соглашениях и ограничениях (AREAER) за 2022 г.). Однако большинство опубликованных работ, посвященных изучению эффективности данного режима, основано на данных периода Великого успокоения (Great moderation), в течение которого монетарным властям удавалось без особого труда стабилизировать инфляцию и выпуск без использования конкретного якоря монетарной политики, в связи с чем эффект от перехода к ИТ часто оказывался статистически незначимым (см., например, [4]).

Начиная с 2020 г., в частности, ввиду пандемии COVID-19 мировая экономика начала переходить от продолжительного периода низкой инфляции (2010–2019 гг.) к режиму высокой инфляции, отличающемуся коррелированностью цен в различных секторах [3] и носящему «самоподдерживающий и самоусиливающийся характер» [5]. Более того, геополитическая напряженность последних двух-трех лет актуализировала риск развития стагфляции — ситуации одновременного замедления экономического роста и ускорения темпов инфляции [2]. В связи с этим дискуссия вокруг инфляционных процессов и антиинфляционной политики снова выходит на повестку дня [2].

Кроме того, в литературе недостаточно внимания уделяется странам-нефтеэкспортерам, в экономиках которых каналы денежно-кредитной трансмиссии могут работать по-своему в силу существенной зависимости от колебаний цен на нефть [1].

В представленной работе на свежих данных проверяется эффективность режима ИТ с точки зрения его способности устойчиво влиять на уровень инфляции как в развитых странах с относительно низкими темпами роста цен, так и в странах-нефтеэкспортерах, характеризующихся наличием периодов высокой инфляции. С использованием баз данных МВФ и Мирового банка автором собрана информация по уровню и волатильности инфляции и датам перехода к ИТ (в случае его наличия) для широкой страновой выборки, а также построены и оценены две эконометрические модели: «разность разностей» на основе документа [4] и статическая панельная модель с добавлением макроэкономических контрольных переменных.

Основной результат исследования заключается в действенности ИТ как метода борьбы с инфляцией и наличии дифференцированного эффекта от перехода к режиму ИТ: странам-нефтеэкспортерам, большинство которых относится к группе развивающихся, удастся сильнее снизить уровень и волатильность инфляции при переходе к ИТ, чем странам, не ориентированным на экспорт энергоресурсов. Такой результат можно объяснить большей волатильностью экономик развивающихся стран и меньшим доверием населения к их монетарным властям, что стимулирует их начинать таргетировать инфляцию, чтобы повысить доверие к банкам и снизить инфляционные ожидания населения. В развитых странах, напротив, центральные банки имеют хорошую репутацию и это играет ключевую роль в борьбе с инфляцией. Влияние самого перехода к ИТ здесь ограничено.

Результаты, подтверждающие эффективность таргетирования инфляции, прошли проверку на устойчивость (изменение выборки, плацебо-тесты) и могут быть использованы не только для формулирования условий перехода стран-нефтеэкспортеров к ИТ, но и как аргумент сохранения данного режима монетарной политики нефтеэкспортерами, уже его применяющими.

Литература

1. *Картаев Ф.С.* Монетарная политика и долгосрочный выпуск в странах-нефтеэкспортерах // Аудит и финансовый анализ. 2016. № 3. С. 175–178.
2. *Григорьев Л.М. и др.* Механизм смены режимов мировой инфляции: 2012–2023 гг. // Вестник Московского университета. Сер. 6. Экономика. 2024. № 1. С. 72–95.

3. *Подругина А.В., Лысенко К.В.* Возврат мировой экономики к режиму высокой инфляции // Вестник международных организаций: образование, наука, новая экономика. 2023. Т. 18. № 3. С. 7–31.
4. *Ball L.M., Sheridan N.* Does inflation targeting matter? // The inflation-targeting debate. University of Chicago Press, 2004. P. 249–282.
5. Банк международных расчетов. <https://www.bis.org/publ/arpdf/ar2022e.htm>.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ДВУХБАШЕННЫХ НЕЙРОСЕТЕВЫХ АРХИТЕКТУР В ЗАДАЧАХ РЕКОМЕНДАЦИИ

Сергеев Аким Викторович

E-mail: akvise@gmail.com

г. Минск, БГУ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Малюгин В.И.

Рекомендательные системы представляют собой ключевой элемент в сфере информационных технологий, разработанный для предоставления персонализированных рекомендаций пользователям на основе большого объема доступных данных. За их развитием стоят не только технологии, но и эволюция пользовательских потребностей в контексте информационного переизбытка. С развитием Интернета и ростом объема доступной информации рекомендательные системы стали активно применяться в различных областях, таких как электронная коммерция, социальные сети, стриминговые сервисы и др. Этот всплеск интереса способствовал бурному развитию методов и алгоритмов, используемых в рекомендательных системах.

На данный момент существует несколько основных алгоритмов в рекомендательных системах. Один из них — коллаборативная фильтрация, основанная на сходстве между пользователями или товарами. Она использует историю предпочтений пользователей для нахождения схожих пользователей или товаров и рекомендует новые элементы на основе предпочтений похожих пользователей. Другой алгоритм — контентная фильтрация, которая анализирует характеристики элементов и интересы пользователей для создания

рекомендаций. Еще один популярный алгоритм основан на использовании гибридных систем, которые комбинируют разные подходы, такие как коллаборативная фильтрация и контентная фильтрация, для получения более точных и персонализированных рекомендаций.

В данном докладе строится модель DSSM (Deep Structured Semantic Model). Модель DSSM реализует основанный на глубоких нейронных сетях алгоритм, используемый в рекомендательных системах. Он направлен на решение проблемы семантической схожести между запросами пользователей и элементами рекомендации. Модель DSSM использует текстовые данные, преобразуя их в плотные векторные представления, называемые эмбедингами. Алгоритм использует глубокие нейронные сети (сверточные или рекуррентные) для извлечения семантической информации из текста и сопоставления запросов пользователя с элементами рекомендации. Это позволяет строить более точные и семантически осознанные рекомендации, учитывая сходство в смысле между запросами и элементами контента.

Модель DSSM может использоваться автономно, как самостоятельная модель, а также как модель первого уровня в двухуровневом пайплайне по нескольким причинам. В двухуровневом пайплайне она может быть использована как модель первого уровня для предварительной фильтрации и ранжирования кандидатов. Она может быстро оценить семантическую близость между запросами и элементами контента (в том числе из-за инференса модели на GPU) и отсеять наиболее неподходящих кандидатов. Затем на втором уровне более сложные модели или алгоритмы (например, алгоритм бустинга) могут быть применены к уже отфильтрованному набору кандидатов для получения более детализированных и персонализированных рекомендаций.

В данной работе представляется архитектура модели, которая позволила сделать дополнительный выбор кандидатов в ранжировании и тем самым улучшить метрики ранжирования, при этом не сильно замедляя текущий пайплайн.

Литература

1. Sarwar B., Karypis G., Konstan J. et al. Item-based collaborative filtering recommendation algorithms // Proceedings of the 10th International Conference on World Wide Web, 2001. P. 285–295.

2. *Herlocker J.L., Konstan J.A., Terveen L.G. et al.* Evaluating collaborative filtering recommender systems // ACM Transactions on Information Systems. 2004. Vol. 22. No. 1. P. 5–53.
3. *Rendle S., Freudenthaler C., Gantner Z. et al.* BPR: Bayesian personalized ranking from implicit feedback // Proceedings of the 25th Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence, 2009. P. 452–461.
4. *Gunawardana A., Meek C.* A unified approach to building hybrid recommender systems // Proceedings of the 3rd ACM Conference on Recommender Systems, 2009. P. 117–124.
5. *Linden G., Smith B., York J.* Amazon.com recommendations: Item-to-item collaborative filtering // IEEE Internet Computing. 2003. Vol. 7. No. 1. P. 76–80.
6. *Adomavicius G., Tuzhilin A.* Toward the next generation of recommender systems: A survey of the state-of-the-art and possible extensions // IEEE Transactions on Knowledge and Data Engineering. 2005. Vol. 17. No. 6. P. 734–749.

ЭЛЕКТОРАЛЬНЫЕ ЭФФЕКТЫ ЭКОЛОГИЧЕСКОГО ПРОТЕСТНОГО ЦИКЛА В БАШКОРТОСТАНЕ (2016–2021)

Снарский Ярослав Александрович

E-mail: ysnarski@hse.ru
г. Санкт-Петербург, НИУ ВШЭ

**Научные руководители:
PhD Седашов Е.А., Степанищева Я.В., Стародубцев А.В.**

Почему экологические протесты влияют на голосование граждан? Основывая свой анализ на экологическом протестном цикле в Башкортостане, мы показываем, что пространственная близость к месту протеста значительно снижает долю голосов за партию власти и увеличивает роль протестного голосования. Под экологическим протестным циклом мы подразумеваем последовательность протестных событий, связанных с оспариванием природных ресурсов [1]. Если до 2016 г. Республика Башкортостан характеризовалась

низким уровнем протестной активности, то к лету 2020 г. протесты такого рода достигли пика. Это обстоятельство позволило нам использовать метод разность-в-разностях [2], чтобы оценить вклад экологических протестов в электоральные результаты участковых избирательных комиссий в республике. Мы используем данные двух электоральных циклов — парламентских выборов 2016 и 2021 гг.

В то время как экоактивисты направили усилия на привлечение поддержки новых групп граждан, они распространяли информацию о некомпетентности региональной власти в области управления природными ресурсами. Поскольку протестующие оставались в зоне неполитической активности и смогли добиться своих целей, местные жители не воспринимали их как радикалов, нацеленных на режимное измерение. Это привело к тому, что жители ближайших к месту протеста населенных пунктов обновили свои электоральные предпочтения на основании полученной информации (табл. 1) [3].

Экологическое движение не смогло сконвертировать рост собственной поддержки в парламентские места. Отдельные успехи экоактивистов не привели к изменениям в институциональной организации защиты окружающей среды, но «высветили» недостатки регионального управления.

Литература

1. *Oliver P.E., Myers D.J. Networks, Diffusion, and Cycles of Collective Action* // Oliver P.E., Myers D.J. (eds). *Social Movements and Networks: Relational Approaches to Collective Action*. Oxford University Press, 2003. <https://doi.org/10.1093/0199251789.003.0008>.
2. *Roth J.P., Sant'Anna H.C., Bilinski A. et al. What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature* // *Journal of Econometrics*. 2023. Vol. 235. No. 2. P. 2218–2244. <https://doi.org/10.1016/J.JECONOM.2023.03.008>.
3. *Sirotkina E. Observability obstructs motivated reasoning in autocracy* // *SSRN Electronic Journal*. 2022. <https://doi.org/10.2139/SSRN.4050130/>.

Таблица 1

Модели со средним эффектом воздействия близости к месту проведения акции протеста на результаты правящей партии (число участников = больше 999)

	M1	M2	M3	M4	M5	M6
Зависимая переменная	Голосование за «Единую Россию»					
Воздействие (< 40 km) × Post (2021)	-13,07*** (3,45)					
Воздействие (< 60 km) × Post (2021)		-9,37** (3,08)				
Воздействие (< 80 km) × Post (2021)			-8,53** (2,54)			
Воздействие (< 100 km) × Post (2021)				-10,39*** (2,17)		
Воздейств. (< 120 km) × Post (2021)					-8,36*** (2,07)	
Воздействие (< 140 km) × Post (2021)						-6,89** (2,40)
Фиксированные эффекты						
ТИК	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Год	Да	Да	Да	Да	Да	Да
Ст. ошибки кластеризованы	По ТИК	По ТИК	По ТИК	По ТИК	По ТИК	По ТИК
Наблюдения	6,624	6,624	6,624	6,624	6,624	6,624
R2	0,38	0,38	0,38	0,39	0,38	0,37

ДЕКОМПОЗИЦИЯ РАСПРЕДЕЛЕНИЙ В ОЦЕНКЕ СТЕПЕНИ ИЗНОСА ОСНОВНЫХ ФОНДОВ В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Соловьев Данил Александрович

E-mail: dani4soloviev@yandex.ru
г. Магнитогорск, МГТУ им. Г.И. Носова

Научный руководитель: д.э.н., доцент Карелина М.Г.

Одним из факторов, ограничивающих развитие высокотехнологичных инноваций в российской экономике, является слабый уровень материально-технической и технологической базы предприятий в различных регионах Российской Федерации. Недостаточный объем инвестиций в развитие и обновление машин, оборудования, зданий, сооружений приводит к возрастанию износа основных фондов (ОФ), который выступает индикатором, характеризующим отношение накопленного к определенной дате износа имеющихся ОФ (разницы их полной учетной и остаточной балансовой стоимости) к полной учетной стоимости этих ОФ на ту же дату [2]. Динамика изменения степени износа ОФ в Российской Федерации в 2018–2022 гг. представлена на рис. 1.

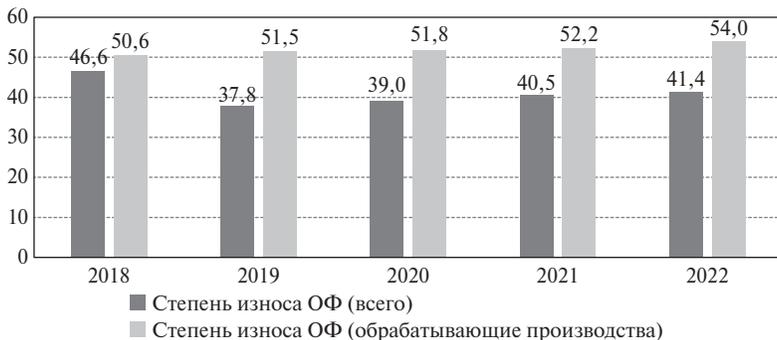


Рис. 1. Степень износа основных фондов, Россия, 2018–2022 гг., %

В данной статье автором предпринята попытка анализа степени износа ОФ (обрабатывающие производства) в 76 рассмотренных субъектах РФ на основе использования параметрических ме-

тодов классификации [1]. Для определения стратификационной структуры были использованы данные по регионам РФ за 2020–2022 гг. Анализ гистограммы логарифма анализируемого признака подтвердил справедливость выдвинутого предположения о логарифмически нормальном законе распределения для отдельных групп российских регионов. Полиmodalность распределения указывала на присутствие в выборке элементов различных однородных совокупностей. Согласно гистограмме логарифма исследуемого признака за 2020–2022 гг., было сделано предположение о наличии трех страт с колоколообразными функциями распределения.

Для нахождения наилучших оценок параметров требуется выбор критерия оптимальности и формирования процедуры получения оценок. Для этого в работе был использован метод максимального правдоподобия, который максимизирует многомерную плотность вероятности распределения исследуемого параметра [3]. Параметрическое моделирование достаточно точно описывает имеющиеся данные о степени износа основных фондов в обрабатывающем производстве, о чем свидетельствует близость теоретической и эмпирической гистограмм.

За период 2020–2022 гг. число регионов с высоким уровнем износа ОФ (страта 1) не изменилось и составило 40,8% совокупного числа исследуемых регионов экономики Российской Федерации. При этом число российских регионов с низким уровнем износа ОФ в обрабатывающем производстве (страта 2) сократилось с 32,9 до 27,6%, а со средним уровнем износа ОФ (страта 3) увеличилось с 26,3 до 31,6% совокупного числа исследуемых российских регионов.

Таким образом, проведенная оценка на основе использования декомпозиции распределения показала, что наблюдаются существенные межрегиональные различия по основному показателю, характеризующему степень износа ОФ. К причинам снижения числа российских регионов с низким уровнем износа ОФ в обрабатывающем производстве можно отнести как физический, так и моральный износ активов предприятий в условиях технологического прогресса при недостаточном уровне привлечения инвестиций в модернизацию и обновление ОФ.

Литература

1. *Мхитарян В.С. и др.* Анализ данных: учебник для вузов / под ред. В.С. Мхитаряна. М.: Юрайт, 2024. 490 с.
2. *Антипенко А.А.* Оценка износа основных производственных фондов в отраслях металлургической промышленности на фоне изменения динамики инвестирования в основной капитал // Вестник ОмГУ. Сер. Экономика. 2023. № 2. С. 5–16.
3. *Сиротин В.П., Архипова М.Ю.* Расщепление смеси вероятностных распределений в задачах моделирования социально-экономических процессов: учеб. пособие. М.: МЭСИ, 2007. 64 с.

ПРОЕКТИРОВАНИЕ СЕРВИСА МАШИННОГО ПЕРЕВОДА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ НЕЙРОННЫХ СЕТЕЙ

Соломевич Александр Сергеевич

E-mail: alexandr.solomevich@gmail.com

г. Минск, БГУ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Малюгин В.И.

В современном мире технологии обработки естественного языка (NLP) играют ключевую роль в различных аспектах повседневной жизни. Важность NLP заключается не только в обеспечении более эффективного взаимодействия с компьютерами, но и в создании средств коммуникации между человеком и машиной, которые становятся все более непрерывными и интуитивными. Машинный перевод является одной из ключевых областей исследований в области обработки естественного языка, играя важную роль в обеспечении коммуникации и обмена информацией в многоязычном мире. Актуальность данной темы подчеркивается растущим объемом текстов и документов, требующих перевода на различные языки, — от социальных медиа и бизнес-корреспонденции до научных публикаций.

В данном докладе рассматриваются различные аспекты построения моделей машинного перевода. Отдельное внимание уделяется важности предобработки текстов перед обучением моделей,

включающей такие этапы, как токенизация, управление стоп-словами, фильтрация шума.

Практическая часть данного исследования направлена на проведение сравнительного анализа качества и производительности архитектур и методов в различных сценариях машинного перевода. Основной акцент делается на таких архитектурах, как LSTM и трансформеры, а также их сравнении с классическими статистическими подходами.

Литература

1. *Vaswani A., Shazeer N., Parmar N. et al.* Attention is all you need // Advances in Neural Information Processing Systems (NIPS), 2017.
2. *Градобоев П., Алексеев А., Кирилов А.* Автоматический машинный перевод: современные методы и подходы, 2017.
3. *Sutskever I., Vinyals O., Le Q.V.* Sequence to sequence learning with neural networks, 2014.
4. *Luong M.-T., Pham H., Manning C.D.* Effective approaches to attention-based neural machine translation // Empirical Methods in Natural Language Processing (EMNLP). 2015. <https://arxiv.org/abs/1508.04025>.
5. *Борисов Е.С., Воронцов Д.А., Гудков И.В.* Сравнение методов машинного перевода на основе нейронных сетей // Информатика и ее применения. 2018. <https://www.elibrary.ru/item.asp?id=35180083>.
6. *Devlin J., Chang M.W., Lee K. et al.* BERT: Pre-training of deep bi-directional transformers for language understanding, 2018.

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА УРОВЕНЬ БЕЗРАБОТИЦЫ МОЛОДОГО ПОКОЛЕНИЯ (16–24 ЛЕТ) КИТАЯ

Солончукова Полина Станиславовна

E-mail: solo.polina@mail.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Михайлова С.С.

Безработица среди молодого поколения — одна из основных проблем современного общества. Молодые люди учатся и получают профильное образование, оканчивают бакалавриат, магистратуру и аспирантуру, но при этом сталкиваются с проблемой трудоустройства.

Согласно исследованиям зарубежных средств массовой информации (The Conversation, The Guardian, CNN, Council on Foreign Relations и т.д.), а также официальным показателям, в Китае наблюдается один из самых высоких показателей безработицы среди молодого поколения.

Для анализа безработицы были использованы данные инфляции, ВВП, процент обучающихся в высших заведениях, прямые иностранные инвестиции, государственные расходы на образование (в процентах), лаговая переменная, показывающая показатель молодой безработицы, и лаговая переменная, процент обучающихся в высших заведениях.

Была построена регрессия, модель SARIMAX. Согласно проведенному исследованию, показатель безработицы прямо пропорционально зависит от показателя безработицы прошлого года. Количество учащихся за текущий год влияет на высокий показатель безработицы, так как работодатель не готов взять на работу специалиста, который не окончил университет. Работодатели отдают предпочтение тем, кто окончил университет и обладает релевантным опытом, поэтому следует создавать специальные программы, чтобы при выпуске из университета молодое поколение сразу обладало таким опытом.

Литература

1. *Evanezza M., Geetha C.* Macroeconomic factors that affecting youth unemployment in Malaysia // Malaysian Journal of Business and Economics.
2. *Bal-Domańska B.* The impact of macroeconomic and structural factors on the unemployment of young women and men // Springer Science+Business Media.
3. *Choudhry M., Marelli E., Signorelli M.* Youth and total unemployment rate: The impact of policies and institutions, 2012.
4. China's youth unemployment problem has become a crisis we can no longer ignore // The Conversation. 2023. October 8.
5. China stops releasing youth unemployment rates amid economic gloom // The Guardian. 2023. August.
6. China stops releasing youth unemployment data after it hit consecutive record highs // CNN 2023. August 18.
7. International Labour Organization. https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/--dgreports/--inst/documents/publication/wcms_908143.pdf.

АНАЛИЗ ВЗАИМОСВЯЗИ НЕРАВЕНСТВА И ЗАГРЯЗНЕНИЯ ОКРУЖАЮЩЕЙ СРЕДЫ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Сугаипов Дени Ризванович

E-mail: drsugaipov@mail.ru

г. Москва, Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

Регионы Российской Федерации характеризуются сильной дифференциацией как уровня доходов, так и уровня выбросов загрязняющих веществ в атмосферу. Неравенство доходов может как способствовать увеличению уровня загрязнения, так и препятствовать его росту. В связи с этим существуют риски увеличения количества выбросов в окружающую среду при проведении непоследовательной налоговой или социальной политики.

Согласно одной из точек зрения, неравенство доходов положительно связано с ухудшением окружающей среды [1–4]. Авторы [1] демонстрируют, что группы населения с высокими доходами могут потреблять больше товаров и услуг, производимых с большим количеством затрачиваемой энергии, т.е. опосредованно стимулируют рост выбросов парниковых газов. Авторы [4] предполагают, что низкая доступность информации и отсутствие осведомленности являются доминирующими факторами, способствующими увеличению выбросов углерода и потребления энергии.

С другой стороны, увеличение неравенства доходов может приводить к улучшению окружающей среды. Так, в исследовании [5] на примере Турции было показано, что увеличение неравенства доходов снижает выбросы углерода. Авторы [6] обнаружили, что качество воздуха и воды улучшается по мере роста доходов. В работе [7] тоже было обнаружено положительное влияние роста неравенства на окружающую среду.

Также существуют и российские исследования, анализирующие проблему взаимосвязи между неравенством и загрязнением окружающей среды в регионах России [8, 9]. Однако они не принимают во внимание различие регионов по уровню добычи полезных ископаемых, что может смещать оценки.

Таким образом, цель настоящей работы состоит в том, чтобы оценить влияние неравенства на загрязнение окружающей среды по регионам Российской Федерации.

Для достижения поставленной цели в настоящей работе используются панельные данные с 2004 по 2021 г. из статистических сборников «Регионы России. Социально-экономические показатели» и «Основные показатели охраны окружающей среды». В качестве показателя выбросов для регионов Российской Федерации использовались выбросы загрязняющих атмосферу веществ, отходящих от стационарных источников.

На основе обзора литературы были выбраны следующие показатели, которые могут влиять на выбросы загрязняющих веществ в атмосферу. В качестве показателя неравенства было решено использовать различные переменные — коэффициент Джини, а также коэффициент фондов. В качестве контрольных переменных в модель будут включаться валовой региональный продукт на душу населения в постоянных ценах 2016 г., доля городского населения как процент общей численности населения в регионах, доля добычи полезных ископаемых в ВРП, доля обрабатывающе-

го производства в ВРП и потребление электроэнергии на душу населения.

Полученные результаты на основе модели с фиксированными эффектами демонстрируют, что коэффициент Джини почти во всех моделях влияет значимо и положительно на выбросы загрязняющих веществ в атмосферу. Можно сделать вывод, что увеличение разрыва между богатыми и бедными в России способствует росту выбросов.

Далее было проанализировано влияние неравенства на выбросы загрязняющих веществ в атмосферу по разным группам регионов. Для этого регионы были разбиты на две группы по средней доле добычи полезных ископаемых в ВРП региона с 2004 по 2021 г. Пороговое значение было взято 25%. В результате выявлено, что неравенство ухудшает экологическую обстановку в регионах с меньшей долей добычи полезных ископаемых.

Результаты настоящего исследования соответствуют зарубежным работам, обнаружившим положительное влияние неравенства на загрязнение окружающей среды в России. Таким образом, сокращение неравенства может благоприятно сказаться на защите окружающей среды в стране.

Литература

1. *Golley J., Meng X.* Income inequality and carbon dioxide emissions: The case of Chinese urban households // *Energy Economics*. 2012. Vol. 34. No. 6. P. 1864–1872.
2. *Zhang C., Zhao W.* Panel estimation for income inequality and CO₂ emissions: A regional analysis in China // *Applied energy*. 2014. Vol. 136. P. 382–392.
3. *Hao Y., Chen H., Zhang Q.* Will income inequality affect environmental quality? Analysis based on China's provincial panel data // *Ecological Indicators*. 2016. Vol. 67. P. 533–542.
4. *Baloch M.A., Khan S.U.D., Ulucak Z.Ş. et al.* Analyzing the relationship between poverty, income inequality, and CO₂ emission in Sub-Saharan African countries // *Science of the Total Environment*. 2020. Vol. 740. P. 139867.
5. *Demir C, Cergibozan R, Gök A.* Income inequality and CO₂ emissions: Empirical evidence from Turkey // *Energy & Environment*. 2019. Vol. 30. No. 3. P. 444–461.

6. *Kasuga H., Takaya M.* Does inequality affect environmental quality? Evidence from major Japanese cities // *Journal of Cleaner Production*. 2017. Vol. 142. P. 3689–3701.
7. *Heerink N., Mulatu A., Bulte E.* Income inequality and the environment: Aggregation bias in environmental Kuznets curves // *Ecological Economics*. 2001. Vol. 38. No. 3. P. 359–367.
8. *Михалищев С., Раскина Ю.* Экологическая кривая Кузнецца: случай России // *Финансы и бизнес*. 2016. Т. 1. С. 17–39.
9. *Иванова В.* ВРП и загрязнение окружающей среды в регионах России: пространственно-эконометрический анализ // *Квантиль*. 2019. № 14. С. 53–62.

ПРОВЕРКА НАЛИЧИЯ ЭФФЕКТА ГИСТЕРЕЗИСА В ДИНАМИКЕ БЕЗРАБОТИЦЫ В РОССИИ

Тадей Валерия Андреевна

E-mail: tadey-va@ranepa.ru

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Зубарев А.В.

Российский рынок труда имеет свою специфику, одной из отличительных его черт является постепенное снижение безработицы за последние две декады. Ожидалось, что пандемия коронавируса и экономические санкции 2022 г. должны были спровоцировать значительный рост безработицы в России. Несмотря на это, показатели 2023 г. оказываются рекордно низкими: в январе 2023 г. официально доля безработных составила 3,6%. Если отсутствие предрекавшегo сокращения занятости вследствие санкций можно объяснить тем, что большинство желавших уйти с рынка компаний продолжили в том или ином виде работу, не допустив значительных сокращений, то влияние других шоков на рынок труда интересно для изучения, так как может способствовать выработке мер макроэкономической политики, в том числе для минимизации последствий кризисов.

При изучении динамики безработицы часто выделяют два различных подхода: гипотеза естественного уровня безработицы и гипотеза гистерезиса.

Под естественным уровнем безработицы, описанным Милтоном Фридманом, обычно понимают долгосрочный равновесный показатель безработицы, на который не оказывают влияние временные шоки в экономике и вокруг которого колеблется фактический уровень безработицы. Естественный уровень складывается из структурной и фрикционной безработицы и зависит от таких показателей, как размеры пособий по безработице, налоговый клин, структурные сдвиги в экономике, а также институциональные особенности рынка труда.

Противоположная гипотезе естественного уровня концепция гистерезиса сформулирована в 1986 г. для объяснения резкого и длительного роста безработицы во многих странах Западной Европы. Она предполагает, что на рынке труда существует некоторая «инертность», в результате которой произошедшие временные шоки влекут за собой достаточно продолжительное повышение безработицы [1]. Это означает, что долгосрочный равновесный уровень дополнительно определяется эндогенными факторами, такими как производительность труда, длительная безработица и запасы капитала. Из гипотезы гистерезиса нередко следует вывод о существовании возможности повлиять монетарной политикой на фактическую безработицу, а через нее — на ее долгосрочный равновесный уровень [7].

Причинами возникновения гистерезиса безработицы могут быть потери в человеческом капитале, так как люди, длительное время бывшие безработными, имеют меньшую вероятность найти работу в дальнейшем вследствие потери навыков и эффекта стигматизации [2]. Также это явление объясняется теорией инсайдеров-аутсайдеров: из-за высоких издержек на выходные пособия и сильной переговорной позиции уже нанятых работников заработная плата текущих сотрудников превосходит зарплатные ожидания и, соответственно, производительность труда безработных. В результате не все уволенные во время кризиса работники могут быть наняты обратно после его окончания, что продлевает негативные последствия экономического спада [5].

В нашей работе была рассмотрена классическая модель естественного уровня безработицы, описанная в работах [3, 4], в модификации, позволяющей определить изменения показателей безработицы в долгосрочном периоде в ответ на различные эндогенные шоки [6]. Основная предпосылка модели — несовершенная конкуренция в экономике, благодаря чему фирмы и работники

могут влиять на цены на продукцию и заработную плату соответственно.

Для оценки модели использованы квартальные данные с 2000 по 2023 г. по таким показателям, как реальная средняя заработная плата, реальная производительность труда, уровни безработицы и долгосрочной безработицы, налоговый клин, валовое накопление основного капитала, долгосрочные процентные ставки и реальная цена на нефть марки Brent. Поскольку переменные нестационарны, в работе используется модель коррекции ошибок.

На основе построения графиков функций импульсного отклика делаем вывод о том, что рост производительности труда приводит к долгосрочному снижению уровня безработицы. Это можно объяснить замедленной реакцией заработных плат на рост производительности труда, в результате чего фирмам становится выгоднее нанимать работников. Кроме того, частично наблюдается еще один канал возникновения эффекта гистерезиса: рост безработицы провоцирует долгосрочное сокращение запасов капитала, которое, в свою очередь, в дальнейшем вызывает дополнительный рост безработицы на протяжении нескольких кварталов.

Результатом работы становится вывод о том, что в России существует эффект гистерезиса в динамике безработицы. Следовательно, кратковременные шоки в экономике могут изменить долгосрочный равновесный показатель безработицы, что важно иметь в виду при проведении экономической политики с целью сокращения безработицы.

Литература

1. *Blanchard O.J., Summers L.H.* Hysteresis and the European unemployment problem // NBER Macroeconomics Annual. 1986. Vol. 1. P. 15–78.
2. *Hughes P.R., Hutchinson G.* Is unemployment irreversible? // Applied Economics. 1988. Vol. 20. P. 31–42.
3. *Layard R., Nickell S.* Combatting unemployment. Oxford: Oxford University Press, 2011.
4. *Layard R., Nickell S., Jackman R.* Unemployment: Macroeconomic performance and the labour market. Oxford: Oxford University Press, 1991.

5. *Lindbeck A., Snower D.J.* Insiders versus Outsiders // *Journal of Economic Perspectives*. 2001. Vol. 15. P. 165–188.
6. *Rodriguez-Gil A.* Hysteresis and labour market institutions. Evidence from the UK and the Netherlands // *Empirical Economics*. 2018. Vol. 55. P. 1985–2025.
7. *Stockhammer E., Sturn S.* The impact of monetary policy on unemployment hysteresis // *Applied Economics*. 2012. Vol. 44. P. 2743–2756.

ИССЛЕДОВАНИЕ ПРОБЛЕМЫ УПРАВЛЕНИЯ ИНВЕСТИЦИЯМИ В МОДЕЛИ, ВКЛЮЧАЮЩЕЙ СТРАХОВАНИЕ ПОЖИЗНЕННОЙ РЕНТЫ И РИСКОВОЕ СТРАХОВАНИЕ

Тархова Анна Евгеньевна

E-mail: a.tarkhova5@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.ф.-м.н. Белкина Т.А.

Рассматривается модель страхового портфеля, включающая страхование пожизненной ренты и рисковое (non-life) страхование. Данная модель представляется процессом динамики резерва страховой компании, имеющим вид

$$R_t = u + ct + \sum_{i=1}^{N_1(t)} c_i - \sum_{j=1}^{N(t)} z_j, \quad t \geq 0, \quad (1)$$

где R_t — резерв страховой компании в момент $t \geq 0$; u — размер начального резерва; c — разница между ставкой премии в non-life-страховании и ставкой пожизненной ренты; $N_1(t)$ — однородный пуассоновский процесс с интенсивностью $\lambda_1 > 0$; c_k — независимые одинаково распределенные случайные величины (н.о.р.с.в.) с функцией распределения $G(z)$ ($G(0) = 0$, $\mathbb{E}C_1 = n < \infty$, $n > 0$), определяющие размеры случайных поступлений и не зависящие от $N_1(t)$ (возникают в момент окончания жизни страхователей в результате высвобождения нерастраченных премий по договорам); $N(t)$ — однородный пуассоновский процесс с интенсивностью $\lambda > 0$; Z_k —

н.о.р.с.в. с функцией распределения $F(z)$ ($F(0) = 0$, $\mathbb{E}Z_k = m < \infty$, $m > 0$), определяющие выплаты по страховым требованиям.

Сложные пуассоновские процессы в (1) также не зависят друг от друга.

Предполагается, что некоторая доля общего резерва страховой компании инвестируется в рисковый актив, цена которого задается геометрическим броуновским движением

$$dS_t = \mu S_t dt + \sigma S_t dB_t,$$

где μ — ожидаемая доходность акций; σ — волатильность.

В работе [2] рассматривается постоянная структура инвестиционного портфеля. В нашем случае доля рисковых активов в портфеле в момент времени t рассматривается как случайная величина, зависящая от предыдущей информации и определяющая управление в момент времени t , тогда $\pi = \{\alpha_t\}_{t \geq 0}$ — процесс управления.

Рассматривается задача максимизации вероятности неразорения

$$\varphi^*(u) = \sup_{\pi \in \Pi} \varphi^\pi(u), \quad u > 0,$$

где $\varphi^\pi(u)$ — вероятность неразорения на бесконечном интервале времени при управлении π ; Π — множество всех допустимых управлений.

Исследование максимизации вероятности неразорения страховой компании проводится с применением подхода, основанного на принципе оптимальности Беллмана для вероятности неразорения как функции начального резерва. Такой подход применяется в [3] для классической модели Крамера — Лундберга, в [1] он используется для коллективной модели пенсионного страхования. Применение динамического программирования для поиска оптимального управления приводит к сингулярным задачам для интегро-дифференциальных уравнений.

В нашем случае уравнение Беллмана имеет вид

$$\sup_{\alpha \in \mathbb{R}} \left(\frac{1}{2} \alpha^2 \sigma^2 u^2 V''(u) + V'(u) (\alpha \mu + (1 - \alpha)r)u + c \right) - \\ - \lambda \left[V(u) - \int_0^u V(u - x) dF(x) \right] - \lambda_1 \left[V(u) - \int_0^\infty V(u + y) dG(y) \right] = 0,$$

где $V(u)$ — функция Беллмана.

Оно преобразуется к виду нелинейного интегро-дифференциального уравнения с вольтерровым и невольтерровым операторами. К этому уравнению добавляются условия, которые могут быть получены при исследовании свойств процесса (1).

Для случая $c > 0$ данная задача сводится к задаче Коши с параметрами для системы обыкновенных дифференциальных уравнений (одно из них нелинейное, ему удовлетворяет оптимальная стратегия). Для выделения нужного решения из множества решений системы, соответствующих различным параметрам, используется некоторое нелокальное условие и условие нормировки.

Литература

1. *Белкина Т.А., Колюхова Н.Б., Курочкин С.В.* Оптимальное управление инвестициями в коллективной модели пенсионного страхования: исследование сингулярных нелинейных задач для интегро-дифференциальных уравнений // Журнал вычислительной математики и математической физики. 2022. Т. 62. № 9. С. 1473–1490.
2. *Белкина Т.А., Огарева А.С.* Рисковые инвестиции и вероятность неразорения в модели страхования с двусторонними скачками: задачи для интегро-дифференциальных уравнений и обыкновенного дифференциального уравнения и их эквивалентность // Известия Саратовского университета. Новая серия. Сер. Математика. Механика. Информатика. 2023. Т. 23. Вып. 3. С. 278–285.
3. *Hipp C., Plum M.* Optimal investment for investors with state dependent income, and for insurers // Finance and Stochastics. 2003. Vol. 7. P. 299–321.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ И КЛАССИЧЕСКИХ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ДЛЯ ПОСТРОЕНИЯ СКОРИНГОВОЙ МОДЕЛИ В АВТОСТРАХОВАНИИ

Тимофеев Дмитрий Игоревич

E-mail: ditimofeev@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

Одной из ключевых задач страховых компаний для предотвращения наступления больших убытков является оценка уровня надежности клиента при заключении договора автострахования ОСАГО. Один из наиболее популярных и широко используемых методов — модели автоматического скоринга, которые на основе определенных параметров могут определить, «хороший» клиент или «плохой», с точки зрения принятия его риска на страхование. Такие системы обычно строятся с помощью классического метода эконометрики — логистической регрессии, целевая переменная которой и показывает степень риска клиента для страховщика. Однако не все страховщики используют сильные и качественные методы, поэтому проблема финансовых потерь остается актуальной.

В последнее время растет популярность методов машинного обучения, таких как случайный лес, градиентный бустинг, нейронные сети, так как они позволяют увидеть более сложные нелинейные зависимости в данных. Подобные модели позволяют моделировать зависимость между целевой переменной и независимыми переменными, такими как пол, возраст, марка автомобиля, возраст автомобиля, водительский стаж и другие факторы, характеризующие клиента и его историю.

Цели данного исследования — нахождение оптимальных параметров моделей, сравнение различных методов и, как следствие, построение качественной и гибкой скоринговой системы, с помощью которой можно точно классифицировать клиента с точки зрения андеррайтинга (принятия риска на страхование или отказа от него). В качестве данных используется реальный страховой портфель ОСАГО крупной российской компании из 30 тыс. дого-

воров. В методологию работы входят модели машинного обучения, такие как гистограммный градиентный бустинг, нейронная сеть с обратным распространением ошибки, случайный лес и логистическая регрессия.

Кроме того, в работе используются различные методы предобработки и кодирования данных — Standard Scaler, Leave-one-out Encoder и проч.

Итоговые модели строятся на основе различных категориальных и численных переменных. Качество моделей оценивается на основе известных метрик — Accuracy, ROC-AUC, F1-score, также используются ROC-кривые и матрицы ошибок. По этим показателям можно понять, насколько хорошо модель справляется с задачей бинарной классификации.

Можно заметить, что лучше всего с задачей классификации справляется Histogram-based Gradient boosting (рис. 1) со значением метрик: Accuracy = 0,98; ROC-AUC = 0,99; F1-score = 0,97.

Все модели показывают высокие результаты, но лучшими из них можно выделить Histogram-based Gradient boosting (см. рис. 1) и Random Forest Classifier (рис. 2).

Система ранжирования по степени риска страхователей происходит по принципу перевода коэффициентов моделей в линейную школу скоринговых баллов, которые рассчитываются по формуле [2]

$$\text{Балл} = - \left(\text{WoE}_j \cdot \text{Shap}_i + \frac{\left| \sum_{i=1}^n \text{Shap}_j \right|}{n} \right) \cdot R + \frac{A}{n},$$

где $R = \frac{D}{\ln(2)}$; D — количество баллов, удваивающих шансы; $A = B - R \cdot \ln(C)$; Shap — значение вектора Шепли для конкретной переменной; n — количество независимых регрессоров; WoE — значения веса влияния категории регрессора.

В результате построения модели и корректного использования параметров мы получаем скоринговые баллы для каждой категории, что позволяет посчитать итоговый балл по каждому текущему и потенциальному клиенту страховой компании.

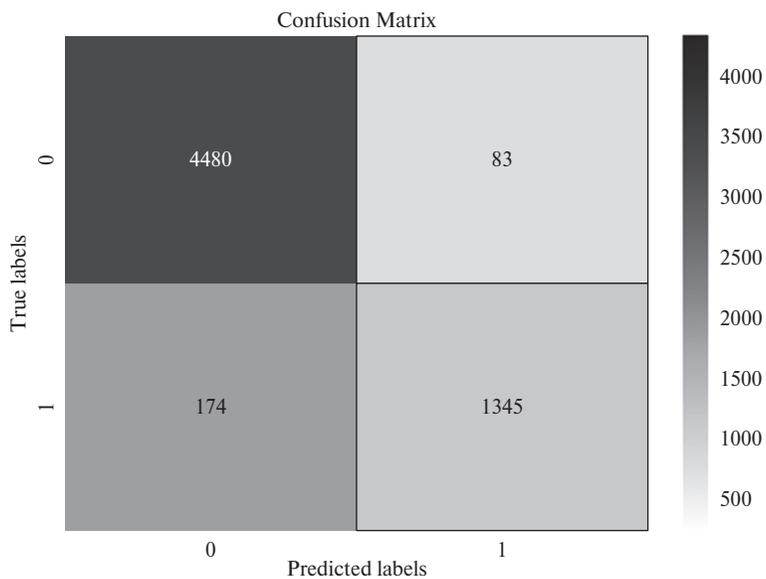
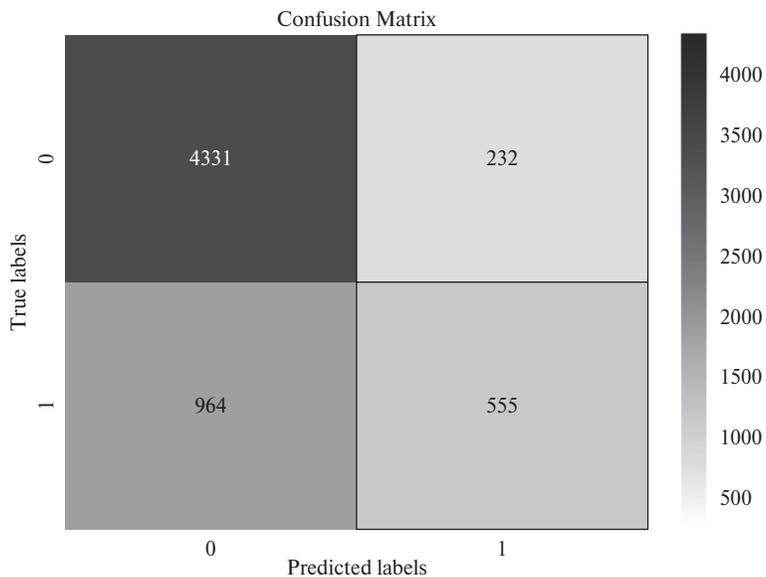


Рис. 1. Матрицы ошибок для Logistic Regression и Histogram-based Gradient boosting

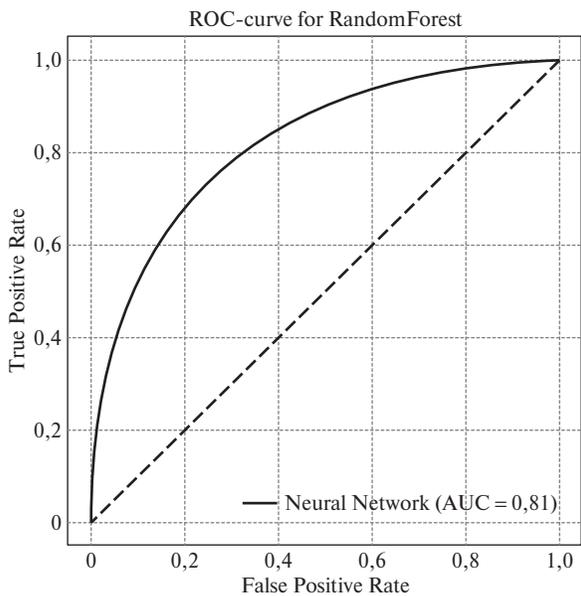
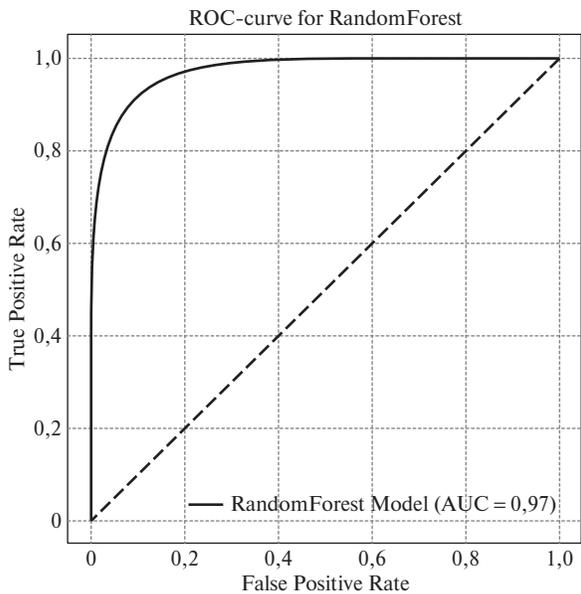


Рис. 2. ROC-кривые для Random Forest Classifier и Neural Network

Литература

1. *Hjelkrem L.O., de Lange P.E.* Explaining deep learning models for credit scoring with SHAP: A case study using open banking data // *J. Risk Financial Manag.* 2023.
2. *Сорокин А.С.* К вопросу валидации модели логистической регрессии в кредитном скоринге // Интернет-журнал «Науковедение». 2014. № 2 (21).
3. *Сорокин А.С.* Построение скоринговых карт с использованием модели логистической регрессии // Интернет-журнал «Науковедение». 2014. № 2 (21).
4. *Tyagi S.* Analyzing machine learning models for credit scoring with explainable AI and optimizing investment decisions // *American International Journal of Business Management (AIJBM)*, 2022.
5. *Zhirov V.K.* Neural network as a tool to solve credit scoring problems // *Journal of Physics: Conference Series*, 2021.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ РОЖДАЕМОСТИ И ЕЕ ВЛИЯНИЯ НА СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ В РАЗВИТЫХ И РАЗВИВАЮЩИХСЯ СТРАНАХ

Турдиллаева Мадинабону Улугбек кизи

E-mail: m.turdillayeva@my.mgimo.ru

г. Ташкент, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Архипова М.Ю.

В современной экономической науке и социологии одними из ключевых аспектов изучения являются динамика рождаемости и ее влияние на социально-экономическое развитие стран. Данное исследование направлено на моделирование динамики рождаемости и анализ ее последствий для экономики и социальной сферы в различных странах с разным уровнем развития. Особое внимание уделяется сравнению развитых и развивающихся стран, что позволяет выявить специфические тренды и факторы, влияющие на рождаемость, а также оценить последствия изменений демо-

графических показателей для социально-экономических процессов.

В ходе работы используются различные статистические методы и модели математического моделирования, включая регрессионный анализ, методы временных рядов и системы уравнений. Эти методы позволяют анализировать и прогнозировать изменения в уровне рождаемости, а также их влияние на такие показатели, как ВВП на душу населения, уровень образования, здравоохранение, пенсионное обеспечение и рынок труда.

Предварительные результаты исследования указывают на значительные различия в динамике рождаемости и ее влиянии на экономику и общество между развитыми и развивающимися странами. В частности, выявлено, что в развитых странах снижение уровня рождаемости сопровождается увеличением социальных расходов и изменениями в структуре трудовых ресурсов, тогда как в развивающихся странах высокий уровень рождаемости оказывает давление на экономические и социальные системы, требуя адаптации политики в области образования, здравоохранения и занятости.

Работа направлена на выявление оптимальных стратегий демографической политики, способствующих устойчивому социально-экономическому развитию. Исследование предлагает комплексный подход к анализу взаимосвязи между демографическими процессами и социально-экономическими изменениями, что позволяет сформулировать рекомендации для государственной политики и стратегий развития в различных странах.

Литература

1. *Новикова М.С., Лапицка Д.Е.* Сравнительный анализ демографической ситуации развитых и развивающихся стран. <https://cyberleninka.ru/article/n/sravnitelnyy-analiz-demograficheskoy-situatsii-razvityh-i-razvivayuschih-sya-stran>.
2. Birth Rate and Its Consequences for Global Development: International Demographic Report. UN, 2022.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ ЭФФЕКТЫ В ГОЛОСОВАНИИ НА ПРИМЕРЕ МУНИЦИПАЛЬНЫХ ВЫБОРОВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ в 2021–2022 гг.

Турчак Диана Николаевна

E-mail: dnturchak@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Демидова О.А.

Результаты муниципальных выборов имеют важное значение, поскольку они напрямую влияют на местное управление, политику, экономическое состояние и развитие муниципалитета. Неоднородность в результатах голосования указывает на различия и отклонения в предпочтениях избирателей, имеющие важное значение для понимания избирательных процессов.

Данная работа посвящена исследованию неоднородности в результатах голосования на муниципальном уровне, цель работы — продемонстрировать пространственную автокорреляцию между муниципалитетами и выявить значимые социально-экономические показатели, определяющие предпочтения избирателей на текущих выборах, с помощью глобальный индексов пространственной автокорреляции Морана, Гири и Гетиса — Орда, описанных в работах [1–3], а также географически взвешенной регрессии, которая рассчитывается по формуле

$$Y_i = \beta_0(\text{latitude}_i; \text{longitude}_i) + \sum_m \beta_m(\text{latitude}_i; \text{longitude}_i) \cdot x_{im} + \varepsilon_i,$$

где $m = \{1; 11\}$ — идентификатор независимой переменной; $i = \{1; 2272\}$ — идентификатор муниципалитета.

Географическая взвешенная регрессия позволяет учитывать географическую привязку данных при анализе зависимостей между социально-экономическими факторами и избирательными результатами, а также высчитывает оценки коэффициентов для каждого муниципалитета отдельно. Этот метод помогает учесть пространственные взаимосвязи и особенности выборов на уровне муниципалитетов.

В данной работе выдвигаются две гипотезы:

1) расположение муниципалитетов по результатам голосования за представителей различных политических партий не является случайным и имеет место положительная автокорреляция;

2) экономические показатели оказывают влияние на выбор избирателей при голосовании.

В исследование включены результаты голосования 2272 муниципалитета (включая Москву и Санкт-Петербург) для основных партий («Единая Россия», КПРФ, ЛДПР, «Справедливая Россия» и самовыдвижение) [4], а также социально-экономические показатели, отражающие состояние муниципалитетов [5]. Новизна заключается в применении более продвинутого эконометрического подхода к изучению избирательного поведения граждан на муниципальном уровне. В отличие от предыдущих исследований [2, 3], данная работа занимается исследованием муниципальных выборов и охватывает всю территорию России в целом. Это позволяет получить более обобщенные выводы о факторах, влияющих на предпочтения избирателей по всей стране.

Анализ результатов муниципальных выборов показал, что для муниципалитетов характерна положительная пространственная автокорреляция, на долю избранных муниципальных депутатов от партии «Единая Россия» значимое влияние оказывают экономические (число субъектов МСП, дефицит/профицит бюджета) и социальные (доля протяженности автомобильных дорог общего пользования местного значения, не отвечающих нормативным требованиям, доля освещенных частей улиц, проездов, набережных) показатели.

Литература

1. *Подколзина Е.А., Демидова О.А., Кулецкая Л.Е.* Пространственное моделирование электоральных предпочтений в Российской Федерации // *Пространственная экономика*. 2020. Т. 16. № 2. С. 70–100.
2. *Окунев И.Ю., Шматкова Л.П.* Эффект соседства в Большой Евразии: пространственный автокорреляционный и кластерный анализ // *Известия Иркутского государственного университета*. Сер. Политология. Религиоведение. 2021. Т. 37. С. 58–65.
3. *Корнеева Е.М.* Локальный уровень голосования в России: пространственно-эконометрический подход // *Политическая наука*. 2021. № 3. С. 229–250.

4. Результаты голосования муниципальных выборов // Центральная избирательная комиссия РФ. <http://www.vybory.izbirkom.ru/region>.
5. База данных показателей муниципальных образований // Росстат. <https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/Munst.htm>.

ВЛИЯНИЕ COVID-19 НА ИЗМЕНЕНИЕ РАСХОДОВ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ РОССИИ НА РАЗЛИЧНЫЕ ВИДЫ УСЛУГ: АНАЛИЗ ПО ДАННЫМ RLMS

Уначева Амина Аслангериевна

E-mail: aaunacheva@edu.hse.ru

Казакова Светлана Олеговна

E-mail: sokazakova@edu.hse.ru

Нежурина Екатерина Владиславовна

E-mail: evnezhurina@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научные руководители:

**д.э.н, профессор Демидова О.А.,
преподаватель Демьяненко А.В.**

На фоне растущей экономической неопределенности, вызванной пандемией COVID-19, экономические агенты меняют потребительские привычки.

Влияние кризиса COVID-19 на российскую экономику отличается от предыдущих кризисов. Кроме того, последствия кризиса могут различным образом влиять на домохозяйства с различными характеристиками. Основу постиндустриальной экономики составляет сектор услуг, поэтому нам представляется интересным смоделировать расходы на разные виды услуг, в том числе на образование и здравоохранение. Подробный анализ влияния пандемии на модели потребления домохозяйств России представлен в статье [1], в которой для анализа использовалась база данных Росстата, содержащая единый агрегированный показатель расходов на услуги.

Новизна нашей работы заключается в использовании данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ (РМЭЗ ВШЭ), в которых расходы на услуги представлены несколькими категориями, что позволило сделать вывод об изменении расходов домохозяйств на различные виды услуг.

Цели исследования — выявить направления влияния кризиса COVID-19 на расходы российских домохозяйств на образование, медицину и другие виды услуг; определить, эластичны ли данные категории расходов по доходу; изучить другие факторы, которые имеют значимое влияние на упомянутые расходы.

В работе использовались данные РМЭЗ ВШЭ за 2019–2022 гг. Данные изначально представлены отдельно для домохозяйств и индивидов, входящих в них. Чтобы получить некоторые индивидуальные характеристики домохозяйств, два датасета были соединены по индивидуальному номеру домашнего хозяйства. Моделирование расходов производилось с помощью модели панельных данных с фиксированными и случайными индивидуальными эффектами, выбор между моделями осуществлялся с помощью теста Хаусмана. В роли зависимых переменных выступают логарифмы расходов на образование, здравоохранение и другие виды услуг. Описание объясняющих переменных представлено в табл. 1, 2.

Гипотезы, тестируемые в работе:

- гипотеза 1. Кризис COVID-19 оказал негативное влияние на расходы домохозяйств на образование в 2020 г.;

Таблица 1

Количественные объясняющие переменные и их дескриптивные статистики

Переменная	Описание	Mean	Std. Dev.	Min	Max
ln_exp	Натуральный логарифм общих расходов домохозяйств	9,128	0,904	0	13,817
mean_age	Средний возраст домохозяйств	46,669	19,463	8,667	97
child	Количество детей до 18 лет в домохозяйстве	0,577	0,928	0	9
ln_income	Натуральный логарифм общих доходов домохозяйств	9,306	0,712	0,756	13,743

Используемые категориальные переменные

Переменная	Описание	Значения
year	Год наблюдения	2019–2020
hhstype	Тип домохозяйства в зависимости от главы	МН — во главе домохозяйства мужчина трудоспособного возраста. ФН — во главе домохозяйства женщина трудоспособного возраста. РМН — во главе домохозяйства мужчина пенсионного возраста. РФН — во главе домохозяйства женщина пенсионного возраста
status	Тип населенного пункта	Областной центр, город, ПГТ, село
max_educ	Максимально достигнутый членами домохозяйств уровень образования	1 — незаконченное среднее. 2 — незаконченное среднее + что-то еще. 3 — законченное среднее. 4 — законченное среднее специальное. 5 — незаконченное высшее. 6 — законченное высшее и выше

• гипотеза 2. В период пандемии в 2020 г. домохозяйства повысили расходы на здравоохранение.

Получены результаты оценки моделей с фиксированными индивидуальными эффектами. Далее представлена интерпретация полученных результатов:

По сравнению с 2019-м в 2020 г. расходы на образовательные услуги и услуги обслуживания снизились на 14,4 и 3,9% соответственно. Мы предполагаем, что кризис COVID-19 — основная причина этого падения. Введение режима самоизоляции, закрытие учебных заведений и заведений сферы обслуживания снизили спрос на данные виды услуг. Таким образом, гипотеза 1 подтверждается. Однако в последующие два года, в 2021 и 2022 гг., наблюдалась тенденция повышения расходов на образование на 9,8 и 39% соответственно по сравнению с 2019 г. Расходы домохозяйств на услуги обслуживания также значительно выросли в 2022 г. на 3,7% по сравнению с 2019 г.

Следовательно, наблюдается смягчение последствий кризиса. Можно предположить, что снятие ограничений пандемии способ-

ствовало восстановлению экономической активности данных сфер услуг.

Расходы на медицинские услуги в 2020 г., наоборот, выросли на 9,7% по сравнению с 2019 г. В 2021 г. расходы на здравоохранение продолжали расти, теперь рост составил 4,8% по сравнению с 2019 г. Таким образом, в период кризиса COVID-19 домохозяйства увеличили расходы на медицинские услуги (в том числе лекарства и витамины), что подтверждает гипотезу 2, а в 2022 г. значимого изменения в расходах на медицинские услуги уже не наблюдалось.

Рост доходов домохозяйства на 1% приводит к повышению расходов на образовательные услуги на 0,5%; на услуги обслуживания — на 0,31%; на медицинские услуги — на 0,161%. Следовательно, расходы домохозяйства на исследуемые категории услуг неэластичны по доходу домохозяйства. Рост общих расходов домохозяйства на 1% увеличивает расходы на образовательные услуги на 1,02%; на услуги обслуживания — на 0,82%; на медицинские услуги — на 0,49%. Таким образом, только расходы домохозяйства на образовательные услуги эластичны по общим расходам домохозяйства.

Дополнительные результаты:

- домохозяйства, у членов которых максимально достигнутый уровень образования превышает незаконченное среднее, тратят больше на образовательные услуги, чем те, у которых максимально достигнутый уровень — незаконченное среднее. Например, расходы на образование домашних хозяйств, у членов которых максимальный достигнутый уровень образования — среднее специальное, больше, чем у тех, кто не получил среднего образования, примерно на 109,4%;
- с увеличением среднего возраста домохозяйства на один год расходы на образование сокращаются, а на здравоохранение растут. Такая зависимость логична, так как образование в основном получают дети и молодые люди, а пенсионеры и люди среднего возраста чаще пользуются медицинскими услугами, чем молодые люди;
- количество детей в домохозяйстве положительно влияет на изменение расходов домохозяйства на услуги обслуживания и здравоохранение.

Литература

1. *Voytenkov V., Demidova O.* Impact of COVID-19 on household consumption in Russia // *Applied Econometrics*. 2023. Vol. 72. P. 73–99.
2. *Abebe G.K., Charleboi, S., Music J.* Canadian consumers' dining behaviors during the COVID-19 pandemic: Implications for channel decisions in the foodservice industry // *Sustainability*. 2023. Vol. 14. No. 9. P. 1–21.
3. *Jimin Xiong, Zhanfeng Tan, Yufeng Zhu et al.* Change of consumption behaviours in the pandemic of COVID-19: Examining residents' consumption expenditure and driving determinants // *International Journal of Environmental Research and Public Health*. 2021. Vol. 18. No. 17. P. 1–15.
4. *Zubarevich N.V., Safronov S.G.* Russian regions in the acute phase of the coronavirus crisis: Differences from previous economic crises of the 2000s // *Regional Research of Russia*. 2020. Vol. 10. No. 4. P. 443–453.

КАК ЖЕСТКОСТЬ АНТИКОВИДНЫХ ОГРАНИЧЕНИЙ ПОВЛИЯЛА НА РОСТ ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСТВА? ОЦЕНКА ЭФФЕКТА НА ПРИМЕРЕ РОССИЙСКИХ РЕГИОНОВ

Уразбаева Алина Руслановна

E-mail: aurazbaeva@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Демидова О.А.

В 2020–2021 гг. по всему миру принимались жесткие меры по борьбе с распространением пандемии коронавируса (COVID-19), что оказало значительное влияние на рост малого и среднего предпринимательства (МСП) [1]. Во время пандемии COVID-19 губернаторы российских регионов получили расширенные полномочия по обеспечению санитарно-эпидемиологического благополучия граждан на их территории [2]. Губернаторы могли приостанавливать деятельность организаций, ограничивать передвижение людей и транспортных средств. В результате воздействие

COVID-19 на малые и средние предприятия, вероятно, было разным по степени тяжести в регионах с разным уровнем ограничений. Такие жесткие меры, как закрытие региональных границ (Челябинская область, Чеченская Республика), ограничения на пассажирские перевозки (Республика Карелия), региональное регулирование торговой и иной деятельности (Забайкальский край) и ограничения на туризм (Краснодарский край), должны были оказать более сильное воздействие на МСП, чем, например, обязательное ношение масок. Понимание того, как варьируется влияние ограничений в зависимости от их жесткости, и учет региональной неоднородности крайне важны для принятия правильных решений по стимулированию МСП. Таким образом, цель исследования — оценить реакцию роста МСП на жесткость ограничений COVID-19 на примере российских регионов.

Во время пандемии COVID-19 на предпринимательство влиял целый ряд противодействующих факторов, включая рост заболеваемости, ограничения на транспорт и экономическую деятельность, а также государственную поддержку бизнеса и льготный доступ к кредитам. В этом контексте определение причинно-следственных связей между ограничениями той или иной степени тяжести является особенно сложной задачей. Для решения этой проблемы мы используем современный метод — функцию «доза — эффект» (dose-response function). Таким образом, мы можем оценить влияние различных степеней введенных ограничений (от мягкой до жесткой изоляции) на МСП.

Для оценки реакции роста зарождающегося предпринимательства на жесткость ограничений COVID-19 мы используем ежемесячные панельные данные по 83 российским регионам, охватывающие период с января 2019 по январь 2022 г. Выбор регионов обусловлен наличием данных за указанный промежуток времени. Мы используем индекс самоизоляции Яндекса [3], который показывает уровень самоизоляции по сравнению с обычным днем до эпидемии от 0 (много людей на улице) до 5 (почти нет людей на улице) в качестве косвенного показателя жесткости ограничений COVID-19.

В ходе исследования были получены следующие выводы.

Во-первых, любой уровень ограничений приводит к сокращению числа микропредприятий. Тем не менее результаты показывают сравнительно меньшее снижение числа микропредприятий в регионах с жесткими ограничениями по сравнению с регионами с мягкими и умеренными ограничениями.

Во-вторых, в отсутствие ограничений малые и средние предприятия испытывают замедление роста. Однако мягкие и средние ограничения могут смягчить последствия этого спада, в то время как сильные ограничения могут его усугубить. Поэтому можно считать желательным введение мягких и умеренных ограничений для смягчения последствий сокращения числа малых и средних предприятий, в то время как жесткие ограничения могут оказаться более вредными.

В-третьих, результаты существенно различаются для МСП разного размера. Для микропредприятий более жесткие ограничения связаны с меньшим замедлением роста. Для малых и средних фирм результаты противоположны: чем больше изоляция, тем сильнее спад. В случае жестких ограничений сокращение числа малых и средних предприятий оказывается даже более значительным, чем при полном отсутствии ограничений.

Литература

1. Kuckertz A., Brändle L., Gaudig A. et al. Startups in times of crisis — A rapid response to the COVID-19 pandemic // *Journal of Business Venturing Insights*. 2020. No. 13. e00169.
2. President of Russia (2020). Executive Order on ensuring people's sanitary and epidemiological safety in view of coronavirus infection spread. <http://kremlin.ru/acts/news/63134>.
3. Yandex. (2023). Yandex Research — Self-Isolation Index. <https://yandex.ru/company/researches/2020/podomam>.

ПОСТРОЕНИЕ АЛЬТЕРНАТИВНЫХ ИНДИКАТОРОВ ПОТРЕБИТЕЛЬСКОЙ УВЕРЕННОСТИ И ОЦЕНКА ВОЗМОЖНОСТИ ИХ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ДЛЯ КРАТКОСРОЧНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ТЕМПОВ РОСТА КОНЕЧНОГО ПОТРЕБЛЕНИЯ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ

Устинова Регина Алексеевна

E-mail: raustinova@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Суринов А.Е.

Необходимо расширение российского аналитического инструментария, который поможет с опережением и высокой достоверностью прогнозировать конечное потребление домашних хозяйств. Разработка методики статистического измерения мнений и настроений домашних хозяйств позволит расширить информационно-аналитические возможности применения качественных данных, которые по своей природе несут в себе важную информацию.

В качестве референтного показателя для оценки прогнозных свойств индикаторов взяты темпы роста конечного потребления домашних хозяйств как основной показатель, определяющий тенденции экономического развития и являющийся двигателем производственных мощностей [1]. Для обоснования корректности выбора референтной динамики проведен масштабный обзор литературы, подтвердивший тесную связь конечного потребления домашних хозяйств и индикаторов потребительской уверенности для многих европейских стран и США [2–6], для России подобных исследований найдено не было.

В связи с этим цель данной работы — построение такого композитного индикатора, который будет наилучшим образом подходить для прогнозирования темпов роста конечного потребления домашних хозяйств.

Все расчеты в работе основывались на рекомендациях и руководствах международных организаций (ООН, Европейская экономическая комиссия ООН, Организации экономического сотрудничества и развития и др.).

В ходе работы:

1) обоснована необходимость построения альтернативных индикаторов потребительской уверенности, которые наиболее соответствуют циклическим изменениям в динамике референтного показателя;

2) построен ряд индикаторов потребительской уверенности на основе включения в него разных «балансов ответов» на вопросы обследования потребителей Росстата, в том числе при помощи разных статистических методов (метода главных компонент, среднего арифметического значения) [7, 8];

3) произведено сопоставление динамик полученных индикаторов с темпами роста конечного потребления домашних хозяйств;

4) произведена оценка совместимости референтного показателя и полученных индикаторов, подтверждено наличие статистически значимой причинно-следственной связи по Грейнджеру. Выбран один индикатор потребительской уверенности;

5) произведена совместная декомпозиция циклических компонент временных рядов выбранного индикатора потребительской уверенности и темпов роста конечного потребления домашних хозяйств (фильтры Ходрика — Прескотта, Кристиано — Фицджеральда, Калмана) [9–11], произведен детальный обзор статистических фильтров для процедуры циклического тестирования композитных индикаторов потребительской уверенности, их преимуществ, недостатков и особенностей.

Основным итогом работы являются полученные доказательства того, что индикаторы потребительской уверенности имеют высокий потенциал для прогнозирования такого макроэкономического показателя, как темпы роста конечного потребления домашних хозяйств, ввиду того, что они содержат уникальную информацию о мнениях и настроениях потребителей, которые по своей природе неоднородны и цикличны.

Литература

1. *Леонидова Е.Г.* Стимулирование конечного потребления в контексте снижения регионального неравенства // *Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз.* 2020. № 13.3. P. 59–73.
2. *Maude T.-C., McGranahan L.* Variations in consumer sentiment across demographic groups // *Economic Perspectives.* 2006.

3. *Blanchard O.* Consumption and the Recession of 1990–1991 // *The American Economic Review*. 1993. № 83.2. P. 270–274.
4. *Easaw J.Z., Garratt D.* UK government expenditure and electoral security in the 1980s: A non-linear analysis // *Economics Letters*. 1999. No. 62.3. P. 287–292.
5. *Throop A.W.* Consumer sentiment: Its causes and effects // *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*. 1992. No. 1. P. 35–59.
6. *Leeper E.M.* Consumer attitudes: King for a day // *Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review*. 1992. No. 77.4. P. 1–15.
7. *Stock J.H., Watson M.W.* Business cycle fluctuations in US macroeconomic time series // *Handbook of macroeconomics*. 1999. No. 1. P. 3–64.
8. *Girardi A., Gayer C., Reuter A.* The role of survey data in nowcasting euro area GDP growth // *Journal of Forecasting*. 2016. No. 35.5. P. 400–418.
9. *Nilsson R., Gyomai G.* Cycle extraction: A comparison of the phase-average trend method, the Hodrick — Prescott and Christiano — Fitzgerald filters, 2011.
10. *Lawrence C.J., Fitzgerald T.J.* The band pass filter // *National Bureau of Economic Research*, 1999.
11. *Koopman S.J., Durbin J.* Fast filtering and smoothing for multivariate state space models // *Journal of Time Series Analysis*. 2000. No. 21.3. P. 281–296.

ОЦЕНКА ПАРАМЕТРОВ СТРАХОВАНИЯ ОПАСНЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ ОБЪЕКТОВ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ. АНАЛИЗ РЫНКА ИХ СТРАХОВАНИЯ НА ПРИМЕРЕ СУБЪЕКТОВ РФ

Хачатрян Виктория Седраковна

E-mail: vskhachatryan@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Миронкина Ю.Н.

Страхование опасных производственных объектов (ОПО) в России — одна из разновидностей страхования, вызывающая в стране широкий интерес в последние годы в связи с ростом чрезвычайных ситуаций (ЧС). Аварии техногенного характера могут коснуться как людей, которые работают на данных предприятиях, тех, кому принадлежат эти объекты и которые страхуют их, так и третьих лиц, которые понесли ущерб в ходе ЧС. Более того, нельзя забывать, что страхование опасных предприятий имеет огромное значение для страны в макроэкономическом плане. Например, за первые три квартала прошлого года произошло 70 аварий на опасных производствах, почти половина из них повлекла гибель людей.

Таблица 1

Статистика по авариям и несчастным случаям в зависимости от вида промышленной деятельности

Область промышленной деятельности	Количество аварий	Количество несчастных случаев
Горнорудная и нерудная промышленность	2	25
Металлургия	2	5
Производство, хранение и применение взрывчатых веществ промышленного назначения	1	4
Химическая промышленность	7	1
Подъемные сооружения	22	17
Угольная промышленность	1	6
Нефтегазовый комплекс	32	3

Страхование опасных производственных предприятий регулируется Законом РФ от 21 июля 1997 г. № 116-ФЗ «О промышленной безопасности опасных производственных объектов», в соответствии с которым организация, занимающаяся эксплуатацией ОПО, имеет обязательство по страхованию ответственности за причинение вреда здоровью, жизни и имуществу третьих лиц и окружающей среде при аварии на опасном объекте.

Особенность страхования ОПО заключается в том, что владелец предприятия обязан возместить весь ущерб, нанесенный этим объектом, даже без наличия собственной вины за это, за исключением некоторых случаев, регулируемых ст. 1079 Гражданского кодекса РФ. Ввиду специфичности данного вида страхования иски по возмещению ущерба могут предъявляться собственникам объекта на любую сумму, в связи с чем оценить потери предприятия становится затруднительной задачей. По этой причине целесообразно изучить, какие факторы оказывают значимое воздействие на страхования ОПО. В этом и заключается основная задача (цель) нашего исследования.

Для анализа рынка страхования ОПО в ходе работы будут использоваться такие методы статистического анализа, как дескриптивная статистика, дисперсионный анализ, корреляционный анализ, построение линейных/нелинейных моделей регрессии с использованием МГК, кластерный анализ.

На данный момент проводится активная работа по изучению одного из значимых параметров страхования — суммы страховых премий по договорам, а точнее, параметров плотности страхования

$$density = \frac{\text{Страховая премия, руб.}}{\text{Численность населения, чел.}}$$

и проникновения страхования

$$penetration = \frac{\text{Страховая премия, руб.}}{\text{ВРП, чел.}}$$

Работа будет также сосредоточена на том, влияют ли сумма страховых выплат, премий, количество договоров страхования и другие показатели в зависимости от конкретного субъекта РФ. Как пример, в самом начале исследования мы решили проанализировать плотность страхования по каждому округу РФ, и получилось, что наиболее аномальный результат дал график Дальневосточного федерального округа: у него самый широкий диапазон

наблюдений, из-за чего можно сказать, что сумма страховых премий на численность населения там сильно варьируется, в отличие от других субъектов РФ. В то же время у Уральского и Центрального федеральных округов — самое высокое минимальное значение страховых премий по сравнению с остальным и т.д. (рис. 1).

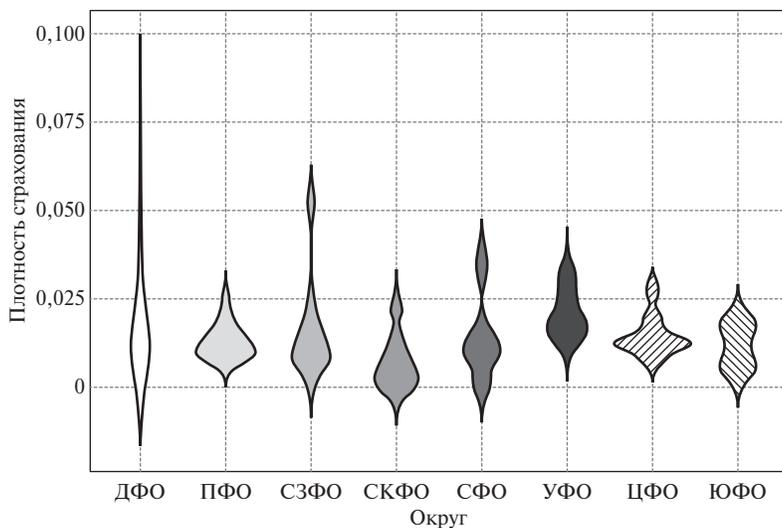


Рис. 1. Распределение плотности страхования в каждом округе РФ

Ключевой частью работы является анализ взаимосвязи плотности и проникновения страхования и различных макроэкономических показателей, а также параметров, которые напрямую связаны с этой сферой страхования (например, количество аварий в год, количество ОПО в каждом регионе и т.д.). Для этого уже был проведен регрессионный анализ с построением линейной и нелинейной моделей для показателя *density*. Были построены две модели: с логарифмированными данными (переменные не распределены по нормальному закону, поэтому было принято решение взять логарифм от всех значений) и исходными. В итоге в модели регрессии с исходными данными было вдвое меньше количество регрессоров, нежели в логарифмированной, в число которых входили такие параметры, как количество опасных промышленных предприятий, уровень ВРП в каждом регионе, уровень безработицы и проникновение страховых премий. Далее эту же модель мы при-

менили для каждого округа, и выяснилось, что полученная модель относительно хорошо работает на разных субъектах РФ, т.е. можно сказать, что сумма страховых премий в каждом регионе РФ связана с этими показателями. Аналогичный анализ будет проведен и со следующими параметрами страхования, после чего мы выясним, какая из всех моделей наиболее качественно характеризует взаимосвязь различных факторов от нашей целевой переменной.

Литература

1. Актуальность страхования объектов повышенной опасности. <https://cyberleninka.ru/article/n/aktualnost-strahovaniya-obektov-povyshennoy-opasnosti-1/viewer>.
2. Государственный доклад «О состоянии защиты населения и территорий Российской Федерации от чрезвычайных ситуаций природного и техногенного характера в 2022 году». <https://mchs.gov.ru/uploads/document/2023-05-19/f632a8be1f2ec57b78712234d5cfc06b.pdf>.
3. *Кремер Н.Ш.* Теория вероятностей и математическая статистика: учебник для вузов. 2-е изд., перераб. и доп. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2004.
4. *Кремер Н.Ш., Путко Б.А.* Эконометрика: учебник для студентов вузов / под ред. Н.Ш. Кремера. 3-е изд., перераб. и доп. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2010.
5. *Мхитарян В., Астафьева Е., Миронкина Ю. и др.* Теория вероятностей и математическая статистика. М.: МФПУ «Синергия», 2013.

ВЛИЯНИЕ ГОСУДАРСТВЕННЫХ ПРОГРАММ НА КОЛИЧЕСТВО ПРЕЖДЕВРЕМЕННЫХ ПРЕРЫВАНИЙ БЕРЕМЕННОСТИ В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Хмельницкий Богдан Антонович

E-mail: bogdan.khmelnitskiy.01@mail.ru

г. Екатеринбург, УрФУ им. Б.Н. Ельцина

**Научный руководитель:
старший преподаватель Васильева Р.И.**

Снижение демографического роста остается важным вопросом в повестке Правительства РФ. Несмотря на проводимую национальную и региональную политику, с 2018 г. Российская Федерация переживает новую волну сокращения численности населения. Общий показатель естественного прироста на 1000 человек достиг $-3,9$ в 2023 г., оставаясь отрицательным с 2017 г. Так совпало, что общий коэффициент рождаемости остается низким (1,5 новорожденного на одну женщину в 2021 г.), что способствует отрицательным значениям естественного прироста.

Одной из проблем, связанных с усугублением демографической ситуации в стране, является увеличение числа абортс среди российских женщин. Президент РФ выделил данный вопрос в контексте снижения рождаемости и подчеркнул необходимость его срочного решения. Наряду с этим, Законодательное собрание Нижегородской области внесло постановление № 510787-8, в котором предлагается запретить абортс в частных клиниках для «улучшения демографической ситуации», однако столь радикальные действия не получили широкой поддержки в обществе. Правительство РФ, обеспокоенное заявленной проблемой, предлагает ряд мер по сокращению числа абортс, которые включают материальную и нефинансовую поддержку, в том числе медицинскую помощь, чтобы к 2025 г. увеличить долю женщин, воспользовавшихся государственными услугами и отказавшихся от абортс, до 50% (постановление Правительства № 2580-р).

Искусственное прерывание беременности существенно влияет на репродуктивное здоровье женщин [1] и непосредственно на фертильность. Кортсмит и др. (2019) демонстрируют, что боль-

шинство женщин (58,2%) в США сделали по крайней мере один аборт, в то время как 23,8% сделали это дважды. В.В. Голубков и др. в процессе составления прогноза рождаемости ожидают снижение рождаемости в течение 2013–2033 гг., наряду с увеличением среднего возраста женщин, что может свидетельствовать о продолжении откладывания родов [10]. Т.М. Тихомирова и др. отмечают важность законодательных шагов, регулирующих возраст вступления в брак, право на развод и аборт. По мнению авторов, финансовая поддержка может сыграть значительную роль в предотвращении абортов и повышении коэффициента рождаемости [9].

Учитывая озабоченность российского правительства заявленной проблемой, а также реализуемую федеральную и региональную политику стимулирования рождаемости, основная цель исследования — оценка влияния материнского капитала на количество абортов в российских регионах. Основная гипотеза предполагает, что увеличение финансовой поддержки со стороны правительства может значительно снизить количество абортов в регионах.

В исследовании используются данные по 83 регионам России за 2000–2021 гг. Зависимой переменной является количество абортов на 1000 женщин фертильного возраста (15–49 лет). В качестве объясняющих переменных используются показатели начала реализации федеральной политики в области предоставления материнского капитала и региональных мер поддержки. В качестве контрольных переменных в модель включены показатели общего уровня разводов на 1000 человек, реальный доход, доля городского населения, доступность медицинских услуг и количество сексуальных преступлений, совершенных по отношению женщинам (изнасилования).

Для проверки гипотезы используется панельная квантильная регрессия с методом моментов (MMQR), а также динамический метод «разность разностей» (dynamic DID) для оценки общей эффективности федеральной и региональной политики.

Результаты демонстрируют, что увеличение выплат материнского капитала значительно снижает количество абортов. При этом в регионах с большим числом абортов эффект материнского капитала в снижении числа абортов выше. Стоит отметить, что в регионах, включенных в средний и верхний квантили, федеральный материнский капитал менее значим по сравнению с нижними квантилями. В то же время региональный материнский капитал оказался незначимым на всех квантилях, что говорит о неэффективности данной меры поддержки.

Результаты анализа свидетельствуют об эффективности федеральной программы материнского капитала, в то время как региональная политика не способствует сокращению числа абортотв. Соответственно, для предотвращения роста числа абортотв в России необходимо продолжить федеральную стимулирующую политику, в то время как региональные механизмы должны быть скорректированы для повышения их эффективности в области улучшения демографической ситуации.

Литература

1. *Алехина А.Г., Петров Ю.А., Блесманович А.Е. и др.* Влияние искусственного прерывания беременности на репродуктивные возможности женщин // *Здоровье и Образование в XXI веке.* 2019. Т. 21. № 1. С. 15–19. DOI: <http://dx.doi.org/10.26787/nydha-2226-7425-2019-21-1>.
2. Постановление Правительства РФ от 16 сентября 2021 г. № 2580-П «Об утверждении плана мероприятий по реализации в 2021–2025 годах Концепции демографической политики Российской Федерации на период до 2025 года».
3. Федеральный закон от 29 декабря 2006 г. № 256-ФЗ «О дополнительных мерах государственной поддержки семей, имеющих детей». <http://pravo.gov.ru/proxy/ips/?docbody=&nd=102111148>.
4. Федеральная служба государственной статистики (2021). Общий коэффициент рождаемости, количество детей на одну женщину. http://bi.gks.ru/biportal/contourbi.jsp?allsol=1&solution=Dashboard&project=%2FDashboard%2Fdemography_rosstat&lang=en.
5. Федеральная служба государственной статистики (2023). Общий коэффициент естественного прироста на 1000 человек населения. http://bi.gks.ru/biportal/contourbi.jsp?allsol=1&solution=Dashboard&project=%2FDashboard%2Fdemography_rosstat&lang=en.
6. *Kortsmit K., Mandel M.G., Reeves J.A. et al.* Abortion Surveillance — United States, 2019. *MMWR Surveill Summ* 2021. Vol. 70. No. SS-9. P. 1–29. DOI: <http://dx.doi.org/10.15585/mmwr.ss7009a1>.
7. *Golosov M., Jones L.E., Tertilt M.* Efficiency with endogenous population growth // *Econometrica.* 2007. Vol. 75. No. 4. P. 1039–1071. DOI: <https://doi.org/10.1111/j.1468-0262.2007.00781.x>.

8. Barro R.J., Becker G.S. Fertility choice in a model of economic growth // *Econometrica*. 1989. Vol. 57. No. 2. P. 481–501. DOI: <https://doi.org/10.2307/1912563>.

9. Тихомирова Т.М., Тихомирова Н.П. Оценка результативности программы материнского капитала в регионах России // *Федерализм*. 2020. № 1. С. 5–26. DOI: <https://doi.org/10.21686/2073-1051-2020-1-5-26>.

10. Голубков В.В., Яковец Т.Ю. Прогноз демографической ситуации в России до 2033 г. // *Экономика и математические методы*. 2017. Т. 54. № 4. С. 71–87. DOI: [10.31857/S042473880003321-2](https://doi.org/10.31857/S042473880003321-2).

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ МИГРАЦИИ ВО ФРАНЦИИ

Церетели Георгий Нугзарович

E-mail: tsereteli04@bk.ru

Евлоева Амина Якубовна

E-mail: evloeva.a05@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Симонова М.Д.

В современных условиях решение миграционных проблем России может опираться на положительный опыт зарубежных стран. Со второй половины XX в. актуальной проблемой развитых стран является демографическая. Предметом работы выступает статистический анализ тенденций демографической ситуации Франции. В качестве методов исследования авторами использовались показатели рядов динамики, естественного и миграционного движения населения. В табл. 1 представлен расчет демографических показателей Франции.

В 2018–2022 гг. наблюдается рост численности населения на 1,4%, снижение рождаемости — на 4,6%, рост смертности — на 10,4%; произошло снижение коэффициента естественного прироста до 0,46‰. Пандемия COVID-19 не вызвала избыточной смертности в стране. Причинами является уменьшение численно-

Таблица 1

Демографические показатели населения Франции, 2018–2022 гг.

Год	Численность населения, тыс. человек	Численность родившихся, тыс. человек	Численность умерших, тыс. человек	Общий коэффициент рождаемости, на 1000 человек	Общий коэффициент смертности, на 1000 человек
2018	64 844	719,74	596,55	11,3	9,1
2019	65 096	714,03	599,41	11,2	9,1
2020	65 269	696,66	654,6	10,9	9,9
2021	65 505	701,82	644,2	10,9	9,8
2022	65 721	686,56	658,43	10,44	9,98
Темп роста 2018 = 100	101,4	95,4	110,4	—	—

Источник: Данные французского статистического агентства Insee. <https://www.insee.fr/en/statistiques/7748118?sommaire=7751503>.

сти трудоспособного населения Франции в связи с увеличением среднего возраста (например, в рассматриваемый период средний возраст гражданина Франции составил 42,6 года, увеличившись на 0,8 года). Численность экономически активного населения к 2020 г. сократилась на 750 тыс. человек по сравнению с 2002 г.

Прирост численности населения страны объясняется динамикой миграционного потока. Данные табл. 2 это доказывают: выросло число въехавших в страну на 32 тыс. человек, или 17,5%. Государственная миграционная политики Франции направлена

Таблица 2

Основные миграционные показатели населения Франции

Год	Число иммигрантов тыс. человек	Абсолютный прирост, тыс. человек		Темпы прироста, %	
		Базисный	Цепной	Базисный	Цепной
2018	195,4	0	—	0	—
2019	194,9	–0,5	–0,5	–0,3	–0,3
2020	210,5	15,1	15,6	7,7	7,4
2021	216,6	21,2	6,1	10,8	2,8
2022	229,6	34,2	13,0	17,5	5,7

Источник: Данные французского статистического агентства Insee. <https://www.insee.fr/en/statistiques/7748118?sommaire=7751503>.

на привлечение населения из других стран в процесс производства, обеспечивая финансовую и социальную стабильность положения мигрантов посредством системы мер в области здравоохранения и образования.

Данное направление политики может быть использовано в российской практике для адаптации мигрантов в больших городах, привлечения их к процессу производства, ограничения их участия в криминогенных процессах. Регулирование миграционной политики может быть совершенствовано таким образом, чтобы иммиграция в Россию (на примере Франции) была выгодна лишь квалифицированной молодежи.

Литература

1. *Ефанова Л.Д., Федорова К.А.* Демографическая политика Франции // Вестник университета. 2019. № 12. С. 189–192.
2. *Борисова Е.Г., Галкин С.А., Григорук Н.Е. и др.* Практикум по статистике. М.: МГИМО-Университет, 2020. 166 с.
3. *Симонова М.Д.* Экономика благосостояния: ориентиры инклюзивного развития // Вестник МГИМО-Университета. 2020. № 13 (5). С. 375–386.
4. *Шпакова Р.Н., Щербакова М.И.* Демографическая политика Франции: история и современность // Вестник евразийской науки. 2022. Т. 14. № 6.
5. Статистическое агентство Франции Insee. <https://www.insee.fr/en/statistiques/7748118?sommaire=7751503>.

РОЛЬ СТАТИСТИКИ И ЭКОНОМЕТРИКИ В ПРИНЯТИИ ИНВЕСТИЦИОННЫХ РЕШЕНИЙ

Чернецова Ирина Олеговна

E-mail: ichernetsova@bk.ru

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

Научный руководитель: к.э.н., доцент Житников И.В.

Правильное понимание и интерпретация статистических данных, корректное применение эконометрических моделей в контексте инвестиционной деятельности играют важную роль в достижении финансовых целей, помогают улучшить эффективность управления инвестиционным портфелем и повысить вероятность успешных инвестиций. Например, для оценки доходности акций Газпрома и уровня их риска можно использовать такие статистические показатели, как среднегодовая доходность и стандартное отклонение доходности [1].

Нами были получены данные о суточной доходности акций Газпрома за период с 2006 по 2023 г., всего 1245 наблюдений [2].

Среднегодовая доходность акций Газпрома представлена на рис. 1.

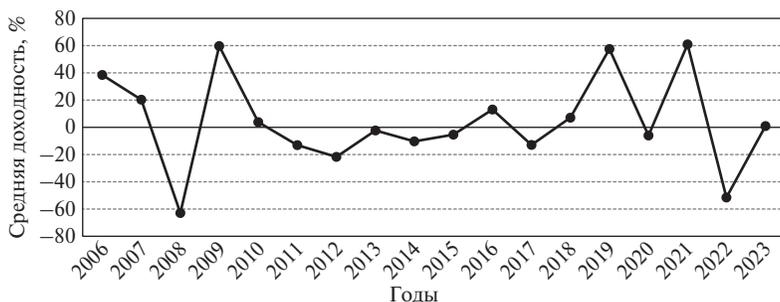


Рис. 1. Динамика среднегодовой доходности акций Газпрома, 2006–2023 гг., %

Среднегодовая доходность акций Газпрома имеет значительную волатильность и может быть как очень высокой, так и очень низкой (см. рис. 1). То есть инвестиции в акции Газпрома имеют

высокий уровень риска. Инвесторы, рассматривающие приобретение этих акций, должны хорошо взвесить свои инвестиционные цели и финансовое положение, прежде чем совершить покупку.

Далее на основе ежедневных данных можно построить прогнозы будущей доходности акций на основе исторических данных с использованием временных рядов. На основе исторических данных акций Газпрома нами была построена модель ARIMA. Тест Дики — Фуллера показал, что ряд является стационарным в первых разностях, анализ автокорреляционной и частной автокорреляционной функций, а также моделей различной спецификации показали, что наилучшей является модель ARIMA (1; 1; 1).

Уравнение регрессии:

$$\Delta \hat{y}_t = -0,916 \Delta y_{t-1} + 0,890 \epsilon_{t-1}.$$

Уравнение регрессии в целом и коэффициенты значимы на 1%-м уровне значимости. Коэффициент детерминации $R^2 = 0,98$, т.е. 98% вариации доходности объясняется данной моделью.

Коррелограмма остатков данной модели показала, что отсутствует автокорреляция первых 10 порядков, следовательно, модель была выбрана и построена правильно и может использоваться для прогноза.

В результате применения эконометрической модели инвестор может повысить качество прогноза будущей доходности акций на основе исторических данных временных рядов, что поможет ему принимать более обоснованные решения о приобретении или продаже акций. Также модель может помочь инвестору понять, как прошлые значения и ошибки модели могут влиять на будущую доходность акций, что поддержит его стратегию инвестирования.

Литература

1. Крылов В.Е., Тесленко И.Б., Муравьева Н.В. Статистика: учебник для бакалавриата. М.: Прометей, 2022.
2. Финансовая платформа Investing.com. https://ru.investing.com/equities/gazprom_rts-historical-data.

ПРИМЕНЕНИЕ СЕТЕВОГО АНАЛИЗА В ИСТОРИКО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЯХ: МЕТОДОЛОГИЯ И ПРИМЕРЫ ПРИМЕНЕНИЯ

Черников Олег Владимирович

E-mail: ovchernikov@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель:

к.э.н., старший преподаватель Галеев А.В.

Начиная со второй половины XX в. в экономической науке наблюдается фундаментальная методологическая трансформация, связанная с широким применением эмпирических инструментов анализа, так называемый количественный поворот [1]. Подобным изменениям подвержены и исследования в областях истории экономики [2] и истории экономической мысли [3]. В то время как историки экономики положительно восприняли количественный поворот, применение математико-статистических методов до сих пор нехарактерно для исследований в области истории экономической мысли.

Цель данной работы — обзор методологии и применения анализа социальных сетей, одного из актуальных методов статистического анализа.

Анализ социальных сетей (АСС) — это набор инновационных теоретических, математических, статистических и вычислительных инструментов для анализа, моделирования и понимания отношений между социальными агентами в рамках социальной структуры [4, с. 1–2]. В современной научной среде АСС — процветающая междисциплинарная область исследований с собственной профессиональной ассоциацией, профильными конференциями и журналами [5, с. 15].

Согласно определению, социальная сеть — это набор социально значимых узлов, соединенных одним или несколькими связями. Узлы или акторы — это сущности, связанные отношениями, паттерны которых изучаются в ходе исследования сети [5, с. 11]. В роли акторов могут выступать как отдельные индивиды или группы людей, так и неодушевленные сущности, такие как предприя-

тия, всевозможные организации, публикации и многие другие. Подобное определение делает АСС очень гибким и универсальным инструментом, так как практически все области общественных наук подразумевают анализ взаимодействия некоторых акторов. С учетом роста доступности данных увеличивается и область применения АСС.

В области экономической истории и истории экономической мысли применение АСС в основном сосредоточено вокруг четырех тем: анализ рынков (например, изучение торговых сетей в Англии в XVIII в. [6]); финансовых систем (например, изучение межбанковских сетей); политика (например, вопрос близости к элите [7]); распространение знаний и технологий (например, изучение интеллектуального общества в Вене в 1920-е годы [8]).

Следует отметить, что для получения значимых результатов АСС как количественный метод должен быть дополнен более традиционными качественными методами анализа, так как для применения количественных методов в гуманитарных науках в целом характерно весьма схематичное отражение реальности, что не позволяет составить комплексное представление об объекте исследования [3, с. 43–44]. Таким образом АСС следует рассматривать как метод, дополняющий, а не заменяющий устоявшиеся подходы в исторических исследованиях [4, с. 2].

Литература

1. *Angrist J., Azoulay P., Ellison G. et al.* Economic research evolves: Fields and styles // *American Economic Review: Papers & Proceedings*. 2017. Vol. 107. No. 5. P. 293–297.
2. *Davis L.E., Hughes J.R.T., Reiter S.* Aspects of quantitative research in economic history // *The Journal of Economic History*. 1960. Vol. 20. No. 4. P. 539–547.
3. *Marcuzzo M.C., Zaccchia G.* Is history of economics what historians of economic thought do? A quantitative investigation // *History of Economic Ideas*. 2016. Vol. 24. No. 3. P. 29–46.
4. *Claveau F., Herfeld C.* Social network analysis: A complementary method of discovery for the history of economics // Т. Dүppe, E.R. Weintraub (eds). *A Contemporary Historiography of Economics*. L.: Routledge, 2018. P. 75–99.

5. *McLevey J., Scott J., Carrington P.J.* (eds). *The SAGE Handbook of Social Network Analysis*. L.: SAGE, 2011.
6. *Haggerty J., Haggerty S.* Visual analytics of an eighteenth-century business network // *Enterprise & Society*. 2010. Vol. 11. No. 1. P. 1–25.
7. *Padgett J.F., Ansell C.K.* Robust action and the rise of the Medici, 1400–1434 // *American Journal of Sociology*. 1993. Vol. 98. No. 6. P. 1259–1319.
8. *Wright C.* The 1920s Viennese intellectual community as a center for ideas exchange: A network analysis // *History of Political Economy*. 2016. Vol. 48. No. 4. P. 593–634.

ВОЗДЕЙСТВИЕ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ТУРБУЛЕНТНОСТИ НА УДОВЛЕТВОРЕННОСТЬ ЖИЗНЬЮ РОССИЯН

Чижун Анна Николаевна

E-mail: annacizun@gmail.com

Манойленко Альбина Александровна

E-mail: manoulenko.albina17@mail.ru

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

Научный руководитель: к.э.н., доцент Житников И.В.

В условиях постоянно меняющейся социально-экономической обстановки важно изучать, какие факторы оказывают наибольшее влияние на уровень удовлетворенности жизнью в целом, а также какие группы населения оказываются наиболее уязвимыми в периоды турбулентности.

Цель исследования — выявить основные факторы, оказывающие воздействие на удовлетворенность жизнью россиян на основе данных Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения (РМЭЗ) за 2019–2022 гг.

Для проведения анализа были отобраны данные, которые могут быть связаны с самооценкой качества жизни: пол, возраст, семейное положение, тип населенного пункта, законченное образование, удовлетворенность работой и материальным положением,

самооценка здоровья и т.д. В выборку попали только работающие индивиды ($n_{2019} = 7600$; $n_{2020} = 7115$; $n_{2021} = 7088$; $n_{2022} = 7306$) [3].

В работе рассматривалась динамика распределения долей индивидов по разным уровням удовлетворенности жизнью за 2019–2022 гг. (рис. 1).



Рис. 1. Динамика распределения долей индивидов по разным уровням удовлетворенности жизнью за 2019–2022 гг.

Большинство индивидов скорее удовлетворены своим уровнем жизни в течение всего исследуемого периода. В 2022 г. их доля превысила 50%, что свидетельствует о росте позитивной оценки своей жизни.

Поскольку зависимая переменная представлена порядковыми данными, а среди регрессоров присутствуют различные типы данных, включая количественные, качественные (порядковые и номинальные), были построены мультиномиальные логит-модели по годам. Этот подход позволит учесть влияние всех регрессоров на порядковую зависимую переменную и оценить вероятность каждой категории этой переменной в зависимости от значений регрессоров [1, 2].

По результатам мультиномиальной логистической регрессии были выявлены факторы, оказывающие статистически значимое

влияние на степень удовлетворенности жизнью. На всех уровнях удовлетворенности жизнью важную роль играют удовлетворенность работой в целом и материальным положением в частности. Пол не влияет на исследуемый показатель, а с увеличением возраста самооценка жизни растет. Если человек разведен, это негативно влияет на степень удовлетворенности жизнью.

Результаты нашего исследования могут предоставить понимание о том, как социально-экономическая турбулентность влияет на уровень удовлетворенности жизнью россиян, что может быть полезно для разработки программ, направленных на улучшение качества жизни населения.

Литература

1. *Ниворожкина Л.И., Толстик Н.В., Павленко Г.В.* Динамика субъективных оценок удовлетворенности жизнью с 2000 по 2021 год // Статистика в современном мире: методы, модели, инструменты: материалы IX Международной научно-практической конференции. Ростов н/Д.: Ростовский гос. экон. ун-т, 2023. С. 29–32.
2. *Ниворожкина Л.И., Трегубова А.А.* Моделирование оценок субъективной удовлетворенности в социально-экономических исследованиях // *Финансы и бизнес.* 2023. Т. 19. № 1. С. 3–15.
3. Российский мониторинг экономического положения и здоровья населения НИУ-ВШЭ (RLMS-HSE). <https://rlms-hse.cpc.unc.edu>; <http://www.hse.ru/rlms>.

АНАЛИЗ ЭФФЕКТА ПЕРЕНОСА ОБМЕННОГО КУРСА В ЦЕНЫ С ПОМОЩЬЮ КВАНТИЛЬНОЙ РЕГРЕССИИ

Чудаева Александра Борисовна

E-mail: sasha.chudaeva@yandex.ru

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

Эффект переноса представляет собой явление, при котором изменения валютного курса отражаются в динамике цен. В теоретической и эмпирической литературе рассматривается эффект пе-

реноса в импортные цены [1, 2], цены производителей [3, 4], цены потребительских товаров [5, 6]. Данное исследование фокусируется на потребительских ценах. По мнению некоторых авторов [7], в этом случае эффект переноса наименее выражен или отсутствует совсем. Это объясняется занижением импортной составляющей цен конечных товаров, вызванным, например, включением в цену транспортных издержек. Также причиной служит поведение дистрибьюторов, которые могут корректировать ценовую надбавку с целью сглаживания колебаний обменного курса и поддержания конкурентоспособности.

Таким образом, в работе тестируется гипотеза о наличии эффекта переноса обменного курса в динамику российских потребительских цен. Также проверяется предположение об асимметрии эффекта, т.е. об изменчивости его величины в зависимости от уровня инфляции и уровня валютного курса.

В работе оценивалась зависимость индекса потребительских цен от номинального эффективного валютного курса рубля и внутренних показателей российской экономики, таких как уровень безработицы, процентная ставка по депозитам, оборот розничной торговли и др. Рассматривались два варианта модели: модель для сезонных разностей логарифмов переменных и модель для первых разностей логарифмов, т.е. для темпов прироста показателей. Для получения оценок использовались ежемесячные данные в период с 2002 по 2023 г. Выбранный исторический период позволяет проследить величину эффекта переноса до и после введения Центральным банком РФ политики инфляционного таргетирования. Эмпирический анализ проводился с использованием подхода квантильной регрессии [8] на основе модели коррекции ошибок предварительно подобранной спецификации.

По результатам оценки было выявлено значимое отрицательное влияние валютного курса на динамику потребительской инфляции в России. При ослаблении рубля происходит удорожание как импортных, так и отечественных товаров, в производстве которых задействованы иностранные ресурсы, что ведет к удорожанию потребительской корзины. Таким образом, опосредованность влияния обменного курса на цены потребителей не полностью сглаживает эффект переноса.

Оценка группы квантильных регрессий показала, что в рамках первой модели краткосрочный эффект переноса, отражаемый коэффициентом при текущем значении прироста валютного курса,

составляет от -3 до -10% и растет по абсолютной величине с ростом квантиля инфляции. Также был рассчитан долгосрочный эффект, представляющий собой кумулятивное влияние от увеличения текущего прироста обменного курса на 1% . Он составил от -3 до -40% . Данный результат подтверждает предположение об асимметричности эффекта переноса. При высокой инфляции поставщики потребительских товаров пересматривают цены на продукцию более активно, учитывая при этом и колебания обменного курса.

Влияние остальных регрессоров также имеет тенденцию меняться в зависимости от квантиля инфляции, что оправдывает использование квантильной регрессии в целях моделирования инфляционных процессов в России.

На основании этого в работе предпринимается попытка построить модель, позволяющую получить прогнозные значения потребительской инфляции и их доверительные интервалы, соответствующие 15% -му и 85% -му квантилям. Полученные результаты могут быть использованы для мониторинга инфляционных рисков и более эффективного планирования кредитно-денежной политики России.

Литература

1. *Campa J.M., Goldberg L.S.* Exchange rate pass-through into import prices // *The Review of Economics and Statistics*. 2005. Vol. 87. No. 4. P. 679–690.
2. *Chou K.W.* Re-examining the time-varying nature and determinants of exchange rate pass-through into import prices // *North American Journal of Economics and Finance*. 2019. Vol. 49. P. 331–351.
3. *Пономарев Ю.Ю.* Эффект переноса динамики обменного курса рубля в цены в российских отраслях промышленности // *Экономическая политика*. 2015. Т. 10. № 5. С. 53–70.
4. *Cao S., Dong W., Tomlin B.* The sensitivity of producer prices to exchange rates: Insights from micro data // *Bank of Canada Working Papers*. 2012. No. 20.
5. *Пономарев Ю.Ю., Трунин П.В., Улюкаев А.В.* Эффект переноса динамики обменного курса на цены в России // *Вопросы экономики*. 2014. Т. 3. С. 21–35.

6. *Campa J.M., Goldberg L.S.* Pass-through of exchange rates to consumption prices: What has changed and why // FRB of New York Staff Report. 2006. No. 26.
7. *Campa J.M., Goldberg L.S.* Distribution margins, imported inputs, and the sensitivity of the CPI to exchange rates // NBER Working Paper. 2006. No. 12121.
8. *Koenker R.W.* Quantile regression. Cambridge: Cambridge University Press, 2005.
9. *Korobilis D.* Quantile regression forecasts of inflation under model uncertainty // International Journal of Forecasting. 2017. Vol. 33. No. 1. P. 11–20.

АНАЛИЗ РОССИЙСКОГО ФОНДОВОГО РЫНКА: ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АСПЕКТ

Шамаев Борис Денисович

E-mail: b.schamaev@yandex.ru

г. Саранск, МГУ им. Н.П. Огарёва

Научный руководитель: к.э.н., доцент Бикеева М.В.

В настоящее время исследование отечественного фондового рынка является особо актуальным, так как с каждым годом среди населения России возрастает число инвесторов в ценные бумаги, стремящихся преумножить свой капитал с помощью свободных денежных средств и защитить их от инфляции.

Для оценки текущего состояния фондового рынка Российской Федерации служит МОЕХ — фондовый индекс, который отслеживает показатели 50 крупнейших компаний Московской биржи: его компоненты являются лидерами по рыночной капитализации и ликвидности [1].

Для выявления факторов, оказывающих влияние на состояние российского фондового рынка, и степени их воздействия на результирующий признак целесообразно применить статистический метод корреляционно-регрессионного анализа. С помощью пакета прикладных программ Excel был проведен корреляционный анализ зависимости индекса Московской фондовой биржи

(МОЕХ) в динамике с 2000 по 2023 г. от следующих факторов: X_1 — индекс РТС (основной индикатор фондового рынка России), руб.; X_2 — цена нефти Brent за баррель, долл.; X_3 — курс доллара США к рублю; X_4 — курс евро к рублю. В рамках корреляционного анализа построена матрица парных коэффициентов корреляции, отображенная в табл. 1.

Таблица 1

Матрица парных коэффициентов корреляции

Признак	Y	X_1	X_2	X_3	X_4
Y	1,000				
X_1	0,669	1,000			
X_2	0,320	0,547	1,000		
X_3	0,770	0,097	0,063	1,000	
X_4	0,833	0,237	0,194	0,972	1,000

Из данных табл. 1 видно, что между факторами X_3 и X_4 (курс доллара США и курс евро к рублю) присутствует мультиколлинеарность — тесная корреляционная связь между отбираемыми для анализа факторами [2]. Она связана с линейной зависимостью между аргументами X_1, X_2, \dots, X_k [3].

Влияние курса доллара США к рублю на значение индекса МОЕХ меньше, чем курса евро, поэтому целесообразно исключить из дальнейшего анализа фактор X_4 .

Далее проведем регрессионный анализ зависимости значения индекса Московской фондовой биржи от оставшихся после устранения мультиколлинеарности факторов: с помощью вычисленных коэффициентов регрессии. Полученные результаты представлены в табл. 2.

Значение критерия Фишера равно 108,877. Оно показывает вероятность равенства нулю множественного коэффициента кор-

Таблица 2

Зависимость индекса МОЕХ от факторных признаков X

Признак	Коэффициент
Y -пересечение	-1043,169
X_1	0,989
X_2	-4,547
X_4	34,997

реляции. Коэффициент детерминации $R^2 = 0,942$. Это свидетельствует о том, что изменение индекса МОЕХ на 94,2% обусловлено влиянием признаков X , учитываемых в анализе, и на 5,8% зависит от других факторов, не входящих в данное исследование. Вычисленное значение ошибки аппроксимации составило 10,7%, что говорит о пригодности построенной модели для дальнейшего прогнозирования развития отечественного фондового рынка.

Таким образом, изменение индекса Московской фондовой биржи обусловлено влиянием вариации таких факторов, как: индекс РТС, стоимость барреля нефти, курс евро к рублю. Для повышения числа инвесторов в отечественный фондовый рынок среди населения России целесообразно осуществление мер, способствующих проявлению интереса граждан к данному финансовому инструменту путем повышения общего уровня финансовой грамотности населения.

Литература

1. Официальный сайт банка Тинькофф. <https://www.tinkoff.ru>.
2. *Хайруллина О.И., Баянова О.В.* Эконометрика: базовый курс: учебник. Пермь, 2019.
3. *Мхитарян В.С., Архипова М.Ю., Сиротин В.П.* Эконометрика: учеб.-метод. комплекс. М.: Изд. центр ЕАОИ, 2008.

ВЛИЯНИЕ COVID-19 НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ БИЗНЕСА В РОССИИ: ПРОСТРАНСТВЕННЫЙ АСПЕКТ

Шерубнева Анастасия Игоревна

E-mail: aisherubneva@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Демидова О.А.

Пандемия COVID-19 оказала огромное влияние на мировую экономику в целом, однако это влияние было территориально гетерогенно. Пандемия в регионах России имела свои особенности.

Как и в других странах [1], в 2020 г. в России наблюдались падение ВВП (-3,1%) и скачок безработицы (+1,4 п.п.), сравнимые с мировым кризисом 2008 г., а больше всего пострадала сфера услуг [4]. Из-за низкой плотности населения распространение вируса внутри страны происходило медленнее и затрагивало в первую очередь крупные, «богатые» регионы, но в течение двух месяцев с первого зарегистрированного случая коронавирусом были охвачены все субъекты РФ, и далеко не везде медицинская система была к этому готова [2, 3].

В работе исследуется влияние COVID-19 на изменение эффективности работы российских компаний в пространственном и региональном разрезах. Мы выдвигаем следующие гипотезы:

1) чем ближе компания к региональному центру, тем выше ее эффективность;

2) в крупных городах рыночные механизмы работают более совершенно;

3) чем более жесткими были карантинные ограничения в регионе в 2020 г., тем хуже были финансовые показатели фирм в этом регионе.

Для проверки гипотез будут построены отдельные регрессии для докризисного (2019 г.) и кризисного (2020 г.) периодов, объясняющие финансовую эффективность компании ее индивидуальными, пространственными и региональными характеристиками. Для оценки регрессий будет использована модель географически взвешенной регрессии (GWR) для получения локальных коэффициентов в каждой точке и multilevel-model — для учета факторов двух уровней (индивидуального и регионального).

Информация о предприятиях была взята из базы данных СПАРК-Интерфакс [5]. Всего в выборку вошло 791 439 фирм из 82 регионов России. В качестве показателя финансовой эффективности компании использован логарифм выручки, нормированной по среднеотраслевой выручке. Такая нормировка нужна для того, чтобы скорректировать отраслевые особенности: очевидно, что в отрасли металлургии в среднем предприятия больше, чем в сфере общественного питания.

Объясняющие переменные включают три группы:

1) индивидуальные непространственные переменные — логарифмы активов и численности занятых, нормированных по отрасли (в соответствии с производственной функцией Кобба — Дугласа), возраст, долговая нагрузка;

2) индивидуальные пространственные переменные — расстояние от фирмы i до ближайшей крупной агломерации a ;

3) региональные переменные — строгость карантинных ограничений, уровень цифровизации региона (процент людей, покупающих товары через Интернет), преобладающие религии в регионе, наличие государственных границ, уровень урбанизации, плотность населения региона, медианный среднедушевой доход.

Результаты оценки регрессионных моделей подтверждают гипотезы 1 и 2: и в 2019, и в 2020 гг. компании, близкие к региональному центру, имели большую выручку, однако во время пандемии этот эффект стал слабее; также и до, и во время пандемии размер выручки компаний в крупных агломерациях был более предсказуем благодаря более совершенным рыночным механизмам. Гипотеза 3 была опровергнута: карантинные ограничения в регионе в 2020 г. не оказывали существенного влияния на выручку компаний в нем.

Литература

1. *Alshater M.M., Atayah O.F., Khan A.* What do we know about business and economics research during COVID-19: A bibliometric review // *Economic Research-Ekonomska Istraživanja*. 2022. Vol. 35. No. 1. P. 1884–1912.
2. *Pilyasov A.N., Zamyatina N.Yu., Kotov E.A.* The spread of the Covid-19 pandemic in Russian regions in 2020: Models and reality // *Economy of Region*. 2021. Vol. 17. No. 4. P. 1079–1095.
3. *Zemtsov S.P., Baburin V.L.* COVID-19: Spatial dynamics and diffusion factors across Russian regions // *Reg. Res. Russ.* 2020. No. 10. P. 273–290.
4. *Zubarevich N.V., Safronov S.G.* Russian regions in the acute phase of the coronavirus crisis: Differences from previous economic crises of the 2000s // *Reg. Res. Russ.* 2020. No. 10. P. 443–453.
5. Информационная группа СПАРК-Интерфакс. <https://spark-interfax.ru>.

ПОЛНОСВЯЗНАЯ МОДЕЛЬ МНОГОМЕРНЫХ ДВОИЧНЫХ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ И СТАТИСТИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ ЕЕ ПАРАМЕТРОВ

Шибалко Сергей Анатольевич

E-mail: shibalko2003@bk.ru

г. Минск, БГУ

Научный руководитель:

д.ф.-м.н., профессор, академик НАН Беларуси Харин Ю.С.

Многомерные дискретные временные ряды начинают широко использоваться на практике при моделировании и анализе многих реальных процессов. Обзор современного состояния в области статистического анализа многомерных дискретных временных рядов представлен в [1].

Примем обозначения: \mathbb{Z} — множество целых чисел; \mathbb{R}^k — k -мерное евклидово пространство; $V = \{0, 1\}$ — двоичный алфавит; \mathbb{N} — множество натуральных чисел; штрих у матрицы — символ транспонирования.

Определим на вероятностном пространстве (Ω, \mathcal{F}, P) N -мерный ($N \in \mathbb{N}$) двоичный временной ряд $X_t = (x_{t1}, \dots, x_{tN}) \in V^N$, порожденный семейством условных распределений вероятностей:

$$P\{X_t = J_t | \mathcal{F}_{t-1}\} = P\{X_t = J_t | X_{t-1} = J_{t-1}, \dots, X_{t-s} = J_{t-s}\}, t \in \mathbb{Z}, \quad (1)$$

где $x_{tl} \in V$ — двоичная (бинарная) случайная величина, задающая компоненту номер l временного ряда в момент времени $t \in \mathbb{Z}$; $\mathcal{F}_{t-1} = \sigma\{X_\tau: \tau \leq t-1\}$ — σ -алгебра случайных событий, порожденных указанными в скобках случайными векторами; $J_t = (j_{tl}) \in V_N$ — значение двоичного случайного вектора X_t в момент времени $t \in \mathbb{Z}$; s — глубина предыстории (памяти процесса), $s \in \mathbb{N}$.

В работе рассматривается ситуация, когда при фиксированной s -предыстории $H = \{X_{t-1} = J_{t-1}, \dots, X_{t-s} = J_{t-s}\}$ случайные величины x_{t1}, \dots, x_{tN} зависимы так, как приведено на формуле

$$\begin{aligned} P\{X_t = J_t | H\} &= P^{(1)}\{x_{t,1} = j_{t,1} | H\} \times \\ &\times P^{(2)}\{x_{t,2} = j_{t,2} | x_{t,1} = j_{t,1}, H\} \times \dots \\ &\dots \times P^{(N)}\{x_{t,N} = j_{t,N} | x_{t,1} = j_{t,1}, \dots, x_{t,N-1} = j_{t,N-1}, H\}, \quad (2) \end{aligned}$$

где условное распределение l -го бита $x_{t,l}$ при условии, что фиксирована s -предыстория, представимо в следующем виде:

- для первой компоненты

$$P^{(1)}\{x_{t,1} = j_{t,1} \mid H\} = \begin{cases} p_1(J_{t-1}, \dots, J_{t-s}), & j_{t,1} = 1, \\ 1 - p_1(J_{t-1}, \dots, J_{t-s}), & j_{t,1} = 0; \end{cases} \quad (3)$$

- для остальных компонент ($l = 2, \dots, N$)

$$\begin{aligned} P^{(l)}\{x_{t,l} = j_{t,l} \mid x_{t,1} = j_{t,1}, \dots, x_{t,l-1} = j_{t,l-1}, H\} = \\ = \begin{cases} p_l(x_{t,1}, \dots, x_{t,l-1}, J_{t-1}, \dots, J_{t-s}), & j_{t,l} = 1, \\ 1 - p_l(x_{t,1}, \dots, x_{t,l-1}, J_{t-1}, \dots, J_{t-s}), & j_{t,l} = 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (4)$$

Такую модель будем называть полносвязной.

В докладе определена следующая малопараметрическая версия модели (1)–(4) на основе базисных функций [2]:

$$p_l = p_l(J_{s:1}^{(l)}) = F\left(\sum_{k=1}^m b_k \psi_k(J_{s:1}^{(l)})\right), \quad J_{s:1}^{(l)} \in V^{Ns+l-1}, \quad (5)$$

где $F(\cdot)$ — некоторая дважды непрерывно дифференцируемая функция распределения $0 < F(x) < 1$; $B = (b_k) \in \mathbb{R}^m$ — вектор-столбец неизвестных параметров модели; $\{\psi_k(J_{s:1}^{(l)})\}$ — семейство линейно независимых на V^{Ns+l-1} базисных функций; $J_{s:1}^{(l)} = (x_{s+1,1}, \dots, x_{s+1,l-1}, J'_s, J'_{s-1}, \dots, J'_1) \in \mathbb{R}^{Ns+l-1}$ — составной двоичный вектор-столбец s -предыстории. Модель (5) имеет $m < m^+ = 2^{Ns+l-1}$ неизвестных параметров.

В докладе для параметра B модели (1)–(5) построена состоятельная оценка \hat{B} с помощью метода, основанного на многомерных частотах (ФВЕ-метод) [3]. Для построенной оценки найдены асимптотические смещение, вариация и распределение вероятностей. Приводятся результаты компьютерных экспериментов на модельных и реальных данных и сравнения с моделью из [4].

Литература

1. *Fokianos K., Fried R., Kharin Yu. et al.* Statistical analysis of multivariate discrete-valued time series // J. Multivar. Anal. 2022. Vol. 188. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2021.104805>.
2. *Kharin Yu.* Robust estimation for binomial conditionally nonlinear autoregressive time series based on multivariate conditional frequen-

cies // J. Multivar. Anal. 2021. Vol. 185. <https://doi.org/10.1016/j.jmva.2021.104777>.

3. Харин Ю.С. Оптимальность и робастность в статистическом прогнозировании. Минск: БГУ, 2008.

4. Шибалко С.А. О статистическом оценивании параметров многомерных двоичных временных рядов // Статистические методы анализа экономики и общества: материалы 14-й Междунар. науч. конф. студентов и аспирантов, Москва, 16–19 мая 2023 г. / редкол.: В.С. Мхитарян (гл. ред.) и др. М., 2023. С. 328–330.

МОДЕЛИРОВАНИЕ БЮДЖЕТНО-НАЛОГОВОЙ ПОЛИТИКИ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ПЕРЕКРЫВАЮЩИХСЯ ПОКОЛЕНИЙ С ИДИОСИНКРАТИЧЕСКИМИ РИСКАМИ

Шпилевая Ангелина Евгеньевна

E-mail: angelina.shpilevaya@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: к.э.н. Полбин А.В.

В данной работе анализируются эффекты от налоговых реформ, в том числе прогрессивного налогообложения в Российской Федерации на основе стохастической модели перекрывающихся поколений с идиосинкратическими шоками дохода. Необходимость учета особенностей жизненного цикла, воздействия налогов на предложение труда, потребление и сбережение по мере взросления индивидов ведет к тому, что одним из наиболее часто используемых инструментов исследования оптимальной политики в области налогообложения становится модель перекрывающихся поколений, предложенная Даймондом — Самуэльсоном [2, 3].

Особое внимание в предлагаемой модели сосредоточено на том, как идиосинкратические риски дохода и несклонность к риску влияют на решения индивидов в отношении сбережения и потребления. В условиях неопределенности роль налоговой системы перестает быть нейтральной. Налоговая система может повышать благо-

состояние индивидов, чьи доходы в течение жизненного цикла подвергаются идиосинкратическим рискам. Так, например, наличие такой предпосылки приводит авторов [4] к выводу о том, что нестрахуемые идиосинкратические шоки оказывают значительное влияние на шкалу подоходного налога. K.G. Rouwenhorst [1] показал, что оптимальный налог на капитал может быть положительным, если в экономике присутствуют ограничения на займы и нестрахуемые идиосинкратические шоки, наличие которых способствует возникновению сбережения по мотиву предосторожности.

Предлагаемая модель общего равновесия калибруется на основе российских данных. Она представляет собой модель малой открытой экономики с тремя секторами: сектором благ и услуг для внутреннего потребления, экспортный нефтегазовый и экспортный ненефтегазовый секторы. Модель описывает поведение индивидов, живущих в течение 55 периодов (начиная с 18 лет), фирм и государства. Индивиды максимизируют полезность, зависящую от потребления, на бюджетном ограничении. Ограничения на заимствования и альтруистические связи между поколениями отсутствуют. Траектория доходов индивида в течение жизненного цикла описывается детерминированным возрастным профилем заработной платы и стохастической компонентой, представляющей собой AR(1) процесс. Для моделирования случайного процесса дохода используется дискретная аппроксимация авторегрессии первого порядка методом, предложенным в [5]. Государство взимает налог с заработной платы, социальные платежи, налог на капитал фирм и НДС, выплачивает трансферты, пенсии и тратит часть дохода на государственные расходы, стремясь к сбалансированному бюджету. Фирмы несут издержки инвестирования и стремятся к максимизации прибыли.

В работе проводится численное имитационное моделирование налоговых реформ, оцениваются эффекты от применения прогрессивной шкалы налогообложения, позволяющей снижать дисперсию доходов и оказывать влияние на сбережения по мотиву предосторожности.

Литература

1. *Aiyagari S.R.* Optimal capital income taxation with incomplete markets, borrowing constraints, and constant discounting // *Journal of Political Economy*. 1995. Vol. 103. No. 6. P. 1158–1175.

2. *Samuelson P.A.* An exact consumption–loan model of interest with or without the social contrivance of money // *Journal of Political Economy*. 1958. Vol. 66. No. 6. P. 467–482.
3. *Diamond P.A.* National debt in a neoclassical growth model // *American Economic Review*. 1965. Vol. 55. No. 5. P. 1126–1150.
4. *Conesa J.C., Kitao S., Krueger D.* Taxing capital? Not a bad idea after all! // *American Economic Review*. 2009. Vol. 99. No. 1. P. 25–48.
5. *Rouwenhorst K.G.* Asset pricing implications of equilibrium business cycle models // *Frontiers of Business Cycle Research*. Princeton University Press, 1995. P. 294–330. <https://doi.org/10.1515/9780691218052-014>.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РАБОТОСПОСОБНОСТИ КАНАЛОВ ДЕНЕЖНОЙ ТРАНСМИССИИ ЦЕНТРАЛЬНОГО БАНКА РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ НА СОВРЕМЕННОМ ЭТАПЕ РАЗВИТИЯ

Шувалова Ксения Ильинична

E-mail: shuvalova.kk@icloud.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Боченина М.В.

В последние годы российская экономика столкнулась с масштабными изменениями: COVID-19, санкционный кризис 2022 г., повсеместное внедрение цифровых технологий, а также девальвация экономики. Все эти события в той или иной степени коснулись функционирования трансмиссионного механизма денежно-кредитной политики (ДКП) России. Поэтому особый интерес исследования составляет изучение того, насколько эффективно получилось Центральному банку РФ воздействовать посредством трансмиссионных каналов на шоки различной природы. В работе анализируются особенности звеньев трансмиссионного механизма в российской практике с момента перехода Центробанка к режиму таргетирования инфляции в период 2015–2022 гг., учитывая периоды нестабильности экономики.

На первом этапе исследования проводился отбор факторов, определяющих работоспособность отдельных трансмиссионных каналов (каналы для анализа были выбраны на основе неокейнсианской теории: канал процентной ставки, канал валютного курса и широкий канал банковского кредитования) и потенциально характеризующих их эффективность. Отбор осуществлялся на основе ретроспективного анализа макропоказателей российской экономики, а также изучения научных трудов [3, 4]. В анализе работоспособности каналов денежной трансмиссии использовались модель векторной авторегрессии и модель коррекции ошибок. Так как механизм трансмиссии ДКП имеет двухступенчатый характер, для полноценной оценки функционирования каналов рассматривалось влияние изменения промежуточных показателей каналов на поведение экономических агентов. Были выбраны такие аспекты экономики, как инвестиции, потребление и составляющие сальдо торгового баланса. Отобранные факторы согласно причинности по Грейнджеру можно использовать для включения в модель.

В построении эконометрических моделей использовались временные ряды квартальной периодичности, была устранена сезонность, стоимостные показатели пересчитаны в постоянные цены. В результате проведенного исследования сделаны следующие выводы.

1. Фактически сложившаяся ставка межбанковского кредитования и основные инструменты монетарной политики Центрального банка РФ (ставка рефинансирования, ставка процента по привлечению депозитов коммерческих банков, ставка процента по операциям РЕПО) являются интегрированными процессами первого порядка. Нулевая гипотеза об отсутствии коинтеграционного соотношения была отвергнута с вероятностью 95%. Включение в уравнение регрессии, построенное для ставок денежного рынка, инструмента Банка России увеличивает объяснительную способность уравнения, что сигнализирует об эффективности первой ступени процентного канала денежной трансмиссии.

2. За рассматриваемый период наблюдалось значительное снижение роли валютного канала в трансмиссионном механизме вследствие введения ограничений на движение капитала. Его влияние имеет долгосрочный и опосредованный характер. В построенной модели векторной авторегрессии динамика импульсного отклика отрицательна. Изменение ставок денежного рынка приводит к сдвигу номинального валютного курса на 0,9 п.п.

3. Не было обнаружено значительного влияния инструментов ДКП на объемы банковского кредитования, что позволяет усомниться в эффективности работы банковского канала.

4. Удалось выявить статистически значимое влияние курса рубля и процентной ставки на потребительские расходы и инвестиции в основной капитал, что свидетельствует о работоспособности второй ступени процентного и валютного каналов ДКП.

5. Построенные регрессионные модели для экспорта, импорта показали следующие статистические связи: импорт зависит от валютного курса и ВВП РФ, экспорт, в свою очередь, — только от производственных мощностей страны.

Литература

1. *Barigozzi M., Lippi M., Luciani M.* Dynamic factor models, cointegration, and error correction mechanisms. ECARES Working Papers. Université libre de Bruxelles and F.R.S.-F.N.R.S., 2014.
2. *Christiano L.J., Eichenbaum M.S., Trabandt M.* NBER Working Paper, Series on DSGE models // Journal of Economic Perspectives. July 2018.
3. *Dornbusch R., Favero C.A., Giavazzi F.* The Immediate Challenges for the European Central Bank. NBER Working Paper. January 1998.
4. Денежно-кредитные условия и трансмиссионный механизм денежно-кредитной политики. 2024. Январь. https://cbr.ru/Collection/Collection/File/48857/DKU_2401-19.pdf.
5. *Змановский А.* Ретроспективная оценка оптимальности ДКП. 2023. Май. https://cbr.ru/StaticHtml/File/146496/research_policy_notes_b_3_1.pdf.

ПРОЦЕНТНЫЙ КАНАЛ МОНЕТАРНОЙ ТРАНСМИССИИ ВЛИЯНИЯ КЛЮЧЕВОЙ СТАВКИ НА ИПОТЕЧНЫЕ СТАВКИ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Щанкина Анна Александровна

E-mail: annachankina@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., доцент Демидова О.А.

Денежно-кредитная политика влияет на совокупный спрос при помощи трансмиссионных каналов (процентного, кредитного, балансового, валютного, инфляционных ожиданий и благосостояния), наиболее важным является процентный.

При проведении исследований процентного канала наиболее часто используется модель коррекции ошибок (ЕСМ). Например, А. Егоров, О. Борзых (2018) изучали влияние ставок Банка России на ставки по кредитным и депозитным операциям российских банков в 2001–2015 гг., данное влияние оказалось неодинаковое для подпериодов, так как сила монетарной трансмиссии менялась. А. Коновалова и др. (2021) также изучали влияние ключевой ставки Банка России на региональные банковские депозитные и кредитные ставки в 2018–2021 гг. и показали, что процентный канал трансмиссионного механизма работал эффективнее в регионах с более высоким уровнем банковской конкуренции, более высоким качеством жизни и доступностью финансовых услуг. С учетом этих результатов можно предположить, что реакция ипотечных ставок на изменение денежно-кредитной политики Банка России будет неодинаковой в разных регионах России и в разные промежутки времени.

Цель настоящей работы — проверка следующих гипотез:

- гипотеза 1: имеет место долгосрочная связь между региональными ставками по ипотечным кредитам и ставкой денежно-кредитной политики;
- гипотеза 2: реакция региональных ипотечных ставок на изменения денежно-кредитной политики существенно зависит от рассматриваемого временного интервала;
- гипотеза 3: эти изменения существенно различаются по регионам России.

Как и авторы названных выше статей, мы использовали модель коррекции ошибок ЕСМ:

$$\Delta i_t = \mu + \alpha_1 \Delta r_t + \alpha_2 \Delta r_{t-1} + \beta \cdot (\gamma r_{t-1} - i_{t-1}) + \varepsilon_t,$$

где t — момент времени (использованы данные с января 2016 по август 2023 г.); r_t — МІАСР, т.е. средневзвешенные фактические ставки по кредитам, предоставленным московскими банками, в подобных работах обычно используют именно данную ставку, поскольку она отражает ситуацию на межбанковском рынке, которая формируется в результате операций Банка России, определяемых ключевой ставкой; i_t — ставки по ипотечным жилищным кредитам (мы рассматриваем два варианта: средневзвешенные ставки по ипотечным жилищным кредитам iw_t , опубликованные на сайте Банка России, и коммерческие ставки $icom_t$, рассчитанные нами самостоятельно путем исключения льготных кредитов).

В этой модели μ , α_1 , α_2 , β , γ — оцениваемые параметры; α_1 и α_2 — краткосрочные эффекты переноса изменений МІАСР; β — коэффициент коррекции ЕСМ; γ — долгосрочное равновесие между i_t и r_t .

Рассматриваемый временной интервал был неоднородным, он включал как очень низкие ставки в период COVID-19, так и очень высокие после начала СВО (специальной военной операции), поэтому мы оценивали модели на трех временных интервалах: до COVID (январь 2016 — февраль 2020 г.), до СВО (январь 2016 — февраль 2022 г.) и весь временной интервал (январь 2016 — август 2023 г.).

В каждом из этих случаев наше исследование включало несколько шагов. На первом шаге мы проверяли на стационарность ряд r_t , а также ряды iw_t и $icom_t$ для каждого из 86 регионов в уровнях и разностях. Почти все ряды оказались I(1). Затем проверяли коинтеграцию рядов iw_t и $icom_t$ с r_t и при ее наличии оценивали ЕСМ.

Кратко опишем полученные результаты.

Для периода с января 2016 г. до начала пандемии COVID-19 значимая долгосрочная связь для коммерческих кредитов наблюдалась в 61 регионе, а для средневзвешенных ставок — в 76 регионах. При этом оценки коэффициента γ , характеризующего долгосрочные эффекты переноса изменений МІАСР, были достаточно высокими (от 0,54 до 1,07).

Для периода с января 2016 г. до начала СВО долгосрочная связь для коммерческих кредитов наблюдалась в гораздо меньшем числе регионов — в 14 регионах для коммерческих ставок и в 4 регионах для средневзвешенных, причем оценки коэффициента γ существенно снизились: для коммерческих варьировались от 0,003 до 0,50 и для средневзвешенных ставок — от 0,31 до 0,49. По-видимому, это объясняется тем, что на ставки по ипотечным жилищным кредитам влияли другие факторы, в том числе нерыночные (государственная поддержка банков и населения), что повлияло на решения домохозяйств относительно взятия кредитов.

На всем периоде с января 2016 по август 2023 г. долгосрочная связь для коммерческих кредитов наблюдалась также в небольшом числе регионов — в 30 регионах для коммерческих ставок и в 5 регионах для средневзвешенных. Оценки коэффициента γ варьировались в диапазоне от 0,003 до 0,64 для коммерческих кредитов и от 0,35 до 0,64 для средневзвешенных ставок.

Для периода с января 2016 г. до начала пандемии COVID-19 оценки коэффициентов α_1 и/или α_2 , характеризующих краткосрочные эффекты переноса изменений MIACR, достаточно большие. Для коммерческих ставок оценки α_1 варьировались от 0,35 до 1,09; α_2 — от 0,29 до 0,94; для средневзвешенных ставок оценки α_1 варьировались от 0,33 до 1,07; α_2 — от 0,30 до 0,88. При этом на остальных периодах коэффициенты α_1 и/или α_2 в большинстве регионов незначимы, встречаются даже отрицательные оценки.

Согласно полученным результатам, гипотеза 1 получила частичное эмпирическое подтверждение: например, с января 2016 по август 2023 г. для большинства регионов связь между изменением ставок по ипотечным кредитам и изменением MIACR не была выявлена. Гипотезы 2 и 3 получили эмпирическое подтверждение.

Представляется, что на неоднородном по экономической ситуации временном интервале более подходящими являются модели, учитывающие асимметрию реакции ставок по ипотечным кредитам на повышение и понижение ключевой ставки.

К моменту начала конференции планируется оценка и этих моделей.

Литература

1. Егоров А.В., Борзых О.А. Асимметрия процентного канала денежной трансмиссии в России // Экономическая политика. 2018. № 1.

<https://cyberleninka.ru/article/n/asimetriya-protsentnogo-kana-la-denezhnoy-transmissii-v-rossii> (дата обращения: 06.01.2023).

2. Коновалова А. и др. Реакция банковских ставок на изменение ключевой ставки Банка России в условиях региональной неоднородности // Аналитическая записка. Банк России, 2021.

ВЛИЯНИЕ ДОХОДА НА ВЕРОЯТНОСТЬ НАЛИЧИЯ ДЕПРЕССИВНЫХ СИМПТОМОВ ДЛЯ ЖИТЕЛЕЙ США ПРЕКЛОННОГО ВОЗРАСТА

Эйбатов Эмиль Рауфович

E-mail: eybatove23@gmail.com

Пильноватых Глеб Валентинович

E-mail: nevermorcrow@gmail.com

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: Максимов М.А.

Согласно эпидемиологическим отчетам ВОЗ и результатам государственных и независимых исследований, расстройства депрессивного спектра очень распространены и наносят урон трудоспособности населения наравне со многими соматическими заболеваниями [1]. Исследования подтверждают значимость дохода индивида как объясняющего фактора заболеваемости: чем ниже доход индивида, тем выше вероятность того, что у него присутствует или появится депрессивное расстройство. В составе достаточно крупного фактора уровня дохода выделяют эффект именно экономической депривации индивида: при контроле по описывающим ее факторам значимость эффекта непосредственно дохода нивелируется [2]. При этом все найденные нами исследования проводились на выборках всего населения трудоспособного или среднего возраста, но не специфично на когорте пожилых людей.

Цель нашего исследования — оценить взаимосвязь между доходом индивида и наличием у него депрессивных симптомов на выборке людей пожилого возраста, проживающих в обществе с высоким неравенством доходов. Мы исследуем поведение зависимости специфично для этой когорты, поскольку для индивидов,

которые близки к выходу на пенсию (по возрасту или накоплениям) или уже сделали это, существуют специфичные паттерны социально-экономической депривации, и их влияние могло быть упущено в общих исследованиях. Кроме того, ввиду тренда на старение населения в развитых странах важно более точно оценивать урон общей трудоспособности именно пожилых людей, поскольку в ближайшем будущем трудовые ресурсы этой когорты будут составлять все большую часть общих ресурсов, что повлияет на макроэкономические тенденции.

В качестве аналитической базы мы используем датасет RAND Health and Retirement Study (RAND HRS) [3, 4], который представляет собой объединение данных нескольких лонгитюдных опросов с общей методологией. Опросы проводились в США с 1991 по 2012 г. среди домохозяйств, в которых проживали люди предпенсионного и пенсионного возраста, всего было опрошено более 170 тыс. индивидов.

В качестве переменной интереса мы используем логарифм суммы доходов домохозяйства, чтобы учесть наблюдаемую убывающую отдачу от дохода для индивида. Зависимая переменная строится следующим образом: в RAND HRS оценка тяжести депрессивных симптомов проводится при помощи нескольких версий теста CES-D [5]. Основываясь на рекомендациях авторов датасета [6] и анализе ошибок первого и второго рода, мы вывели для каждой версии классификационную границу для набранного в тесте числа баллов. Собственно бинарная переменная классификации индивида как, вероятно, подверженного заболеванию и является зависимой переменной.

Для оценки значимости влияния переменной интереса мы используем логистическую регрессию и строим по одному ее экземпляру для каждой из волн опроса и каждого из полов, чтобы нивелировать эффект прочих различных между годами факторов. В составе регрессии мы используем метод инструментальных переменных для предсказания дохода, чтобы избежать эндогенности из-за двусторонней причинно-следственной взаимосвязи дохода и депрессивных симптомов [7]. Спецификация основана на уравнении Минсера и его расширениях аппроксимациями факторов [8]. Применяется контроль по следующим факторам: вышел ли человек на пенсию, работает ли, имеет ли инвалидность; каковы отношения в домохозяйстве и какова высшая пройденная ступень обучения.

Спецификация модели первого шага:

$$\text{income} = \pi_0 + \pi_1 \cdot \text{study duration} + \pi_2 \cdot \text{age} + \pi_3 \cdot \text{age}^2 + \pi_4 \cdot \text{retired} + \\ + \pi_5 \cdot \text{disabled} + \pi_6 \cdot \text{unemployed} + \varepsilon_i.$$

Спецификация модели второго шага:

$$\text{depres} \sim \beta_0 + \beta_1 \cdot \log(\text{income}) + \beta_2 \cdot \text{family issues} + \varepsilon_i.$$

Для обоих полов в каждой из волн опроса коэффициент β_1 отрицателен и значим при 1%-м уровне значимости, следовательно, у нас нет оснований опровергать исходную гипотезу, и для нашей когорты подтвердилась общая закономерность: чем выше доход, тем ниже вероятность наличия депрессивных симптомов.

Как и в любом макроэкономическом исследовании, полученное полностью верно только при ряде допущений, и в полном тексте работы мы описываем ряд источников смещений или причин неверной спецификации модели. Однако, поскольку тенденция для когорты совпадает с общим поведением зависимости, мы склонны доверять полученным выводам, можем рекомендовать опираться на них при планировании государственной политики в сферах здравоохранения и социальной поддержки, а также при разработке зарплатной политики предприятий.

Литература

1. World Mental Health Report: transforming mental health for all. Geneva: World Health Organization, 2022.
2. Zimmerman F.J., Katon W. Socioeconomic status, depression disparities, and financial strain: What lies behind the income-depression relationship? // Health Economics, 2005.
3. Health and Retirement Study (RAND HRS Longitudinal File 2015 V O) public use dataset. Produced and distributed by the University of Michigan with funding from the National Institute on Aging (grant number NIA U01AG009740). Ann Arbor, MI, 2015.
4. RAND HRS Longitudinal File 2015 (V O)). Produced by the RAND Center for the Study of Aging, with funding from the National Institute on Aging and the Social Security Administration. Santa Monica, CA, 2013.
5. Radloff L.S. The CES-D scale: A self-report depression scale for research in the general population // Applied Psychological Measurement, 1977.

6. Documentation of Affective Functioning Measures in the Health and Retirement Study, DR-005, Survey Research Center University of Michigan. Ann Arbor, MI, 2000.
7. *Simon G.E. et al.* Depression and work productivity: The comparative costs of treatment versus nontreatment // Journal of Occupational and Environmental Medicine, 2001.
8. *Mincer J.* Investment in human capital and personal income distribution // Journal of Political Economy, 1958.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЗАРПЛАТ ПО ВИДАМ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Янгиров Таймас Айдарович

E-mail: yangirovtaimas@yandex.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Декина М.П.

Статистическое исследование уровня заработной платы в различных секторах экономики является актуальной темой, так как уровень оплаты труда определяет дальнейшую востребованность специалистов различных направлений. Существует множество видов деятельности, основные из них: тяжелая промышленность, обрабатывающая промышленность, сельское хозяйство, сфера услуг, строительство. В ходе анализа показателей заработной платы в различных секторах экономики был рассмотрен Общероссийский классификатор видов экономической деятельности (ОКВЭД 2).

На основе проанализированных данных сделан обзор среднемесячной номинальной начисленной заработной платы в целом по России и в некоторых регионах РФ. Также были даны прогнозы и предположения по будущей ситуации на рынке труда.

Самые высокооплачиваемые — добыча нефти и газа и финансовая деятельность (рис. 1). Для изучения динамики зарплат по финансовой деятельности и сравнения с другими показателями средние показатели отражались в постоянных ценах 2023 г. Среднемесячная заработная плата в постоянных ценах 2023 г. выражена через

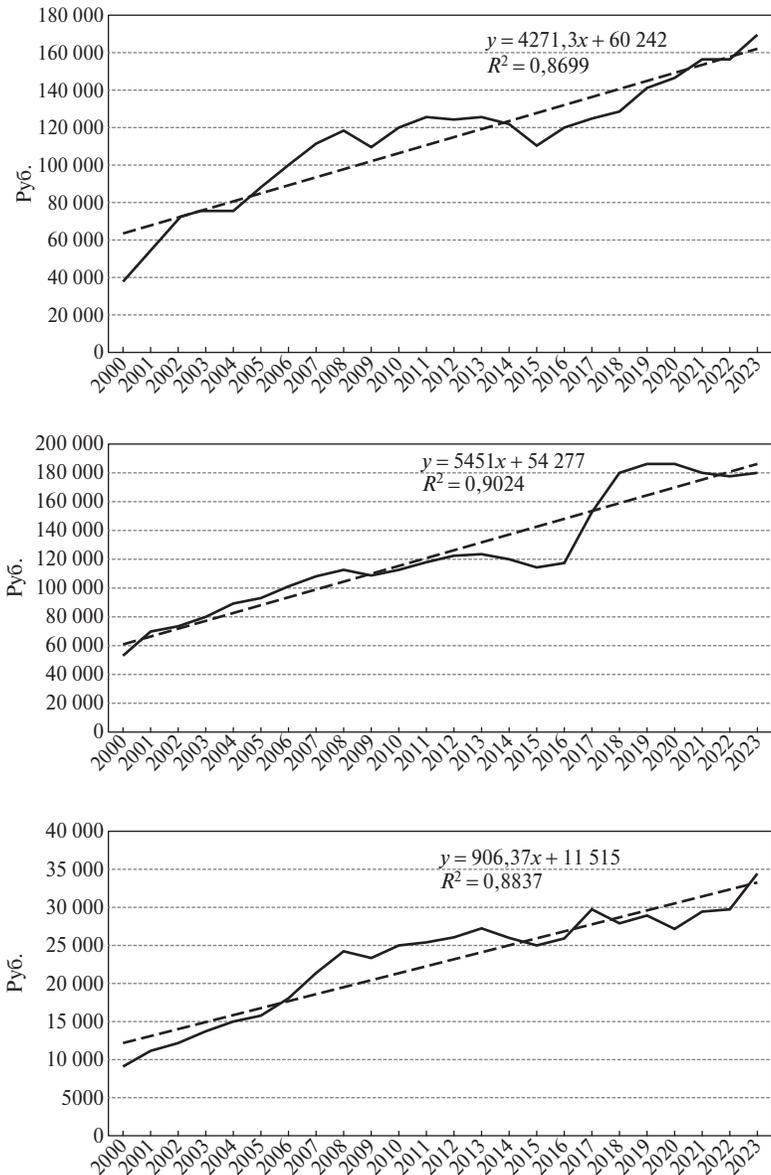


Рис. 1. Динамика заработной платы, 2000–2023 гг.

уравнение тренда: $y = 4271,3t + 60\,242$ при $n = 24$ и коэффициенте детерминации $R^2 = 0,87$; $t_{\text{табл}(0,05;22)} = 2,07$; $t_a = 12,13$; $F_{\text{табл}(0,05;1;22)} = 4,3$; $F_{\text{факт}} = 147,95$. Значение $t_b > t_{\text{табл}}$, что говорит о влиянии фактора на результат; значение $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$, что говорит о статистической значимости уравнения регрессии и коэффициента детерминации. Остатки гомоскедастичны (p -value = 0,4, а значит, нулевая гипотеза о гомоскедастичности принимается) и распределены нормально ($\chi^2 = 0,925$; p -value = 0,69). Автокорреляция в остатках положительная, так как критерий Дарбина — Уотсона составил 0,3; а табличные значения $dL_{(0,05;1;24)} = 1,27$; $dU_{(0,05;1;24)} = 1,44$. Следовательно, для прогнозирования уровня заработной платы в финансовом секторе необходимо использовать другую модель.

Также был построен временной ряд по зарплатам нефтегазового сектора. Уравнение тренда: $y = 54\,277 + 5451t$ при $n = 24$ и коэффициенте детерминации $R^2 = 0,9$. При тех же критических значениях F и t : $t = 14,26$; $F_{\text{факт}} = 130$; значение $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$, что говорит о статистической значимости уравнения регрессии и коэффициента детерминации.

Остатки гомоскедастичны (p -value = 0,45; а значит, нулевая гипотеза о гомоскедастичности принимается) и распределены нормально ($\chi^2 = 5,1$; p -value = 0,07). Критерий Дарбина — Уотсона составил 0,505 при тех же табличных значениях. Автокорреляция в остатках положительная. Прогнозы необходимо делать с поправками Прайса — Винстенна.

Далее была рассмотрена динамика наименее оплачиваемой сферы в России — обрабатывающая промышленность, а именно текстильное и швейное производство. Динамика зарплат в производстве одежды в постоянных ценах 2023 г. представлена через уравнение тренда: $y = 11\,515 + 906,4t$ при $n = 24$ и коэффициенте детерминации $R^2 = 0,88$; $t = 12,93$; $F_{\text{факт}} = 167$. Значение $t_b > t_{\text{табл}}$, что говорит о влиянии фактора на результат; значение $F_{\text{факт}} > F_{\text{табл}}$, что говорит о статистической значимости уравнения регрессии и коэффициента детерминации.

Автокорреляция в остатках положительная, так как критерий Дарбина — Уотсона составил 0,43. Следовательно, для моделирования необходимо использовать модели, учитывающие наличие автокорреляции.

Составим новое уравнение с поправкой Прайса — Винстенна по зарплатам текстильной промышленности: $y = 2004 + 0,003t$. Коэффициент аппроксимации увеличился до 0,99.

Новое уравнение по зарплатам нефтегазового сектора примет вид: $2005 + 0,005t$, t фактический равен 3, что выше табличного значения. Коэффициент аппроксимации также высокий — 0,99.

Уравнение с поправкой по финансовому сектору также похоже на остальные уравнения: $2003 + 0,007t$, t фактический равен 3,7. Коэффициент аппроксимации высокий и составляет 0,99 (см. рис. 1).

В целом зарплаты в номинальном выражении постоянно растут, поэтому цифры с учетом инфляции более объективны. Зарплаты больше всего увеличиваются в нефтяной и финансовой сфере, именно поэтому в стране растет количество кадров в этой сфере. Дефицит кадров наблюдается в менее оплачиваемых сферах.

Литература

1. Audit-it. Средняя зарплата по Российской Федерации. https://www.audit-it.ru/inform/zarplata/index.php?id_region=27.
2. *Елисеева И. и др.* Эконометрика. М.: Финансы и статистика, 2002.
3. Федеральная служба государственной статистики. <https://rosstat.gov.ru/>.

STATISTICAL ANALYSIS OF DEINDUSTRIALIZATION IN FRANCE AFTER THE 1970S ENERGY CRISIS

Filatov Alexander Igorevich

E-mail: filatov.ndr@gmail.com

Moscow, MSU

Advisor: Doctor of Economics, Professor Blokhin A.A.

The French economy's transition from the «trente glorieuses» to the economic crisis and deindustrialization of the 1970s to 1990s marks a critical juncture in its post-war economic history until current day. The period before the 1970s energy crisis was characterized by a dynamic manufacturing sector that placed France as one of the leading industrial powers, bypassed only by Japan and Germany in terms of growth rates [2]. However, the advent of the oil crises brought a prolonged period of

economic stagnation, marked by rising unemployment and balance of payments deficits in the 1970–1990s. What was more important, this period saw a gradual shift towards deindustrialization, a process facilitated not only by global economic trends [1, 6, 7] but also by domestic factors, including shifts in policy that leaned towards market liberalization and a reduced role of the state in direct economic intervention [5].

In this research, we aim to conduct a statistical analysis of the deindustrialization of the French economy from the 1970s until the present day. We conclude that:

- The deindustrialization factors had the most effect in the labour-intensive industries. E.g., the textiles and clothing sector experienced targeted deindustrialization policies by French policymakers in the 1970s and 1980s. This sector was subject to rationalization efforts aimed at making it more competitive internationally, which involved a significant reduction in manufacturing activities and employment [3].
- The deindustrializational shift occurred in manufacturing industries, which could substitute the production itself with product-based services, e.g. in the telecommunications industry. This factor suggests that traditional manufacturing sectors, especially those that can integrate services into their offerings, transformed in response to deindustrialization pressures. This transformation affects sectors differently, depending on their ability to adapt to this “servitization” [4].
- However, the fact that deindustrialization is primarily associated with falling labor intensity in manufacturing production rather than a decline in the manufacturing sector’s overall size or share of GDP, implies that sectors with higher labor intensity were more affected by deindustrialization, as technological advancements and productivity improvements led to fewer jobs even if output remained stable or grew [5].

References

1. *Bernard A.B., Smeets V., Warzynski F.* Rethinking deindustrialization // *Economic Policy*. 2017. Vol. 32. No. 89. P. 5–38.
2. *Demmou L.* Deindustrialisation in France // *Les cahiers de la DG Trésor*. 2010. Vol. 1. P. 1–50.
3. *Dufourcq N.* La désindustrialisation de la France: 1995–2015. Odile Jacob, 2022.
4. *Fontagné L. et al.* Désindustrialisation, délocalisations. Paris: La Documentation française, 2005. P. 400.

5. *Fontaine M., Vigna X.* La désindustrialisation, une histoire en cours // Vingtième siècle. 2019. No. 4. P. 2–17.
6. *Rodrik D.* Premature deindustrialization // Journal of Economic Growth. 2016. Vol. 21. P. 1–33.
7. *Rowthorn R., Ramaswamy R.* Growth, trade, and deindustrialization // IMF Staff papers. 1999. Vol. 46. No. 1. P. 18–41.

APPLICATION OF CONTEXT-DEPENDENT INFORMATION MEASURES TO SEQUENTIAL DECISION-MAKING IN ECONOMICS AND MARKET RESEARCH

Kasianova Ksenia

E-mail: xeniakasianova@gmail.com

Moscow, HSE University

Advisor: PhD in Mathematical Statistics, Professor Kelbert M.

Sequential decision-making methods are needed in cases when information is incomplete or asymmetric. Often, obtaining additional information comes with certain costs. A wide variety of sequential decision-making problems have been discussed in the statistics literature including search problems, inventory problems, gambling problems, and “secretary-type” problems. Sequential decision-making problems are better known as optimal stopping problems.

In this case sequential decision-making designs might help to find a middle ground that allows to find an appropriate trade-off between the expected profits and the information needed to be obtained about all of the possible outcomes.

This type of problems is often referred as the “exploration vs exploitation”, and is very commonly considered in designing a clinical trial mechanism where the trade-off between statistical power and current treatment efficacy should be found [1]. A method based on information measures, suggested in [2], elegantly approaches the problem by using the information-theoretic paradigm. This method has already shown its benefits allowing for some flexibility in finding a balance between two competing goals and even improves the design performance without compromising quality [3].

Considering the routines related to information measures, notice that by definition they estimate uncertainty and thus allow to distinguish between multiple outcomes and accomplish goals of discerning between the effects that each arm produces. However, in this case the exploitation factor is not accounted for. There is a modification that can be applied to any information measure to make it account for some pre-specified targets. By this technique, two objectives can be successfully managed.

The sequential decision-making in economic problems also considers adaptive designs which allow to refine the employed strategy as the additional data are accumulated. In this case two competing goals can be the total expected utility from exploring different strategies vs the statistical power to differentiate strategies from one another.

Previously in [3, 4] the binary endpoint case was analysed, as it is a common situation when considering clinical trial design, however, when considering applications of this method to economic problems an extension to multiple endpoints should be necessary.

When working with economic problems, the choice of the setting and the design performance metrics is more flexible than in the case of clinical trials. In this paper, a general decision-making process with several strategies and multiple endpoints is constructed using entropy-based criteria. Some specific examples of how this approach can be applied are discussed as well. The main contribution could be summarised as follows. A framework of Dirichlet process is used to analyse non-binary endpoint experiment dynamics. Then a theorem given an asymptotic representation for information measures is proven.

References

1. *Azriel D., Mandel M., Rinott Y.* The treatment versus experimentation dilemma in dose finding studies // *Journal of Statistical Planning and Inference.* 2011. No. 141. P. 2759–2768.
2. *Mozgunov P., Jaki T.* An information theoretic approach for selecting arms in clinical trials // *Journal of the Royal Statistical Society. Series B. Statistical Methodology.* 2020. No. 82. P. 1223–1247.
3. *Kasianova K., Kelbert M., Mozgunov P.* Response adaptive designs for Phase II trials with binary endpoint based on context-dependent information measures // *Computational Statistics & Data Analysis.* 2021. No. 158. P. 107187.

4. *Kasianova K., Kelbert M., Mozgunov P.* Response-adaptive randomization for multi-arm clinical trials using context-dependent information measures // *Biometrical Journal*. 2023. P. 2200301.

DECOMPOUNDING UNDER GENERAL MIXING DISTRIBUTIONS

Morozova Ekaterina Alekseevna

E-mail: eamorozova@hse.ru

Moscow, HSE University

Advisors:

Doctor of Mathematical Science Panov V.A.,

PhD Belomestny D.V.

The current research is focused on the statistical inference for the compound models of the form

$$X = \xi_1 + \dots + \xi_N, \quad (1)$$

where N is a non-negative integer-valued random variable serving as a random counter, and ξ_1, ξ_2, \dots is a sequence of i.i.d. random variables independent of N . Given a sample from this model, we aim at estimating the distribution of individual summands ξ_1 , assuming that the law of N is known.

A prominent example of the model (1) is given by the so-called compound Poisson model, which appears in case when N has the Poisson distribution. This particular case is rather popular in applications, for example, in the queueing theory or insurance (see, e.g., [6]). In the latter context, N typically represents the number of insurance claims received by a company, while ξ_1, ξ_2, \dots stand for the sizes of each individual claim. The problem of statistical inference for the compound Poisson model is rather classical and was essentially considered by Buchmann and Grübel [3], who are also credited with introducing the term “decompounding”. Nowadays, there is a wide range of estimation techniques available for this model, including, but not limited to, the spectral approach [4], convolution power estimators [5] and Bayesian methods [7]. However, very few results are available for the general case when the law of N is not necessarily Poisson. At the same time, there is a large demand for this

general case, as, for example, in case of insurance the use of specifically the compound Poisson model is argued to be at the very least not sufficiently justified, if not inappropriate for the real data [1, 8].

Typically, the key observation for estimating the law of N based on a sample from (1) is that for all $u \in \mathbb{R}$ the characteristic function ϕ_X of X can be represented as

$$\phi_X(u) = P_N(\phi_{\xi_1}(u)), \quad (2)$$

where ϕ_{ξ_1} is the characteristic function of ξ_1 and

$$P_N(z) = \sum_{k=0}^{\infty} z^k \mathbb{P}\{N = k\}, \quad z \in \mathbb{C},$$

is the probability generating function of N . Hence, one can invert the relation (2) to estimate ϕ_{ξ_1} and afterwards recover the distribution of ξ_1 . While this idea is rather simple and can be implemented directly for some particular cases of the distribution of N , such as the Poisson or the geometric law, the inversion problem is typically ill-posed, since small changes in ϕ_X (e.g., due to the finiteness of the sample size) can lead to significant errors in the estimation of ϕ_{ξ_1} . The most general result was obtained by Bøgsted and Pitts [2], who proposed the scheme for inverting P_N via the series inversion. Nevertheless, it is important to note that the authors do not prove any convergence rates, and in addition, their approach requires ξ_1 to be almost surely positive.

In the present paper, we develop the estimation procedure for the distribution of ξ_1 , assuming that it is infinitely divisible and absolutely continuous, while N is assumed to be almost surely positive. In this case, one obtains the relation

$$\phi_X(u) = \mathcal{L}_N(-\psi(u))$$

with $\psi(u) = \log \phi_{\xi_1}(u)$ being the characteristic exponent of ξ_1 , and $\mathcal{L}_N(z) = \mathbb{E}[e^{-zN}]$, $z \in \mathbb{C}$, being the Laplace transform of N . Hence, one can employ the composition of the inverse Fourier and the inverse Laplace transforms to recover the density of ξ_1 . Following these ideas, we propose the nonparametric estimator for the density of ξ_1 and establish its rates of convergence for several rather large classes of distributions. Moreover, for some cases we show that the obtained convergence rates are minimax optimal. Finally, the behaviour of the proposed estimation scheme is analysed on a simulated study.

References

1. *Asmussen S., Albrecher H.* Ruin probabilities. World scientific. 2010. Vol. 14.
2. *Bøgsted M., Pitts S.M.* Decomponding random sums: A nonparametric approach // *Annals of the Institute of Statistical Mathematics.* 2010. Vol. 62. P. 855–872.
3. *Buchmann B., Grübel R.* Decomponding: An estimation problem for Poisson random sums // *The Annals of Statistics.* 2003. Vol. 31. No. 4. P. 1054–1074.
4. *Coca A.J.* Efficient nonparametric inference for discretely observed compound Poisson processes // *Probability Theory and Related Fields.* 2018. Vol. 170. No. 1–2. P. 475–523.
5. *Comte F., Duval C., Genon-Catalot V.* Nonparametric density estimation in compound Poisson processes using convolution power estimators // *Metrika.* 2014. Vol. 77. No. 1. P. 163–183.
6. *Embrechts P., Klüppelberg C., Mikosch T.* Modelling extremal events for insurance and finance. Springer, 1997.
7. *Gugushvili S., Mariucci E., van der Meulen F.* Decomponding discrete distributions: A nonparametric Bayesian approach // *Scandinavian Journal of Statistics.* 2020. Vol. 47. No. 2. P. 464–492.
8. *Seal H.L.* The Poisson process: Its failure in risk theory // *Insurance: Mathematics and Economics.* 1983. Vol. 2. No. 4. P. 287–288.

ENDOGENOUS MARKOV — SWITCHING VECTOR AUTOREGRESSIVE MODEL FOR NOWCASTING THE CURRENT GDP GROWTH RATE IN RUSSIA

Romanko Elizaveta Konstantinovna

Moscow, HSE University

Advisor:

Candidate of Economics, Associate Professor Stankevich I.P.

This study aims to investigate the efficacy of an Endogenous Markov — Switching Vector Autoregressive (MS-VAR) model in nowcasting the current GDP growth rate in Russia.

Motivation:

- Various models have been utilized for nowcasting GDP, each showing suitability under specific circumstances. Given the notable volatility characterizing the Russian economy in recent years, an effective nowcasting model must adeptly capture this dynamism, accommodating a wide range of states and behaviors;
- To tackle these challenges, the Endogenous Markov — Switching Vector Autoregressive (MS-VAR) model emerges as a promising methodology for enhancing the precision of GDP growth nowcasting in Russia;
- By explicitly integrating regime shifts and endogenous interactions among variables, the MS-VAR framework demonstrates enhanced adaptability to the rapidly evolving economic landscape;
- The model in this study seeks to continue the tradition of nowcasting by promptly evaluating key indicators after each quarter.

Problem Statement:

- Despite the widespread use of the exogenous Markov — Switching VAR framework, there are situations where it is reasonable to consider the state process as being contemporaneously correlated with the regression disturbance, known as «endogenous switching»;
- This is especially relevant in certain applications, such as modeling GDP growth, where the state variable aims to capture the business cycle regime, like expansion or recession. In such cases, it is likely that shocks to aggregate quantities would simultaneously contribute to changes in the business cycle phase;
- Furthermore, both the state variable and the disturbance term in the dependent variable may be influenced concurrently by various un-

modeled elements. For instance, factors like monetary and fiscal policy can impact both the state variable, representing the business cycle phase, and the shock to GDP;

- The main focus of this paper is to apply MS-VAR models with endogenous switching on macroeconomic data, the main object — Russia's GDP and its components over time.

Methods:

- The study incorporates various data related to GDP components, such as household consumption, investment, government spending, alongside labor market variables like unemployment rates and real wages. Additionally, metrics related to money supply, inflation, and financial indicators such as share prices and interest rates are considered;

- The study plans to use an N-state endogenous Markov-switching regression model to analyze the data accordingly;

- The model will be estimated via Maximum Likelihood Estimation (MLE) with a modified recursive filter;

- Additionally, the study will employ a Likelihood Ratio (LR) test to consider exogenous switching;

- Due to the model's complexity and the data's nature, multiple regimes shall be tested and compared to find the best configuration.

Results anticipated:

- Previous research suggests significant evidence supporting endogenous switching, notably observed in US GDP, a trend likely relevant in the context of Russia;

- The collected dataset allows for experimentation with model design and specification, which is hoped to result in finding the best possible fit;

- It is expected that implementing the Endogenous MS-VAR model will enhance prediction accuracy while maintaining the interpretability inherent in time-series models;

- This method is expected to enable a robust analysis of the dynamic relationships between variables and capture the economic conditions necessary for GDP forecasting;

- It is reasonable to anticipate that a model without endogenous switching will produce notably different parameter estimates, indicating the presence of endogeneity within the system;

- This could signify a potential shift towards endogenous switching models for nowcasting in general.

GOOGLE TRENDS AND BITCOIN VOLATILITY FORECAST

Teterin Maxim Alekseevich

E-mail: mateterin@hse.ru

Moscow, HSE University

Advisor:

Doctor of Economics, Professor Peresetsky A.A.

Since the introduction of Bitcoin in 2008, the size of the cryptocurrency market has grown becoming increasingly important for investors. Thus, the forecast of the volatility of the cryptocurrency price is of special interest to the portfolio investors as they interested in precise estimation of standard deviation of their portfolios for Value-at-Risk (VaR) computation as the risk measure for more optimal portfolio management. The HAR-RV model introduced by Corsi (2009) has become more effective than the traditional GARCH type models in forecasting the volatility of financial assets. In the last decade, cryptocurrencies have started to dominate both the social media and the financial press. At the same time, some academic papers use social media data to enhance the cryptocurrency volatility forecasting models. In our paper, we study how the use of Google Trends data could improve the precision of one-day ahead Bitcoin price volatility models forecasts. We use three different measures of the forecast precision. All models are estimated in rolling windows in order to control for possible structural breaks. Also, we estimate the optimal length of rolling windows to provide the best forecast precision on the historical Bitcoin price data since January 1, 2018 to December 31, 2022.

Bitcoin is a high volatile asset, and identifying the source of volatility is crucial for both investors and policy makers. In this paper we examine one of the sources of data as a proxy for media attention for this asset to create explanatory variables and incorporate them in the HAR-RV model. To do so, we suggest the method to extract and scale data from the web service Google Trends. Different transformations of the data are selected and tested, and over 1200 one-step-ahead forecasts for each model specification using rolling windows approach are conducted. The results of the estimation and forecasts show that the use of the particular transformation of Google Trends data for the keyword «bitcoin» outperforms the ordinary HAR(1,5,22)-log-RV model and the other combina-

tions of the Google Trends data for different keywords, and their transformations. Such fact means that information about popularity of related to bitcoin topics helps to identify one of the sources of the volatility that could be used to make the forecasts of volatility more accurately.

THE GENERAL EQUILIBRIUM MODEL OF THE RUSSIAN ECONOMY WITH THE FINANCIAL SECTOR AND ELEMENTS OF FISCAL POLICY

Tsvetkova Alena Alekseevna

E-mail: aatsvetkova_3@edu.hse.ru

Moscow, HSE University

Advisor: PhD Pilnik N.

Macroeconomic analysis and forecasting play an important role in modern economies, as they help to develop models for economic policy. Governments and central banks use two types of models: econometric models based on multidimensional time series Vector Autoregressive (VAR) models and theoretical models that take into account the economic structure, such as General Equilibrium (GE) models. GE models describe the development of the economy through the interaction between several economic agents, each solving its own optimization problem. Dynamic GE models, in particular, take into account changes in macroeconomic indicators and produce forecasts that are more accurate than those produced by common VAR models, often achieving accuracy that is close to or superior to them.

This paper discusses methods for modeling the financial sector, fiscal and monetary policy in Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models. A DSGE model with five agents and without stochastic components is constructed, which allows a complete analytical solution to be obtained. The impact of external influences on the dynamics of the macroeconomic indicators of the model is analyzed. The accuracy of forecasts made by this model are compared to that of alternative macroeconomic VAR models. The purpose of this research is to develop a Dynamic General Equilibrium model for the Russian economy, including the fiscal sector and fiscal and monetary policies. Additionally, the model will take into account the emission channel of monetary creation, which has not been widely discussed in the academic literature.

The peculiarities of the Russian economy are often discussed in literature, usually through the use of oil market, inflation targeting, and a floating exchange rate. In one article [5] the authors consider the class of DSGE models and RBC models as their predecessors. The authors find that based on Russian data, RBC models are more suitable for modeling long-term growth, and DSGE models are better at modeling short-term changes in indicators.

There are numerous approaches to modeling the household utility function. Some authors [2] conduct a detailed analysis of the literature and conclude that household utility is influenced by private and general consumption, leisure time, and various characteristics of individuals in the family. These include gender, age, occupation, and other factors. In our model, the consumer's utility function depends only on consumption, but other indicators are included in the financial balance, such as deposits in banks, purchased government bonds and cash balances.

Most often, researchers in the field of econometrics consider discrete-time models that take into account stochastic shocks. However, in order to solve and estimate the parameters in these models, they require linearization, and the numerical solution of such models can be very challenging. Some researchers use continuous-time models (so are we), which greatly simplify the solution process and allow for an analytical solution. Some authors [3] build a model with a single manufacturing agent, in continuous time. They conclude that the resulting model accurately reproduces changes in parameters such as GDP, the size of fixed assets and producer loans. Other researchers [6] built a DSGE model with just two aggregated agents: the manufacturer and the consumer. The model also included imports and exports, which was quite unusual for this class of models. We include foreign markets in our model too. The authors emphasized the high accuracy in reproducing changes in GDP dynamics using this model.

In some articles, there is a discussion of a financial system. For example, in articles [1] and [4] a model of the modern banking system is constructed. The models accurately replicate the response of the banking system to external influences on Russian data. Researchers analyze various approaches to modeling fiscal policy found in the academic literature on DSGE models. In our model we use one of these approaches.

References

1. *Andreyev M., Pilnik N., Pospelov I.* Model of a current Russian bank system // *Economic Journal of Higher School of Economics*. 2009. Vol. 13. No. 2. P. 143–171.
2. *Donni O., Chiappori P.A.* Nonunitary models of household behavior: A survey of the literature // *Household Economic Behaviors*. 2011. P. 1–40.
3. *Pilnik N., Radionov S.* The model of the production side of the Russian economy// *Advances in Systems Science and Applications*. 2021. Vol. 21. No. 3. P. 63–74.
4. *Shananin A.A., Tarasenk M.V., Trusov N.V.* Mathematical modeling of household economy in Russia // *Computational Mathematics and Mathematical Physics*. 2021. Vol. 61. P. 1030–1051.
5. *Shults D., Oschepkov I.* Some aspects of the construction and use of Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) Models // *Bulletin of the Perm University. Series: Economics*. 2016. Vol. 4. No. 31. P. 49–65.
6. *Vasiliev C., Stankivich I., Uzhegov A.* A model of the real sector of the Russian economy with several products and sales agents // *Economic Journal of Higher School of Economics*. 2018. Vol. 22. No. 3. P. 362–386.



ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Бакалаврская программа «Экономика и статистика»

Академический руководитель программы —

к.т.н., профессор департамента статистики и анализа данных
Сиротин Вячеслав Павлович

Направление подготовки: 38.03.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Первый набор на программу — 2008 г.

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ba/stat/>

Цель программы — подготовка на уровне требований ведущих университетов мира экономистов-статистиков с аналитическим креативным мышлением для статистической поддержки принятия оптимальных управленческих решений в экономике, бизнесе и социальной сфере.

В рейтингах наиболее престижных профессий издания Jobs Rated Almanac, а также кадрового портала CareerCast.com профессия статистика неизменно входит в топ-10 (из 200–250 профессий). Главное содержание деятельности экономиста-статистика — количественная оценка и прогнозирование экономических и социальных явлений.

Профессионализм будущих бакалавров обеспечивается фундаментальной подготовкой по экономической теории и математике, международной методологии социально-экономических измерений, теории и практике статистического анализа, эконометрического моделирования и прогнозирования.

Студенты образовательной программы «Экономика и статистика» получают также прочные знания в области информационных технологий и современного статистического инструментария, научатся применять полученные знания на практике. Научно-исследователь-

ская работа студентов связана с моделированием реальных социально-экономических явлений и процессов с использованием современных программных средств и компьютерных технологий.

Это позволит им стать широко востребованными аналитиками в области экономики, финансов и страхования, способными быть и умелыми управленцами.

Желающие заниматься наукой смогут развиваться в направлении фундаментальных математико-статистических исследований, в области теоретической и прикладной экономики и в широком поле других направлений.

Компетенции, приобретенные в процессе обучения, позволят выпускникам образовательной программы работать:

- в статистических и аналитических подразделениях органов федерального, регионального и муниципального управления;
- финансовых и аналитических подразделениях, департаментах развития банков, страховых, инвестиционных, рекламных и маркетинговых компаний;
- научных учреждениях, занятых подготовкой и анализом статистической информации, и учебных заведениях.



ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа «Статистический анализ в экономике»

Академический руководитель программы —

д.э.н., профессор, руководитель департамента статистики
и анализа данных

Суринов Александр Евгеньевич

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Первый набор на программу — 2020 г.

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ma/statanalys/>

Цель программы — подготовка высококвалифицированных аналитиков, обладающих глубокими знаниями в областях экономической теории, статистических методов измерения и моделирования экономических процессов, международных статистических стандартов.

Отличительной особенностью программы является обучение не только формальным методам анализа, но и международным методологическим стандартам, на основе которых формируются системы статистических показателей в подавляющем большинстве стран мира. Современный уровень знаний обеспечивается активным участием студентов в работе научных семинаров и конференций, организуемых департаментом с привлечением ведущих отечественных и зарубежных специалистов.

Программа построена таким образом, чтобы подготовить специалистов в области информационно-аналитической поддержки принятия управленческих решений и организации экономического мониторинга. Программа нацелена на получение знаний, позволяющих на профессиональном уровне обрабатывать и анализировать массивы экономической информации (включая «большие данные»), выявлять

закономерности, прогнозировать и моделировать социально-экономические явления и процессы с применением многомерных статистических методов и последних достижений статистического компьютеринга, интерпретировать результаты исследований и использовать их по направлениям, находящимся в мейнстриме современной экономической науки.

Наряду с дисциплинами, образующими ядро классического экономического образования, в программу вошли курсы дисциплин, нацеленных на получение знаний статистической методологии сбора, обработки, анализа данных и экономико-статистического моделирования. Обязательными курсами являются микроэкономика, макроэкономика и эконометрика. Программы дисциплин специализации знакомят слушателей с источниками статистической информации, принципами и алгоритмами измерений социально-экономических явлений. В процессе преподавания используются методические приемы, разработанные совместно со Статистическим институтом для стран Азии и Тихого океана ООН в Токио (SIAP).

Выпускники программы найдут себя в аналитических и финансово-экономических подразделениях предприятий и организаций различных форм собственности, системе государственного и муниципального управления, международных организациях, научных учреждениях и учебных заведениях.



ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа

«Стохастическое моделирование в экономике и финансах»

Академический руководитель программы —

PhD, доцент

Панов Владимир Александрович

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Сайт программы: <https://www.hse.ru/ma/actuar/>

Старое название программы — Статистическое моделирование и актуарные расчеты (2016–2022 гг.)

Концепция программы. Программа была разработана для выпускников бакалавриатов математических, технических и экономических вузов, которые связывают свою дальнейшую профессиональную деятельность со страховыми компаниями, финансовыми институтами, банками и хотят улучшить свои знания в области экономики и применения математических (чаще всего вероятностных и статистических) методов в финансово-экономических задачах. Экономические курсы, преподаваемые в данной магистерской программе, обеспечивают достаточную базу для понимания предметной области и являются мотивацией для углубленного изучения соответствующих математических дисциплин. Данная программа тесно связана с Международной лабораторией стохастического анализа и его приложений (<https://lsa.hse.ru/>). Ключевые курсы будут прочитаны специалистами лаборатории, имеющими многолетний опыт преподавания в университетах Франции, Германии, Великобритании, США.

Трудоустройство выпускников. Выпускники являются востребованными специалистами во всех сферах деятельности, в которых находят применение вероятностно-статистические методы.

Основные места трудоустройства выпускников:

- банки и инвестиционные компании;
- аналитические и финансовые службы, департаменты развития предприятий и фирм;
- страховые и аудиторские компании;
- компании, занимающиеся разработкой статистического программного обеспечения;
- наука и образование.

Тесная связь магистерской программы и Международной лаборатории стохастического анализа (<http://lsa.hse.ru/>) будет использована для содействия в трудоустройстве выпускников в академической сфере.

В основе данной программы лежат курсы, ориентированные на изучение методов стохастического (вероятностно-статистического) анализа и применение этих методов для моделирования экономических процессов. К данной линейке курсов относятся такие дисциплины, как «Случайные процессы и моделирование», «Введение в стохастические дифференциальные уравнения и числовую вероятность», «Введение в финансовую математику», «Элементы стохастического анализа», «Математико-статистические методы исследования экстремальных событий».

Кроме того, в рамках данной магистерской программы студенты имеют возможность изучить:

- базовые экономические дисциплины (микро-, макроэкономику, эконометрику);
- методы анализа данных (программирование на Python, современные методы принятия решений и анализа данных, Data mining);
- основы теории страхования и банковского дела (актуарные расчеты, математическое моделирование банковской деятельности).

Научное издание

Статистические методы анализа экономики и общества

15-я Международная научно-практическая конференция
студентов и аспирантов (14–17 мая 2024 г.)

Труды конференции

Зав. книжной редакцией *Е.А. Бережнова*

Компьютерная верстка: *А.И. Паркани*

Корректор *Т.Г. Паркани*

Дизайн обложки: *О.А. Быстрова*

Подписано в печать 25.09.2024. Формат 60×88¹/₁₆
Гарнитура Newton. Усл. печ. л. 20,2. Уч.-изд. л. 17,0
Тираж 20 экз. Изд. № 2894

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20
Тел.: +7 495 772-95-90 доб. 15285

Отпечатано ООО «Фотоэксперт»
109316, Москва, Волгоградский проспект, д. 42