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

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА ЭКОНОМИКИ И ОБЩЕСТВА

ТРУДЫ КОНФЕРЕНЦИИ

12-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов (11–14 мая 2021 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

12-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов
(*11–14 мая 2021 г.*)

ТРУДЫ КОНФЕРЕНЦИИ

Издательский дом Высшей школы экономики
Москва, 2021

УДК 519.2
ББК 22.172
С78

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

С78 **Статистические методы анализа экономики и общества.** 12-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов (11–14 мая 2021 г.) [Текст] : Тр. конф. / гл. ред. В. С. Мхитарян ; Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». — М. : Изд. дом Высшей школы экономики, 2021. — 328 с. — 20 экз. — ISBN 978-5-7598-2533-3 (в обл.). — ISBN 978-5-7598-2295-0 (e-book).

В сборнике представлены отобранные оргкомитетом труды участников 12-й Международной научно-практической конференции студентов и аспирантов «Статистические методы анализа экономики и общества» из Армении, Беларуси, России и Таджикистана, представляющих 22 вуза из 15 городов: Гюмри, Душанбе, Жуковского, Йошкар-Олы, Магнитогорска, Махачкалы, Минска, Москвы, Нижнего Новгорода, Новосибирска, Ростова-на-Дону, Санкт-Петербурга, Саратова, Тамбова, Улан-Удэ. Исследования посвящены вопросам статистической методологии, применению 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:10.17323/978-5-7598-2533-3

ISBN 978-5-7598-2533-3 (в обл.)
ISBN 978-5-7598-2295-0 (e-book)

© Национальный исследовательский университет «Высшая школа экономики», 2021

СОДЕРЖАНИЕ

Аксенова О.А., *Аксенова С.А.*
Анализ распределения земель специального назначения по формам собственности в Российской Федерации 13

Алиева Е.Р., *Василишина Е.В.*, *Самсонова М.А.*
Всероссийская олимпиада школьников во время COVID-19: что мы видим на данных? 15

Афанасьева В.Г.
Сравнительный анализ абсолютной и относительной бедности в России 17

Ахмедова (*Оруджева*) *И.М.*
Статистический анализ экологической обстановки в дельте реки Самур в Южном Дагестане 19

Баева Н.В.
Статистический анализ факторов, влияющих на эффективность деятельности российских страховых компаний 22

Банникова В.А.
Политика forward guidance и эффект переноса валютного курса 25

Биттер И.И.
Устойчивость переходных плотностей диффузионных процессов 28

Борисов С.В., *Федюнина А.А.*
Влияние криптовалюты на мировую экономику 30

Бормотко А.С.
Интегральный подход к измерению качества жизни 32

Болгов А.И., *Васильев Д.Ф.*, *Казинина П.А.*
О подходах к распространению результатов ценовых измерений в муниципальных образованиях регионов России: пример Республики Саха (Якутия) 35

Векерле К.В.
Эффекты от изменения налогообложения труда в части страховых взносов 38

Велькина А.А.
Анализ уровня цифровизации крупных компаний в европейских странах 40

Вику Н.
Прогнозирование индекса потребительских цен в Нигерии 42

Волощук К.С.
Исследование географической структуры внешнеторговой деятельности Российской Федерации в период с 2012 по 2020 г. 46

Гаврилина А.М.
Анализ проблемы оптимального управления запасом непрерывного продукта в общей схеме регенерации при случайных стоимостных характеристиках 48

Гареев М.Ю.
Оценка текущих темпов роста ключевых макроэкономических показателей Российской Федерации с использованием методов машинного обучения 51

Горшукова Р.В.
Модели краткосрочного прогнозирования цен на российском оптовом рынке электроэнергии 54

Григорьев А.А.
Парадокс дружбы в социальных сетях. Аналитический и эмпирический анализ 56

Грузинова А.С., *Иванова Е.К.*
Анализ экспорта Великобритании 58

Гурова А.Ю.
Анализ тенденций дифференциации уровня жизни населения Тамбовской области 61

Дмитриева М.А., *Заикина Р.П.*, *Коник П.В.*, *Марусев Е.А.*, *Стрельцова Е.А.*, *Филиппова А.В.*
Применение методов математического моделирования для анализа распространения COVID-19 63

Дружинина А.О.
Многомерный статистический анализ уровня экономической безопасности субъектов РФ 66

Дубравская Э.И.
Применение методов панельной регрессии в исследовании неформальной занятости в регионах Российской Федерации 69

Евлампиев Ю.Р.
Анализ формирования бюджета муниципального образования (на примере Тамбовского района Тамбовской области) 71

Жижерин С.Н., *Кочнев Д.Ю.*
Социальные связи и предпочтения в Европе: эконометрический анализ 74

Жохов М.М.
Оценка эффективности наднациональных организаций на примере АТЭС 76

Жукова Л.В.
Статистическая оценка качества деятельности российских школ с помощью универсального комплексного индикатора 79

Замниус А.В.
Оценка эластичности предложения труда по заработной плате в России на основе микроданных 82

Зенкова Е.О.
Экономико-статистический анализ импортозамещения в фармацевтической отрасли России 85

Зинина А.И.
Влияние современных миграционных процессов на электоральную динамику в регионах России 88

Зубова Е.А.
Статистическая оценка стоимости человеческой жизни в России 93

Ивлева Ю.П.
Применение кривых обучения для ветро- и солнечной энергетики 96

Ишмаева И.В.
Демографическая ситуация в России: проблемы и пути решения 98

Ишматова Д.А.
Регрессионный анализ влияния распространенности ВИЧ среди мужчин и женщин (в возрасте от 15 до 24 лет) на ОПЖ при рождении в странах мира 101

Каблуков И.С.
Статистический анализ формирования доходной части государственного бюджета 103

Каледин Г.И., *Вербицкая А.А.*
Анализ вложений в НИОКР как фактора экономического роста Республики Корея 106

Керейтова И.Р., *Лобастова Т.В.*
Статистический анализ влияния пандемии COVID-19 на динамику брачности и разводимости 109

Коваленко Н.Н.
Понятие бюджетных инвестиций и методы статистического изучения исследований 112

Кокоулина М.В.
Сравнительный анализ динамики распространения COVID-19 в Москве, Московской и Нижегородской областях 115

Колотуша А.В.
Модель влияния уровня образования на переедание жиров 118

Комова А.В.
Применение текстового анализа в макроэкономическом прогнозировании 121

Короткова Р.Ю.
Региональное неравенство, миграция и экономический рост: эконометрический анализ 123

Котенева Д.Л.
Оценка коррупционных преступлений в сфере жилищно-коммунального хозяйства 125

Краснопеева Н.А.
Доходы и расходы российских региональных бюджетов: анализ причинно-следственных связей по Грэнджеру 128

Кузнецов К.В.
Возрастная структура потребления населения России 131

Купцова Д.Д.
Статистический анализ инновационной активности обрабатывающих производств в России 133

Ланцова В.В.
Внебюджетные фонды как объект статистического исследования 136

Лелекова А.В.
Оценка места России в глобальной цифровизации методами многомерной классификации 138

Лисина К.А., *Кузнецова М.Е.*
Измерение благосостояния населения Российской Федерации с помощью анализа данных о доходах населения 141

Магжанов Т.Р.
Прогнозирование базовой инфляции в России 145

Майгур А.А.
Макроэкономические детерминанты расходов на здравоохранение в межстрановом разрезе 147

Малахов Ф.С.
Снижение дифференциации социально-экономического развития регионов России как фактор обеспечения экономической безопасности страны 150

Медведева Д.П.
Федеральный бюджет Российской Федерации: статистический анализ структуры 153

Мелехова Е.А., *Шаталина А.П.*
Численное исследование задачи оптимального управления запасом в стохастической модели регенерации при нелинейных стоимостных характеристиках 155

Мигуля М.А., *Сайдашева А.Р.*
Статистический анализ динамики стоимости бивалютной корзины на валютном рынке и интервенционистских операций, проводимых Центральным банком РФ 158

Мирзоян Д.С.
Оптимизация эффективности социальных трансфертов: сравнительный анализ 160

Мурадов Р.М.
Статистический анализ показателей жилищного строительства с использованием автоматизированной информационной системы «Прогноз» 163

Муратова Е.А.
Экономико-статистический анализ внешней торговли Великобритании за 2011–2019 гг. 166

Наполова Е.А.
Статистический анализ выбросов парниковых газов, связанных с промышленными процессами и использованием промышленной продукции 169

Никитина Н.С.
Изменение заработной платы при переезде: оценка премии за размер города 171

Никитина Н.С.
Динамика цен на жилье в России: оценка влияния шоков на основе BVAR-модели со знаковыми ограничениями 173

Никифорова Т.С.
Исследование фондовых индексов с применением теории коинтеграции 175

Нистюк П.А.
Оценивание параметров нейростохастической модели дискретного временного ряда 178

Новицкая Д.А.
Дифференциация соотношения численности полов при рождении с 2015 по 2019 г. в Российской Федерации 180

Ноздрин А.А., *Ольховская А.В.*
Анализ ключевых производственных и финансовых показателей НК «Роснефть» 182

Огурцова А.С.
Влияние религиозных факторов на социально-экономическое развитие 185

Орлов И.А., *Стародубцева М.Ф.*
Влияние климатических факторов на интенсивность лесных пожаров в регионах Российской Федерации 189

Панкратова И.А., *Илич Л.Д.*
Влияние пандемии на рынок недвижимости в России 192

Переславцева А.В., *Рокетлишвили М.М.*, *Сергеева А.А.*
Измерение благосостояния населения: кластерный анализ муниципальных образований на примере Красноярского края 195

Петрова В.В., *Казанцева В.А.*
Динамика внешней торговли Франции: экономико-статистический анализ 197

Петрова Е.В.
Прогнозирование стоимости акций с использованием моделей временных рядов 200

Пивоварова Д.С.
Статистический анализ налоговых поступлений в ходе реформы имущественного налогообложения 202

Попова Е.А., *Горячева М.В.*
Статистический анализ налогового поведения граждан 205

Пруссов А.С., *Григорян Т.А.*
Статистический анализ финансовой деятельности ПАО Сбербанк 208

Редькин И.Г.
Анализ факторов, влияющих на цену полувагонов в России 211

Роговченко В.А.
Статистическое исследование и моделирование влияния инноваций и новых технологий на основные характеристики благосостояния людей 214

Русакова И.В.
Применение модифицированного метода маршрутного учета для оценки численности бродячих животных 216

Сапрыкин К.А.
Исследования трансформации нефтегазовых компаний к переходу на экологическую энергию 219

Сафин Г.Г.
Прогнозирование динамики слияний и поглощений в сфере инноваций и технологий 221

Сафин А.Р.
Влияние экспорта нефти из Российской Федерации в страны СНГ 223

Симонян Д.А.
Статистическое исследование качества жизни населения регионов Российской Федерации и Евросоюза 225

Ситдекова С.С.
Экономико-статистический анализ динамики экспорта Германии 228

Скворцова С.К.
Качественный анализ корреляции воспитания детей и взрослой преступности 230

Смирнов М.В.
Использование статистических методов для прогнозирования банкротства предприятий торговли 233

Стогний Л.Е.
Пространственное моделирование цифрового неравенства регионов России и рынка труда: возможности и риски трансформации 235

Стукало С.Ю., *Катунин Г.В.*
Исследование на тему статистического анализа рынка труда в Москве с 2012 по 2020 г. 238

Сугаипов Д.Р.
Моделирование влияния новостных шоков условий торговли на российскую экономику 241

Суровцева С.В.
Значимость комплексного статистического анализа системы государственных закупок 243

Тахтарова А.С.
Статистический анализ развития малого и среднего предпринимательства в регионах Российской Федерации 246

Третьяков Д.В.
Помогают ли высокочастотные данные в прогнозировании российской инфляции? 248

Тютюник Г.А.
Современная демографическая ситуация в Китае через призму статистики 252

Федорова А.А.
Статистический анализ динамики государственных расходов на образование в Российской Федерации 254

Фокин Н.Д.
Эконометрическое моделирование сбалансированной структурной компоненты основных российских макроэкономических показателей 257

Харитонова М.В.
Прогнозирование ВВП России в условиях структурных сдвигов 262

Хашиева Д.М.
Индикатор подлинного прогресса как альтернатива ВВП 264

Хорошенькова О.В.
Исследование влияния изменений в сфере промышленности на ВРП 266

Хохлова А.Н.
Анализ вакансий и навыков на рынке труда по данным из открытых источников с использованием методов машинного обучения 269

Чамов Д.Р.
О применении ортогональных разложений случайных величин к прогнозу и управлению 271

Чехович А.А.
Статистический анализ занятости и безработицы в Северо-Западном федеральном округе 274

Чубаров М.Ю.
Социально-экономические факторы смертности в российских регионах (на примере инфекционных заболеваний) 276

Шаклеина Е.И.
Пространственное моделирование влияния экономических факторов на выбросы углекислого газа в США и России 279

Шашилова С.А.
Факторный анализ налоговых поступлений в консолидированный бюджет субъектов РФ 282

Швецов Н.Д.
Пространственные эффекты как детерминанта развития предпринимательской деятельности в регионах России 284

Шевченко Е.С.
Пространственные аспекты влияния демографических факторов на уровень инфляции в России 287

Щербаков Г.М.
Влияние пандемии коронавируса на показатели брачности и разводимости 290

Щербаков Г.М.
Оценка перспектив поступлений страховых взносов на обязательное социальное страхование в консолидированный бюджет Российской Федерации 292

Юшина К.С.
Факторы развития цифровой трансформации экономики субъектов РФ 295

Alexeeva K.V.
Study of income inequality in Russian regions from different perspectives 298

Bezginova Y.A.
Objective and subjective measures of reputation: Evidence of Russian universities 301

Dunaeva A.V., *Mitrokhina M.O.*
Impact of COVID-19 pandemic on prices of stimulants in St. Petersburg 306

Egorov A.A.
How do the characteristics of environment influence university efficiency? Evidence from a conditional efficiency approach 308

Harutyunyan M.
Quality of life as a socio-economic category (econometric analysis) 310

Kasianova K.A., *Pavel M.A.*
Response-adaptive randomisation for multi-arm clinical trials ising context-dependent information measures 312

Lopatin F.A.
Do patterns of skill-abundance hold for major Russian agglomerations? An evidence provided by satellite images 314

Morozova E.A.
Extreme value analysis for mixture models with heavy-tailed impurity 317

Ternikov A.A.
Key skills extraction in labour market for it sphere 319

АНАЛИЗ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ЗЕМЕЛЬ СПЕЦИАЛЬНОГО НАЗНАЧЕНИЯ ПО ФОРМАМ СОБСТВЕННОСТИ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Аксенова Ольга Александровна

E-mail: oli.aks@yandex.ru

Аксенова Софья Александровна

E-mail: aksenova.sonia@yandex.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

В работе анализируется динамика распределения земель промышленности, энергетики и иного специального назначения в Российской Федерации в период с 2014 по 2019 г.

Земли промышленности, энергетики и иного специального назначения используются в целях обеспечения безопасности населения и создания необходимых условий для развития национального производства и ускорения технологического развития экономики. На 1 января 2020 г. площадь земель данной категории составила 17 614,8 тыс. га, или 1% земельного фонда Российской Федерации. В собственности государства и муниципальных образований находилось 98,1% от общей площади, в собственности физических и юридических лиц — 1,9% [1].

Согласно представленным данным, в 2014 г. площадь земель промышленности, энергетики и иного специального назначения, находящихся в частной собственности, составила 253,9 тыс. га (рис. 1). В течение всего рассматриваемого периода наблюдалась положительная тенденция увеличения площади земель, принадлежащих физическим и юридическим лицам. К 2019 г. площадь частной собственности на земли промышленности, энергетики и иного специального назначения увеличилась до 335,3 тыс. га.

Вместе с тем следует рассмотреть темпы роста площади земель специального назначения, принадлежащих частным лицам. Коэффициент роста рассчитывался относительно базисного 2014 г. [2]:

$$T_{\text{р}} = K_{\text{р}} \cdot 100\% = \frac{y_i}{y_{\text{баз}}} \cdot 100\%.$$

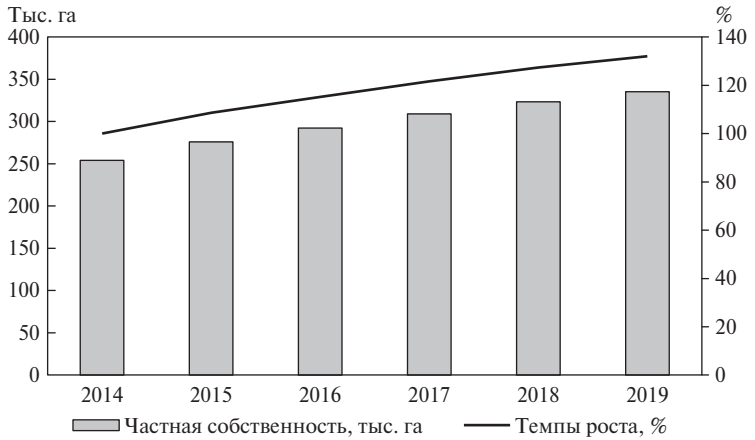

Рис. 1. Динамика площади земель промышленности, энергетики и иного специального назначения, находящихся в частной собственности

Таким образом, по сравнению с 2014 г. площадь земель специального назначения, зарегистрированных в качестве объекта частной собственности, в 2019 г. увеличилась на 32%. С одной стороны, рост данного показателя связан с проведением мероприятий по разграничению государственной собственности в целях обеспечения условий для развития частной собственности на землю как самостоятельного института и повышения эффективности использования природно-ресурсного потенциала Российской Федерации. С другой стороны, увеличение площади земель промышленности и иного специального назначения произошло за счет перевода земель сельскохозяйственного назначения в состав земель рассматриваемой категории [3].

Литература

1. Государственный (национальный) доклад о состоянии и использовании земель в РФ в 2019 году. М.: Росреестр, 2020.

2. *Борисова Е.Г.*, *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.* и др. Практикум по статистике / отв. ред. Е.Г. Борисова, Т.А. Курашева. М.: МГИМО-Университет, 2020. 167 с.

3. *Simonova M.D.*, *Beyond G.D.P.* Measuring what counts for economic and social performance // MGIMO Review of International Relations.

2019. Vol. 12. No. 5. P. 172–180. URL: https://doi.org/10.24833/2071-8160-2019-5-68-172-180.

4. *Симонова М.Д.* Цифровая экономика и проблемы расчета ВВП // Ломоносовские чтения—2018. Секция экономических наук. Цифровая экономика: человек, технологии, институты: сб. тезисов выступлений. М., 2018. С. 506–511.

ВСЕРОССИЙСКАЯ ОЛИМПИАДА ШКОЛЬНИКОВ ВО ВРЕМЯ COVID-19: ЧТО МЫ ВИДИМ НА ДАННЫХ?

Алиева Елизавета Руслановна
Василишина Екатерина Васильевна
Самсонова Марина Андреевна

E-mail: alieva_liza@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: Магжанов Т.Р.

Работа посвящена анализу влияния изменения проведения формата Всероссийской олимпиады школьников на вероятность хорошего написания работы. В сезоне 2020/2021 проведение школьного и муниципального этапов проходило дистанционно, без надлежащего прокторинга, исключающего списывание.

В работе для оценки вероятности успеха участника на олимпиаде используются модели бинарного выбора (logit и probit), а также бинарная квантильная регрессия [5]. Последний инструмент позволяет получить оценку вклада рейтинга школы для разных квантилей участников, где квантиль определяется априорной вероятностью успеха школьника по сравнению с другими участниками. Для модели с индивидуальными баллами в качестве зависимой переменной использовалась процедура Хекмана, поскольку имеются данные о баллах только призеров и победителей, следовательно, возникает усечение исходной выборки (truncated sample) по определенному значению зависимой переменной. Для моделирования общего числа школьников, успешно написавших один из этапов олимпиады, применяется оценивание с помощью МНК-регрессии и tobit-модели.

Проведенное исследование показало, что на муниципальном и региональном этапах Всероссийской олимпиады школьников рейтинг школы участника стал меньше влиять на вероятность успеха. Кроме того, результат школьника на муниципальном этапе стал хуже предсказывать его результат на региональном этапе.

Мы также находим, что для более успешных школьников 10–11-х классов в сезоне 2019/2020 рейтинг школы имеет в большей степени решающее влияние на вероятность прохода в следующий тур олимпиады, чем для менее успешных участников. То есть для школьника, показавшего плохие результаты, переход в более сильную школу значительно не изменит количество набранных баллов. Однако при дистанционном проведении олимпиады в сезоне 2020/2021 для старшеклассников рейтинг учебного заведения не оказал значимого влияния на результат вне зависимости от того, насколько хорошие результаты показали участники.

Полученные результаты могут иметь несколько объяснений. В сезоне 2019/2020 сильные школы лучше помогали участникам олимпиады показать хорошие результаты, поскольку в школах с более высоким рейтингом чаще добавляют экономику в программу, проводят дополнительные занятия по подготовке к олимпиаде, а также в таких школах изначально больше учеников проходит на региональный и заключительный этапы, т.е. школьник постоянно находится в мотивированном окружении. Однако изменение ситуации в сезоне 2020/2021 может быть связано с тем, что, во-первых, из-за недостаточных мер контроля за честным написанием работы участники из школ с более низким рейтингом показали аномально высокие результаты; во-вторых, в сезоне 2020/2021 средний рейтинг школ ниже, чем в предыдущем году, т.е. больше участников из школ с низким рейтингом писали олимпиаду, что также способствовало уменьшению влияния рейтинга в целом.

Литература

1. *Bertoni M.*, *Brunello G.*, *Rocco L.* When the cat is near, the mice won't play: The effect of external examiners in Italian schools // Journal of Public Economics. 2013. Vol. 104. P. 65–77.

2. *Bilen E.*, *Matros A.* Online cheating amid COVID-19 // Journal of Economic Behavior & Organization. 2021. Vol. 182. P. 196–211.

3. *Crawford J.A.*, *Butler-Henderson K.A.*, *Jurgen R.* et al. COVID-19: 20 countries' higher education intra-period digital pedagogy responses // Journal of Applied Learning & Teaching. 2020. Vol. 3. No. 1. P. 2–20.

4. *Dendir S.*, *Maxwell R.S.* Cheating in online courses: Evidence from online proctoring // Computers in Human Behavior Reports. 2020. Vol. 2.

5. *Benoit D.F.*, *Van den Poel D.* Binary quantile regression: A Bayesian approach based on the asymmetric Laplace distribution // Journal of Applied Econometrics. 2010. Vol. 27. No. 7. P. 1174–1188.

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ АБСОЛЮТНОЙ И ОТНОСИТЕЛЬНОЙ БЕДНОСТИ В РОССИИ

Афанасьева Валерия Гавриловна

E-mail: ler3va@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Уровень бедности является одним из важнейших критериев оценки социально-экономического развития страны. Существует несколько подходов к измерению данного показателя. В России распространена концепция абсолютной бедности, основанная на сопоставлении доходов населения и определенного установленного минимума средств существования — прожиточного минимума [1]. В 2019 г. прожиточный минимум в целом по России, по расчетам Росстата, составил 10,9 тыс. руб. [3].

Однако абсолютный подход предусматривает обеспечение лишь базовых потребительских нужд и физиологическое выживание, в то время как потребности человека в современных условиях существенно шире. Подавляющее большинство стран ЕС, некоторые страны ОЭСР и СНГ используют другой подход — концепцию относительной бедности, основанную на расчете медианного дохода. Медианным называют уровень дохода, ниже и выше которого располагаются по половине населения страны. Данный показатель рассчитывается по следующей формуле:

$$M = x_M + i_M \frac{\frac{1}{2}\sum f - S_{M-1}}{f_M},$$

где x_M — нижняя граница медианного интервала; i_M — величина медианного интервала; f_M — частота медианного интервала; S_{M-1} — частота интервалов, предшествующих медианному; $\sum f$ — сумма частот.

В России, по данным Росстата, в 2019 г. медианный доход составил примерно 26,3 тыс. руб. [4]. В зависимости от доли медианного значения выделяют крайнюю бедность (40%), базовую бедность (50%) и нуждаемость, или черту риска бедности (60%). Малоимущими считаются те, кто находится в последней группе [1].

Если применить данную концепцию в России и сравнить с абсолютной бедностью, то получим следующие данные, отраженные в табл. 1.

Таблица 1

Уровень абсолютной и относительной бедности в 2000 и 2019 гг., % к общей численности населения

	Численность населения с доходами ниже определенного порога			
	60% от национального медианного дохода		**ниже величины прожиточного минимума**	
	2000 г.	**2019 г.**	**2000 г.**	**2019 г.**
Россия	20	25,1	29	12,3

Источники: На основе [2, 4].

Из табл. 1 видно, что по сравнению с 2000 г. уровень абсолютной бедности значительно снизился — в 2,4 раза (с 29 до 12,3%), а показатель относительной бедности, напротив, увеличился в 1,3 раза (с 20 до 25,1%). Также наблюдается значительная разница между этими показателями: если в 2000 г. относительная бедность была меньше абсолютной в 1,5 раза, то в 2019 г. уже абсолютная бедность меньше относительной практически в 2 раза, что отражает разрыв между величинами медианного дохода и прожиточного минимума. Измерение бедности по европейской методологии поднимает порог бедности до уровня 15,8 тыс. руб., что больше прожиточного минимума в 1,4 раза.

Проведенный анализ показал, что относительный метод измерения бедности является более качественным, так как учитывает не только минимальные потребности для выживания, но и другие, связанные с поддержанием приемлемого уровня жизни. Также

результаты свидетельствуют о том, что уровень относительной бедности в России оценивается в 25,1% против официальных 12,3%.

Литература

1. Аналитический центр при правительстве РФ // Концептуальные и методические подходы к определению черты бедности в зарубежных странах. 2018 г. [Электронный ресурс]. URL: https://mintrud.gov.ru/uploads/magic/ru-RU/Ministry-0-1036-src-1543571981.2759.pdf.

2. Бедность в России: экономический анализ // Аудиторско-консалтинговая компания ФБК. 2005 г. [Электронный ресурс]. URL: http://www.fpkk.ru/text/bednost_in_russia.pdf.

3. Социально-экономические индикаторы бедности в 2019 г. // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: https://gks.ru/bgd/regl/b20_110/Main.htm.

4. Средний, медианный и модальный уровень денежных доходов населения в 2019 г. // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: https://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/bednost/tabl/tab-bed1-2-6.htm.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЭКОЛОГИЧЕСКОЙ ОБСТАНОВКИ В ДЕЛЬТЕ РЕКИ САМУР В ЮЖНОМ ДАГЕСТАНЕ

Ахмедова (Оруджева) Иминат Мурадовна

E-mail: iminat@mail.ru

г. Махачкала, Дагестанский государственный университет

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

Разрушительные экологические процессы в Южном Дагестане начались с тех пор, как в 1960 г. стали проводиться работы по коренной реконструкции Самур-Апшеронского канала [1]. В результате реконструкции канала была построена русловая плотина высотой более 20 м под мостом СДК в Магарамкентском районе Республики Дагестан.

Пропускная способность головного водозаборного узла увеличена до 55 м^3/с. В настоящее время вододеление реки Самур осуществляется на основе соглашения, подписанного 3 сентября 2010 г., согласно которому делению в равных долях между Азербайджаном и Россией подлежит объем водных ресурсов, поступающих к началу пограничного участка трансграничной реки Самур. Однако условия соглашения, с нашей точки зрения, никак не способствуют оздоровлению экологической обстановки в дельте реки Самур. Подтверждением этому служат статистические данные по расходу воды в Самуре (рис. 1).

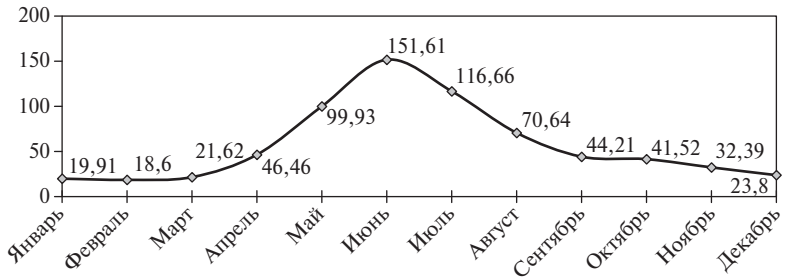

Рис. 1. График изменения расхода воды в реке Самур, м^3/с

Есть периоды, в течение которых из реки вообще нельзя брать воду на какие-либо нужды. На рисунке представлен график изменения среднего расхода воды в реке Самур за 1975–1992 гг. по месяцам согласно данным поста за наблюдением водного режима реки Самур близ селения Усухчай в Республике Дагестан. Более свежих достоверных данных по расходу воды в Самуре нам найти не удалось, хотя картина почти такая всегда [2].

Как видно из графика, в течение восьми месяцев в году река могла не иметь воды ниже этого моста, под которым находится водозаборный узел на русловой плотине, из-за бесконтрольного с нашей стороны (России, Дагестана) водозабора в Самур-Апшеронский канал вод реки Самур Азербайджаном (водозаборные устройства находились под его контролем). По крайней мере так было в течение последних 50 лет до заключения вышеупомянутого соглашения о вододелении реки Самур.

Среднегодовые расходы воды в реке Самур только в летние месяцы могут иметь такую величину, как 55 м^3/с (см. рис. 1). Кро-

ме того, уменьшение расхода воды в реке оказывает существенное влияние на проникновение соленых морских вод в сушу по водоносному пласту под рекой [1].

Рассматривая течение пресной воды в Каспийское море в районе дельты реки Самур как стационарное, для водоносного пласта мощностью 55 м^3/с, находящегося на глубине 5 м от поверхности земли, в соответствии с методикой, приведенной в [3], рассчитана длина «языка» соленой морской воды, вклинившегося в сушу. Он составляет 48,5 км. А это означает постепенное опустынивание почти всего Магарамкентского района в долине реки Самур.

Нарушение водного баланса привело к тому, что в районе Самурского леса исчезли многие родники, уменьшился уровень грунтовых вод, исчезли многие наземные животные, которых до 1960 г. насчитывалось 130 видов млекопитающих, около 360 видов птиц и 67 видов пресмыкающихся. При этом особое беспокойство вызывает почти полная утрата рыбохозяйственного значения реки Самур из-за отсутствия в ней ниже моста СДК достаточного количества воды. Кроме того, построенная плотина препятствует прохождению рыб по реке на нерест.

Выше моста СДК из-за строительства указанной плотины и последующего за этим затопления доплотинного пространства произошло поднятие русла реки Самур. В результате более тысячи гектаров плодородных земель и лесных массивов в долине реки Самур в Магарамкентском районе размыто разливающейся рекой [1, 2].

Немало проблем создают в дельте реки Самур колебания уровня Каспийского моря. Это, конечно, проблема всего побережья Каспия, но в этом регионе они наиболее остры, так как происходит их наложение на вышеприведенные проблемы. В настоящее время берег отступил в этом районе на 0,5–0,6 км вглубь суши. Полностью смыты в море акватория и территория Самурского рыбозавода [1].

Литература

1. *Абдулгалимов А.М.* Статистический анализ экологической обстановки в бассейне реки Самур в Южном Дагестане и проблемы рационального использования ее водных ресурсов // Информационные технологии в экономике и управлении: матер. III Всерос. науч.-практ. конф. Махачкала: ДГТУ, 2018. С. 7–12.

2. *Абдулгалимов А.М.*, *Оруджева И.М.* Проблемы экоразвития Южного Дагестана // Повышение качества и безопасности пищевых

продуктов: матер. IX Всерос. науч.-практ. конф. (23–24 октября 2019 г.). Махачкала: ДГТУ, 2019. С. 206–211.

3. *Адулгалимов А.М.* Разработка гидродинамической модели фильтрации жидкости в подземных пластах при наличии соленных подпорных вод // Проблемы рационального природопользования и обеспечения экологической и экономической безопасности прикаспийского региона «Каспий — Балтика 95»: сб. тез. докл. междунар. симпоз. СПб., 1995. С. 127–128.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ФАКТОРОВ, ВЛИЯЮЩИХ НА ЭФФЕКТИВНОСТЬ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКИХ СТРАХОВЫХ КОМПАНИЙ

Баева Наталья Валерьевна

E-mail: baeva-1999@inbox.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

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

Являясь неотъемлемой частью экономической системы, страховой рынок сильно подвержен негативному влиянию кризисных тенденций. Однако негативные последствия пандемии коронавирусной инфекции сказались на нем не столь значительно. В связи с введением карантинных ограничений частота наступлений страховых событий сократилась, а объем собранных премий уменьшился. Более того, многие страховые компании смогли быстро подстроиться под современные реалии и выпустили новые продукты на случай возможного заболевания или смерти от COVID-19, а также расширили каналы сбыта полисов через Интернет. В условиях нестабильной экономической и политической ситуации потребность в страховой защите возрастает. Поэтому анализ показателей эффективности работы страховых компаний приобретает большое значение и актуальность.

В современную эпоху глобализации страховщикам приходится действовать в конкурентной среде. Только за первые девять месяцев 2020 г. рынок покинуло порядка 21 компании. Чтобы добиться успеха в таких условиях, страховые компании должны грамотно

и успешно осуществлять свою деятельность. Но ситуация осложняется тем, что страхование состоит из множества элементов, а точную стоимость страховых продуктов трудно оценить. Также стоит отметить и тот факт, что страховые компании не только должны справляться с влиянием, оказываемым окружающей средой, сохраняя свой бизнес, но и компенсировать все возникшие убытки своих клиентов. Следовательно, оценивание эффективности функционирования и работы данной отрасли требует особого подхода.

На текущий момент страховая отрасль в России мало изучена, а подходов к оценке эффективности деятельности отечественных страховых компаний практически нет. Данная работа посвящена оценке факторов, влияющих на эффективность деятельности страховых компаний, с учетом опыта зарубежных исследователей, адаптированных под реалии и особенности российского рынка страхования. Основополагающими работами, в рамках которых анализируются результаты деятельности страхового бизнеса, являются исследования зарубежных экономистов [1–4]. Главная задача авторов — определение основных детерминант финансовых результатов деятельности страховых компаний на исследуемых рынках. В работе [4] отмечается, что на результаты работы страховых компаний оказывают влияние не только финансовые, но и нефинансовые показатели, такие как индекс управленческой компетентности, размер компании, количество лет с момента создания и число иностранных собственников. Индийский экономист B.A. Joo проводит исследование отдельно для государственных и частных компаний, а также подчеркивает, что в силу специфики страхового бизнеса необходим анализ индикаторов, характеризующих страховой рынок [3]. В работе ученых из ОАЭ R. Banerjee и S. Majumda отмечается, что страхование является неотъемлемой частью экономики, поэтому значительное влияние на эффективность деятельности страховщиков оказывают макроэкономические факторы среды [1]. Отдельного внимания заслуживают методы линейного программирования DEA и SFA, которые упоминаются в работе [2]. Ключевым преимуществом данных методов оценки эффективности над регрессионным анализом является то, что можно использовать большое количество исследуемых параметров. В работе [2] отмечается ключевое отличие компаний сектора life от non-life. Оно заключается в том, продукты страхования non-life более дифференцированы, чем в страховании жизни, и поэтому конку-

ренция между страховщиками этого сектора в большей степени сосредоточена на продукте, чем на оперативном управлении.

Для обеспечения устойчивости и дальнейшего роста страховых компаний необходимы комплексный анализ среды, выявление факторов, оказывающих влияние на результаты деятельности, а также поиск стратегии для повышения эффективности их работы.

В рамках данной работы выделены ключевые составляющие эффективной работы компаний в сфере страхования на основе данных по российскому рынку за 2017–2020 гг. Для построения модели используется корреляционный, кластерный и регрессионный анализ панельных данных. В качестве показателей эффективности выступают индикаторы рентабельности, а независимыми переменными являются финансовые и нефинансовые показатели деятельности страховщиков, а также макроэкономические данные.

Литература

1. *Banerjee R.*, *Majumda S.* Impact of firm specific and macroeconomic factors on financial performance of the UAE insurance sector // Global Business and Economics Review (GBER). 2018. Vol. 20. No. 2. P. 248–261.

2. *Eling M.*, *Jia R.* Efficiency of insurance companies: Application of DEA and Tobit analyses // Journal of International Studies. 2017. Vol. 10. No. 3. P. 250–263.

3. *Joo B.A.* Analysis of financial stability of Indian non-life insurance // Companies Asian Journal of Finance & Accounting. 2013. Vol. 5. No. 1. P. 306–319.

4. *Wanjugu M.J.* The determinants of financial performance in general insurance companies in Kenya // European Scientific Journal. 2015. Vol. 11. No. 1.

ПОЛИТИКА FORWARD GUIDANCE И ЭФФЕКТ ПЕРЕНОСА ВАЛЮТНОГО КУРСА

Банникова Виктория Алексеевна

E-mail: bava14b@econ.msu.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

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

Коммуникации активно используются центральными банками (ЦБ) как в развитых, так и в развивающихся странах с целью управления инфляционными ожиданиями, а также стабилизации валютного рынка. Современные центральные банки развитых стран активно используют нетрадиционные меры денежно-кредитной политики, среди которых forward guidance, сигналы ЦБ о будущих изменениях процентной ставки. Ожидаемая политика оказывает значимое влияние на финансовые рынки. Однако в отличие от эффектов forward guidance на финансовый рынок, влияние этой меры ДКП на инфляцию, а также на эффект переноса валютного курса может стать предметом широких дискуссий [6, 12]. Более того, большая открытость, большее количество информации, сообщаемой рынку, способны понизить качество предсказаний частного сектора [3].

В этой работе на примере Европейского центрального банка (ЕЦБ) мы обратимся к вопросу о том, как сигналы ЦБ о будущей политике влияют на эффект переноса валютного курса. В условиях низкоинфляционной экономики ответ на этот вопрос представляет особый интерес, поскольку подобные оценки важны для проведения более эффективной денежно-кредитной политики и более точного прогнозирования инфляции.

Недавние исследования по Великобритании и Еврозоне [7, 8] показали, что экзогенные валютные шоки в чистом виде объясняют эффект переноса только частично. Исследования K. Forbes с соавторами [8] задали новую тенденцию оценки эффекта переноса в зависимости от структурных шоков. Так, согласно результатам модели общего равновесия [9], в условиях предпосылки о рациональных ожиданиях эффект переноса — это результат не только текущей, но и ожидаемой политики. Однако идентификационные схемы, использованные в эмпирических исследованиях, достаточно сложны: они ориентируются на несколько видов шоков,

и включение в модель еще одного шока (например, информации ЦБ) может привести к переидентификации [2]. В отличие от имеющихся работ, сфокусированных на прямых эффектах монетарной политики, мы с помощью похожих методов [5] оцениваем шоки валютного курса в зависимости от изменений в ДКП и анализируем их последствия, используя структурную векторную авторегрессию с внешней инструментальной переменной, в качестве которой мы взяли внутридневное изменение обменного курса в соответствующем «окне» вокруг заявления ЦБ.

Институциональные особенности коммуникаций ЕЦБ по денежно-кредитной политике делают его идеальным примером для исследований [4, 11]. В дни заседаний Совета директоров ЕЦБ представляет краткий пресс-релиз, который описывает, какие действия были предприняты в отношении процентной политики (изменения ключевой ставки, покупки активов). Это решение не содержит информации о будущей политике или прогнозах ЕЦБ. Затем, во время пресс-конференции ЕЦБ, зачитывается пресс-релиз, а также обсуждаются экономические перспективы и цели ЕЦБ на будущее. Учитывая эти аспекты коммуникаций, можно разделить политику ключевой ставки и forward guidance: мы используем базу данных [1] — неожиданных изменений в финансовых и макроэкономических переменных, рассчитанных в коротком «окне» вокруг собственно решения ЕЦБ и последующей пресс-конференции.

Таким образом, с помощью внешних инструментов мы идентифицируем курсовые шоки в зависимости от изменений в процентной и коммуникационной политике ЕЦБ. В качестве переменных интереса в модели мы используем валютную пару USD/Euro (что соответствует инструментальной переменной) и гармонизированный индекс потребительских цен для еврозоны. Тогда ввиду роли доллара в качестве мировой расчетной валюты [10] величина эффекта переноса будет наиболее близка к аналогичной оценке с номинальным эффективным обменным курсом (по сравнению с соответствующими индексами цен производителей, импортных цен). Помимо этого, мы включаем в модель ряд финансовых показателей, таких как фондовый индекс акций еврозоны, американский BaaAaa спред, однолетняя ставка по гособлигациям Германии.

На данных по Еврозоне с 1999 по 2016 г. мы получили следующие результаты. Во-первых, как и в [1], в результатах динамических эффектов мы не обнаруживаем постоянного эффекта «поддержки ЕЦБ курса евро» [11]: увеличение процентной ставки в це-

лом приводит к укреплению курса евро не только мгновенно, но и в краткосрочной перспективе. Во-вторых, по сравнению с решениями сигналы ЕЦБ оказывают большее влияние на макроэкономические и финансовые показатели практически на всем горизонте, на валютный курс после одного года. Возможно, долгосрочные ставки, временная структура ожидаемых процентных ставок на дальних горизонтах способны в некоторой степени объяснить курсовую динамику. Наконец, сравнивая результаты модели для шока ДКП без учета и с учетом политики forward guidance, мы делаем вывод, что наличие сигналов ЕЦБ уменьшает эффект переноса валютного курса в потребительские цены, вызванный монетарной политикой.

Литература

1. *Altavilla C.* et al. Measuring euro area monetary policy // Journal of Monetary Economics. 2019. Vol. 108. P. 162–179.

2. *Binning A.* Underidentified SVAR models: A framework for combining short and long-run restrictions with sign-restrictions // SSRN. 2013. doi: 10.2139/ssrn.2350094

3. *Blinder A.S.* Through a crystal ball darkly: The future of monetary policy communication // AEA Papers and Proceedings. 2018. Vol. 108. P. 567–571.

4. *Brand C.*, *Buncic D.*, *Turunen J.* The impact of ECB monetary policy decisions and communication on the yield curve // Journal of the European Economic Association. 2010. Vol. 8. No. 6. P. 1266–1298.

5. *Cesa-Bianchi A.*, *Thwaites G.*, *Vicondoa A.* Monetary policy transmission in the United Kingdom: A high frequency identification approach // European Economic Review. 2020. Vol. 123. P. 103375.

6. *Coeure B.* The transmission of the ECB's monetary policy in standard and non-standard times // Monetary policy in non-standard times workshop. Frankfurt am Main, 2017. Vol. 9.

7. *Comunale M.*, *Kunovac D.* Exchange rate pass-through in the euro area. ECB Working Paper. 2017.

8. *Forbes K.*, *Hjortsoe I.*, *Nenova T.* The shocks matter: Improving our estimates of exchange rate pass-through // Journal of International Economics. 2018. Vol. 114. P. 255–275.

9. *García-Cicco J.*, *García-Schmidt M.* Revisiting the exchange rate pass-through: A general equilibrium perspective // Journal of International Economics. 2020. Vol. 127.

10. *Goldberg L.*, *Tille C.* Macroeconomic interdependence and the international role of the dollar // Journal of Monetary Economics. 2009. Vol. 56. No. 7. P. 990–1003.

11. *Kane A.*, *Roger J.*, *Sun B.* Communications breakdown: The transmission of different types of ECB policy announcements. 2018. URL: https://www.imf.org/~/media/Files/Conferences/2018/dublin-euro-at20/rogers. ashx.

12. *Ortega E.*, *Osbat C.* Exchange rate pass-through in the euro area and EU countries // Banco de Espana Occasional Paper. 2020. No. 2016.

УСТОЙЧИВОСТЬ ПЕРЕХОДНЫХ ПЛОТНОСТЕЙ ДИФФУЗИОННЫХ ПРОЦЕССОВ

Биттер Илья Игоревич

E-mail: ilya.bitter@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.ф.-м.н., профессор Конаков В.Д.

В представленной работе исследуется устойчивость общих диффузионных процессов с коэффициентами, удовлетворяющими некоторым условиям регулярности. В частности, в отличие от [2, 3], рассматриваются диффузии с коэффициентом сноса, допускающим линейный рост. Более того, не предполагается равномерная сходимость коэффициентов возмущенного процесса к исходным.

Для фиксированного конечного момента времени $T > 0$ рассмотрим следующий d-мерный диффузионный процесс:

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

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

Для параметра $\varepsilon > 0$ определим возмущенный аналог процесса (1):

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

Диффузионные процессы с динамикой (1) и неограниченным сносом возникают во многих прикладных областях. Важное приложение, например, может быть найдено в финансовой математике. Часто очень полезно знать, как изменение волатильности σ воздействует на плотность и, как следствие, на цену соответствующего опциона. В задачах теории оценивания, имея оценки $(\beta_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$ истинных параметров (β, σ) и некоторый контроль разностей $|\beta - \beta_\varepsilon|, |\sigma - \sigma_\varepsilon|$, необходимо уметь оценивать отклонение $|p - p_\varepsilon|$ переходной плотности модели от оценки. Вообще говоря, результаты об устойчивости полезны в любой задаче, где диффузионные коэффициенты могут быть неправильно специфицированы.

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

Основным результатом работы является следующая теорема.

Теорема. Пусть $p(t, s, x, y)$ и $p_\varepsilon(t, s, x, y)$ — переходные плотности процессов (1) и (2), коэффициенты которых регулярны в некотором смысле. Предположим, что диффузионные коэффициенты σ и σ_ε удовлетворяют условию Гёльдера по пространственной переменной с показателем $0 < \gamma \le 1$. Тогда существует константа $C > 0$, такая, что $\forall (t, x), (s, y) \in [0, T]] \times \mathbb{R}^d$:

$$\|(p - p_\varepsilon)(t, s, x, y)\|_{L_1^{\mu}(\mathbb{R}^d, L_1(\mathbb{R}^d))} \le \frac{C}{\delta - \frac{\gamma}{2}} (\alpha^{\delta - \gamma/2} M_{\varepsilon,\alpha,\delta} + T^{\delta - \gamma/2} M^C_{\varepsilon,\alpha,\delta}),$$

где $\delta \in \left(\frac{\gamma}{2}, \gamma\right)$, $\alpha > 0$, а для переменной $\Delta_\varepsilon(t, s)$, отвечающей за близость коэффициентов (β, σ) и $(\beta_\varepsilon, \sigma_\varepsilon)$:

$$M_{\varepsilon,\alpha,\delta} = \max_{(s-t) \le \alpha} (\Delta_\varepsilon(t, s))^{\gamma - \delta},$$

$$M^C_{\varepsilon,\alpha,\delta} = \max_{(s-t) > \alpha} (\Delta_\varepsilon(t, s))^{\gamma - \delta},$$

и для произвольной функции двух пространственных переменных

$$\|f(x, y)\|_{L_1^{\mu}(\mathbb{R}^d, L_1(\mathbb{R}^d))} = \int\limits_{\mathbb{R}^d} \int\limits_{\mathbb{R}^d} |f(x, y)| dy \mu(dx),$$

где μ — произвольная борелевская вероятностная мера на d-мерном пространстве.

На данный момент ведется работа над переносом полученных результатов на дискретный случай. Подобные оценки для цепей Маркова в перспективе могут применяться для анализа временных рядов с шумом, а также позволят оценить скорость сходимости некоторых стохастических алгоритмов аппроксимации типа Роббинса — Монро.

Литература

1. *Delarue F.*, *Menozzi S.* Density estimates for a random noise propagating through a chain of differential equations // J. Func. Anal. 2010. Vol. 259. No. 6. P. 1577–1630.

2. *Konakov V.*, *Kozhina A.*, *Menozzi S.* Stability of densities for perturbed diffusions and Markov chains // ESAIM: Probability and Statistics. 2017. Vol. 21. P. 88–112.

3. *Konakov V.*, *Menozzi S.* Weak error for the Euler scheme approximation of diffusions with non-smooth coefficients // Electron. J. Probab. 2017. Vol. 22. No. 46.

ВЛИЯНИЕ КРИПТОВАЛЮТЫ НА МИРОВУЮ ЭКОНОМИКУ

Борисов Стефан Владимирович
Федюнина Анна Алексеевна

E-mail: stefan777borisov@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Архипова М.Ю.

Технология блокчейн направлена на преобразование текущей финансовой системы и исключение посредников, и эти факты не могут остаться незамеченными правительствами.

Вначале криптовалюта казалась сомнительной схемой, а теперь многие финансовые гиганты показывают, что блокчейн можно успешно использовать в банковской системе.

И теперь возникает большой вопрос: что такое биткойн? Деньги или товары?

Когда Сатоши Накамото представлял биткойн, его концепция заключалась в том, чтобы представить его как виртуальную валюту, но на самом деле мы видим, что люди не измеряют деньги и товары в криптовалюте — бумажные деньги находятся на подъеме. Биткойн также измеряется в BTC.

Разница между крипто- и обычными валютами следующая:

- инвестирование в криптовалюту имеет минимальный риск по сравнению с другими валютами;
- электронная валюта не имеет определенного владельца, а курс обычных денег зависит от политической и экономической ситуации в стране;
- основной элемент криптовалюты — спрос;
- функции обычных денег возложены на цифровые монеты, а индивидуальные черты характерны только для криптовалюты [1].

Многие финансовые эксперты обсуждают причины, по которым криптовалюта не может действовать как доллары.

Первая причина — полная децентрализация, т.е. отсутствие института, регулирующего и защищающего стоимость денег.

Следующая причина — волатильность: высокие колебания цен на криптовалюту не позволяют использовать ее для платежей. Хотя, например, Microsoft принимает BTC для оплаты контента Xbox и в магазине Windows, даже с учетом волатильности. Также известно, что биткойн часто используется для трансграничных платежей между контрагентами из разных стран, например в международной торговле или для оплаты удаленных сотрудников [2].

Криптовалюты влияют на экономическую, политическую, культурную и социальную жизнь человечества. Цифровые деньги не заменяют настоящую валюту, но могут стать толчком к формированию новой валютной системы. В настоящее время из-за отсутствия правил и гарантий защиты покупателей биткойнов существует риск появления на рынке недобросовестных лиц, которые могут осуществлять с ними незаконные действия.

Раньше правительства хотели запретить или ограничить использование криптовалют, но теперь многие страны положительно относятся к новой технологии. Электронные деньги можно переводить в любую точку мира практически бесплатно и торговать ими.

Таким образом, риск для криптовалют заключается в том, что государство не проводит независимую политику процентных ста-

вок. Мировая экономика изменится, и валюты перейдут в электронные сбережения. Количество инвесторов растет с каждым днем, и в результате электронные активы будут цениться намного дороже, чем сейчас.

В целом рынок криптовалют активно растет, появляются новые компании и инфраструктурные проекты. И тот факт, что юридические учреждения и службы разработки программного обеспечения пытаются оценить влияние биткойна и других цифровых валют на развитие экономики, является положительным сигналом. Это еще раз доказывает, что криптовалюты — это многогранное понятие, и отношения, возникающие в результате их использования, можно интерпретировать по-разному, и ни один регулирующий орган еще не пришел к консенсусу по этому вопросу [3].

Литература

1. *Попиков А.А.* Криптовалюта Bitcoin как финансовый инструмент виртуальной экономики // Вопросы инновационной экономики. 2019. Т. 6. № 2. С. 89–106. doi: 10.18334/vinec. 6.2.35354

2. Виртуальные валюты и виртуальные биржи в мире // РИА новости. URL: https://ria.ru/201402345/991757547.html.

3. Cryptocurrency market capitalizations. URL: https://coinmarketcep.com.

ИНТЕГРАЛЬНЫЙ ПОДХОД К ИЗМЕРЕНИЮ КАЧЕСТВА ЖИЗНИ

Бормотко Анастасия Сергеевна

E-mail: bormotko.n2000@yandex.ru

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

Научный руководитель: д.э.н. Полякова И.А.

Для статистического оценивания уровня жизни населения стран мира в работе использованы результаты рейтинга городов мира по качеству жизни за 2019 г. Исследовательского центра The Economist Intelligence Unit (EIU) британского журнала The Economist. В формирование рейтинговой оценки положены данные мо-

ниторинга измерения более 30 объективных и субъективных показателей, наиболее значимых для развития человеческого капитала, в рамках пяти категорий — стабильность, здравоохранение, образование, инфраструктура, культура и окружающая среда. Для каждого качественного показателя разработана шкала оценки: приемлемо, терпимо, некомфортно, нежелательно или невыносимо, а для количественных показателей используются данные аналитиков и контрибьюторов. Далее все сводят в обобщенную оценку в границах от 1 до 100, где 100 — показатель идеального качества жизни. Считаем, что интегральный подход в виде равнозначного сочетания объективных и субъективных показателей состояния и тенденций развития важнейших сфер дает полную информационную картину качества жизни населения городов мира. Обобщенная рейтинговая оценка приведена в табл. 1.

Таблица 1

Рейтинг городов мира по качеству жизни, 2019 г.

Место	Город	Страна	Общ.
1	Вена	Австрия	99,1
2	Мельбурн	Австралия	98,4
3	Сидней	Австралия	98,1
68	Москва	Россия	80,0
140	Дамаск	Сирия	30,7

Результаты рейтинга городов мира по качеству жизни за 2019 г. показали, что три ведущие позиции заняли города Вена, Мельбурн, Сидней. Вена показала максимальные результаты — 100 баллов по всем названным выше факторам рейтинга. Мельбурн и Сидней получили по 100 баллов по сферам «Здравоохранение» и «Образование» и по 95 — по сфере «Стабильность». Москва занимает в рейтинге 68-ю позицию. Вероятно, это во многом объясняется сложившимися трендами социального-экономического развития, наличием процесса дифференциации доходов и уровнем развития сфер, обеспечивающих условия воспроизводства человеческого капитала.

Последнее место в рейтинге занимает Дамаск. Показатели качества жизни населения по категориям «Здравоохранение», «Образование», «Стабильность» имеют низкие значения, что обусловлено гражданской войной и обесцениванием национальной валю-

ты. Уничтожение инфраструктуры, разрушение учреждений здравоохранения и образования служат причиной низкого качества жизни.

Для расширения границ информационной картины качества жизни по городам мира нами дополнительно поставлен вопрос: насколько индекс счастья граждан зависит от качества жизни населения.

Качество жизни — объективно-субъективная характеристика условий существования человека, которая в значительной мере зависит от потребностей человека, его субъективных представлений и оценок. Подтверждением служит рейтинг стран мира по уровню счастья населения, составленный на основе значений субъективного индекса счастья, World Happiness Report (табл. 2).

Таблица 2

Рейтинг стран мира по уровню счастья, 2019 г.

Место	Страна	Индекс
1	Финляндия	7,769
2	Дания	7,600
3	Норвегия	7,554
10	Австрия	7,246
11	Австралия	7,228
68	Россия	5,648
149	Сирия	3,462

В 2019 г. первое место в рейтинге заняла Финляндия (7,769), второе — Дания (7,600) и третье — Норвегия (7,554). Австрия и Австралия заняли 10-е и 11-е места соответственно. Результаты рейтинга показывают, что население стран с высоким уровнем жизни значительно счастливее остальных. Россия в данном рейтинге заняла вновь 68-ю позицию и имеет индекс счастья 5,648, последняя позиция у Сирии.

Исходя из вышесказанного можно сделать вывод, что уровень жизни тесно связан с показателем индекса счастья. Мы согласны с формулировкой качества жизни, предложенной сотрудником Института социологии РАН д.с.н. Л. Беляевой: «Качество жизни — комплексная характеристика условий жизнедеятельности населения, что выражается в объективных показателях и субъективных оценках удовлетворения материальных, социальных и культурных

потребностей и связана с восприятием людьми своего положения в зависимости от культурных особенностей, системы ценностей и социальных стандартов, существующих в обществе, при этом значимыми для определения уровня развития социальной сферы страны представляются и объективная, и субъективная составляющие "качества жизни"». Данное определение в очередной раз показывает зависимость объективных показателей качества жизни и субъективных оценок в рамках интегрального подхода для получения полной информационной картины исследуемого индикатора.

Литература

1. Рейтинг The Global Liveability Index (EIU) британского журнала The Economist. URL: https://nonews.co.

2. Рейтинг стран мира по уровню счастья (World Happiness Report). URL: https://nonews.co/.

3. *Беляева Л.А.* Качество жизни в субъективных оценках населения: Россия в европейском контексте // Вестник РУДН. Сер. Социология. 2018. Т. 18. № 4. С. 680–694.

О ПОДХОДАХ К РАСПРОСТРАНЕНИЮ РЕЗУЛЬТАТОВ ЦЕНОВЫХ ИЗМЕРЕНИЙ В МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЯХ РЕГИОНОВ РОССИИ: ПРИМЕР РЕСПУБЛИКИ САХА (ЯКУТИЯ)

Болгов Артем Игоревич
Васильев Денис Филиппович
Казинина Полина Александровна

E-mail: d.vasilev@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., профессор Сиротин В.П.

При оценке неравенства распределения доходов в российском обществе на основе стоимости жизни оказывается важным, особенно в условиях существенной неоднородности регионов, учет территориальных диспропорций в уровнях цен. В силу объ-

ективной невозможности сплошного наблюдения уровней цен в регионах России доступны данные лишь для части муниципальных образований (МО). В представленном исследовании поставлена задача на примере Республики Саха (Якутия) определить статистически обоснованные способы распространения регистрируемых Росстатом уровней цен в отдельных МО региона на прочие МО для получения в дальнейшем более надежных оценок неравенства доходов.

Для решения поставленной задачи предлагается использовать методы кластерного анализа для выделения групп МО региона, однородных по факторам ценообразования, являющихся ключевыми для набора социально значимых товаров и услуг. Выделение таких групп позволит установить близкие МО для дальнейшей экстраполяции доступных данных о ценах.

По данным Территориального органа Росстата по Республике Саха (Якутия), по состоянию на декабрь 2020 г. ежемесячные данные о средних уровнях цен на товары и услуги доступны для семи МО. Не охвачены ценовыми измерениями МО, в которых проживает 54,5% от общей численности населения региона. Важно отметить невозможность дезагрегирования данных на уровень ниже районов и, следовательно, установления степени сходства между поселениями внутри одного района.

Анализ уровня цен для городских поселений с доступными данными для различных категорий продовольственных и непродовольственных товаров, а также услуг показал, что территориальное расположение или близость поселений не могут служить надежным инструментом для оценки уровня цен, по крайней мере для отдельных категорий товаров и услуг. Данный результат дополнительно подкреплен анализом парных корреляционных связей по рядам уровней цен в семи МО для 31 категории товаров, включаемых в расчет стоимости продуктовой корзины, и выделением главных компонент.

В качестве классифицирующих переменных взяты оценка численности населения, среднемесячная заработная плата, показатели развития транспортной инфраструктуры, торговли и производства. В результате применения метода k-средних на данных по 34 МО предложено выделение трех однородных групп (рис. 1), отмечены группы граничных районов, экономически связанных с соседними регионами (кластер 2), центральных районов, связанных со столицей республики (кластер 3).

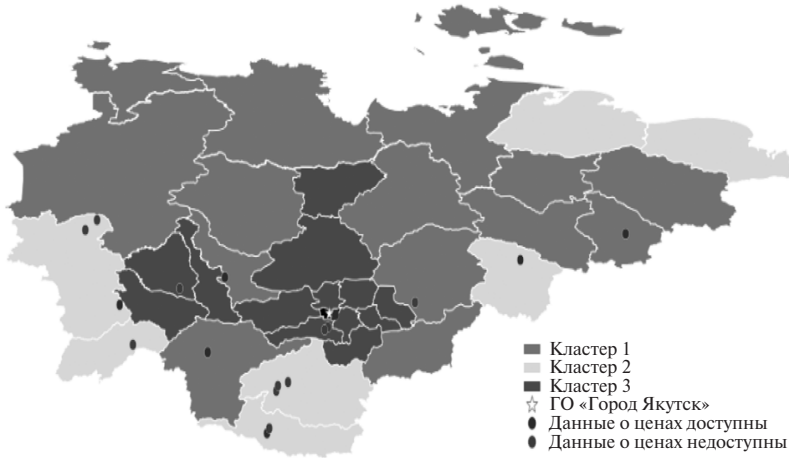

Рис. 1. Три группы районов Республики Саха (Якутия), однородных по факторам ценообразования

Источник: Расчеты авторов по данным Территориального органа Росстата по Республике Саха (Якутия).

Статистически значимы различия в средних по кластерам для показателей среднемесячной заработной платы, протяженности автодорог, доли городского населения, стоимости реализованных продуктов на душу населения и стоимости производства сельского хозяйства на душу населения. Также проведен анализ наличия пространственной автокорреляции тестом Морана (в качестве взвешивающей взята матрица нормированных обратных расстояний автодорог и кратчайшей прямой): для 20 из 31 категории социально значимых товаров гипотеза об отсутствии пространственной автокорреляции отвергается с вероятностью ошибки 5%.

Литература

1. Статистический ежегодник Республики Саха (Якутия): стат. сб. / ФСГС, Террит. орган. ФСФС по РС(Я). Якутск: Сахаполиграфиздат, 2019.

2. Закон Республики Саха (Якутия) от 5 декабря 2013 г. № 1237-З № 29-V «О потребительской корзине в Республике Саха (Якутия)».

3. *Bera A.K.*, *Er S.*, *Kececi N.F.* Spatial dependence in financial data: Importance of the weights matrix // Arthaniti-Journal of Economic Theory and Practice. 2016. Vol. 15. No. 2. P. 29–42.

4. *Caliński T.*, *Harabasz J.* A dendrite method for cluster analysis // Communications in Statistics-theory and Methods. 1974. Vol. 3. Vol. 1. P. 1–27.

ЭФФЕКТЫ ОТ ИЗМЕНЕНИЯ НАЛОГООБЛОЖЕНИЯ ТРУДА В ЧАСТИ СТРАХОВЫХ ВЗНОСОВ

Векерле Константин Владимирович

E-mail: vekerle-kv@ranepa.ru

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

Научные руководители:
профессор Аузан А.А., к.э.н. Белёв С.Г.

В Российской Федерации за период 2010–2014 гг. произошли значительные реформы налогообложения трудовых доходов в части страховых взносов. Реформы касались не только изменения величин предельных ставок и порогов, но и распределения граждан по различным группам, имеющим право на льготное налогообложение. Эти изменения имели разное направления, но при этом не оценивались эффекты этих реформ на поведение экономических агентов, хотя налогообложение напрямую влияет на равновесное состояние рынка труда.

В работе проведены оценки чувствительности налоговой базы к реформам в части страховых взносов. Причем эти оценки получены с помощью двух подходов: приведенного и структурного.

В рамках приведенного подхода с помощью методов «поиска близнецов» и «разности разностей» оценивалась модель изменения валовой заработной платы в ответ на изменение величины порога в 2012–2013 гг. Изменение исключительно порога создало ситуацию «естественного эксперимента», поскольку люди с доходами ниже порога не испытали изменение предельной ставки, а люди с доходами между пороговыми значениями испытали. Эта оценка проводилась итерационно, поскольку согласно работам [4, 5] на-

блюдается гетерогенность в чувствительности дохода в зависимости от его размера.

В рамках структурного подхода спецификация уравнения для оценки эластичности налоговой базы была получена из решения оптимизационной задачи работника, переработанной из [1] с учетом специфики взимания страховых взносов в России. С целью учесть нелинейность налоговой шкалы в теоретически выведенную спецификацию уравнения был добавлен так называемый виртуальный доход [3]. В итоге спецификация оцениваемого уравнения приняла вид, представленный в [2].

Полученные оценки могут быть использованы с целью корректировки текущей системы налогообложения трудовых доходов и прогнозирования возможных бюджетных эффектов.

Приведенный подход позволяет оценить совокупное изменение валовой заработной платы, которое включает эффект предельной ставки и эффект порога. Структурная же оценка предлагает спецификацию, которая разделяет два этих эффекта. Соотнесение полученных с помощью указанных методов оценок позволит ответить на вопрос о релевантности предложенной структурной модели в условиях российского рынка труда.

Литература

1. *Alpert A.*, *Powell D.* Estimating intensive and extensive tax responsiveness: Do older workers respond to income taxes? 2016.

2. *Gruber J.*, *Saez E.* The elasticity of taxable income: Evidence and implications // Journal of Public Economics. 2002. Vol. 84. No. 1. P. 1–32.

3. *Hall R.* Wages, income and hours of work in the U.S. Labor Force // Income Maintenance and Labor Supply / G. Cain, H. Watts (eds). Rand McNally, 1973. P. 102–162.

4. *Saez E.* Using elasticities to derive optimal income tax rates // Review of Economic Studies. 2001. Vol. 68. No. 1. P. 205–229. doi: 10.1111/1467-937X.00166

5. *Saez E.* Do taxpayers bunch at kink points? // American Economic Journal: Economic Policy. 2010. Vol. 2. No. 3. P. 180–212. doi: 10.1257/pol.2.3.180

АНАЛИЗ УРОВНЯ ЦИФРОВИЗАЦИИ КРУПНЫХ КОМПАНИЙ В ЕВРОПЕЙСКИХ СТРАНАХ

Велькина Анастасия Александровна

E-mail: nastya.velkina99@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

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

В современном мире сложно представить успешное функционирование компаний без грамотно проработанной политики в сфере цифровизации и эффективного использования цифровых технологий в своей операционной деятельности. При этом крупные компании, как правило, опережают средний и малый бизнес по темпам внедрения указанных технологий. Данная тенденция связана с возможностью более легкого получения финансирования для крупных компаний, а также с ожиданием большей отдачи от вложений в цифровизацию в силу эффекта масштаба и сетевого эффекта [1]. В связи с этим представляется довольно важным проанализировать уровень внедрения цифровых технологий крупным бизнесом в Европе и выделить основные причины для цифровой гетерогенности стран.

Основными задачами данного исследования являются, во-первых, анализ степени цифровизации крупных компаний в европейских странах на основе многомерного статистического анализа и, во-вторых, проверка взаимосвязи между уровнем внедрения цифровых технологий и рядом потенциальных факторов цифровизации. Информация по всем переменным, задействованным в данной работе, была взята с сайтов Евростата [2] и Всемирного банка [3] за 2020-й либо последний год, для которого имеются данные.

Выполнение первой задачи основывается на применении метода главных компонент (МГК) с ортогональным вращением Varimax к пяти продвинутым цифровым технологиям, таким как: большие данные, облачные вычисления, роботизация, искусственный интеллект и 3D-печать. Было получено разделение пяти исходных индикаторов на две группы: цифровизация в обработке данных, к которой относятся большие данные, облачные вычисления и искусственный интеллект, и цифровизация в производстве, составными элементами которой являются роботизация и 3D-печать.

Далее было выявлено, что страны довольно разнородны по данным аспектам и в каждой области присутствуют свои ярко выраженные лидеры. Затем был построен рейтинг стран по уровню цифрового развития, который в дальнейшем использовался для решения второй задачи.

С целью решения второй задачи, суть которой сводится к оценке взаимосвязи между фактическим уровнем цифровизации стран и потенциальными факторами цифровизации, использовался корреляционный анализ на основе коэффициента ранговой корреляции Спирмена и коэффициента конкордации Кендалла, а также анализ на основе таблиц сопряженности. В качестве потенциальных факторов цифровизации в рамках данного исследования рассматривались следующие характеристики: уровень экономического развития стран, степень владения цифровыми навыками среди наемных работников, качество цифровой инфраструктуры, доля высокотехнологичного экспорта, а также качество деловой и институциональной среды.

Таким образом, в рамках данного исследования было проведено ранжирование стран по уровню цифровизации крупного бизнеса, а также осуществлена проверка взаимосвязи между потенциальными движущими силами цифровизации и ее фактическим уровнем. Полученные результаты указывают на то, что в области цифровизации есть свои ярко выраженные лидеры, опыт которых важно изучать и затем адаптировать в менее цифровизованных странах с учетом специфики последних. В дальнейшем есть возможность для расширения данного исследования путем включения в анализ малого и среднего бизнеса.

Литература

1. *Gruber H.* Proposals for a digital industrial policy for Europe // Telecommunications Policy. 2019. No. 43. P. 116–127.

2. Евростат [Электронный ресурс]. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/data/database.

3. База данных Всемирного банка [Электронный ресурс]. URL: https://data.worldbank.org.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В НИГЕРИИ

Вику Нельсон

E-mail: vikounelson@mail.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Индекс потребительских цен (*IPC*) является важным показателем социально-экономической жизни [1], его используют для оценки инфляции, для контроля денежно-кредитной политики и ее эффективности и для принятия управленческих решений [2]. Индекс потребительских цен рассчитывается на основе среднего общего изменения цен за конкретный период времени для определенных товаров и услуг.

В Нигерии *IPC* используется для измерения инфляции, которая является одной из основных проблем нигерийской экономики. С целью поддержания ценовой стабильности Центральный банк должен осуществлять мониторинг *IPC* [3]. Один из методов проведения исследования динамики *IPC* — применение методики Box — Jenkins на основе интегрированного авторегрессионного процесса, скользящего среднего (*ARIMA*), которая включает определение типа процесса, оценку модели и проверку достоверности этой модели [4].

Целью исследования явилось построение прогноза инфляционного процесса в Нигерии на основе применения метода Box — Jenkins для анализа динамики индекса потребительских цен. Исследование проведено по ежемесячным данным нигерийского Центрального банка за период 2000–2020 гг. с помощью программного обеспечения eviews.

Динамика индекса потребительских цен Нигерии имеет восходящую тенденцию (рис. 1). Расширенный тест Дики Фуллера (*ADF*) на стационарность показал, что *Statistic ADF* (–3,12), критическое значение *critical values* (–3,428) на 5%-м уровне значимости. Следовательно, временной ряд имеет детерминированную тенденцию, и требуется анализ процесса, представленного отклонениями от этого тренда. На рис. 2 представлен индекс потребительских цен Нигерии в виде отклонений от тренда (*W*), процесс является стационарным, как без дрейфа, так и без тренда и дрейфа: *Statistic ADF* (–1,18), *critical values* (–1,94) на 5% в абсолютном выражении.

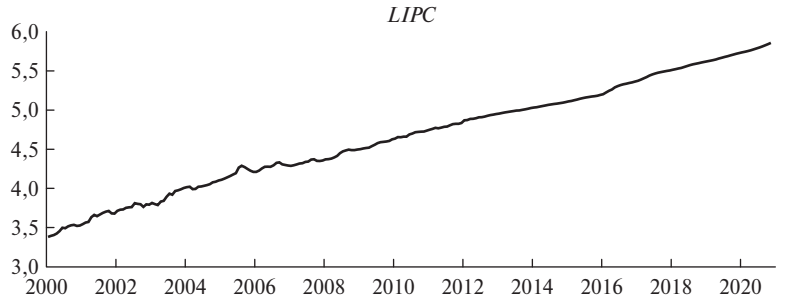

Рис. 1. Индекс потребительских цен в Нигерии, 2000–2020 гг., %

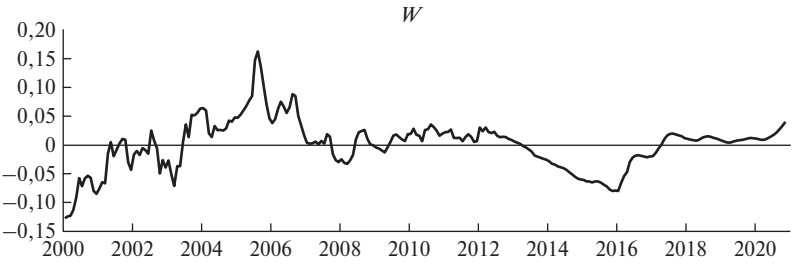

Рис. 2. Отклонение от тренда индекса потребительских цен Нигерии, 2000–2020 гг., %

Коррелограмма отклонений от тренда W показала, что модель, способная наилучшим образом объяснить индекс потребительских цен Нигерии, имеет тип: *ARIMA* (1,0,0) или *AR* (1), это оптимальная модель по оценке информационных критериев *AIC* и *BIC*. Модель имеет следующий вид: $\hat{W}_{(t)} = 0{,}967080 W_{(t-1)}$, коэффициент статистически значим: *t-Statistic* = 10,41 (*p-value* = 0,0000).

Проверка модели необходима, поскольку, если идентификация модели не выполнена должным образом, то это может привести к повторению цикла «идентификация — оценка — проверка» до тех пор, пока модель не станет значимой [5].

Исходя из теста portemanteau (Q-Q plot simple), мы принимаем нулевую гипотезу H_0: остатки расчетной модели являются белым шумом (*prob-k-lag* > 5%). Тест линейности показывает, что вероятность *F-stat* (5,858) > 5%. Тогда мы принимаем H_0. На рис. 3 показана эффективность расчетной модели. Очевидно, что корректировка дает хороший результат при нескольких отклонениях.

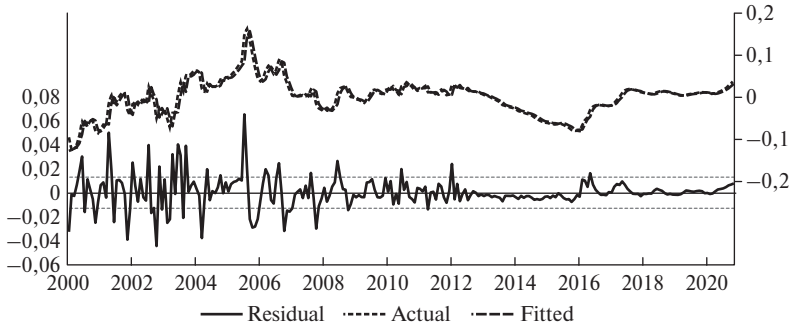

Рис. 3. Корректировка модели индекса потребительских цен Нигерии, 2000–2020 гг., %

Тест на нормальность Жака — Бера показал, что *p-value* = = 0,000, что менее 5%-го уровня значимости. Следовательно, остатки расчетной модели не являются гауссовским белым шумом (нормально не распределяются).

Тест автокорреляции *Breusch-Godfrey Serial Correlation LM* показывает, что *p-value* = 0,889 > 5%. Мы принимаем H_0: ошибки неавтокоррелированы. Анализ показал, что модель проверена и статистически значима, поэтому мы можем делать по ней прогнозы.

Прогноз индекса потребительских цен Нигерии (табл. 1) построен с учетом следующих формул:

$$W_{(t)} = \ln IPC_{(t)} - \hat{c} - dt,$$

Таблица 1

Прогноз индекса потребительских цен Нигерии на первое полугодие 2021 г.

t	*H*	*T* + *h*	*WP*	$LIPC_{(t)}$	$IPC_{(t)}$	Значение
11/2020	–1	250	–2,918e-05	5,858675	350,26	Фактическое
12/2020	0	251	–2,814e-05	5,827754	339,59	Фактическое
01/2021	1	252	–2,772e-05	5,836998	342,74	Прогнозируемое
02/2021	2	253	–2,680e-05	5,846242	345,93	Прогнозируемое
03/2021	3	254	–2,591e-05	5,855486	349,14	Прогнозируемое
04/2021	4	255	–2,505e-05	5,864730	352,38	Прогнозируемое
05/2021	5	256	–2,422e-05	5,873974	355,65	Прогнозируемое
06/2021	6	207	–2,342e-05	5,883218	358,96	Прогнозируемое

где $\hat{c} = 3{,}50779$; $d = 0{,}009243$; $\ln IPC_{(t)} = \hat{c} + dt + W_{(t)}$,

$$\ln IPC_{(t+h)} = \hat{c} + d(t+h) + W_{(t+h)}, \quad W_{(t)} = \hat{a}W_{(t-1)},$$
$$W_{(t+h)} = \hat{a}W_{(t+h-1)},$$

где $\hat{a} = 0{,}96708$; $IPC_{(t+h)} = e^{\ln IPC(t+h)}$.

Прогноз индекса потребительских цен Нигерии показал, что процесс характеризуется ежедневной тенденцией к росту. Таким образом, если ничего не будет сделано, чтобы сократить этот инфляционный процесс, восходящий тренд общего уровня цен будет продолжаться и в дальнейшем, что может иметь серьезные последствия для экономики Нигерии.

Литература

1. *Jean F.* Inflation et déflation: L'économie nationale. Paris: Dunod, 1998. No. 13. P. 25–30.

2. *Box G.*, *Jenkins G.* Time series analysis: Econometrics. San Francisco: Holden-Day, 1976.

3. Statistics 2018: Results of the Nigerian economy / Central Bank of Nigeria. Lagos: Papirus, 2018.

4. *Friedman M.* Inflation et système monétaire: Macroeconomie / traduction française. Paris: Le parisien, 1996.

5. *Diewert W.* Consumer price index: Calculation and interpretation of indices // Journal of Economics and Prospects. 1998. No. 1. P. 47–58.

ИССЛЕДОВАНИЕ ГЕОГРАФИЧЕСКОЙ СТРУКТУРЫ ВНЕШНЕТОРГОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ В ПЕРИОД С 2012 ПО 2020 Г.

Волощук Константин Сергеевич

E-mail: k.s.voloshchuk@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Борисова Е.Г.

Последние несколько лет внешнеторговая деятельность Российской Федерации находится в весьма нестабильном состоянии, претерпевая серьезные скачки мировых цен на основную экспортируемую продукцию и последствия политического кризиса, вызванного присоединением Крыма в 2014 г. В работе исследуются изменения в географической структуре внешнеторговой деятельности Российской Федерации в период с 2012 по 2020 г.

В табл. 1 представлены основные показатели, характеризующие внешнюю торговлю страны: экспорт, импорт и сальдо торгового баланса с 2012 по 2019 г.

Таблица 1

Внешнеторговая деятельность Российской Федерации, 2012–2019 гг., млрд долл.

	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Экспорт	525,4	527,3	497,9	343,5	285,5	357,1	449,6	422,8
Импорт	314,1	315,0	286,0	182,7	182,7	227,0	238,5	243,8
Сальдо	211,3	212,3	211,9	160,8	102,8	130,1	211,1	179,0

Анализируя данные табл. 1, можно отметить снижение всех рассматриваемых показателей. Причем наиболее значительный спад наблюдался в 2015 и 2016 гг. (снижение внешнеторгового оборота на 30,5 и 16,9% соответственно).

Изучая темп прироста внешнеторгового оборота страны и сравнивая его с аналогичным мировым показателем, можно отметить, что за период 2013–2019 гг. мировая торговля хоть незначительно, но росла (темп прироста 0,05%), в то время как в России этот показатель снижался (темп прироста –3,05%). В дополнение

доля внешней торговли России от мировой в 2012 г. составляла 2,3%, а в 2019-м — 1,8%.

Рассматривая географическую структуру внешней торговли за анализируемый период (рис. 1), можно отметить снижение доли внешнеторгового оборота между Российской Федерацией и странами ЕС (доля оборота с Германией упала с 8,8% в 2012 г. до 7,9% в 2019-м, а с Нидерландами — с 9,9% в 2012 г. до 6,8% в 2019-м). На эту ситуацию повлияли санкции в отношении России и последовавшие контрсанкции, а также изменившиеся экспортные цены, например, на топливно-энергетические товары, занимающие наибольший вес в экспорте России: в 2015 г. мировые цены снизились по сравнению с предыдущим годом на 42,2%, а в 2016 г. — на 24,7% относительно цен 2015 г.

Интересно отметить, что среди представленных на рис. 1 только несколько главных стран-партнеров — Китай, Беларусь и недавно присоединившаяся к ним Турция — увеличили свой удельный вес во внешнеторговом обороте России (Китай — с 10,5% в 2012 г. до 16,7% в 2019-м; Беларусь — с 4,3 до 5% за тот же период; Турция — с 3,7 до 3,9%).

Говоря о ситуации во внешней торговле в 2020 г., нельзя обойти вниманием влияние пандемии коронавируса. Российский внешнеторговый оборот снизился на 15,1%, а всего мира — на 15,76%,

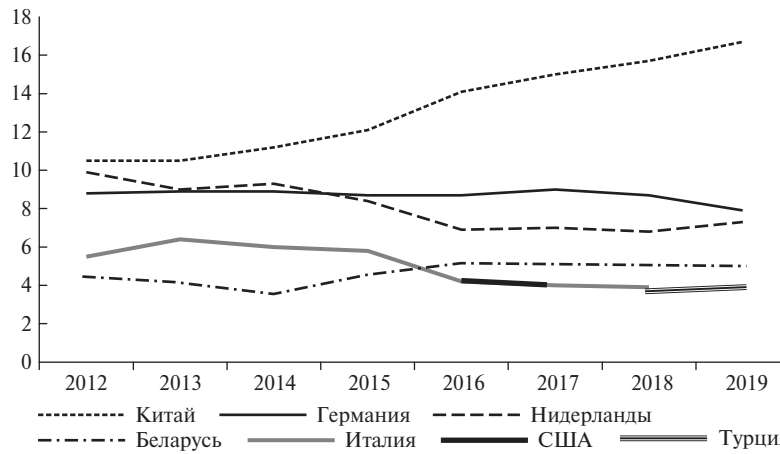

Рис. 1. Основные торговые партнеры России по удельному весу во внешнеторговом обороте, 2012–2019 гг., %

однако доли партнеров России, а следовательно, и географическая структура не изменились.

Подводя итог, можно сказать, что географическая структура внешнеэкономической деятельности России с 2012 по 2020 г. изменилась: удельный вес стран — участниц ЕС снизился, а партнеров из других регионов возрос.

Литература

1. Статистическая комиссия ООН [Электронный ресурс]. URL: https://unstats.un.org.

2. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: https://www.gks.ru.

3. Федеральная таможенная служба [Электронный ресурс]. URL: https://customs.gov.ru/.

4. Всемирная торговая организация [Электронный ресурс]. URL: https://www.wto.org/.

АНАЛИЗ ПРОБЛЕМЫ ОПТИМАЛЬНОГО УПРАВЛЕНИЯ ЗАПАСОМ НЕПРЕРЫВНОГО ПРОДУКТА В ОБЩЕЙ СХЕМЕ РЕГЕНЕРАЦИИ ПРИ СЛУЧАЙНЫХ СТОИМОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ

Гаврилина Анна Михайловна

E-mail: annagavrilin@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Шнурков П.В.

Работа посвящена исследованию проблемы управления запасом в системе, предназначенной для хранения и поставки потребителю некоторого непрерывного продукта (например, нефти, газа, воды). Система представляет собой изолированный склад с максимальной вместимостью τ, $\tau > 0$. Объем запаса продукта в каждый момент времени t описывается непрерывным параметром $x(t)$, $t \in [0, \infty]$.

Спрос на продукт является детерминированным. Товар реализуется со склада с постоянной скоростью α, $\alpha > 0$. После достижения нулевого уровня запаса реализация товара продолжается с резервного хранилища с той же постоянной скоростью α. При отсутствии продукта уровень запаса на складе считается отрицательным. Процесс $x(t)$ принимает значения во множестве $(-\infty, \tau]$.

Система начинает свое функционирование с полностью заполненным складом: $x(0) = \tau$. В начальный момент работы системы принимается решение, когда разместить запрос на следующую поставку товара на склад. Промежуток времени от момента начала работы до запроса на поставку определяется случайной величиной η с функцией распределения $G(u) = P(\eta < u)$. В рассматриваемой модели случайная величина η играет роль параметра управления. Множество допустимых управлений имеет вид $U = [0, \infty)$.

После размещения заказа продукт приходит на склад с задержкой δ, где δ — заданная детерминированная величина. Пополнение запаса до максимального уровня τ происходит мгновенно. После каждого пополнения эволюция системы осуществляется по закономерностям, описанным выше, независимо от прошлого.

Уровень запаса в произвольный момент времени $x(t)$ представляет собой регенерирующий случайный процесс, моменты регенерации которого совпадают с моментами пополнения запаса.

Данная работа является продолжением и развитием исследований задач оптимального управления запасом непрерывного продукта в различных моделях регенерации [1]. Особенность рассматриваемой модели — то, что стоимостные характеристики системы, а именно затраты на хранение запаса и штрафы при отсутствии товара, а также цены, по которым потребитель продукта расплачивается с поставщиком, являются случайными величинами и зависят не только от объема продукта на складе, но и от некоторого внешнего фактора, который может отражать, например, влияние рынка. Указанные стоимостные характеристики определяются двумя составляющими: детерминированной линией тренда и случайным отклонением от этой линии, которое имеет усеченное нормальное распределение.

Известно, что в модели регенерации показателем эффективности управления системы выступает дробно-линейный интегральный функционал средней удельной прибыли, представимый в виде

$$I(G) = \frac{\int_0^{\infty} A(u)dG(u)}{\int_0^{\infty} B(u)dG(u)},$$

где $A(u)$ — условное математическое ожидание прибыли на периоде регенерации при условии, что принято решение $u \in U$; $B(u)$ — условное математическое ожидание прибыли на периоде регенерации при условии, что принято решение $u \in U$; $G(u)$ — распределение случайного параметра управления.

Задача оптимального управления состоит в нахождении функции распределения $G(u)$, которая доставляет глобальный максимум функционалу средней удельной прибыли: $I(G) \to \text{extr}$, $G \in \Gamma$, где Γ — множество всех возможных вероятностных распределений неотрицательной случайной величины на множестве допустимых управлений $U = [0, \infty)$.

Решение поставленной экстремальной задачи находится на основе теоремы о безусловном экстремуме дробно-линейного интегрального функционала [2]. Установлено, что это решение достигается на вырожденном распределении $\Psi^* \in \Gamma$, которое сосредоточено в точке u^*, доставляющей глобальный экстремум так называемой основной функции $C(u) = \dfrac{A(u)}{B(u)}$.

В работе получено явное аналитическое представление для основной функции $C(u)$ через исходные стоимостные характеристики модели. Проведено численное исследование функции $C(u)$ на глобальный экстремум для различных вариантов стоимостных характеристик.

Литература

1. *Мельников Р.В.* Исследование проблем управления запасом непрерывного продукта в стохастической модели регенерации: дис. канд. физ.-мат. наук. М.: МГИЭМ, 2010. 137 с.

2. *Шнурков П.В.* О решении задачи безусловного экстремума для дробно-линейного функционала на множестве вероятностных мер // Доклады Академии наук. 2016. Т. 470. Вып. 4. С. 387–392.

ОЦЕНКА ТЕКУЩИХ ТЕМПОВ РОСТА КЛЮЧЕВЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ

Гареев Михаил Юрьевич

E-mail: mkhlgrv@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

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

В работе разработана методика наукастинга и краткосрочного прогнозирования квартальных изменений ключевых макроэкономических показателей — ВВП, потребления, инвестиций, показателей внешнего сектора с помощью методов машинного обучения. Используемые методы машинного обучения включали ансамблевые методы: бустинг, случайный лес и методы регуляризации (эластичная сеть). В рамках эксперимента в качестве предикторов использовались данные, включающие показатели фондового и денежного рынков, опросов, мировых цен на ресурсы, индексов цен и другие статистические показатели разной периодичности — от дневной до квартальной, всего 49 показателей. Такой подход позволил детально рассмотреть изменения прогнозов с поступлением новой информации в течение рассматриваемого квартала, начиная с точки за 10 недель до начала квартала, когда модели могут использовать лишь информацию о предыдущей динамике, и заканчивая точкой через 23 недели после начала квартала, перед публикацией Росстатом первых оценок ВВП. Данные охватывают период с I квартала 2006 г. по III квартал 2020 г. Обучение моделей велось на расширяющемся окне, в результате были последовательно получены прогнозы с I квартала 2015 г. по III квартал 2020 г.

Проведены статистические тесты на монотонность прогнозов при добавлении новой информации в течение квартала: 1) монотонность ошибки прогноза; 2) монотонность дисперсии прогноза и 3) монотонность ковариации прогноза и истинных значений, которые подтверждают удовлетворительные свойства предсказательных моделей для таких переменных, как ВВП, потребление домохозяйств, инвестиции в основной капитал, импорт. Кроме того, методы машинного обучения продемонстрировали превос-

ходство в качестве предсказывания по сравнению с наивным прогнозом по метрике качества RMSFE. Рассмотренные методы в рамках псевдоэксперимента достаточно быстро (до середины рассматриваемого квартала) предсказали сильное падение ВВП, потребления и других показателей в условиях развития пандемии COVID-19 во II и III кварталах 2020 г. На рис. 1 представлено изменение наукастинга реальных ВВП, потребления домохозяйств и импорта для первых трех кварталов 2020 г., черным выделены истинные значения переменных (используется разность логарифмов по отношению к соответствующему кварталу прошлого года). Уже в середине квартала предсказываемое падение ВВП составляло для некоторых методов более 5% (настоящее изменение составило 8% ко II кварталу 2019 г.), падение потребления — до 10%.

Литература

1. *Patton A.J.*, *Timmermann A.* Forecast rationality tests based on multi-horizon bounds // American Statistical Association Journal of Business & Economic Statistics. 2012. Vol. 30. No. 1. P. 1–17.

2. *Zou H.*, *Hastie T.* Regularization and variable selection via the elastic net // Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Statistical Methodology). 2005. Vol. 67. No. 2. P. 301–320.

3. *Friedman J.H.* Greedy function approximation: A gradient boosting machine // Annals of Statistics. 2001. Vol. 29. No. 5. P. 1189–1232.

4. *Breiman L.* Random forests // Machine Learning. 2001. Vol. 45. No. 1. P. 5–32.

5. *Diron M.* Short-term forecasts of euro area real GDP growth: An assessment of real-time performance based on vintage data // Journal of Forecasting. 2008. Vol. 27. No. 5. P. 371–390.

6. *Andreou E.*, *Ghysels E.*, *Kourtellos A.* Should macroeconomic forecasters use daily financial data and how? // Journal of Business & Economic Statistics. 2013. Vol. 31. No. 2. P. 240–251.

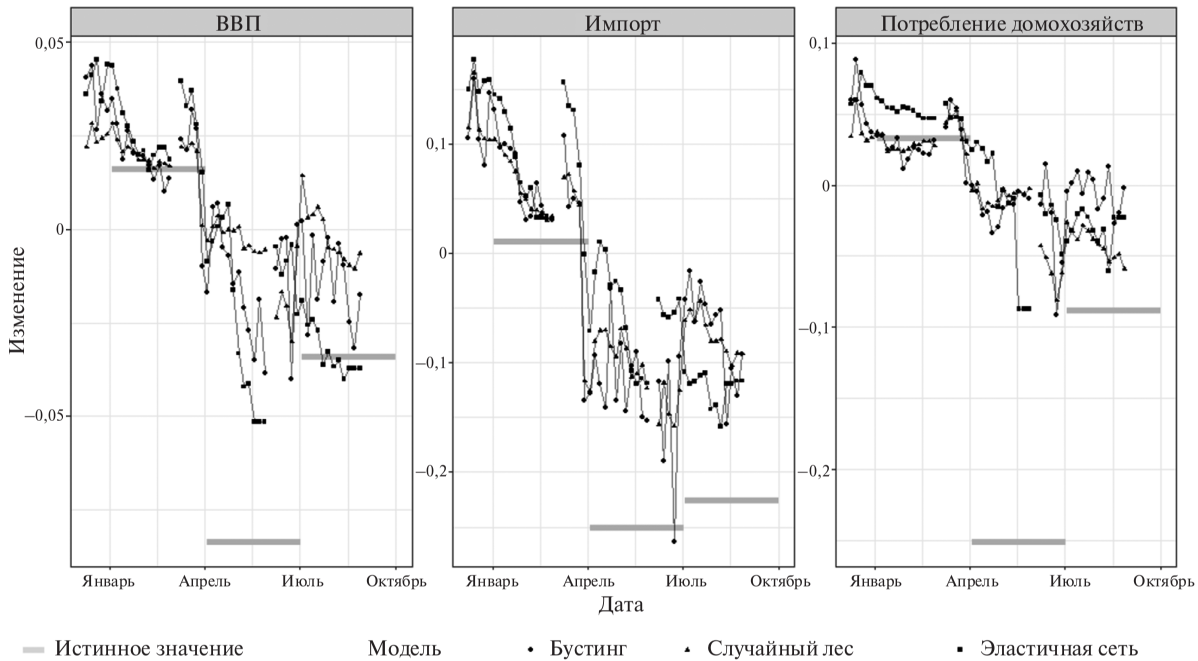

Рис. 1. Прогнозы на 2020 г.

МОДЕЛИ КРАТКОСРОЧНОГО ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ЦЕН НА РОССИЙСКОМ ОПТОВОМ РЫНКЕ ЭЛЕКТРОЭНЕРГИИ

Горшукова Регина Васильевна

E-mail: reginkagorshukov@mail.ru

г. Саратов, Саратовский национальный исследовательский государственный университет имени Н.Г. Чернышевского

Научный руководитель: д.э.н., профессор Балаш В.А.

В настоящее время в России действует оптовый рынок электроэнергии и мощности. Данный рынок необходим в современном обществе, потому что электроэнергия является ресурсом, который потребляется практически всеми жителями нашей планеты. Цена данного ресурса оказывает большое влияние на экономику. Все участники оптового рынка электроэнергии и мощности функционируют в условиях конкуренции, и им необходимо вырабатывать рыночную стратегию и планировать будущие финансовые потоки. В данных условиях им нужно прогнозировать цены на электроэнергию на так называемом рынке на сутки вперед.

Существует множество моделей, но мы подробнее остановимся на Naive, Snaive, ETS, ARIMA. Наш временной ряд для данных моделей будет строиться на основе ежедневных данных с сайта АО «АТС» с 31 декабря 2018 по 31 декабря 2020 г. Все перечисленные выше методы реализуются с помощью программы R.

Первый метод, который мы рассмотрим, называется Naive, или, иначе, наивный метод. Он так называется из-за своей простоты, потому что предполагает сохранение тенденций в будущем и строится на основании последнего наблюдения. Результат прогнозирования для данного ряда мы сможем найти с помощью реализации функции naive(y, h), берем $h = 21$. В результате получаем в качестве прогноза прямую линию, которая параллельна оси абсцисс. Но главное не забывать, что для этого метода нам нужно только одно последнее значение, все предыдущие могут исказить прогноз. Данный метод прост, но под влиянием случайной ошибки можно получить неточный прогноз.

Второй метод, который мы рассмотрим, называется Snaive, или, иначе, сезонный метод. Данное название основывается на том, что он, в отличие от предыдущего метода Navie, строится

на основании данных за последний сезон, например того же месяца предыдущего года. Результат прогнозирования для нашего ряда мы сможем найти с помощью реализации функции snaive(y, h). Для нашего случая берется $h = 21$ и семидневная сезонность. Данный период наиболее актуален в наше время.

Третий метод, который мы рассмотрим, называется ETS, или, иначе, метод экспоненциального сглаживания. Наша модель будет оценена с помощью реализации функции ets(y, h). Данная функция оценивает прогноз модели, а также автоматически выбирает модель. Данная функция выдала нам результат. Мы наблюдаем, что в нашем случае выбрана модель ETS(A, N, A): модель с отсутствующим трендом и аддитивной сезонностью с аддитивной ошибкой. Параметры сглаживания для нашего случая равны $\alpha = 0{,}5558$; $\gamma = 0{,}0001$.

Четвертый метод, который мы рассмотрим, называется ARIMA. Данный метод расшифровывается как авторегрессионная интегрированная скользящая средней. Модель выглядит как ARIMA(p, d, q), и выбор подходящих значений для параметров p, d и q — сложная работа, но ее можно упростить с помощью функции auto.arima(), она автоматически выберет эти параметры.

По полученным результатам можно сделать вывод, что у нашего ряда стандартное отклонение: $\sqrt{3667} = 60{,}55$.

Рассмотрим для моделей Naive, Snaive, ETS, ARIMA следующие показатели точности:

1) среднеквадратичная ошибка корня (RMSE);
2) средняя абсолютная ошибка (MAE);
3) средняя процентная ошибка прогнозирования (MPE);
4) средняя абсолютная процентная ошибка (MAPE);
5) средняя абсолютная масштабируемая ошибка (MASE).

Все показатели можно найти с помощью функции accuracy(), она существенно упрощает человеческий труд. Нам надо рассмотреть, какой метод является более точным на обучающей и тестовой выборках.

Из показателей можно сделать вывод, что на обучающей и тестовой выборках этой моделью является ETS.

Литература

1. *Hyndman R.J.*, *Athanasopoulos G.* Forecasting: principles and practice. 2nd ed. OTexts, 2018. 384 p.

2. *Афанасьев В.Н.*, *Юзбашев М.М.* Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник. М.: Финансы и статистика: ИНФРА-М, 2010. 310 с.

3. *Лапыгин Ю.Н.* Экономическое прогнозирование: учеб. пособие. М.: ЭКСМО, 2009. 256 с.

4. Объемы и индексы по ОЭС. АО «АТС» [Электронный ресурс]. URL: https://www.atsenergo.ru/results/rsv/oes/.

ПАРАДОКС ДРУЖБЫ В СОЦИАЛЬНЫХ СЕТЯХ. АНАЛИТИЧЕСКИЙ И ЭМПИРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Григорьев Алексей Александрович

E-mail: alexprgrigoriev@gmail.com

г. Саратов, Саратовский национальный исследовательский государственный университет имени Н.Г. Чернышевского

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Миронов С.В.

Согласно исследованиям, во многих реальных сетях — социальных, цитирования, научного сотрудничества и др. — степень почти всех узлов меньше, чем средняя степень соседей. В социологии данное несоответствие зовется парадоксом дружбы и подразумевает, что в среднем соседи более популярны. Если ввести метрику, равную отношению средней степени соседей узла к степени самого узла, то ее значение больше единицы для большинства узлов означает, что в сети присутствует парадокс дружбы. В данной работе было изучено поведение индекса дружбы во времени для сетей, порождаемых случайными моделями.

В качестве них были взяты две модели, использующие механизм предпочтительного присоединения: Барабаши — Альберт и тройственного замыкания. Используя подход самосогласованного поля, было получено дифференциальное уравнение, описывающее динамику изменения индекса дружбы во времени. Решение таких уравнений позволило получить ожидаемое значение индекса дружбы для всех итераций. Было обнаружено, что в обеих моделях значения индекса дружбы для всех вершин уменьшается со временем. Однако для сетей тройственного замыкания это снижение происходит значительно медленнее, чем для сетей Барабаши — Альберт.

Теоретические выводы закреплены эмпирическим анализом реальных сетей: телефонных звонков, пользователей Facebook, пользователей Github. Было обнаружено, что распределение индекса дружбы во всех социальных сетях схожее, а парадокс дружбы явно прослеживается. Распределение индекса дружбы как в реальных сетях, так и в моделях Барабаши — Альберт и тройственного замыкания соответствует степенному закону. Модель тройственного замыкания лучше отражает реальные сети в контексте индекса дружбы: его распределение имеет утяжеленный хвост, что ближе к результатам, полученным для реальных социальных сетей.

Литература

1. *Feld S.L.* Why your friends have more friends than you do // American Journal of Sociology. 1991. Vol. 96. No. 6. P. 1464–1477.

2. *Eom Y.-H.*, *Jo H.-H.* Generalized friendship paradox in complex networks: The case of scientific collaboration // Scientific Reports. 2014. Vol. 4. No. 1. P. 4603. doi: 10.1038/srep04603

3. *Sidorov S.*, *Mironov S.*, *Malinskii I.*, *Kadomtsev D.* Local degree asymmetry for preferential attachment model // Complex Networks & Their Applications IX. Springer, Cham, 2021. P. 450–461.

4. *Barabási A.-L.*, *Albert R.* Emergence of scaling in random networks // Science. 1999. Vol. 286. No. 5439. P. 509–512. doi: 10.1126/science.286.5439.509

5. *Holme P.*, *Kim B.J.* Growing scale-free networks with tunable clustering // Physical Review E — Statistical, Nonlinear and Soft Matter Phys. 2002. Vol. 65. No. 2. 026107. doi: 10.1103/PhysRevE.65.026107

6. *Rozemberczki B.*, *Allen C.*, *Sarkar R.* Multi-scale attributed node embedding. 2019. ArXiv abs/1909.13021.

АНАЛИЗ ЭКСПОРТА ВЕЛИКОБРИТАНИИ

Грузинова Анна Сергеевна
Иванова Екатерина Константиновна
E-mail: ekaterina.ivanova.konst@gmail.com
г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ
Научный руководитель: д.э.н., профессор Симонова М.Д.

Экономика Великобритании, вовлеченная в международные экономические отношения, подвержена влиянию изменений рыночной конъюнктуры, что отражается на торговле, в том числе на экспорте. Проведен анализ динамики показателей, связанных с экспортом, который частично способствует формированию представления о состоянии экономики и о ее роли в мировом масштабе.

Рассмотрим представленные в табл. 1 показатели.

Коэффициент покрытия показывает, сколько вывезенных за границу товаров приходится на одну единицу ввезенных, или во сколько раз экспорт больше импорта, что также свидетельствует о положительном сальдо внешнеторгового баланса. При выражении коэффициента в процентах можно говорить о том, насколько экспорт превышает импорт.

Таблица 1

Динамика внешней торговли Великобритании, 2013–2019 гг.

	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Экспорт, млн долл. США	476 714	477 240	427 484	394 727	422 361	453 806	443 702
Импорт, млн долл. США	645 661	663 683	610 121	576 610	603 263	644 472	622 621
Коэффициент покрытия, %	73,833	71,908	70,065	68,456	70,013	70,415	71,264
Доля страны в мировом экспорте, %	2,583	2,559	2,623	2,505	2,436	2,384	2,378
Доля общего объема экспорта товаров в ВВП, %	17,111	15,576	14,595	14,652	15,842	15,862	15,684

Источники: Monthly Bulletin of Statistics UN. N.Y., 2017. No. 12. December. P. 162, 164; 2020. No. 12. December. P. 116, 118.

$$\text{Коэффициент покрытия} = \frac{\text{Экспорт}}{\text{Импорт}} \cdot 100\%.$$

В случае если коэффициент меньше 100%, что и наблюдается в Великобритании, следует говорить о превышении импорта над экспортом и отрицательном сальдо внешнеторгового баланса. Причем коэффициент покрытия имеет тенденцию к постепенному сокращению: он уменьшился с 73,833% в 2013 г. до 71,264% в 2019-м при стабильном уменьшении объемов экспорта с 477 млрд долл. в 2013 г. до 444 млрд в 2019-м.

Следующий показатель — доля Великобритании в мировом экспорте.

$$\text{Доля страны в мировом экспорте} = \frac{\text{Экспорт страны}}{\text{Мировой экспорт}} \cdot 100\%.$$

Этот показатель также постепенно снижается — с 17,111% в 2013 г. до 15,684% в 2019-м, что свидетельствует о сокращении присутствия Великобритании на заграничных рынках.

Доля общего объема экспорта в ВВП отражает степень зависимости национальных производителей от спроса на их продукцию на иностранных рынках и их (производителей) торговую ориентацию.

$$\text{Доля общего объема экспорта в ВВП} = \frac{\text{Экспорт}}{\text{ВВП}} \cdot 100\% \ [5].$$

Полученные значения данного показателя в Великобритании объясняются достаточно широким внутренним спросом. Принимая во внимание одновременно с этим отрицательные значения внешнеторгового баланса и сокращение объемов экспорта, можно говорить о том, что Великобритания является импортером и потребителем товаров и за период с 2013 по 2019 г. наблюдается незначительное усиление данной тенденции.

Одновременно стоит уделить внимание структуре экспорта Великобритании (табл. 2).

Представленная структура демонстрирует постепенное уменьшение доли сельскохозяйственного сырья и топлива в общем экспорте, что вызвано снижением цен на них, незначительное увеличение долей продовольственных товаров, руд и металлов и более выраженное увеличение доли промышленных готовых изделий, что свидетельствует об уменьшении доли первичного сектора эко-

Таблица 2

Динамика структуры экспорта Великобритании по основным группам товаров, 2013–2019 гг., %

Доля в экспорте	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Продовольственные товары	5,64	6,36	6,18	6,83	6,64	6,33	6,67
Промышленные готовые изделия	58,51	68,25	71,65	76,18	74,02	68,99	71,78
Руды и металлы	3,25	3,51	3,34	3,30	3,76	3,80	3,88
Сельскохозяйственное сырье	0,61	0,64	0,59	0,59	0,54	0,49	0,45
Топливо	11,42	10,90	7,02	6,26	7,97	9,46	8,60

Источники: World Bank Open Data. URL: https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.AGRI.ZS.UN?locations=GB; World Bank Open Data. URL: https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.FOOD.ZS.UN?locations=GB.

номики и увеличении вторичного, главным образом отвечающего за создание добавленной стоимости продукции, а также способствующего развитию экономики.

Литература

1. Официальный сайт Всемирного банка [Электронный ресурс]. URL: http://www.worldbank.org/.

2. Monthly Bulletin of Statistics UN. N.Y., 2017. Iss. 1158. Vol. LXXI. No. 12. December. P. 162, 164.

3. Monthly Bulletin of Statistics UN. N.Y., 2020. Iss. 1194. Vol. LXXIV. No. 12. December. P. 116, 118.

4. *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.*, *Симонова М.Д.* Практикум по статистике для работы с материалами статистических справочников. М.: МГИМО-Университет, 2011.

5. *Симонова М.Д.* Информационная база структурного анализа ОЭСР: отраслевые принципы в исследовании рынков товаров и услуг // Вестник МГИМО-Университета. 2015. Т. 3. № 42. С. 190–198.

АНАЛИЗ ТЕНДЕНЦИЙ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ УРОВНЯ ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ ТАМБОВСКОЙ ОБЛАСТИ

Гурова Анастасия Юрьевна

E-mail: headshotsrrr@gmail.com

г. Тамбов, ТГТУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Попова Г.Л.

Проблеме дифференциации территориального развития в настоящее время уделяется значительное внимание. Работа посвящена исследованию дифференциации доходов населения Тамбовской области за 2005 и 2017 гг. Основная доля доходов населения региона приходится на заработную плату. Ранжирование муниципальных образований Тамбовской области по средней величине заработной платы в 2017 г. представлено на рис. 1.

Лидирующие позиции среди муниципальных образований занимают Мичуринский (31 741,4 руб.), Жердевский (29 952,5 руб.) и Тамбовский (26 365,2 руб.) районы, а среди городских округов — Тамбов (28 931,7 руб.). Последние позиции в муниципальных образованиях принадлежат Бондарскому (20 374,8 руб.), Пичаевскому (20 411,1 руб.) и Сосновскому (20 729,2 руб.) районам, а в городских округах — Котовску (21 088,1 руб.).

Для анализа дифференциации доходов населения по муниципальным образованиям Тамбовской области были использованы следующие показатели: размах вариации (R), среднее линейное отклонение ($\bar{L}$), дисперсия (σ^2), среднее квадратическое отклонение ($\bar{\sigma}$), относительное линейное отклонение (V_L), коэффициент осцилляции (VR), коэффициент вариации (V).

Из табл. 1 следует, что значения коэффициентов вариации (V) не превышают 30%, что свидетельствует о том, что совокупность муниципальных образований по заработной плате однородна. За период с 2005 по 2017 г. дифференциация уменьшается, что рассматривается как положительное изменение.

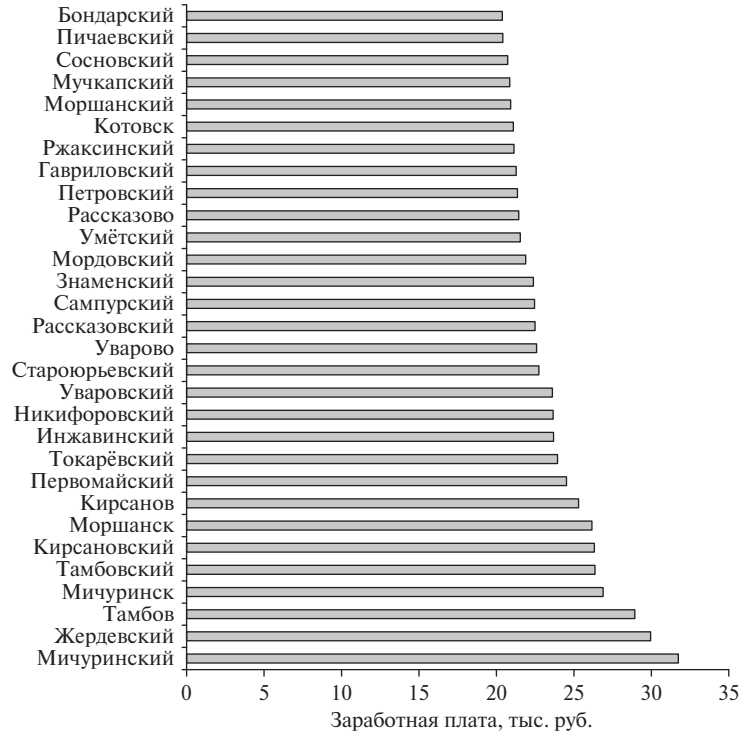

Рис. 1. Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников предприятий и организаций по городским округам и муниципальным районам Тамбовской области, 2017 г.

Таблица 1

Сравнительный анализ дифференциации Тамбовской области, 2005 и 2017 гг.

Показатель	2005 г.	2017 г.	Абсолютное отклонение
R, руб.	3996,4	11 366,6	–7370,20
$\bar{L}$, руб.	734	2321,2	–1587,24
σ^2, р^2	903 759	8 509 035	–7 605 276,21
$\bar{\sigma}$, р	950,7	2917,03	–1966,36
V_L, %	18,73	9,85	8,87
V_R, %	101,96	48,25	53,71
V, %	24,25	12,38	11,87

Литература

1. *Гусаров В.М.*, *Кузнецова Е.И.* Статистика: учеб. пособие. 2-е изд. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2017.

2. *Салин В.Н.*, *Качанова Н.Н.*, *Глебкова И.Ю.* Статистика уровня жизни населения: учеб. пособие. М.: КноРус, 2019. 192 с.

3. Федеральная служба государственной статистики. URL: https://rosstat.gov.ru/statistic.

4. Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Тамбовской области. URL: https://tmb.gks.ru/.

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ МАТЕМАТИЧЕСКОГО МОДЕЛИРОВАНИЯ ДЛЯ АНАЛИЗА РАСПРОСТРАНЕНИЯ COVID-19

Дмитриева Мария Андреевна
Заикина Радмила Павловна
Коник Полина Вадимовна
Марусев Егор Александрович
Стрельцова Екатерина Владимировна
Филиппова Анастасия Владимировна

E-mail: pkonik@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: Гришунина Ю.Б.

В 2020 г. мировое сообщество было потрясено возникновением эпидемии COVID-19. За время пандемии предложено множество различных подходов к моделированию эпидемического процесса [1, 2].

В представленной работе рассматривается задача настройки математической SIR-модели распространения эпидемии COVID-19, где модель будет соответствовать реальным данным. Для этого оцениваются такие параметры, как начальное число восприимчивых S_0 и интенсивность заражения β, а также визуализируется распространение эпидемии.

SIR-модель. В 1927 г. У. Кермак и А. Мак-Кендрик предложили модель в виде системы дифференциальных уравнений, которая

описывает распространение инфекционных заболеваний или эпидемий:

$$\begin{cases} \dfrac{dS}{dt} = -\beta \dfrac{SI}{N}; \\ \dfrac{dI}{dt} = \beta \dfrac{SI}{N} - \gamma I; \\ \dfrac{dR}{dt} = \gamma I. \end{cases} \quad (1)$$

Данная система определяет изменение количества человек в трех разных группах: восприимчивые, инфицированные и выздоровевшие. Таким образом, с отслеживанием перехода людей между группами строится модель распространения эпидемий. SIR-модель — это один из способов изучения распространения болезни.

Метод половинного деления. С помощью метода половинного деления были получены параметры, при которых модель наилучшим образом соответствует реальным данным.

Суть метода состоит в том, что отрезок, на котором находится решение, последовательно сужается следующим образом: его делят пополам, после чего на основании поведения целевой функции в середине отрезка и в ее окрестности выбирается та половина отрезка, на которой содержится решение. Далее аналогично рассматривается выбранный отрезок. Сужение отрезка происходит до тех пор, пока не будет достигнута требуемая точность (рис. 1).

В нашем случае целевой функцией является следующее выражение:

$$\sum_{t \in T} (I_t - \bar{I}_t)^2 \to \min_{\beta, S_0}, \quad (2)$$

где I_t — число заболевших за сутки, полученное аналитически; $\bar{I}_t$ — число инфицированных за сутки из данных.

Так как при применении метода половинного деления рассматривается поведение целевой функции в серединах отрезков и в их окрестности, то есть риск того, что полученное решение будет не глобальным минимумом, а локальным. Для обоснования применения для данной задачи метода половинного деления с помощью Python были построены 3D-графики зависимости ошибки от искомых параметров и проверено, что найденные параметры лежат в окрестности глобального минимума целевой функции (рис. 2).

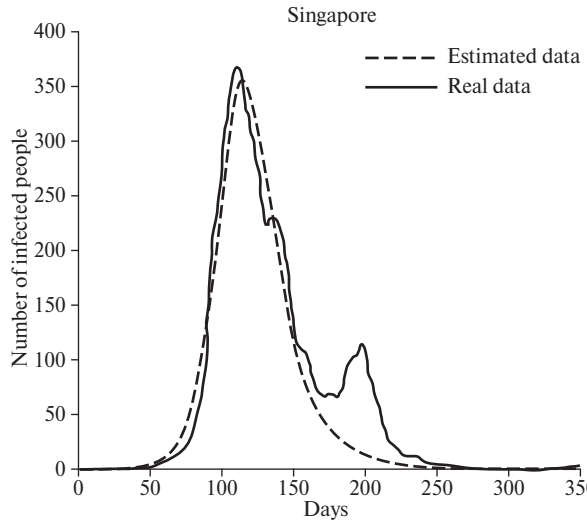

Рис. 1. Реализация модели с параметрами, полученными с помощью метода половинного деления

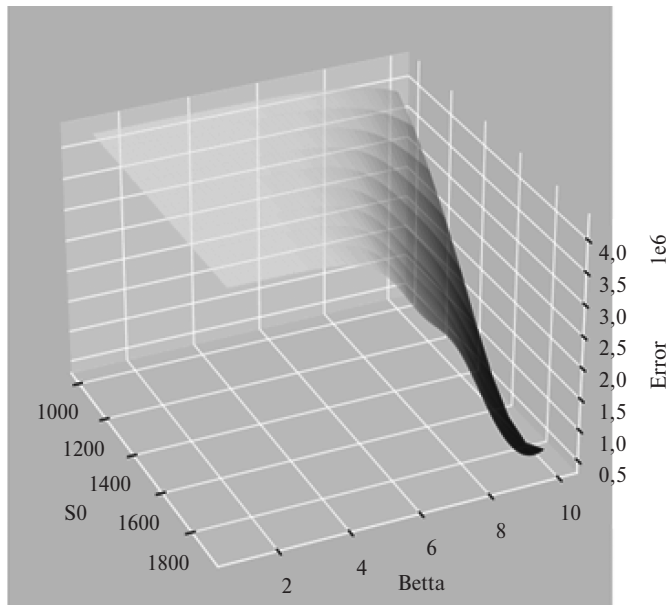

Рис. 2. 3D-график зависимости ошибки от искомых параметров

Результатом проведенного с использованием разработанной программы стало вычисление на примере Сингапура значений параметров SIR-модели $\beta = 10{,}11$, $S_0 = 1631$ (на 100 тыс. населения), максимально соответствующих реальным данным по заболеваемости в период пандемии COVID-19. Графическое представление результатов моделирования позволяет визуально оценить адекватность настройки SIR-модели.

Литература

1. *Тамм М.В.* Коронавирусная инфекция в Москве: прогнозы и сценарии // Фармакоэкономика. Современная фармакоэкономика и фармакоэпидемиология. 2020. Т. 13. № 1. С. 43–51.

2. *Sharkey K.J.*, *Ball F.G.*, *Wilkinson R.R.* The deterministic Kermack — Mc-Kendrick model bounds the general stochastic epidemic. 10.02.2017. arXiv:1602.01730v3.

МНОГОМЕРНЫЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ УРОВНЯ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ СУБЪЕКТОВ РФ

Дружинина Анна Олеговна

E-mail: annadruginina@yahoo.com

г. Йошкар-Ола, Марийский государственный университет

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

Согласно указу Президента РФ [2], правительство призвано обеспечить мониторинг и оценку состояния экономической безопасности России и ее регионов, что свидетельствует об актуальности данного исследования. В работе решается задача многомерного статистического анализа уровня экономической безопасности регионов Российской Федерации и их классификации с целью выявления кластеров субъектов, однородных по уровню экономической безопасности.

Известно, что субъекты РФ развиваются неравномерно. Отчасти это связано с отдаленностью регионов от центра, а также с тем, что освоение некоторых территории России началось значительно позже. Из-за указанных различий между территориями стра-

ны вызывает интерес анализ именно тех регионов, что относятся к азиатской части России, а именно субъектов Уральского, Сибирского и Дальневосточного федеральных округов.

Информационной базой для проводимого исследования послужили данные Росстата, а также территориальных органов статистики [1]. Для анализа были взяты такие факторные признаки, как: x_1 — доля населения трудоспособного возраста в общей численности населения, %; x_2 — доля населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума, %; x_3 — динамика выявленных лиц, совершивших преступления экономической направленности, %; x_4 — уровень безработицы населения в возрасте 15–72 лет, %; x_5 — динамика валового регионального продукта в сравнении с прошлым годом, %; x_6 — доля продукции высокотехнологичных и наукоемких отраслей в ВРП субъекта, %; x_7 — удельный вес организаций, использующих персональные компьютеры, %; x_8 — степень износа основных фондов на конец года по полному кругу организаций, %; x_9 — индекс промышленного производства, % к соответствующему месяцу предыдущего года; x_{10} — динамика инвестиций в основной капитал в сравнении с прошлым годом, %.

Предварительно была проведена кластеризация данных методом Варда по факторным признакам x_1–x_{10}. Переменные x_2 и x_6 были исключены, так как между ними наблюдалась высокая корреляционная зависимость. Было получено три кластера по 7, 19, 4 наблюдения в каждом. Полученные результаты взяты в качестве обучающей выборки для дальнейшего дискриминантного анализа.

Непосредственно перед самим дискриминантными анализом была определена статистическая значимость проводимого исследования с использованием частной лямбды Уилкса. Для анализа были взяты переменные, вносящие наибольший одиночный вклад в степень дискриминации, — x_5, x_6, x_8, x_{10}.

Можно сделать вывод, что наиболее экономически безопасными регионами будут те, что отнесены к третьему классу (табл. 1). Их экономическая безопасность обеспечена высоким ростом ВРП (x_5), что связано с тем, что в 1960-е годы началась разработка месторождений Западной Сибири и на территории данных регионов расположены крупнейшие нефтегазовые бассейны. Отрицательными факторами являются использование устаревших методов откачки и переработки нефти и газа, сильный износ основных средств (x_8).

Первый класс, самый многочисленный, будет находиться на втором месте по уровню экономической безопасности, он имеет промежуточные значения по всем показателям.

Таблица 1

Разделение субъектов азиатской части России на группы с использованием метода дискриминантного анализа

Класс	Входящие в группу субъекты РФ			
1	Свердловская обл.	Новосибирская обл.	Амурская обл.	Омская обл.
	Республика Тыва	Забайкальский край	Магаданская обл.	Томская обл.
	Красноярский край	Республика Саха	Чукотский АО	Республика Бурятия
	Иркутская обл.	Камчатский край	Приморский край	
	Кемеровская обл.	Хабаровский край	Курганская обл.	
2	Челябинская обл.	Республика Хакасия	Республика Алтай	Еврейская автономная обл.
3	Тюменская обл.	Ямало-Ненецкий АО	Ханты-Мансийский АО	Сахалинская обл.

Второй класс субъектов будет наименее экономически безопасным. Отрицательный эффект оказывает недостаток финансирования. Данные регионы имеют большие разведанные месторождения полезных ископаемых, но из-за дефицита бюджета это направление не может развиваться в полной мере. Благодаря богатым месторождениям данные субъекты азиатской части России являются перспективными и при вложении средств в их развитие смогут повысить свой уровень экономической безопасности.

Литература

1. Показатели для оценки состояния экономической безопасности России // Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: https://rosstat.gov.ru/econSafety (дата обращения: 20.02.2021).

2. Указ Президента РФ от 13 мая 2017 г. № 208 «О Стратегии экономической безопасности Российской Федерации на период до 2030 года» // СПС КонсультантПлюс.

ПРИМЕНЕНИЕ МЕТОДОВ ПАНЕЛЬНОЙ РЕГРЕССИИ В ИССЛЕДОВАНИИ НЕФОРМАЛЬНОЙ ЗАНЯТОСТИ В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Дубравская Эльвира Ивановна

E-mail: elvira.dubravskaya@yandex.ru

Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Научный руководитель: д.э.н., профессор Зарова Е.В.

Актуальность разработки методологии статистической оценки взаимного влияния показателей неформальной занятости и показателей социально-экономического развития является устойчивой, но она особенно возрастает в контексте пандемии коронавируса, что подтверждается в справке Международной организации труда «Кризис COVID-19 и неформальная экономика» [1], где отмечается, что «умереть от голода или от вируса — абсолютно реальная дилемма, с которой сталкиваются многие работники неформальной экономики... в отсутствие альтернативных источников дохода утрата трудовых заработков вызовет рост относительной бедности среди неформальных работников и их семей более чем на 21 процентный пункт в странах с уровнем дохода выше среднего, почти на 52 пункта в странах с высоким уровнем дохода и на 56 пунктов в странах с низким уровнем дохода и доходом ниже среднего уровня». Последствия пандемии были особенно разрушительными для микро- и малых предприятий, на которых занято более 95% из 1,6 млрд работников неформальной экономики, которые серьезно пострадали [2].

Информационная база исследования представляет собой панельные данные, так как содержит наблюдения за одними и теми же объектами в течение времени. В рамках данного исследования анализа взаимосвязи показателей неформальной занятости и показателей социально-экономического развития база состоит из 124 показателей за пять лет (2015–2019 гг.), т.е. данные содержат значительно больше информации о регионах, чем наблюдение за ними в один момент времени.

Для решения проблемы мультиколлинеарности моделирование основано на наиболее значимых факторах, описывающих большую часть вариации социально-экономического развития в соответствии со структурой системы статистических показателей, кото-

рые были отобраны для эконометрической модели в рамках корреляционного анализа, анализа причинно-следственных связей, с помощью метода главных компонент и метода «случайный лес». Исследование выполнено в программном пакете Гретл (Gretl) на основе модели с фиксированными эффектами для моделирования показателей неформальной занятости на основе показателей социально-экономического развития регионов Российской Федерации.

Регрессионная модель для показателя $K1$ «Доля занятых в неформальном секторе в общей численности занятого населения» имеет вид

$$K1 = 0{,}324 - 0{,}000008{,}69 \cdot ES4 + 0{,}0000000528 \cdot ES15 - \\ - 0{,}0710 \cdot SI1 - 0{,}255 \cdot SI4_S - 0{,}0151 \cdot SI17,$$

где $ES4$ — индекс промышленного производства; $ES15$ — оборот розничной торговли на душу населения; $SI1$ — реальные доходы населения; $SI4_S$ — доля социальных выплат в структуре денежных доходов населения; $SI17$ — отношение среднемесячной номинальной начисленной заработной платы работников организаций к прожиточному минимуму.

На основе полученной модели с фиксированными эффектами можно сделать следующие выводы о неформальной занятости с учетом вариации между регионами России в 2015–2019 гг.:

1) спад динамики объема промышленного производства незначительно уменьшает неформальную занятость, а уменьшение оборота розничной торговли незначительно ее увеличивает;

2) при снижении реальных располагаемых денежных доходов населения на 1% доля неформально занятых в общей численности занятых возрастает на 7,1 п.п.;

3) в случае если доля социальных выплат в структуре денежных доходов населения возрастает на 1 п.п., доля неформально занятых в общей численности занятых увеличивается на 2,6 п.п.;

4) снижение отношения среднемесячной номинальной начисленной заработной платы работников организаций к прожиточному минимуму на 1 п.п. вызывало снижение доли неформально занятых в общей численности занятых на 1,5 п.п.;

5) достаточно большой коэффициент перед константой (0,32) в модели с фиксированными эффектами может говорить о том, что в модель были включены только наиболее значимые показатели, отобранные на предыдущих этапах анализа, а также существуют индивидуальные эффекты.

Результаты, полученные в ходе моделирования показателей неформальной занятости на основе показателей социально-экономического развития регионов Российской Федерации, могут быть использованы при выработке управленческих решений, касающихся рынка труда в целом и особенно вопросов легализации неформальной занятости с учетом региональной специфики.

Литература

1. ILO. Кризис COVID-19 и неформальная экономика [Электронный ресурс]. URL: https://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/--ed_protect/--protrav/--travail/documents/briefingnote/wcms_745853.pdf.

2. International Labour Office. Global Wage Report 2020–2021: Wages and minimum wages in the time of COVID-19 / International Labour Office. Geneva: ILO, 2020. 212 p.

АНАЛИЗ ФОРМИРОВАНИЯ БЮДЖЕТА МУНИЦИПАЛЬНОГО ОБРАЗОВАНИЯ (НА ПРИМЕРЕ ТАМБОВСКОГО РАЙОНА ТАМБОВСКОЙ ОБЛАСТИ)

Евлампиев Юрий Романович

E-mail: yuryevlampiev@yandex.ru

г. Тамбов, ТГТУ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Попова Г.Л.

Местный бюджет является одним из центральных звеньев финансовой системы субъекта РФ. Его роль заключается в эффективном распределении денежных ресурсов по разным сферам деятельности муниципального образования в зависимости от их приоритетности и нужд этих отраслей. Для изучения специфики бюджета особое внимание было уделено налоговым сборам и безвозмездным поступлениям, так как они составляют почти 90% всех доходов бюджета.

Объектом данного исследования выступает бюджет Тамбовского района Тамбовской области за первое полугодие 2019 и 2020 гг.

Анализ проблематики формирования местного бюджета мы проведем на основе анализа бюджета Тамбовского района в первом полугодии 2019 и 2020 гг. [1]. Существенных различий между тенденциями формирования бюджета в первом полугодии 2019 и 2020 гг. не выявлено. На рис. 1 представлена структура исполнения бюджета Тамбовской области в первом полугодии 2019 и 2020 гг.

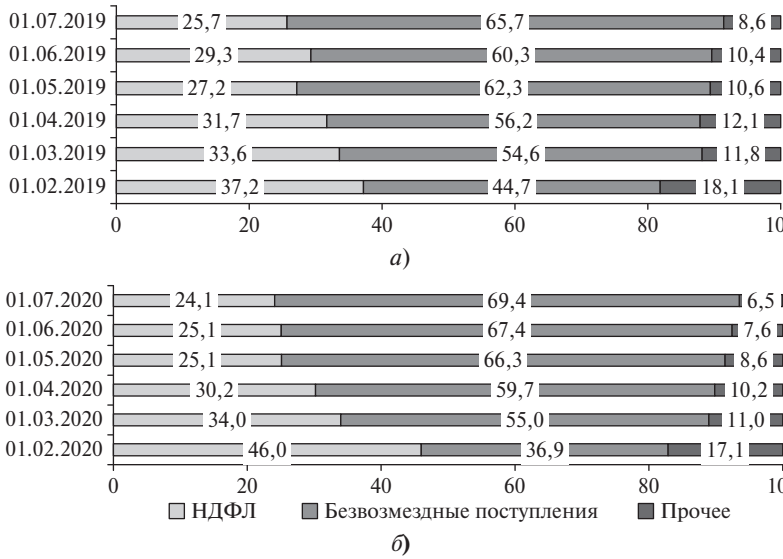

Рис. 1. Структура доходов бюджета Тамбовского района (исполнение) на первое полугодие 2019 г. (*а*) и 2020 г. (*б*), %

В структуре налоговых доходов в анализируемых периодах 80–90% поступлений приходится на НДФЛ. Следующей важной составляющей бюджета Тамбовского района являются безвозмездные поступления: их доля в местном бюджете балансирует в районе 30–40% от общей суммы его доходов. В основном их финансирование осуществлялось из бюджетов разных уровней бюджетной системы РФ. Характерной чертой является также то, что больше 90% их приходится на субвенции. Самая высокая доля субвенций приходится на май–июль 2020 г., т.е. самый пик эпидемии. Однако по плановым показателям эта доля должна была быть больше, в районе 60–70% от общего дохода бюджета. Но если

в 2019 г. были зафиксированы возвращения субвенций, то в апреле–июле 2020 г. субвенции применялись в полном объеме. С одной стороны, это положительное явление, так как средства пошли полностью по назначению для осуществления полномочий по управлению районом, но с другой стороны, оно показывает существенную зависимость района от внешних источников пополнения бюджета.

На данный момент сложно сказать, какие изменения ждут бюджет Тамбовского района, так как ситуация, связанная с эпидемией коронавируса, по сравнению с весенним периодом сильно ухудшилась. Однако статистические данные за период наибольшего всплеска эпидемии (апрель–май) показывают, что бюджет Тамбовского района оказался довольно устойчив во время пандемии. Но это двоякий повод для радости, ранее нами была зафиксирована зависимость бюджета Тамбовского района от различных субсидий, субвенций и т.д.

Литература

1. *Гусаров В.М.*, *Кузнецова Е.И.* Статистика: учеб. пособие. 2-е изд. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2017. 479 с.

2. Финансовое управление Тамбовской области [Электронный ресурс]. URL: https://fin.tmbreg.ru/.

СОЦИАЛЬНЫЕ СВЯЗИ И ПРЕДПОЧТЕНИЯ В ЕВРОПЕ: ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Жижерин Семен Николаевич

E-mail: samzhizherin@gmail.com

Кочнев Данила Юрьевич

E-mail: danila.kochnev2000@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Артамонов Д.В.

С развитием информационных технологий экономистам становятся доступны данные, позволяющие исследовать показатели, которые не представлялось возможным измерить ранее. Интересный пример такого показателя — Social Connectedness Index (SCI), который вводят в своей статье M. Bailey с соавторами [1]. Для пары регионов индекс определяется как отношение числа дружеских связей в сети Facebook между пользователями этих регионов к максимально возможному числу таких связей. Этот показатель можно интерпретировать как меру тесноты социальных связей между регионами, что содержательно обосновывается в [1]. Авторы проводят комплексный анализ социальных связей в Европе и, в частности, анализируют их влияние на евроскептицизм. Мы продолжаем исследование в этом направлении с использованием моделей пространственной эконометрики. Мера близости регионов в таких моделях часто основана на географическом расстоянии. В [1] показано, что для некоторых показателей SCI может лучше справляться с этой задачей.

Граф на рис. 1 иллюстрирует структурные различия между географическими и социальными связями европейских стран: веса ребер — SCI, оттенками цвета обозначены группы стран согласно географическому делению.

Для большей наглядности наиболее слабые связи опущены, произведена нормировка на связь между Люксембургом и Португалией.

Вопрос исследования состоит в том, могут ли предпочтения жителей данного европейского региона быть значимо связаны со взглядами в ближайших в смысле социальной связности регионах. Эконометрически это означает оценку SEM (Spatial Error

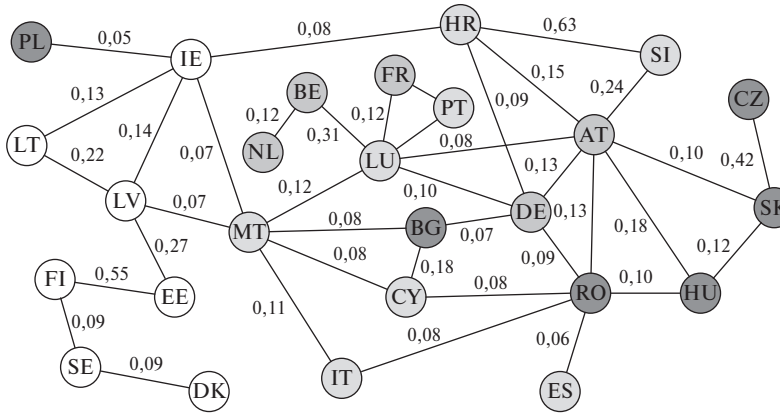

Рис. 1. Граф социальной связности европейских стран

Model) или SAR (Spatial Autoregressive) модели с пространственной матрицей на основе SCI:

$$y = \rho W y + X\beta + \varepsilon.$$

Здесь y — анализируемое предпочтение, W — матрица пространственной связности, случайные ошибки ε могут быть коррелированы в пространстве. Среди анализируемых предпочтений помимо характеристик евроскептицизма из [1] присутствуют такие показатели из опроса World Values Survey, как удовлетворенность жизнью, уровень доверия незнакомцам, степень важности работы в жизни. Использование пространственных моделей при анализе предпочтений может помочь избежать несостоятельности оценок коэффициентов.

Используется несколько наборов данных по NUTS2 регионам Европы с числом наблюдений от 190 до 215. Эмпирическая стратегия заключается в проведении спецификационных LM-тестов на сравнение SAR- и SEM-моделей [2]. Полученные положительные оценки коэффициента ρ для основных исследуемых предпочтений статистически значимы. Этот результат устойчив к добавлению большого числа контрольных переменных, в том числе отраслевой и возрастной структуры населения, фиксированных эффектов кластеров социально связанных стран. Также он устойчив к исключению из выборки 5% случайно выбранных регионов и успешно проходит плацебо-тест с использованием сконструированной на основе случайных чисел матрицы W. Оценки в моделях,

описывающих евроскептицизм, согласуются с результатами, полученными в [1].

Мы приходим к выводу о том, что использование моделей пространственной эконометрики и SCI может быть полезно при исследовании предпочтений в разных регионах, позволяя в ряде случаев уточнить оценки и лучше описать пространственную структуру данных.

Литература

1. *Bailey M.*, *Kuchler T.*, *Russel D.*, *State B.*, *Stroebel J.* The determinants and effects of social connectedness in Europe. CESifo Working Paper No. 8310. 2020.

2. *Croissant Y.*, *Millo G.* Panel data econometrics with R. John Wiley & Sons Ltd, 2018. 328 p.

3. *Millo G.*, *Piras G.* Spatial panel data models in R // Journal of Statistical Software. 2012. Vol. 47. No. 1. P. 1–38.

ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ НАДНАЦИОНАЛЬНЫХ ОРГАНИЗАЦИЙ НА ПРИМЕРЕ АТЭС

Жохов Михаил Михайлович

E-mail: mzhokhov@nes.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: Галеев А.В.

Азиатско-Тихоокеанское экономическое сотрудничество (АТЭС) было образовано в 1989 г. в Канберре в качестве форума для неформального диалога участников на министерском уровне. В первый состав организации входило 12 стран, включая такие крупные экономики, как США и Япония. До 1998 г. происходило расширение состава участников, пока он не достиг 21 страны. В 1994 г. во время саммита в Богоре, Индонезия, организация обозначила цели и задачи на период до 2020 г. [1]. Основной стратегической целью стало формирование системы свободной торговли и инвестиций внутри Азиатско-Тихоокеанского региона (АТР). В 2020 г. с окончанием срока исполнения Богорских целей прошел

очередной саммит АТЭС в Малайзии, где были подведены итоги работы организации и определены новые «Путраджайские ориентиры» до 2040 г.

За весь срок своего существования АТЭС не раз подвергалось критике за неспособность создать почву для сотрудничества в рамках Богорских целей. Организация не способствовала значительному снижению трансакционных издержек, а также не смогла создать крупную зону свободной торговли Free Trade Area of the Asia Pacific (FTAAP) [9]. В то же время происходит усиление мегарегиональных конкурирующих структур (Транстихоокеанское партнерство (ТТП) — преференциальное торговое соглашение, Всестороннее региональное экономическое партнерство (ВРЭП) — соглашение о крупнейшей зоне свободной торговли), ведущее лишь к поляризации АТР [10–12]. Их противостояние лишь подчеркивает политические проблемы АТЭС, чьи предписания, как и предписания других наднациональных организаций, носят только рекомендательный характер [6].

Тем не менее отмечается и положительный вклад АТЭС в международную торговлю. Так, организация способствует увеличению объемов торговли между странами-членами, позитивно влияет на инвестиции [5] и внесла вклад в либерализацию торговли [3].

Целью данной работы является анализ и сравнение статистических оценок эффективности деятельности АТЭС по направлению развития международной торговли. Во-первых, рассматривается применение гравитационной модели: результаты эконометрического анализа указывают на упрощение торговых отношений и увеличение объемов торговли внутри региона [4], отмечается снижение трансакционных издержек среди стран-участниц [8]. Во-вторых, необходимо проанализировать более простые и понятные статистические метрики, такие как индексы. Данные показатели зачастую выступают основаниями для принятия политических решений или контрольными переменными при проведении более сложных статистических исследований [7]. В рамках данной работы проведены сравнения результатов применения гравитационной модели для исследования трендов международной торговли стран — участниц АТЭС и популярных дескриптивных индексов международной торговли, таких как индекс сравнительных преимуществ, открытости торговли и диверсификации экспорта и импорта, индекс интенсивности торговли, индекс комплементарности торговли, а также индикатора торгового баланса.

Литература

1. Asia-Pacific Economic Cooperation. APEC Economic Leaders' Declaration of Common Resolve. November 15. 1994. URL: http://mddb.apec.org/Documents/1994/AELM/AELM/94_aelm_dec.doc.

2. Asia-Pacific Economic Cooperation. APEC Putrajaya Vision 2040. 2020. URL: http://mddb.apec.org/Documents/2020/AELM/AELM/20_aelm_dec_1.pdf.

3. *Drysdale P.* APEC's origins and its future // Kesavapany K., Lim H. (eds). APEC at 20: Recall, Reflect, Remake. Singapore: ISEAS Publishing, 2009. P. 17–29.

4. *Hur J.*, *Lee H.H.* APEC has indeed created intra-regional trade: A systematic empirical analysis // The Singapore Economic Review. 2017. Vol. 62. No. 5. P. 1077–1095.

5. *Makin A.J.*, *Chai A.* Prioritizing foreign investment in APEC // Global Economy Journal. 2018. Vol. 18. No. 3. P. 1–30.

6. *Osakwe C.*, *Ani K.J.* Asian Pacific economic cooperation: An appraisal // American International Journal of Contemporary Research. 2014. Vol. 4. No. 1. P. 230–237.

7. *Park I.*, *Park S.* Trade facilitation provisions in regional trade agreements: Discriminatory or non-discriminatory? // East Asian Economic Review. 2016. Vol. 20. No. 3. P. 447–467.

8. *Shepherd B.* Did APEC's trade facilitation action plans deliver the goods? // Journal of Asian Economics. 2016. Vol. 43. P. 1–11.

9. *Solís M.*, *Wilson J.D.* From APEC to mega-regionals: The evolution of the Asia-Pacific trade architecture // The Pacific Review. 2017. Vol. 30. No. 6. P. 923–937.

10. *Веремеев Н.* Торгово-экономическая конкуренция на Тихом океане // Международные процессы. 2016. Т. 14. № 2. С. 95–111.

11. *Портанский А.П.* О перспективах мегарегиональных торговых соглашений // Мир новой экономики. 2017. № 3. С. 47–53.

12. *Потапов М.А.* Экономическая интеграция в АТР: поиск моделей // Мировая экономика и международные отношения. 2017. Т. 61. № 11. С. 57–65.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА КАЧЕСТВА ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКИХ ШКОЛ С ПОМОЩЬЮ УНИВЕРСАЛЬНОГО КОМПЛЕКСНОГО ИНДИКАТОРА

Жукова Людмила Вячеславовна

E-mail: lvzhukova@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Богданова Т.К.

В последние 10 лет в системе управления происходят трансформация форм и источников данных, переход от официальных периодических отчетов к мониторингу текущего состояния по доступным открытым данным и внедрение мониторинга разнообразных текстовых данных. Такой интерес к контрольной деятельности вызван сильно изменившимися условиями функционирования различных объектов управления. Динамика окружающей среды возрастает, стабильность внешней среды снижается, при этом возникают требования к быстрому реагированию на кризисы. Количество информации, которую необходимо обработать для принятия того или иного решения, последовательно увеличивается, одновременно ужесточаются требования к качеству, безопасности и актуальности этой информации.

Если рассматривать государственные контрольные органы, то система контроля и надзора за объектами управления также меняется, включаются новые источники информации, внедряется мониторинг внешней среды.

В работе предложен подход по формированию обобщенного ключевого показателя экспресс-оценки объекта управления (на примере учебного заведения) на основе открытых данных из сети Интернет, позволяющих дополнить существующую систему контроля и управления в различных сферах деятельности.

Научная новизна исследования заключается в том, что предлагается концепция построения универсального комплексного индикатора (UCI) на основе логической функции, использующей расширенный набор аргументов, включающий как непрерывные, так и дискретные переменные, которые преобразуются в значения индикатора при помощи логических правил, задаваемых с учетом требований к объекту управления со стороны регулирующих орга-

нов. Одновременное использование структурированных и неструктурированных статистических данных позволяет получить более точную качественную оценку объекта управления с учетом изменений, которые еще не отражены в официальной статистической отчетности, предоставляемой с определенным запаздыванием.

На основе анализа выборки школ Кировской области сделан анализ оценки качества образования по следующим характеристикам:

- компонента 1 — качество основного образования: результаты сдачи ЕГЭ школьниками в текущем году (по данным на портале школы, средний балл), результаты участия в олимпиадах (на примере математики, Всероссийской олимпиады для школьников);
- компонента 2 — публичность персон школы: упоминание учеников, тональность упоминаний в прессе с положительными и отрицательными отзывами, медийность персоны директора школы;
- компонента 3 — характеристики школы: площадь, количество этажей, финансовые расходы школы на портале госзакупок и т.п.;
- компонента 4 — комплексная безопасность школы, оценивается по количеству нарушений, выявленных во время проверок разными государственными организациями (Роспотребнадзор, МЧС и т.п.), и частота проверок;
- компонента 5 — дополнительное образование: творческое, спортивное и углубленное изучение школьных предметов.

Для оценки значений компонент применяется кластерный анализ и индексный метод. Из рассчитанных компонент с помощью таблицы истинности и логической функции формируется значение универсального комплексного индикатора.

В результате была разработана модель оценки комплексного состояния школы для мониторинга ее текущего состояния. Все представленные школы были проранжированы.

Литература

1. *Биджоян Д.С.*, *Богданова Т.К.* Концепция моделирования и прогнозирования вероятности отзыва лицензии российских банков // Экономическая наука современной России. 2017. Т. 79. № 4. С. 88–103.

2. *Гайдук Е.А.* Применение балансового и оптимизационного моделирования при принятии управленческих решений на муниципальном уровне: автореф. дис. ... канд. экон. наук. Новосибирск, 2012.

3. *Головань С.В.*, *Евдокимов М.А.*, *Карминский А.М.*, *Пересецкий А.А.* Модели вероятности дефолта российских банков. II Влияние макроэкономических факторов на устойчивость банков // Российская экономическая школа. Препринт WP/2004/043. 2004. 25 с.

4. *Громова С.В.* Проблемы организации внутреннего контроля на предприятии // Молодой ученый. 2016. Т. 18. № 122. С. 240–242. URL: https://moluch.ru/archive/122/33834/ (дата обращения: 25.09.2020).

5. *Кирюшина А.А.*, *Жукова Л.В.*, *Чикина Л.Г.* Использование больших данных в оценке степени загрязнения прибрежной зоны морского побережья курортных регионов // Тез. докл. Всерос. науч. конф. «Моря России: исследования береговой и шельфовой зон», 2020.

6. *Майер-Шенбергер В.*, *Кукьер К.* Большие данные: революция, которая изменит нашу жизнь, работу и мысли. М.: Манн, Иванов и Фербер, 2013.

7. *Соболевская Ю.В.* Контрольные органы: уровни компетенции // Вопросы государственного и муниципального управления. 2013. № 4. С. 113–130.

ОЦЕНКА ЭЛАСТИЧНОСТИ ПРЕДЛОЖЕНИЯ ТРУДА ПО ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЕ В РОССИИ НА ОСНОВЕ МИКРОДАННЫХ

Замниус Алексей Василевич

E-mail: zamnius@iep.ru

г. Москва, ИЭП им. Е.Т. Гайдара

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

В работе предлагается новый подход к оцениванию эластичности предложения труда, основанный на работах [1, 3], и проводится эконометрический анализ функции предложения труда в России за период 2000–2018 гг. на микроданных РМЭЗ НИУ ВШЭ. Актуальность настоящего исследования обоснована тем, что на текущий момент попыток оценить эластичность предложения труда по заработной плате для России было не так много, хотя настоящий показатель играет существенную роль при оценке последствий изменений в области бюджетно-налоговой политики, в частности в системе налогообложения и макроэкономическом прогнозировании на основе моделей общего равновесия.

Методология [3] представляет собой один из способов оценивания функции предложения труда в рамках жизненного цикла по модели [4], в которой решения о выходе на рынок труда и об интенсивности работы принимаются из динамической оптимизационной задачи. Подход [3] позволяет ослабить предпосылки о полной информации и отсутствии фиксированных издержек труда, а также получить оценки экстенсивной и интенсивной компонент эластичности предложения труда по Фришу. В то же время Дж. Алтони предлагает использовать условие предельной нормы замещения труда потреблением для вывода функции предложения труда, на основе которой можно получить оценки всех структурных параметров оптимизационной задачи индивида [1], а также учесть возможные ограничения ликвидности. Полученные значения структурных параметров модели позволяют рассчитать эластичность предложения труда не только по Фришу, но и по Хиксу и Маршаллу. Отдельно стоит отметить, что условие предельной нормы замещения устойчиво к предпосылке о сепарабельности функции полезности индивида по аргументам.

Разработанная в настоящем исследовании шестишаговая процедура оценивания объединяет в себе инструментальный подход и процедуру Хекмана. На первом этапе оценивается уравнение отбора для вычисления лямбды Хекмана. На втором этапе проводится оценка уравнения перманентного дохода, расчетные значения которого необходимы для моделирования как ставки заработной платы, так и потребления. Далее оценивается зарплатное уравнение с учетом поправки Хекмана и перманентного дохода для получения расчетных значений ставок заработных плат. После этого оценивается функция потребления, где также используется перманентный доход. Пятый и шестой этапы представляют собой оценку функций предложения труда с поправкой на смещение отбора и подстановкой расчетных значений ставок заработных плат и потребления во избежание проблемы эндогенности, где первая функция объясняет решение индивида о выходе на работу, а последняя — отработанные часы при условии, что он работает. Такой подход позволяет не только получить оценки эластичностей предложения труда по Фришу, Хиксу и Маршаллу, но и разделить каждую из них на интенсивную и экстенсивную компоненты.

На основе оцененной модели можно сделать следующие выводы: каждый дополнительный год обучения увеличивает как вероятность, так и количество отрабатываемых часов для женщин и мужчин; появление ребенка в возрасте 0–6 лет уменьшает интенсивность работы для мужчин и женщин, однако увеличивает вероятность выхода мужчины на работу и уменьшает ее для женщины; наличие ребенка в возрасте 7–18 лет увеличивает вероятность выхода на работу для всех индивидов и способствует росту отрабатываемых часов только для женщин; увеличение количества членов домохозяйства способствует падению отрабатываемых часов и вероятности выхода на работу; возраст увеличивает с убывающим темпом вероятность выхода индивидов на работу; высокий уровень здоровья положительно влияет как на вероятность выхода на работу, так и на отрабатываемые часы; рост регионального уровня безработицы уменьшает интенсивность труда у мужчин и увеличивает ее у женщин.

На основе проделанных расчетов были получены оценки эластичностей предложения труда по Фришу, Хиксу и Маршаллу: 3,62; 1,17; –0,09 — для женщин и 0,49; 0,32; –0,03 — для мужчин соответственно. Здесь стоит обратить внимание на значения эластичностей для мужчин, которые оказались значительно ниже, чем

в работах по другим странам [2]. Вероятнее всего, причина этого различия кроется в институциональных механизмах российского рынка труда, в частности особом режиме приспособления к макроэкономическим шокам, который заключается в преобладании механизма ценовой адаптации, проявляющегося в изменении уровня заработных плат или неполной занятости, над количественным изменением занятости [5].

Литература

1. *Altonji J.G.* Intertemporal substitution in labor supply: Evidence from micro data // Journal of Political Economy. 1986. Vol. 94. No. 3. P. 176–215.

2. *Chetty R.*, *Guren A.*, *Manoli D.*, *Weber A.* Are micro and macro labor supply elasticities consistent? A review of evidence on the intensive and extensive margins // American Economic Review. 2011. Vol. 101. No. 3. P. 471–475.

3. *Kimmel J.*, *Kniesner T.J.* New evidence on labor supply: Employment versus hours elasticities by sex and marital status // Journal of Monetary Economics. 1998. Vol. 42. No. 2. P. 289–301.

4. *MaCurdy T.E.* A simple scheme for estimating an intertemporal model of labor supply and consumption in the presence of taxes and uncertainty // International Economic Review. 1983. Vol. 24. No. 2. P. 265–289. https://doi.org/10.2307/2648746

5. *Гуртов В.*, *Степусь И.* Российский рынок труда в годы кризисных процессов в экономике // Общество и экономика. 2017. № 1. С. 81–91.

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИМПОРТОЗАМЕЩЕНИЯ В ФАРМАЦЕВТИЧЕСКОЙ ОТРАСЛИ РОССИИ

Зенкова Елизавета Олеговна

E-mail: zenkova.elizaveta03@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Фармацевтическая отрасль имеет высокую экономическую и социальную значимость в России. Правительство РФ уделяет особое внимание этой сфере с учетом особенностей ее развития: высокой степени влияния на социальную сферу, наукоемкости и серьезного коммерческого риска, связанного с неопределенностью конечных результатов и длительными сроками разработки и тестирования лекарственных средств, а также жестким государственным регулированием, особенно в вопросах закупки и ценообразования лекарственных средств.

Предметом исследования выступают статистические показатели секторов фармацевтического рынка России. Автором использовались следующие методы: сравнение, анализ и синтез, экономико-статистический анализ.

По данным Минпромторга России, за 2014–2020 гг. в фармотрасль государством и частными инвесторами было вложено 150 млрд руб., поддержано 400 проектов по разработке новых лекарственных препаратов. Как следствие, на конец 2020 г. в России работало 948 компаний — производителей фармацевтической продукции. Темпы роста секторов российского фармацевтического рынка с 2014 по 2020 г. представлены в табл. 1.

За исследуемый период рост рынка составил практически 200% (в 2014 г. — 824 млрд руб. против 1682 млрд в 2020 г.). При этом если в первые годы прирост фармацевтического рынка стабильно достигал 12–15% в год, то в последующий период темпы роста замедлились. Так, в 2016–2020 гг. рост фармацевтического рынка снизился в 6 раз — с 12% в 2016 г. до 1,8% в 2020-м.

На рис. 1 представлена динамика доли продаж в России импортных и отечественных лекарственных средств за 2011–2018 гг.

В структуре продаж фармацевтической продукции наблюдаются положительные изменения в сторону российских медикамен-

Таблица 1

Темпы роста секторов фармацевтического рынка, 2014–2020 гг., %

Сектор	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Государственный сектор готовых лекарственных средств	103,56	114,89	110,63	112,31	106,95	111,75	97,32
Коммерческий сектор готовых лекарственных средств	119,23	116,67	113,98	109,97	108,33	106,45	104,86
Коммерческий сектор парафармацевтики	114,62	113,42	110,65	109,09	110,78	108,85	103,66
Весь рынок	113,89	115,69	112,58	110,46	108,32	107,88	102,62

Источник: Фармацевтический рынок России: аналитический отчет. Итоги 2020 г. [Электронный ресурс]. URL: https://dsm.ru/docs/analytics/2020_Report_rus.pdf.

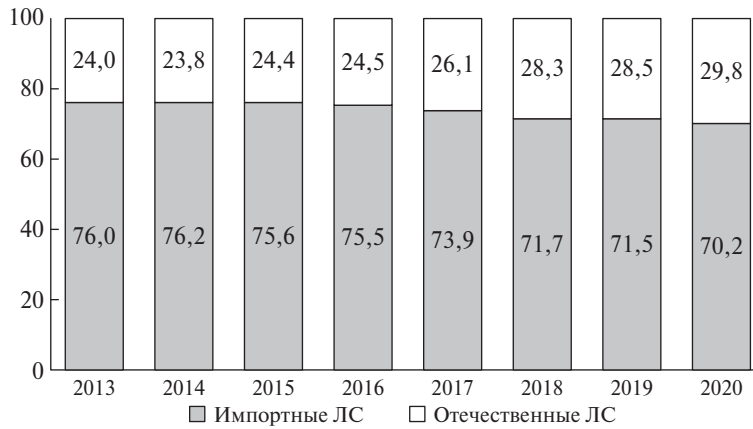

Рис. 1. Динамика изменения доли продаж в России импортных и отечественных лекарственных средств (ЛС), 2011–2018 гг., %

Источник: Федеральная таможенная служба, Экспорт и импорт Российской Федерации по товарам 2020 г. [Электронный ресурс]. URL: https://customs.gov.ru/statistic.

тов: их доля с 2013 г. возросла с 24,0 до 29,8%. Помимо этого, наблюдается и восходящий тренд в продажах отечественных препаратов — рост в 2,4 раза по сравнению с долей продаж импортных препаратов, доля которых выросла в 1,9 раза.

Несмотря на то что наблюдается снижение доли продаж препаратов зарубежных производителей в сторону отечественных (в 2014 г. — 77% продаж, в 2020 г. — 60%), в 2020 г. импорт медикаментов превышал экспорт в 13 раз. Анализ динамики экспорта показал, что в целом за последние восемь лет рост составил 164%, а по физическим поставкам вырос в 2,5 раза. Для сравнения: объем импорта сократился на 25% в долларовом эквиваленте и вырос на 9% в натуральном выражении. Таким образом, ключевые показатели отрасли в целом показывают положительные результаты политики импортозамещения как на внутреннем рынке, так и на внешнем. При этом отмечается падение темпов роста.

Анализ политики импортозамещения в фармацевтической отрасли Российской Федерации, динамика ключевых показателей отрасли, в том числе по импорту и экспорту лекарственных препаратов, позволяют сделать вывод о том, что в России реализуется смешанная модель импортозамещения, которая в целом оказывает положительное влияние на развитие отечественного производства современных лекарственных средств, обеспечивая потребности внутреннего рынка и способствуя отраслевому росту экспорта.

Литература

1. Экономическая статистика: учебник / под ред. Ю.Н. Иванова. 4-е изд., перераб. и доп. М.: ИНФРА-М, 2011. 668 с.

2. *Литвинова А.В.*, *Талалаева Н.С.*, *Парфенова М.В.* Место и роль России в мировых процессах импортозамещения // Государственный советник. 2019. № 2. С. 5–21.

3. *Мантуров Д.В.* Промышленная политика в российской фармацевтической отрасли // Экономическая политика. 2018. Т. 13. № 2. С. 64–77.

4. *Нежникова Е.В.*, *Максимчук М.В.* Фармацевтическая отрасль в РФ: проблемы и перспективы развития // Евразийский банк развития. 2019. Т. 27. № 1. С. 102–112.

5. Обзор тенденций на глобальном и российском фармацевтическом рынке. Официальный сайт компании «Московская Биржа». 2020 г. [Электронный ресурс]. URL: https://fs.moex.com/files/14283.

6. Федеральная таможенная служба. Экспорт и импорт Российской Федерации по товарам. 2020 г. [Электронный ресурс]. URL: https://customs.gov.ru/statistic.

7. DSM Group. Экспорт и импорт Российской Федерации по товарам. 2020 г. [Электронный ресурс]. URL: https://customs.gov.ru/statistic.

ВЛИЯНИЕ СОВРЕМЕННЫХ МИГРАЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ НА ЭЛЕКТОРАЛЬНУЮ ДИНАМИКУ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Зинина Ангелина Игоревна

E-mail: Angelina.zinina1@yandex.ru

г. Жуковский, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: профессор Туровский Р.Ф.

После распада Советского Союза в России изменился естественный уровень миграции — не только внешней, но и межрегиональной. Численность населения в центральных и южных регионах России росла из-за притока граждан из восточной части государства, а также стран СНГ. Мигранты увеличивали поляризацию общества. С возрастанием количества граждан, отстаивающих антииммиграционную политику, произошло изменение электорального поведения населения в регионах Российской Федерации. До 2004 г. происходил процесс развития праворадикальных партий, которые увеличивали протестность среди населения.

Исследовательская проблема: неоднозначности последствий влияния современных миграционных процессов постсоветского периода на лояльность и протестность в электоральном поведении населения регионов Российской Федерации.

Гипотезы. H1: внешняя миграция по-прежнему влияет на радикализацию настроений электората в регионах Российской Федерации, несмотря на существующие ограничения в партийной системе. H2: вызванные внутренними миграциями демографические изменения, связанные, в частности, с возрастной структурой населения, существенно изменили электоральные предпочтения регионов в постсоветский период.

Цель исследования: установление влияния структурных изменений населения в результате миграций на электоральное поведение в регионах Российской Федерации.

Задачи:

1) выявить теоретические рамки исследования для проведения анализа межрегиональной миграционной политики в Российской Федерации;

2) определить, как структурные изменения электората в результате внутренних миграций воздействуют на электоральную динамику;

3) определить влияние внешних миграций на динамику электоральных предпочтений в регионах Российской Федерации.

В основу исследования положены статистические данные о проведении федеральных выборов в разрезе субъектов РФ за период с 1991 по 2019 г.

Были самостоятельно сконструированы независимые переменные: показатель внутренней миграции, показатель внешней миграции, альтернативный показатель внешней миграции. Также были сформированы показатели радикализма и лояльности на основе идеологически направленных партийных кластеров — они стали зависимыми переменными.

Дополнительными контрольными переменными являются: доля русского населения в регионах Российской Федерации, валовый региональной продукт на душу населения и доля городского населения.

Результаты множественного регрессионного анализа показали наличие прямой взаимосвязи показателя радикализации и внешней миграции. Коэффициент регрессии, равный 5,722**, является значимым: первая гипотеза подтвердилась. Основываясь на результатах панельной регрессии и регрессии varying slopes, можно сделать вывод, что показатели доли русского населения и доли городского населения влияют на показатель радикализма. Вторая многофакторная регрессионная модель с контрольными переменными и varying slopes подтвердила вторую гипотезу. Можно увидеть значимую обратную связь между показателем радикализма и показателем доли пожилого населения. Третья и четвертая модели выявили прямую зависимость между показателем радикализма и контрольной переменной — долей русского населения. Четвертая построенная регрессионная модель показала нетривиальный результат. Изначально получившийся результат панельной регрессии должен был об-

ладать значимым коэффициентом обратной связи, означающим, что показатель лояльности отрицательно зависит от внутренней миграции. В итоге модель показала, что граждане государства, недовольные приездом переселенцев, голосуют за те партии, которые включают в свою агитационную программу пункты защиты местного населения от мигрантов. Также оказалось, что регрессионная модель находит статистически значимые результаты между обратной взаимосвязью показателя лояльности и доли русского населения и положительной связью с валовым региональным продуктом.

В результате подсчета взаимосвязей нескольких переменных удалось найти прямую зависимость радикальных настроений среди населения и возрастающей с каждым годом внутренней миграции, изменяющей идеологию лояльно настроенных граждан Российской Федерации.

Литература

1. *Туровский Р.Ф.* Концептуальная электоральная карта постсоветской России // Полития. 2005. № 4. URL: https://cyberleninka.ru/article/n/kontseptualnaya-elektoralnaya-karta-postsovetskoy-rossii (дата обращения: 06.06.2020).

2. *Власкина А.С.* Теория социальных расколов Липсета — Роккана и ее применение к современной российской реальности // Научная сессия ГУАП: сб. докл.: в 3 ч. СПб.: Санкт-Петербургский гос. ун-т аэрокосмического приборостроения, 2017. С. 22–27.

3. Внутренняя миграция // Demoscope.ru. URL: http://www.demoscope.ru/weekly/knigi/ns_r13/acrobat/glava6.pdf (дата обращения: 01.06.2020).

4. Всероссийская перепись населения 2002 года. Т. 4: Национальный состав и владение языками, гражданство. URL: http://perepis2002.ru/index.html?id=17 (дата обращения: 29.05.2020).

5. *Денисенко М.Б.*, *Мкртчян Н.В.*, *Тюрюканова Е.В.* Миграция в развитии России // Институт демографии НИУ ВШЭ. 2010 [Электронный ресурс]. URL: http://strategy2020.rian.ru/load/366066296 (дата обращения: 17.03.2021).

6. *Зайончковская Ж.А.* Федеральные округа на миграционной карте России // Регион: экономика и социология. 2012. Т. 3. № 75. С. 3–18.

7. *Максимова С.Г.*, *Омельченко Д.А.*, Ноянзина О.Е. Международная миграция в приграничных регионах России: опыт структурного моделирования установок населения // Вестник РУДН. Сер. Социология. 2019. № 4. С. 737–755.

8. Методологические пояснения / Росстат. URL: https://rosstat.gov.ru/storage/mediabank/МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ%20ПОЯСНЕНИЯ(1).html (дата обращения: 27.05.2020).

9. Международная миграция / Росстат. URL: https://www.gks.ru/bgd/regl/b15_11/IssWWW.exe/Stg/d01/05–10.htm (дата обращения: 29.05.2020).

10. Международная миграция / Росстат. URL: https://www.gks.ru/free_doc/new_site/population/demo/demo42.htm (дата обращения: 29.05.2020).

11. Миграционный прирост населения России // Миграции в России. URL: https://publications.hse.ru/mirror/pubs/share/folder/n954au2wg1/direct/69413269 (дата обращения: 29.05.2020).

12. Миграционный прирост (убыль) населения, абсолютные данные / Росстат. URL: https://showdata.gks.ru/report/276654/ (дата обращения: 29.05.2020).

13. Миграция населения (вопросы теории) // Миграция населения: понятие, сущность, особенности. URL: http://rybakovsky.ru/migracia2b.html (дата обращения: 27.05.2020).

14. Официальная статистика / Федеральная служба государственной статистики. URL: https://www.gks.ru/folder/10705 (дата обращения: 26.05.2020).

15. Рабочая сила, занятость и безработица в России / Росстат. URL: https://www.gks.ru/folder/210/document/13211 (дата обращения: 30.05.2020).

16. Российский статистический ежегодник. Исторические материалы. URL: http://istmat.info/node/21369 (дата обращения: 26.05.2020).

17. *Рыбаковский Л.Л.* К уточнению понятия «миграция населения» // Социологические исследования. 2016. № 12. С. 78–83.

18. *Рыбчак П.Н.* Электоральная политика России в начале XXI века как управляемая легитимация власти // Управленческое консуль-

тирование. 2016. Т. 3. № 87. С. 184–194. URL: https://cyberleninka.ru/article/n/elektoralnaya-politika-rossii-v-nachale-hhi-veka-kak-upravlyaemaya-legitimatsiya-vlasti (дата обращения: 24.12.2019).

19. Указ Президента Российской Федерации от 7 октября 1993 г. № 1598 «О привлечении и использовании в Российской Федерации иностранной рабочей силы».

20. Федеральный закон от 11 июля 2001 г. № 95-ФЗ «О политических партиях» (ред. от 19.07.2009) / Центральная избирательная комиссия Российской Федерации. URL: http://www.cikrf.ru/law/federal_law/2001_95fz.html (дата обращения: 21.04.2020).

21. *Чешенова Т.Н.* Электоральные процессы на федеральных парламентских выборах в 2003–2007 гг. (сравнительный анализ) // Теория и практика общественного развития. 2011. № 8. С. 196–199.

22. Численность населения регионов России // Всемирная география. URL: http://worldgeo.ru/russia/lists/?id=23&page=3 (дата обращения: 1.06.2020).

23. Число прибывших / Росстат. URL: https://showdata.gks.ru/report/276650/ (дата обращения: 30.05.2020).

24. *Bertoa F.*, *Deegan-Krause K.*, *Haughton T.* The volatility of volatility: assessing uses of the pedersen index to measure changes in party vote shares // Nottingham Interdisciplinary Centre for Economic and Political Research. 2016. P. 1–55.

25. *Boswell C.* Migration in Europe // The Policy Analysis and Research Programme of the Global Commission on International Migration, 2005. P. 1–28.

26. *Card D.* Immigration and Inequality // American Economic Review Papers & Proceedings. 2009. No. 99. P. 1–21.

27. *Carrasco R.*, *Jimeno J.F.*, *Ortega A.C.* The impact of immigration on the wage structure: Spain 1995–2002. Working Paper No. WE080603 / Universidad Carlos III de Madrid Departamento de Economia, 2008.

28. *Coleman D.* The demographic effects of international migration in Europe // Oxford Review of Economic Policy. 2008. Vol. 24. No. 3. P. 452–576.

29. *Dalton R.*, *Klingemann H.*, *Mutz D.* Political psychology and choice // The Oxford Handbook of Political Behavior. Oxford Universi-

ty Press, 2007. P. 80–87. URL: https://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199270125.001.0001/oxfordhb-9780199270125-e-005.

30. *Dalton R.*, *Klingemann H.*, *Newton K.* Social and political trust // The Oxford Handbook of Political Behavior. Oxford University Press, 2007. P. 37–53. URL: https://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199270125.001.0001/oxfordhb-9780199270125-e-018.

31. *Chong D.* Degrees of rationality in politics // The Oxford Handbook of Political Psychology. URL: https://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199760107.001.0001/oxfordhb-9780199760107-e-004#:~: text=The%20chapter%20focuses%20specifically%20on, preferences%20are%20consistent%20across%20alternative (date of access: 15.04.2020).

32. *Huddy L.*, *Sears D.*, *Levy J.*, *Green E.*, *Staerklé C.* Migration and Multiculturalism // The Oxford Handbook of Political Psychology.: Oxford University Press, 2013. P. 853–897. URL: https://www.oxfordhandbooks.com/view/10.1093/oxfordhb/9780199760107.001.0001/oxfordhb-9780199760107-e-026.

33. *Ireland P.* Becoming Europe: Immigration, integration, and the welfare state. Pittsburgh University Press, 2004. P. 611–699.

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА СТОИМОСТИ ЧЕЛОВЕЧЕСКОЙ ЖИЗНИ В РОССИИ

Зубова Екатерина Андреевна

E-mail: catherine.fys13@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.э.н. Денисова И.А.

Вопрос о денежной оценке стоимости человеческой жизни долгое время находился за пределами внимания экономистов. Однако необходимость монетизации рисков при реализации политических программ в областях, связанных с сохранением жизни и здоровья людей, повлекла развитие методологии статистической оценки данного показателя, так что сейчас во многих странах стоимость жизни широко используется при принятии политических решений.

В то время как в развитых странах, в первую очередь в США и Великобритании, на данный момент фактически сформирован четкий подход к определению стоимости человеческой жизни и методологии ее расчета [4], для России таких исследований практически не проводилось, а в имеющихся, как правило, использовались более простые и менее точные методы, поэтому полученные оценки были слабо сопоставимы с зарубежными.

В зарубежных исследованиях стоимость человеческой жизни (value of statistical life) принято определять через готовность человека платить за снижение риска для жизни или получать компенсацию за его увеличение [2]. Обычно для количественной оценки предельной нормы замещения между деньгами и риском для жизни используются данные о производственном травматизме и распределении заработной платы в разрезе отрасль — профессия [3].

Оценка стоимости жизни проводится в два этапа. Сначала оценивается регрессионное уравнение, где в качестве зависимой переменной выступает логарифм почасовой заработной платы, в качестве переменной интереса — риск смерти в результате производственной травмы. Затем рассчитывается непосредственно стоимость жизни как произведение оцененного коэффициента при риске, средней по выборке заработной платы, 2000 — как среднего количества рабочих часов в год и 100 000 — так как риски принято рассчитывать как число смертельных случаев на производстве на 100 тыс. человек.

Для оценки стоимости жизни в России использовались данные по индивидам из обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ за 2018 г. по репрезентативной выборке, данные Росстата о производственном травматизме по отраслям и данные Census of Fatal Occupational Injuries (Bureau of Labor Statistics, США) по производственным рискам в профессиях. Данные по рискам из обоих источников были вручную перекодированы по используемым в РМЭЗ классификаторам отраслей занятости и профессий. В качестве контрольных переменных, потенциально оказывающих влияние на величину заработной платы, были использованы: пол, возраст, квадрат возраста; уровень образования, профессия и регион проживания как категориальные переменные. Из общей выборки были исключены все наблюдения, по которым не было данных о заработной плате, отрасли занятости или профессии, так что в итоге расчеты осуществлялись по 2584 наблюдениям.

Оценивались три модели: в модель 1 включались и российские данные по рискам в отраслях, и американские данные по рискам в профессиях; в модели 2 использовались только российские данные по рискам в отраслях; модель 3 оценивалась также только с учетом рисков в отраслях и на выборке исключительно из мужчин, так как в 2018 г. на женщин приходилось только 69 смертельных случаев на производстве против 1003 у мужчин, притом что по закону применение женского труда было запрещено в 456 видах работ, большинство из которых как раз связано с риском для жизни (табл. 1).

Таблица 1

Результаты расчетов стоимости жизни

Переменная	Модель		
	1: для полной выборки с учетом рисков в разрезе отрасль — профессия	**2: для полной выборки с учетом рисков только в отраслях**	**3: для мужчин с учетом рисков только в отраслях**
Оцененный коэффициент при риске	0,01178	0,01129	0,01169
Средняя заработная плата в час, руб.	162,19	162,19	184,03
Стоимость жизни, руб.	382 119 640	366 222 020	430 262 140

Полученные оценки для России в целом сопоставимы с оценками стоимости жизни в США, рассчитываемыми по схожей методике [1]: в 2018 г. средняя оценка стоимости жизни в США равнялась 9,7 млн долларов, или примерно 653 млн руб. по среднегодовому курсу, притом что соотношение ВВП на душу населения по ППС между Россией и США в том же году составляло около 0,43.

Литература

1. Cost Estimates of Foodborne Illnesses (U.S. Department of Agriculture). URL: https://www.ers.usda.gov/data-products/cost-estimates-of-foodborne-illnesses/cost-estimates-of-foodborne-illnesses/.

2. *Hammitt J.* Valuing mortality risk: Theory and practice // Environmental Science and Technology. 2000. Vol. 34. No. 8. P. 1396–1400.

3. *Viscusi W.K.* The value of life: Estimates with risks by occupation and industry // Economic Inquiry, Western Economic Association International. 2003. Vol. 42. No. 1. P. 29–48.

4. U.S. Office of Management and Budget (2003). Circular A-4. URL: https://www.whitehouse.gov/sites/whitehouse.gov/files/omb/circulars/A4/a-4.pdf.

ПРИМЕНЕНИЕ КРИВЫХ ОБУЧЕНИЯ ДЛЯ ВЕТРО- И СОЛНЕЧНОЙ ЭНЕРГЕТИКИ

Ивлева Юлиана Павловна

E-mail: y.ivleva@my.mgimo.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Архипова М.Ю.

Кривые обучения широко используется в научной литературе для объяснения исторически наблюдаемого снижения затрат на технологию с точки зрения таких факторов, как количество произведенных единиц или установленной мощности. Хотя концепция кривой обучения известна уже почти столетие, насущная необходимость декарбонизации экономики с целью борьбы с изменением климата привела к углублению нашего понимания улучшений в энергетических и экологических технологиях. Растет интерес к тому, как быстрое снижение стоимости возобновляемых источников энергии повлияет на их распространение [1].

Сама концепция кривой обучения, которая связывает исторически наблюдаемое снижение стоимости технологии с объемом выработки или совокупной установленной мощностью, широко используется для анализа технологического прогресса в возобновляемой энергетике и для прогнозирования ее дальнейшего распространения. Наблюдаемая взаимосвязь часто использовалась в качестве исходных данных для моделей энергосистем и обоснования государственных расходов на НИОКР и увеличения масштаба технологии [2].

Хотя кривые обучения используются для прогнозирования технологических изменений, они, по сути, коренятся в историческом развитии технологии. Следовательно, результат будет точным, если будущее имеет траекторию, зависящую от пути, но это не позволяет данным иметь случайный характер. Будущие прорывы и технологические тупики также не позволяют прогнозам быть точными. Технология может иметь период быстрого развития во многом благодаря прорывным инновациям, которые позволяют аккумулировать уже имеющиеся разработки с новым концептом. Технологии часто развиваются поэтапно с разными темпами роста, поэтому с теоретической точки зрения будущее технологическое развитие может сильно отличаться от предыдущего прогресса [3].

Изначально кривые обучения были разработаны как эмпирический инструмент для оценки эффекта обучения на практике в производстве, и переход к анализу технологических изменений в области возобновляемых источников энергии на уровне страны — это допущение, которое требует дополнительного анализа [1].

В связи с растущим внедрением амбициозных целей декарбонизации во всем мире растет интерес к пониманию того, как быстрое снижение стоимости возобновляемых источников энергии, таких как солнечная и ветряная, повлияет на распространение этих технологий генерации. Кривая обучения концепции, которая связывает исторически наблюдаемое сокращение затрат с количеством единиц произведенной или совокупно установленной мощности, была широко принята для анализа технического прогресса и внедрения технологий использования возобновляемых источников энергии. Опираясь на прошлые эмпирические наблюдения о существовании такой связи, исследователи часто применяют эту концепцию или делают связанные с ней предположения, что снижение затрат может быть вызвано факторами, не коррелирующими с текущей производительностью, подразумевая, что другие факторы выступают движущими силами долгосрочных эффектов обучения, а также постоянное использование кривых обучения является признаком их привлекательности в экономическом сообществе и постепенного улучшения с течением времени.

Литература

1. A critical assessment of learning curves for solar and wind power technologies. Oxford Institute for Energy Studies, 2021.

2. *Odam N.*, *de Vries F.P.* Innovation modelling and multi-factor learning in wind energy technology // Energy Economics. 2020. No. 85. 104594.

3. *Hall G.*, *Howell S.* The experience curve from the economist's perspective // Strategic Management Journal. 1985. Vol. 6. No. 3. P. 197–212.

ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ СИТУАЦИЯ В РОССИИ: ПРОБЛЕМЫ И ПУТИ РЕШЕНИЯ

Ишмаева Ирина Вячеславовна

E-mail: Cupid551@mail.ru

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

Научный руководитель: к.э.н., доцент Бондаренко Г.А.

Согласно данным Росстата, за 2015–2019 гг. сложилась тенденция естественной убыли населения, которая ежегодно увеличивалась в среднем на 100 тыс. человек. Одновременно на всем протяжении указанного периода имел место миграционный прирост населения, который тем не менее с 2018 г. не перекрывал величину естественной убыли, и в результате в Российской Федерации в 2018–2019 гг. имела место в целом убыль населения.

Сальдо миграции населения России в отмеченный выше период показывает, что численность прибывшего населения превышала численность выбывшего.

Подчеркнем, что 90% общей численности прибывших в Россию приходилось на выходцев из стран СНГ и лишь 10% — на страны дальнего зарубежья. За 2015–2019 гг. наиболее высокое значение показателя «численность прибывшего населения» сложилось для следующих стран СНГ: Украина, Казахстан, Таджикистан, а наименьшее значение — для Туркмении и Беларуси. Наряду с этим наиболее востребованными для эмиграции из России являлись страны дальнего зарубежья, а среди стран СНГ — Украина и Узбекистан.

Обзор информационных ресурсов показал высокую интенсивность миграционных потоков между Россией и Украиной, которая лидирует как по значению показателя «численность прибыв-

шего населения», как отмечено ранее, так и по численности выбывшего населения.

На основе данных Федеральной службы государственной статистики (Росстата) было выявлено, что за период 2015–2019 гг. наибольший удельный вес прибывшего в Россию населения составляли мужчины — граждане стран СНГ трудоспособного возраста, и примерно 50,0% из них имели средний профессиональный уровень образования. Основными причинами прибытия в нашу страну указывались: работа и причины личного характера.

Анализ международных миграционных потоков показывает, что политика органов власти и управления России направлена на привлечение мигрантов из стран СНГ, однако, по нашему мнению, такой подход может быть недостаточно эффективным в плане улучшения демографической ситуации в стране. Отметим, что страны СНГ относятся к странам с переходной экономикой, имеющим более низкий уровень образования, чем в России. Более того, как отмечено ранее, в последние годы миграционный прирост не перекрывал естественную убыль населения, тем не менее на ближайшую перспективу он является основным компонентом прироста численности населения России. Таким образом, полагаем, что необходимо сместить акцент решения демографической проблемы с количественного на качественный фактор. Например, мотивировать приезд в страну молодых ученых, инженеров, врачей, биологов, химиков и т.д. из западных стран, принимать меры по повышению уровня и качества жизни населения России, что приведет к росту уровня рождаемости и снижению уровня смертности. Решающим стимулом для притока молодых и высококвалифицированных кадров из других стран должны стать высокие уровни заработной платы и достойные условия для осуществления трудовой деятельности. Государство должно создавать возможности для эффективного развития человеческого капитала и условия для его воспроизводства.

В связи с этим считаем целесообразным рассмотреть динамику основных индикаторов экономического развития наиболее популярных для эмиграции стран мира (США, Китая, Германии) и России за 2015–2019 гг. По значению показателя «валовый национальный доход на душу населения по паритету покупательной способности» (ВНД) неизменным лидером за весь рассматриваемый период являлись США. Более того, величина ВНД на душу населения данной страны имела тенденцию к росту и превышала значение аналогичного показателя для России в среднем в 2 раза.

Согласно данным официальной статистики, за 2015–2019 гг. в среднем уровень инфляции в России превышал значение аналогичного показателя для США в 4 раза, Германии — в 6, Китая — в 3 раза.

Отметим, что за 2015–2019 гг. минимальный размер заработной платы в России в 2019 г. был ниже значений аналогичного показателя для США в 16 раз, для Германии — в 10, для Китая — в 2,3 раза.

В целом проведенный анализ позволил сделать вывод о том, что в ближайшие несколько лет будет усиливаться тенденция естественной убыли населения нашей страны. Поэтому следует принять ряд мер, направленных на повышение уровня рождаемости, привлечение в страну молодых высококвалифицированных специалистов и повышение уровня и качества жизни населения России.

Литература

1. Рейтинг стран мира по уровню образования / Гуманитарный портал: Исследования [Электронный ресурс] // Центр гуманитарных технологий, 2006–2021 (последняя редакция: 11.03.2021). URL: https://gtmarket.ru/ratings/education-index.

2. Федеральная служба государственной статистики: офиц. сайт [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/.

3. Мировой атлас данных Knoema [Электронный ресурс]. URL: https://knoema.ru/atlas/.

4. Статистика России / РосИнфоСтат. URL: https://rosinfostat.ru/rozhdaemost/#i-7.

РЕГРЕССИОННЫЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ РАСПРОСТРАНЕННОСТИ ВИЧ СРЕДИ МУЖЧИН И ЖЕНЩИН (В ВОЗРАСТЕ ОТ 15 ДО 24 ЛЕТ) НА ОПЖ ПРИ РОЖДЕНИИ В СТРАНАХ МИРА

Ишматова Дилором Алишеровна

E-mail: ishmatova_96@mail.ru

г. Душанбе, Технологический университет Таджикистана

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

Заболевание ВИЧ-инфекцией еще остается существенным фактором, ограничивающим продолжительность жизни людей и их численность [1].

На основе данных Всемирного банка [2] проверяется наличие связи между распространенностью ВИЧ среди мужчин и женщин (в возрасте от 15 до 24 лет, %) и ожидаемой продолжительностью жизни (ОПЖ) при рождении в 2018 г. среди 244 стран мира.

Нулевая гипотеза: связь между показателями не значима.

Переменные, по которым проверяется гипотеза:

1) переменная 1 — ожидаемая продолжительность жизни при рождении, лет;

2) переменная 2 — распространенность ВИЧ среди мужчин в возрасте 15–24 лет, %;

3) переменная 3 — распространенность ВИЧ среди женщин в возрасте 15–24 лет, %.

Результаты корреляционного анализа таковы.

Коэффициент корреляции между ОПЖ при рождении и распространенностью ВИЧ среди мужчин составляет –0,4144; связь обратная, слабая; $P < 0,05$, т.е. коэффициент корреляции значим, нулевая гипотеза отклоняется.

Коэффициент корреляции между ОПЖ при рождении и распространенностью ВИЧ среди женщин составляет –0,40870; связь обратная, слабая; $P < 0,05$, т.е. коэффициент корреляции значим, нулевая гипотеза отклоняется.

Коэффициент корреляции между распространенностью ВИЧ среди мужчин и женщин составляет 0,9695; связь прямая, сильная; $P < 0,05$, т.е. коэффициент корреляции значим, нулевая гипотеза отклоняется.

Частный коэффициент корреляции между ОПЖ при рождении и распространенностью ВИЧ среди мужчин при исключении распространенности ВИЧ среди женщин составляет –0,0815; связь обратная, очень слабая; $P > 0,05$, т.е. коэффициент корреляции не значим, нулевая гипотеза не отклоняется.

Частный коэффициент корреляции между ОПЖ при рождении и распространенностью ВИЧ среди женщин при исключении распространенности ВИЧ среди мужчин составляет –0,0309; связь обратная, очень слабая; $P > 0,05$, т.е. коэффициент корреляции не значим, нулевая гипотеза не отклоняется.

Частный коэффициент корреляции между распространенностью ВИЧ среди мужчин и распространенностью ВИЧ среди женщин при исключении ОПЖ при рождении составляет 0,9633; связь прямая, очень сильная; $P < 0,05$, т.е. коэффициент корреляции значим, нулевая гипотеза отклоняется.

Двухфакторная модель линейной регрессии показала, что модель в целом значима, однако коэффициент $b3$ статистически не значим. Причина последнего кроется в мультиколлинеарности факторов. Поэтому для регрессионного анализа используем более значимый фактор, т.е. распространенность ВИЧ среди мужчин в возрасте 15–24 лет.

В диаграмме рассеивания (рис. 1) наблюдается неравномерное распределение точек, показывающих распространенность ВИЧ среди мужчин.

Поэтому для регрессионного анализа сократим число наблюдений по признаку «распространенность ВИЧ среди мужчин» в пределах от 0,1 до 1,7% для усредненного его влияния на ОПЖ при рождении.

Уравнение регрессии

$$\hat{Y}_i = 69,15 - 7,8x$$

показывает, что $P < 0,05$ и гипотеза H0 отклоняется при 0,05-м уровне значимости, т.е. модель значима. В среднем при увеличении распространенности ВИЧ среди мужчин на 1% ОПЖ при рождении снижается на 7,8 года. Коэффициент исправленной детерминации равен 0,13%, доля объясненной дисперсии ОПЖ при рождении объясняется распространенностью ВИЧ среди мужчин в 61 стране.

Если распространенность ВИЧ среди мужчин будет на уровне 3%, прогноз ОПЖ при рождении составит 53,49 года.

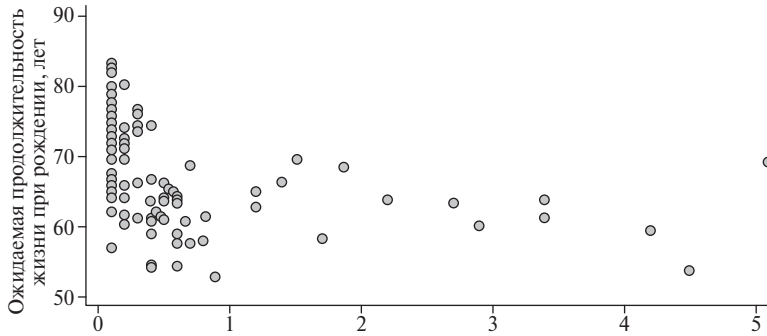

Рис. 1. Распространенность ВИЧ среди мужчин в возрасте 15–24 лет, %
Источник: Всемирный банк.

Литература

1. Официальный сайт Всемирного банка. URL: https://data.worldbank.org/indicator.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ФОРМИРОВАНИЯ ДОХОДНОЙ ЧАСТИ ГОСУДАРСТВЕННОГО БЮДЖЕТА

Каблуков Иван Сергеевич

E-mail: kablukovivan@rambler.ru

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

Научный руководитель: д.э.н., профессор Дианов Д.В.

Актуальность статистического исследования, о котором идет речь в данной научной статье, определены значением бюджета как фактора общественного воспроизводства в экономических системах всех государств. Формирование рыночных взаимоотношений в мировой экономике преобразовало бюджет в механизм государственного регулирования общественно-финансовых процессов.

В нашем исследовании проведен кластерный анализ регионов России по таким определяющим социально-экономическое развитие показателям, как усредненные показатели: объема реализа-

ции бюджета Пенсионного фонда (ПФ) РФ; совокупного кредитного портфеля физических лиц в рублях; хранения денежных средств на вкладах Сбербанка России; совокупного кредитного портфеля Фонда социального страхования (ФСС) РФ; кредитного портфеля юридических лиц, оказывающих воздействие на сводный бюджет субъектов РФ (результативный показатель). По сформированным и ранжированным кластерам, а также полученным результатам отчетливо прослеживаются вполне объективные и объяснимые закономерности в формате взаимосвязей рассчитанных показателей.

То есть речь идет о формировании гипотезы о положительной корреляции между сводным бюджетом и попарно с каждым из показателей объясняющего массива.

Обращает на себя внимание почти двукратное превышение значений почти всех показателей в последнем четвертом кластере относительно базисного первого. Это связано с тем, что присутствуют существенные региональные различия в развитии системы организации финансов, управление которыми находится в исключительном ведении государства.

Также примечательным обстоятельством является огромная задолженность населения и коммерческих организаций, что говорит о широком участии банковского сектора в воспроизводственных процессах и финансировании текущих потребностей резидентов хозяйственной деятельности. Регионы последнего кластера отличаются высокой плотностью промышленных организаций металлоемких производств, которым необходимо привлечение дополнительных инвестиций. При этом речь идет о капитальных вложениях инновационного характера, т.е. в совершенно новые производства.

В этом же кластере имеется и огромная задолженность физических лиц перед кредитными организациями по потребительскому кредитованию. Это говорит о спросе физических лиц на товары, которые они не могут приобрести на собственные имеющиеся средства, но готовы в перспективе рассчитаться по аналогичным размерам долгов банковскому сектору.

Помимо анализа закономерностей произведена оценка тенденций развития финансовой системы на основе анализа динамики рассматриваемых показателей. Аналитическое выравнивание является методом количественного описания развития или изменения явления во времени.

Построение уравнений тренда связано с подбором наиболее адекватной математической функции, которая дает описание развития.

Основываясь на регрессионной модели, включающей фактор времени, построен прогноз, который отражен на рис. 1. По данному графику делаем вывод, что доходы консолидированных бюджетов субъектов РФ увеличиваются. Данная динамика связана с тем, что государство активно продолжает реализовывать различные программы по развитию и наращиванию экономики, а на сегодняшний день — и по противодействию и ликвидации последствий эпидемии, сразившей экономику за последний год, оказанию населению медицинской помощи и поддержке денежными средствами.

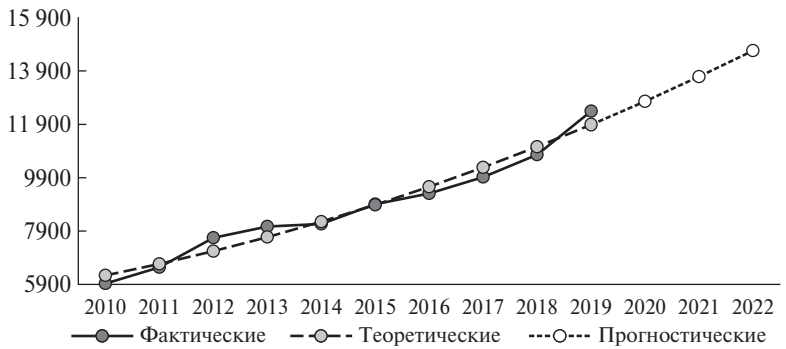

Рис. 1. Динамика доходов консолидированных бюджетов субъектов РФ, млн руб.

В заключение исследования отметим, что повышение общего количества сводных бюджетов областей, краев и республик России происходит благодаря качественной модернизации отдельных институтов отечественной экономики, а также своевременному выявлению тенденций изменения уровня мировых цен на источники энергии. Но в то же время необходимо стимулировать развитие малого и среднего бизнеса, создать все условия для развития отраслей науки, создающих инновационные открытия, ужесточить контроль в сфере продажи муниципальной и государственной собственности, так как все эти мероприятия ведут к повышению доходов бюджета Российской Федерации.

Литература

1. *Ляпин А.Е.* Статистическое изучение внебюджетного процесса в формате экономической безопасности // Роль бухгалтерского учета, контроля и аудита в обеспечении экономической безопасности России: сб. науч. тр. М., 2019. С. 122–126.

2. *Ляпин А.Е.* Система статистических показателей, применяемая для оценки налоговой преступности // Статистические методы исследования социально-экономических и экологических систем региона: матер. I Междунар. науч.-практ. конф. М., 2017. С. 296–299.

3. *Ищенко А.Н.*, *Ищенко И.Н.* Теория счетов и записей бухгалтерского учета (с применением табличного процессора): учеб. пособие. М., 2019.

АНАЛИЗ ВЛОЖЕНИЙ В НИОКР КАК ФАКТОРА ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА РЕСПУБЛИКИ КОРЕЯ

Каледин Георгий Игоревич

E-mail: soukaphagus@yandex.ru

Вербицкая Александра Александровна

E-mail: sashaveralex@yandex.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Научно-исследовательские и опытно-конструкторские работы (НИОКР) представляют собой экономическую отрасль, направленную на получение новых знаний и их дальнейшее применение в производстве. По мере развития глобальных процессов происходит увеличение доли НИОКР, приходящейся на ВВП страны, и, как следствие, ускорение экономического развития.

В работе рассмотрено влияние инвестирования в НИОКР на динамику экономического роста Республики Корея. В 2019 г. Республика Корея находилась на 2-м месте в мире по доле НИОКР в ВВП и на 6-м — по абсолютной величине трат на НИОКР в долларах США (табл. 1).

Таблица 1

Среднегодовые темпы роста показателей высокотехнологичного развития Республики Корея, 2013–2019 гг., %

	2013–2015	2015–2017	2017–2019
ВВП	102,8	104,9	100,4
Доля НИОКР в ВВП	100,3	103,9	104,0
Высокотехнологический экспорт	101,3	106,4	96,0

Источники: URL: https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?end=2019&locations=KR&start=2012; https://data.oecd.org/rd/gross-domestic-spending-on-r-d.htm; https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.TECH.CD?end=2019&locations=KR&start=2012.

Для проведения анализа динамики доли ВВП [6] Республики Корея, приходящейся на НИОКР, и ее взаимосвязи с темпами экономического роста использовался показатель среднегодового коэффициента роста, рассчитываемый как

$$\bar{K}_p = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}},$$

где y_1 — начальный уровень ряда; y_n — конечный уровень ряда; n — число уровней ряда [1].

Основываясь на полученных данных, мы можем провести сравнительный анализ трех этапов развития экономики Республики Корея в указанном периоде. Мы наблюдаем стабильный рост среднегодовых экономических показателей в 2013–2015 и 2015–2017 гг. В связи с этим важно отметить совпадение темпов роста высокотехнологического экспорта, развитие которого зависит от совершенствования НИОКР, и ВВП на душу населения.

Несмотря на стабильный рост экономических показателей в 2013–2015 и 2015–2017 гг., период 2017–2019 гг. охарактеризован уменьшением среднегодовых темпов роста ВВП на 4,5% и сокращением среднегодовой динамики высокотехнологичного экспорта на 10,4%. Подобное снижение можно связать с учетом в анализе 2019 г., ставшего критичным для Республики Корея из-за сокращения экспорта на 22%.

Результаты проведенного анализа позволяют сделать вывод о том, что существует схожесть в динамике темпов экономического роста и темпов роста высокотехнологического экспорта. На основании полученных данных можно сделать предположение,

что высокая доля НИОКР в ВВП Республики Корея помогает обеспечить конкурентоспособность высокотехнологичной продукции, которая проявляется в ее стабильно растущем в некризисные годы экспорте. Факт продолжения наращивания доли НИОКР позволяет спрогнозировать будущий рост показателя высокотехнологического экспорта в восстанавливающемся после пандемии мире.

Литература

1. *Борисова Е.Г.*, *Давыдова Я.Е.*, *Галкин С.А.* и др. Практикум по статистике / под ред. Е.Г. Борисовой. М.: МГИМО (У) МИД РФ, 2020. 166 с.

2. World Bank Data: GDP per capita (current US$) — Korea, Rep. URL: https://data.worldbank.org/indicator/NY.GDP.PCAP.CD?end=2019&locations=KR&start=201.

3. OECD Data: Gross domestic spending on R&D. URL: https://data.oecd.org/rd/gross-domestic-spending-on-r-d.htm.

4. World Bank Data: High-technology exports (current US$) — Korea, Rep. URL: https://data.worldbank.org/indicator/TX.VAL.TECH.CD?end=2019&locations=KR&start=2012.

5. Мировая экономика и международные экономические отношения. Полный курс: учебник / под ред. А.С. Булатова. 3-е изд. М., 2021. 916 с.

6. *Симонова М.Д.* Цифровая экономика и проблемы расчета ВВП // Ломоносовские чтения—2018. Секция экономических наук. Цифровая экономика: человек, технологии, институты: сб. тезисов выступлений. М., 2018. С. 506–511.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ПАНДЕМИИ COVID-19 НА ДИНАМИКУ БРАЧНОСТИ И РАЗВОДИМОСТИ

Керейтова Изабелла Руслановна

E-mail: kereitova.izabella@yandex.ru

Лобастова Татьяна Викторовна

E-mail: tan1293@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Борисова Е.Г.

На современном этапе важнейшей составляющей нормального функционирования экономики любой страны является должное обеспечение процесса воспроизводства населения и его благосостояния. Демографическая политика — одно из ключевых направлений государственных программ. Естественное движение населения нельзя рассматривать без учета процессов заключения и расторжения браков.

Данная работа посвящена сравнительному анализу влияния пандемии COVID-19 на динамику показателей брачности и разводимости в России и других странах мира.

Для нахождения коэффициентов брачности и разводимости были собраны статистические данные по России, Швеции, Турции. Выбор этих стран обусловлен такими факторами, как введение карантинных мер, особенности менталитета и приоритетность демографической политики.

Общие коэффициенты брачности и разводимости вычислены как отношение соответственно числа заключенных и расторгнутых в течение календарного года браков к среднегодовой численности населения:

$$\frac{S_{\text{н}} + S_{\text{к}}}{2} = \bar{S},$$

где $\bar{S}$ — средняя численность населения;

$$\frac{\text{Число заключенных браков}}{\bar{S}} \cdot 1000‰ = K_{\text{брачн}},$$

$$\frac{\text{Число расторгнутых браков}}{\bar{S}} \cdot 1000‰ = K_{\text{разв}}.$$

Анализируя данные, представленные на рис. 1, можно сделать вывод, что пандемия COVID-19 оказала влияние на численность браков во всех странах: в каждой стране коэффициент брачности снизился за период 2017–2020 гг. Введение карантинных мер слабо сказалось на динамике показателя: Швеция — единственная страна в Европе, в которой не объявлялся локдаун ни в первую, ни во вторую волну коронавируса, при этом ее показатели практически совпадают с показателями России и Турции.

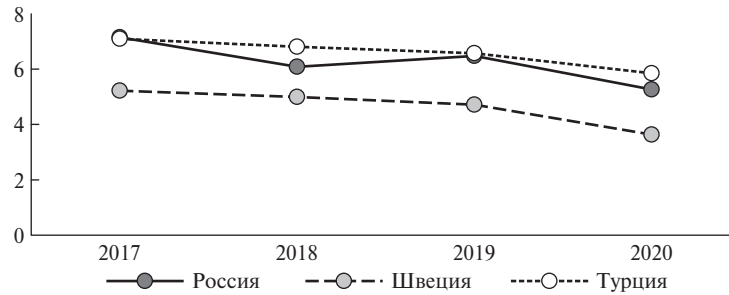

Рис. 1. Динамика коэффициентов брачности в отдельных странах мира, 2017–2020 гг., ‰

Данные рис. 2 показывают, как менялись показатели разводимости в 2017–2020 гг. В России и Турции заметно их снижение. Вопреки утверждениям многих экспертов об увеличении числа разводов в связи с введенными карантинными мерами, нарастающим психологическим давлением в обществе, количество разво-

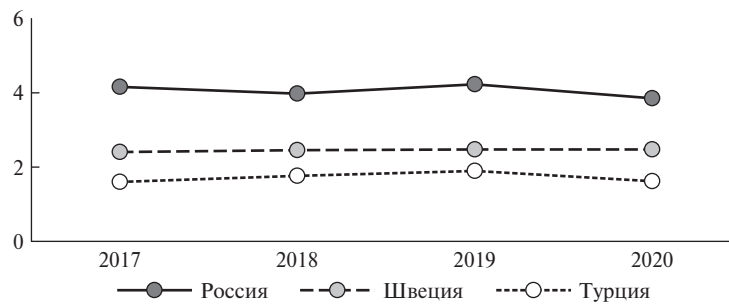

Рис. 2. Динамика коэффициентов разводимости в отдельных странах мира, 2017–2020 гг., ‰

дов в двух странах заметно сократилось по сравнению с показателями 2019 г. Показатели Швеции демонстрируют незначительные изменения в сторону повышения числа разводов, однако можно утверждать, что пандемия не повлияла на число разводов.

В результате проведенного исследования были выявлены следующие особенности: пандемия не оказала существенного влияния на динамику коэффициентов брачности — было зафиксировано лишь незначительное снижение в 2017–2020 гг., а показатели разводимости приблизительно остались без изменения. Однако авторами были вычислены и соотношения браков к разводам по каждой отдельной стране: в данном случае показательно изменение соотношения в Турции (с 4,4‰ в 2017 г. до 3,6‰ в 2020-м), в Швеции (с 2,2 до 1,5‰), в России динамика незначительна (с 1,5 до 1,4‰). Таким образом, было выяснено, что с 2017 г. прослеживается тенденция снижения числа браков по отношению к разводам.

Литература

1. Российский статистический ежегодник. URL: https://rosstat.gov.ru/folder/210/document/12994.

2. Информация о социально-экономическом положении России / Росстат. URL: https://rosstat.gov.ru/compendium/document/50800.

3. Statistics Sweden. URL: https://www.statistikdatabasen.scb.se/pxweb/en/ssd/START__BE__BE0101__BE0101L/GiftSkilsmassaTyp/.

4. Turkish Statistical Institute. URL: https://data.tuik.gov.tr/Bulten/Index?p=Marriage-and-Divorce-Statistics-2020-37211.

ПОНЯТИЕ БЮДЖЕТНЫХ ИНВЕСТИЦИЙ И МЕТОДЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИЗУЧЕНИЯ ИССЛЕДОВАНИЙ

Коваленко Наталья Николаевна

E-mail: Kovalenko.NN@rea.ru

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Научный руководитель: д.э.н., профессор Зарова Е.В.

Важным ресурсом социально-экономического развития российского государства являются бюджетные инвестиции, ориентированные на решение задач страны. Это предопределяет необходимость обобщить и проанализировать нормативные акты и теоретические источники, содержащие определение бюджетных инвестиций, обоснование их состава и характеризующих показателей.

На основе определений «инвестиции» и «бюджетные инвестиции» [1, 2] нами выявлены особенности термина «бюджетные инвестиции»:

1) бюджетные инвестиции осуществляются только в денежной форме, при этом термин «инвестиции» предполагает и другие формы осуществления инвестиционной деятельности, такие как ценные бумаги, иное имущество, в том числе имущественные права, имеющие денежную оценку;

2) назначение бюджетных инвестиций состоит в создании и (или) увеличении стоимости имущества государства, т.е. в наращивании стоимости основного капитала, находящегося в государственной и муниципальной собственности. При этом целью инвестиций является получение прибыли и (или) иного полезного эффекта, т.е. увеличение всех видов внеоборотных активов.

Классификация расходов бюджета содержит подгруппы «Бюджетные инвестиции», «Бюджетные инвестиции иным юридическим лицам», которые входят в группу «Капитальные вложения в объекты государственной (муниципальной) собственности» (ст. 21) [2]. Необходимо отметить, что помимо указанных бюджетных расходов, экономической сути термина «бюджетные инвестиции» соответствуют бюджетные расходы с иными наименованиями их видов (капитальные вложения, субсидии, бюджетные ассигнования в рамках государственных (муниципальных) программ, бюд-

жетные ассигнования инвестиционного фонда, бюджетные ассигнования на реализацию ведомственных целевых программ и др.).

Следует отметить, что в бюджетном законодательстве отсутствует группировка средств по экономическому содержанию (текущие и инвестиционные расходы), что не позволяет однозначно выделить средства на инвестиционную деятельность.

Согласно Бюджетному кодексу РФ, бюджетные инвестиции осуществляются в соответствии с федеральной адресной инвестиционной программой (ФАИП) (ст. 179.1) [2] и входят в объем бюджетных ассигнований (рис. 1).

Рис. 1. Динамика расходов бюджета и бюджетных ассигнований ФАИП, 2016–2020 гг., млрд руб.

Рисунок 1 показывает рост абсолютных значений 2020 г. к уровню значений 2016 г. Прирост значений 2020 г. к уровню 2016 г. по показателю «расходы бюджета» составил 18%, по показателю «бюджетные ассигнования ФАИП» — 16%. Удельный вес бюджетных ассигнований ФАИП в объеме расходов бюджета существенно не изменяется и в среднем составляет 4,6%.

Федеральное статистическое наблюдение бюджетных инвестиций осуществляется после реализации этапа бюджетного учета, составления, рассмотрения и утверждения бюджетной отчетности, которая формируется юридическими лицами по месту фактического осуществления ими деятельности и отражаются в составе отчетных форм П-2, П-2инвест. В статистической практике инвестиции

в основной капитал разрабатываются по источникам финансирования, включающим бюджетные средства.

График на рис. 2 показывает рост абсолютных значений 2020 г. к уровню 2016 г. Прирост значений 2020 г. к уровню 2016 г. по показателю инвестиций в основной капитал всего составил 38%, по данному показателю за счет бюджетных средств — 62%, согласно данным ЕМИСС, по показателю освоенных средств ФАИП — 9%. При этом удельный вес средств ФАИП в структуре инвестиций в основной капитал за счет бюджетных средств имеет тенденцию к снижению — с 26,8% в 2016 г. до 18% в 2020-м.

Рис. 2. Динамика инвестиций в основной капитал, в том числе за счет средств бюджета и освоенных ФАИП, 2016–2020 гг., млрд руб.

Стабильный прирост значений показателя «инвестиции в основной капитал» за счет бюджетных средств определяет необходимость проведения дальнейшей работы по анализу факторов результативности инвестирования из бюджетных средств и формирования рейтинга регионов с наиболее эффективными показателями реализации бюджетных инвестиций.

Литература

1. Федеральный закон от 25 февраля 1999 г. № 39-ФЗ (ред. от 08.12.2020) «Об инвестиционной деятельности в Российской Федерации, осуществляемой в форме капитальных вложений».

2. Бюджетный кодекс РФ от 31 июля 1998 г. № 145-ФЗ (ред. от 01.10.2020).

3. Официальный сайт Федеральной адресной инвестиционной программы. URL: https://faip.economy.gov.ru/ (дата обращения: 20.03.2021).

4. Федеральный закон от 2 декабря 2019 г. № 380-ФЗ «О федеральном бюджете на 2020 год и на плановый период 2021 и 2022 годов».

СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ РАСПРОСТРАНЕНИЯ COVID-19 В МОСКВЕ, МОСКОВСКОЙ И НИЖЕГОРОДСКОЙ ОБЛАСТЯХ

Кокоулина Мария Владимировна

E-mail: kokoulinamaria97@gmail.com

г. Н. Новгород, НГТУ им. Р.Е. Алексеева

Научный руководитель: д.ф.-м.н., профессор Куркин А.А.

Новая коронавирусная инфекция впервые была зарегистрирована в г. Ухань в конце 2019 г. и за несколько месяцев распространилась повсеместно, приняв масштаб пандемии. Российская Федерация по данным на конец марта 2021 г. занимает 4-е место по количеству заболевших и 7-е — по количеству умерших в мире. Известны работы (например, [1, 2]), описывающие динамику распространения COVID-19 в нашей стране и ее регионах. В настоящем исследовании произведен сравнительный анализ простой логистической модели (ПЛМ)

$$\frac{dN}{dt} = rN\left(1 - \frac{N}{N_\infty}\right), \tag{1}$$

обобщенной логистической модели (ОЛМ)

$$\frac{dN}{dt} = rN^\alpha\left(1 - \frac{N}{N_\infty}\right)^\beta \tag{2}$$

и модели Гомпертца

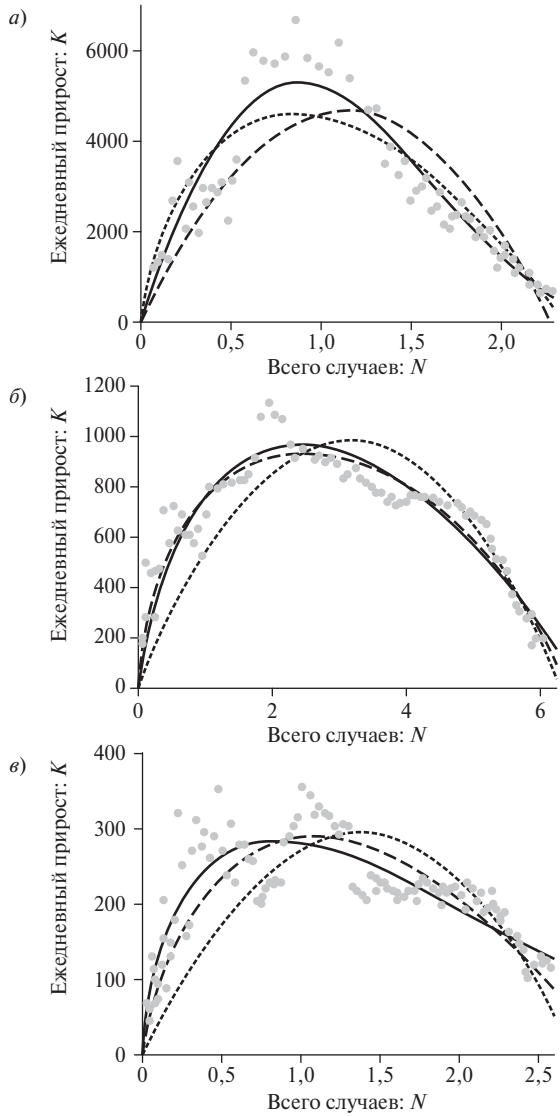

Рис. 1. Сравнительный анализ простой логистической, обобщенной логистической моделей и модели Гомпертца для Москвы (*а*), Московской (*б*) и Нижегородской (*в*) областей

$$\frac{dN}{dt} = rN\left(1 - \frac{\ln N}{\ln N_\infty}\right) \qquad (3)$$

для моделирования динамики первой волны коронавируса на примере Москвы, Московской и Нижегородской областей, которые находятся на 1-, 2-м и 4-м местах по количеству заболевших в стране соответственно (стопкоронавирус.рф). Здесь $N(t)$ — число заболевших, N_∞ — максимально возможное число заболевших, r — скорость роста эпидемии, α и β — числовые коэффициенты (более подробно см. [3, 4]).

Результаты моделирования представлены на рис. 1. Коэффициент детерминации R^2 приведен в табл. 1.

Таблица 1

Коэффициент детерминации для трех аппроксимаций

	Москва	**Московская область**	**Нижегородская область**
ПЛМ	0,51	0,84	0,79
ОЛМ	0,81	0,95	0,94
МГ	0,79	0,92	0,79

Таким образом, можно сделать вывод о том, что обобщенная логистическая модель описывает натурные данные более точно, чем простая логистическая или модель Гомпертца.

Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ и [CNPq, and NSFC] в рамках научного проекта № 20-51-80004.

Литература

1. *Родкин М.В.*, *Шихова Н.М.* Математическое моделирование развития эпидемии COVID-19, попытка прогноза // Уральский геологический журнал. 2020. Т. 3. № 135. С. 3–13.

2. *Кольцова Э.М.*, *Куркина Е.С.*, *Васецкий А.М.* Математическое моделирование распространения эпидемии коронавируса COVID-19 в Москве // Computational Nanotechnology. 2020. № 1. С. 99–105.

3. *Pelinovsky E.*, *Kurkin A.*, *Kurkina O.* at al. Logistic equation and COVID-19 // Chaos, Solitons & Fractals. 2020. Vol. 140. Art. No. 110241.

4. *Кокоулина М.В.*, *Епифанова А.С.*, *Пелиновский Е.Н.* и др. Анализ динамики распространения коронавируса с помощью обобщенной логистической модели // Труды НГТУ им. Р.Е. Алексеева. 2020. № 3. С. 28–49.

МОДЕЛЬ ВЛИЯНИЯ УРОВНЯ ОБРАЗОВАНИЯ НА ПЕРЕЕДАНИЕ ЖИРОВ

Колотуша Антон Васильевич

E-mail: tony_kol@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: д.э.н., профессор Кучмаева О.В.

Данная работа посвящена исследованию взаимосвязи между уровнем образования и структурой питания людей. Уровень образования в тематической литературе считается фактором, сдерживающим людей от нерационального питания, включая избыточное потребление жирной пищи, по той причине, что он повышает осведомленность людей об угрозах нарушения питания либо увеличивает их способность брать контроль над собственной жизнью (см., например, [1]). В то же время в современных исследованиях встречаются результаты, расходящиеся с этой позицией. К таковым можно отнести работу Л. Родионовой и Е. Копновой [2], где авторы установили, что хоть в Российской Федерации образование и сдерживает людей от избыточного потребления сладкой пищи и недостаточного потребления фруктов и овощей, тем не менее более образованные люди больше склонны злоупотреблять жирной пищей, нежели менее образованные.

Целью исследования является определение влияния уровня образования на нарушение рациона питания с учетом качества жизни в местах проживания.

Для достижения этой цели мы используем данные кросс-секционного выборочного обследования при Федеральной службе государственной статистики (ФСГС, Росстат) — выборочного наблюдения рациона питания населения (ВНРП) за 2013 г.

Для проверки поставленной гипотезы мы строим следующую модель:

$$GIR_i = \frac{1}{1 + e^{-Z_i}},$$

где

$$Z_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot POP_i + \beta_2 \cdot HIGHED_i + \\ + \beta_3 \cdot POP_i \cdot HIGHED_i + \alpha \cdot C_i + \varepsilon_i.$$

В данной модели участвуют следующие переменные:

• *GIR* — индикатор потребления жиров (1 — выше нормы в 30%, 0 — не выше нормы);

• *POP* — численность населения региона (в категориальных группах: для городской местности — от 1 (менее 50 тыс. человек) до 6 (1 млн человек и более), для сельской — от 1 (до 200 человек) до 4 (более 5000 человек));

• *HIGHED* — индикаторная переменная наличия высшего образования у респондента (1 — есть, 0 — нет);

• *C* — вектор контрольных переменных, включающий:

– *AGE* — возраст, лет;

– *AGE_SQ* — квадрат возраста респондента;

– *CHILD* — количество детей в домохозяйстве;

– *IFCHILD* — индикатор наличия детей в домохозяйстве (1 — есть, 0 — нет);

– *MARRIED* — индикатор брачного статуса (1 — в зарегистрированном или незарегистрированном браке, 0 — иначе);

– *DOX* — самооценка доходов домохозяйства (от 1 (денег с трудом хватает даже на еду) до 5 (легко могу позволить себе крупные покупки вроде автомобиля или квартиры)).

В табл. 1 приведены результаты регрессионного анализа, представленные в одной из базовых спецификаций (модель с переменной наличия детей вместо переменной их количества демонстрирует схожие результаты).

Мы видим, что действительно больше злоупотребляют жирной пищей люди с более высоким образованием и в более крупных по численности населения городах. При этом разрыв в злоупотреблении жирной пищей между людьми с наличием и без высшего образования сокращается по мере увеличения размера города. Это отражает сравнительно более благоприятную картину для жителей крупных городов, поскольку такой результат может говорить в пользу относительно равномерного распределения экономической доступности продуктов питания между более и менее образо-

Таблица 1

Средние предельные эффекты логит-моделей бинарного выбора злоупотребления жирной пищей

Переменная	Модели			
	1: женщины город	**2: мужчины город**	**3: женщины село**	**4: мужчины село**
POP	0,0079***	0,0082***	0,0013	0,0081**
	(0,0008)	(0,0008)	(0,0031)	(0,0033)
HUGHED	0,0321***	0,0220***	0,0260	0,0470*
	(0,0061)	(0,0060)	(0,0239)	(0,0243)
POP · HIGHED	–0,0050***	–0,0041**	–0,0020	–0,0073
	(0,0016)	(0,0016)	(0,0082)	(0,0092)
MARRIED	0,0151***	0,0211***	0,0232***	0,0333***
	(0,0029)	(0,0037)	(0,0058)	(0,0077)
CHILD	–0,0054**	–0,0077***	–0,0245***	–0,0210***
	(0,0021)	(0,0019)	(0,0030)	(0,0030)
DOX	0,0368***	0,0308***	0,0598***	0,0510***
	(0,0017)	(0,0016)	(0,0034)	(0,0036)
AGE	0,0028***	0,0031***	0,0044***	0,0048***
	(0,0004)	(0,0004)	(0,0008)	(0,0009)
AGE_SQ	–0,0001***	–0,0001***	–0,0001***	–0,0001***
	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)	(0,0000)
Число наблюдений	66079	46424	24939	18852
Доля корректных предсказаний, %	84,73	89,49	78,09	81,82

Примечание. Модели с переменной количества детей. Зависимая переменная — индикатор нарушения нормы среднесуточного потребления жиров (выше 30% в общем объеме энергии). Стандартные ошибки заданы как робастные с учетом гетероскедастичности. Уровни значимости: *** — 1%; ** — 5%; * — 10%. Все модели значимы на 1%-м уровне.

Источник: Построено автором в программном пакете Stata 14.2.

ванным населением. Подобного не скажешь о жителях сельской местности, в которой для обоих полов различия в злоупотреблении жирной пищи между более и менее образованными предстают незначимыми по мере роста размера населенного пункта.

Результаты регрессионного анализа были подвергнуты проверке на устойчивость путем использования: 1) альтернативного

типа модели (пробит-модель и МНК-модель вместо логит-модели); 2) альтернативной контрольной переменной (переменной наличия детей вместо их количества); 3) альтернативного показателя качества жизни (на основе самооценки дохода и абсолютного дохода на члена домохозяйства вместо численности населения в пункте проживания); 4) альтернативного порогового значения максимальной границы нормы потребления жирной пищи (35 и 40% жира от общего объема потребления энергии вместо 30%).

Работа подготовлена в рамках гранта РФФИ «Поведенческие аспекты в структуре питания членов российских домохозяйств» № 20-310-90071 (руководитель — д.э.н., проф. О.В. Кучмаева).

Литература

1. *Drewnowski A.*, *Specter S.E.* Poverty and obesity: The role of energy density and energy costs // The American Journal of Clinical Nutrition. 2004. Vol. 79. No. 1. P. 6–16.

2. *Родионова Л.А.*, *Копнова Е.Д.* Статистический анализ характеристик рационального питания населения России // Вопросы статистики. 2017. № 7. С. 28–40.

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕКСТОВОГО АНАЛИЗА В МАКРОЭКОНОМИЧЕСКОМ ПРОГНОЗИРОВАНИИ

Комова Анастасия Валерьевна

E-mail: avkomova@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Мамедли М.О.

Точное предсказание макроэкономических показателей существенно для принятия правильных решений в макроэкономической политике. В своей работе я исследую, можно ли улучшить предсказание макроэкономических временных рядов (например, ВВП, ИПЦ, безработица, курс валюты), используя сигналы из изначально неструктурированных данных — текстов новостей. Для этого в данной работе рассматриваются различные подходы: через построение индексов экономической активности (наиболее рас-

пространенный подход при использовании текстов в экономической литературе), а также через современные методы машинного обучения, адаптированные для учета структуры временных рядов.

В первом случае оцениваемая модель в общем виде имеет вид

$$y_{t+h} = \alpha + \beta y_{t-1} + \gamma x_t + \varepsilon_t,$$

где x_t — индекс, построенный по текстам новостей.

Во втором случае

$$\hat{y}_{t+h} = f_{ML}(y_{t-1}, \bar{x}_t),$$

где $\bar{x}_t$ — вектор частотности слов на момент t.

В результате проделанного анализа было установлено, что подсчет частот встречаемости слов в сочетании с методами машинного обучения для части российских макроэкономических переменных уменьшает ошибку прогноза (RMSE) в сравнении с базовой OLS-AR(1) моделью и предсказаниями, полученными с помощью индексов. Это можно объяснить тем, что данные индексы оказываются сравнительно зашумлены в результате агрегирования, а методы машинного обучения отбирают наилучшие сигналы из большого набора данных.

Литература

1. *Ульянкин Ф.* Прогнозирование российских макроэкономических показателей на основе информации в новостях и поисковых запросах // Деньги и кредит. 2020. Т. 79. № 4. С. 75–97. doi: 10.31477/rjmf.202004.75

2. *Baker S.R.*, *Bloom N.*, *Davis S.J.* Measuring economic policy uncertainty // The Quarterly Journal of Economics. 2016. Vol. 131. No. 4. P. 1593–1636. doi: 10.1093/qje/qjw024

3. *Kalamara E.*, *Turrell A.*, *Redl C.* et al. Making text count: Economic forecasting using newspaper text // Bank of England Working Paper. 2020. No. 865. doi: 10.2139/ssrn.3610770

РЕГИОНАЛЬНОЕ НЕРАВЕНСТВО, МИГРАЦИЯ И ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ: ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Короткова Руфина Юрьевна

E-mail: rufina.korotkova@gmail.com

г. Москва, НИУ ВШЭ

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

Миграция населения является важной составляющей социально-экономических процессов, надежно характеризующей благополучие территориальных единиц страны. Многие исследования [2, 7, 8] показывают, что на миграцию влияют экономический рост и неравенство по доходам. Показано, что мигранты, как правило, перемещаются в регионы с лучшим экономическим положением и меньшим неравенством. Однако влияние миграции на неравенство и экономический рост неоднозначно. Исследование Е.С. Вакуленко [2] показывает, что миграция не оказывает статистического влияния на неравенство, тогда как в исследовании Д.А. Покровского и А.Б. Шаповала [3] установлено, что влияние миграции на экономический рост и неравенство зависят от квалификации мигрантов — приток низкоквалифицированных мигрантов приводит к росту неравенства и безработицы, в то время как высококвалифицированные мигранты положительно влияют на экономический рост. Устойчивость экономики страны во многом зависит от развития территориальных единиц и степени их дифференциации, поскольку для сильно дифференцированных регионов проведение эффективной политики затруднено. Поэтому, учитывая важность региональной миграции, неравенства, экономического роста и предполагаемую взаимосвязь между процессами, исследование является актуальным.

Цель данной работы — изучение взаимосвязей региональной миграции, экономического роста и неравенства. Объектом исследования выступают региональная миграция, неравенство и экономический рост в России, предметом исследования — взаимосвязь между региональным неравенством, миграцией и экономическим ростом.

В качестве показателей региональной миграции в исследовании рассматриваются коэффициент миграционного прироста, доля

прибывших мигрантов из другого района РФ от общего числа прибывших, доля выбывших мигрантов в другой район РФ от общего числа выбывших. Показателем, характеризующим региональное неравенство, был выбран коэффициент Джини. Валовый региональный продукт (ВРП) в основных ценах на душу населения и индекс физического объема ВРП были выбраны как показатели экономического роста. Также было выбрано 13 контрольных переменных, характеризующих социально-экономическое положение регионов, взаимосвязанных с исследуемыми процессами.

Для изучения взаимосвязей между региональной миграцией, неравенством и экономическим ростом используется динамическая модель на панельных данных, оцененная системным обобщенным методом моментов (ОММ). Данный метод имеет ряд преимуществ. Во-первых, системный ОММ позволяет избежать смещения, наблюдаемого при использовании метода наименьших квадратов, что подтверждается симуляциями Монте-Карло [5]. Во-вторых, процесс может быть динамическим, где текущие реализации зависимой переменной зависят от прошлых. Также некоторые регрессоры могут быть предопределены, но не строго экзогенны. Оценки обладают лучшими качествами в сравнении с другими моделями: они асимптотически эффективны и состоятельны [6].

Была проверена гипотеза о разнонаправленной взаимосвязи между процессами. Показано, что экономический рост оказывает влияние на миграцию — плохие показатели роста увеличивают отток мигрантов из региона. Неравенство не оказывает статистически значимого влияния на показатели миграции. Вероятно, причинами являются снижение мотивации населения при высоких показателях неравенства и отсутствие веры в возможности [4]. Экономический рост увеличивает неравенство, но неравенство не влияет на экономический рост. Миграция положительно влияет на экономический рост, но не влияет на неравенство.

Литература

1. Базы данных и публикации Росстата. Регионы России. Социально-экономические показатели. 2010–2018 гг.

2. *Вакуленко Е.С.* Эконометрический анализ факторов внутренней миграции в России // Региональные исследования. 2015. № 4. С. 83–95.

3. *Покровский Д.А.*, *Шаповал А.Б.* Распределение предпринимательских способностей и миграция: структура занятости, неравенство доходов и благосостояние // Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. № 2. С. 36.

4. *Шевяков А.Ю.* Социальное неравенство: тормоз экономического и демографического роста // Уровень жизни населения регионов России. 2010. № 5. С. 38–52.

5. *Blundell R.*, *Bond S.* Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models // Journal of Econometrics. 1998. No. 87. P. 115–143.

6. *Bun M.J.G.*, *Sarafidis V.* Dynamic panel data models // Baltagi B.H. (ed.). The Oxford Handbook of Panel Data. N.Y.: Oxford University Press, 2015. P. 76–110.

7. *Cingano F.* Trends in income inequality and its impact on economic growth. OECD Social, Employment and Migration. Working Papers No. 1632014.

8. *Ghatak S.*, *Mulhern A.*, *Watson J.* Inter-regional migration in transition economies: The case of Poland // Review of Development Economics. 2008. Vol. 12. No. 1. P. 209–222.

ОЦЕНКА КОРРУПЦИОННЫХ ПРЕСТУПЛЕНИЙ В СФЕРЕ ЖИЛИЩНО-КОММУНАЛЬНОГО ХОЗЯЙСТВА

Котенева Дарья Леонидовна

E-mail: leonidovna_dashenka86@mail.ru

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

Научный руководитель: д.э.н., профессор Агапова Т.Н.

Жилищно-коммунальное хозяйство (ЖКХ) является одной из важнейших отраслей обеспечения жизненно необходимыми услугами населения, предприятий и организаций различных отраслей экономики и в то же время в силу масштабности, а также разнообразия протекающих в ней экономических процессов одним из сложнейших секторов экономики.

Этот многоотраслевой комплекс считается одним из наиболее криминализированных секторов экономики Российской Федерации [3] (рис. 1).

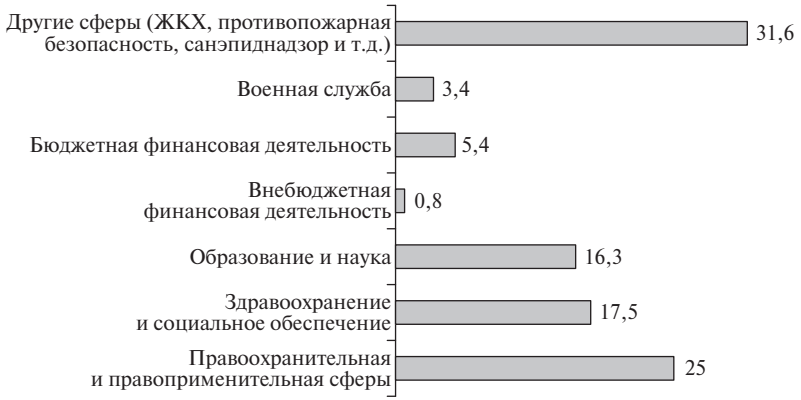

Рис. 1. Коррупция по сферам деятельности, 2020 г., %

Примерно половина преступлений, совершаемых в сфере ЖКХ, коррупционны. К таким преступлениям относятся взяточничество, предусмотренное ст. 290, 291 и 291.1 Уголовного кодекса (УК) РФ, мошенничество (ч. 3 ст. 159 УК РФ), присвоение и растрата (ч. 3 ст. 160 УК РФ), а также коммерческий подкуп (ст. 204 УК РФ) и злоупотребление или превышение должностных полномочий (ст. 285, 286 УК РФ) [2].

Коррупция является одним из основных показателей, характеризующих состояние общества, индикатором его социально-экономического благополучия. В то же время сама коррупция как результат социально-экономических условий должна выступать объектом пристального изучения и оценки. Для статистической оценки коррупционных преступлений в сфере ЖКХ обратимся к данным официальной статистики, которые достаточно подробно отражены в отчетах Министерства внутренних дел России. Рассмотрим статистические данные по коррупционным преступлениям в сфере ЖКХ по Российской Федерации.

Зарегистрированные показатели преступности в сфере ЖКХ на территории Российской Федерации в период с 2018 по 2020 г. свидетельствуют о снижении количества преступлений в указанной сфере (рис. 2).

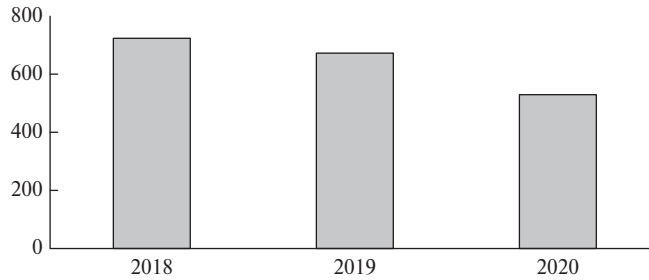

Рис. 2. Количество зарегистрированных коррупционных преступлений в сфере ЖКХ в Российской Федерации по итогам 2018–2020 гг.

Снижение преступности в указанном периоде может свидетельствовать о росте количества латентных преступлений в сфере ЖКХ и недостаточной активности правоохранительных органов при их выявлении, а также декриминализации ряда деяний [1].

Также стоит отметить, что прямые экономические потери от преступлений коррупционной направленности очень значительны. По оценкам ФКУ ГИАЦ МВД России, экономические потери Российской Федерации от данной противоправной деятельности в 2020 г. составили 2636,226 тыс. руб. Оценка косвенных экономических потерь трудно поддается точному измерению, однако в реальности масштаб их также велик.

Таким образом, коррупция в сфере ЖКХ в настоящее время представляет серьезную угрозу для экономики страны и требует наиболее пристального внимания при проведении статистического учета данного вида преступлений. Коррупционные преступления в сфере ЖКХ — это трудно анализируемая часть экономической преступности, которая объединяет в себе различные их виды. Статистическая оценка латентной преступности в сфере ЖКХ как специфический объект исследования требует научного развития методов и инструментов правовой статистики.

Литература

1. *Агапова Т.Н.*, *Деревянко В.Э.* Совершенствование методики диагностики криминальной напряженности экономики региона // Russian Journal of Management. 2019. Т. 7. № . 1. С. 46–50.

2. *Балабаева А.Д.* Коррупционные преступления в сфере жилищно-коммунального хозяйства: основные схемы и причины совер-

шения // Молодой ученый. 2019. Т. 51. № 289. С. 65–66. URL: https://moluch.ru/archive/289/65441/ (дата обращения: 06.12.2020).

3. *Громов В.Г.*, *Ефремова И.А.*, *Матушкин П.А.* Коррупция в сфере жилищно-коммунального хозяйства // Вестник Волжского университета им. В.Н. Татищева. 2020. Т. 3. № 96. С. 145–153.

ДОХОДЫ И РАСХОДЫ РОССИЙСКИХ РЕГИОНАЛЬНЫХ БЮДЖЕТОВ: АНАЛИЗ ПРИЧИННО-СЛЕДСТВЕННЫХ СВЯЗЕЙ ПО ГРЭНДЖЕРУ

Краснопеева Наталия Александровна

E-mail: n.a.krasnopeeva@gmail.com

г. Москва, НИУ ВШЭ

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

В работе исследована причинно-следственная связь между расходами и доходами консолидированных региональных бюджетов в 83 субъектах РФ в период с 2002 по 2019 г. На основе панельных данных был реализован тест Грэнджера с вычислением критических значений при помощи процедуры бутстрапирования для каждого отдельного региона. Анализ основан на оценке и определении направления прямой причинно-следственной связи между расходами и доходами региональных бюджетов.

В современной литературе присутствуют работы, изучающие направление причинно-следственных связей между бюджетными доходами и расходами [4, 6, 8]. Результаты исследований показывают, что в развитых странах преимущественно преобладает «доминирование доходов», или «фискальная синхронизация», а в развивающихся — «доминирование доходов», или «фискальная разобщенность». В работе [5] было показано, что характер связи между бюджетными доходами и расходами может различаться не только по странам, но и внутри страны по регионам. На данных субфедеральных бюджетов США было показано, что для 18% штатов связи направлены от доходов к расходам, для 16% штатов наиболее распространено направление связи от расходов к доходам, для 26% штатов свойственна «фискальная синхронизация» и для

40% штатов причинно-следственная связь отсутствует. На региональном уровне следует отметить также исследование Китая, где было выявлено, что в 31 провинции наблюдается «фискальная синхронизация» [6].

Вопрос о причинно-следственных связях между доходами и расходами на региональном уровне был мало исследован на российских данных. С применением эконометрических инструментов отечественными авторами в основном изучены проблемы бюджетной сбалансированности и стабилизационных свойств выделяемых трансфертов из федерального центра [1, 3]. Однако кратко- и долгосрочные связи между доходами и расходами бюджетов регионов как в целом, так и отдельно по структуре (для доходов — деление на собственные доходы и трансферты, для расходов — по функциональной классификации) еще не был исследован в полной мере. При этом эконометрические свойства связи между бюджетными доходами и расходами дают важную информацию о характере проводимой бюджетной политики. В работе [2] была дана оценка краткосрочной реакции шоков расходов на шоки доходов региональных бюджетов. Также было показано, что политика бюджетных расходов на региональном уровне носит проциклический характер. Тем не менее отметим, что в работе была изучена краткосрочная связь на примере оценки бюджетных шоков. Результаты изучения характера долгосрочных причинно-следственных связей могут отличаться.

В настоящем исследовании для анализа долгосрочных причинно-следственных связей между доходами и расходами региональных бюджетов используется подход, предложенный в [7]. Авторами был проведен тест Грэнджера на причинность с использованием процедуры бутстрапирования для вычисления критических значений для каждого региона. Бутстрапированное распределение для каждой тестовой статистики было получено с помощью 1000 повторений. Основное преимущество подхода заключается в том, что он не предполагает, что панель однородна, поэтому можно проверить причинность на каждом регионе отдельно. Кроме того, допускается пространственная корреляция между регионами, что позволяет использовать дополнительную информацию, предоставляемую панельными данными.

Полученные результаты показывают, что для 25% регионов РФ характерно доминирование доходов, в 7% — доминирование расходов, в 34% регионов распространена «фискальная синхрони-

зация», в то время как отсутствие причинно-следственной связи наблюдается также в 34% регионов. В группе «доминирование доходов» преобладают бедные регионы с высокой долей трансфертов из федерального бюджета в доходах или нефтяные регионы. В группе «фискальная синхронизация» преобладают наиболее богатые регионы (например, г. Москва, г. Санкт-Петербург и Краснодарский край).

Литература

1. *Божечкова А.В.*, *Мамедов А.А.*, *Синельников-Мурылев С.Г.* и др. Стабилизационные свойства трансфертов, выделяемых регионам России из федерального бюджета // Журнал Новой экономической ассоциации. 2018. Т. 4. № 40. С. 61–83.

2. *Гурвич Е.Т.*, *Краснопеева Н.А.* Анализ взаимосвязи доходов и расходов российских региональных бюджетов // Вопросы экономики. 2020. № 2. С. 5–29. URL: https://doi.org/10.32609/0042-8736-2020-2-5-29.

3. *Кадочников П.*, *Синельников-Мурылев С.*, *Трунин И.* Система федеральной финансовой помощи субъектам РФ и фискальное поведение региональных властей в 1994–2000 годах // Вопросы экономики. 2002. № 8. С. 31–50.

4. *Chang T.*, *Chang G.* Revisiting the government revenue-expenditure nexus: Evidence from 15 OECD countries based on the panel data approach // Czech Journal of Economics and Finance. 2009. No. 59. P. 165–172.

5. *Chowdhury A.* State government revenue and expenditures: A bootstrap panel analysis. Marquette University, Wisconsin: Unpublished manuscript, 2011.

6. *Ho Y.*, *Huang C.* Tax-spend, spend-tax, or fiscal synchronization: A panel analysis of the chinese provincial real data // Journal of Economics and Management. 2009. Vol. 5. No. 2. P. 257–272.

7. *Kónya L.* Exports and growth: Granger causality analysis on OECD countries with a panel data approach // Economic Modelling. 2006. No. 23. P. 978–992.

8. *Vamvoukas G.* The tax-spend debate with an application to the EU // Economic Issues. 2011. Vol. 16. Pt. 1. P. 65–88.

ВОЗРАСТНАЯ СТРУКТУРА ПОТРЕБЛЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РОССИИ

Кузнецов Кирилл Владимирович

E-mail: kvkuz_97@mail.ru

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Конечное потребление в структуре российского ВВП в зависимости от года составляет от 61,3% (2000 г.) до 71,8% (2016 г.), из них около 50% приходится на потребление домашних хозяйств. Значительный вклад данного показателя в ВВП представляет существенный интерес для анализа и прогнозирования. В зарубежной литературе отмечается, что уровень потребления может зависеть от демографической структуры населения. Так, при наименьшем коэффициенте демографической нагрузки детьми и пожилыми будет достигаться наибольший показатель ВВП на душу населения. Важно отметить, что в российской литературе проблема влияния демографической структуры населения на экономические показатели недостаточно изучена, что представляет большой интерес для исследования.

Источниками информации о потреблении в зависимости от социально-демографических групп могут являться выборочные обследования бюджетов домохозяйств, проводимые Росстатом, и обследования Российского мониторинга экономического положения и здоровья НИУ ВШЭ (РМЭЗ). Альтернативными источниками данных о потреблении могут выступать данные банковских организаций о трансакциях по банковским картам.

В соответствии с рекомендациями американских исследователей Рональдом Ли и Эндрю Мейсоном [3] были рассчитаны показатели возрастных расходов в динамике с 2010 по 2018 г. на основе обследований РМЭЗ по пяти основным группам потребления: продукты питания, товары длительного пользования (товары для дома), услуги, коммунальные услуги, услуги здравоохранения (табл. 1).

Можно отметить «хорошие» и «плохие» изменения по группам потребления. Так, рост доли расходов на продукты питания означает снижение уровня жизни, а уменьшение расходов — увеличение уровня жизни.

В приведенных расчетах за период 2010–2018 гг. во всех возрастных группах отмечается рост доли расходов на услуги здраво-

Таблица 1

Доля расходов населения от совокупных расходов по возрастным группам, %

Возрастная группа, лет	Год	Продукты питания	Товары длительного потребления	Услуги	Коммунальные платежи	Расходы на здравоохранение
0	2010	38,6	17,8	14,6	17,9	11,1
	2018	35,6	13,9	14,9	18,4	17,2
1–9	2010	40,1	19,9	15,0	18,2	6,8
	2018	39,7	16,6	16,9	18,7	7,0
10–19	2010	41,8	20,9	16,2	18,3	2,9
	2018	42,1	17,3	17,3	19,8	3,8
20–29	2010	41,7	17,0	17,0	21,5	2,9
	2018	43,1	14,4	17,0	22,3	3,3
30–39	2010	40,3	19,6	16,8	20,0	3,3
	2018	42,4	15,6	17,5	20,5	3,9
40–49	2010	42,2	17,1	17,2	19,7	3,9
	2018	42,9	14,0	18,1	20,2	4,9
50–59	2010	44,2	13,3	15,6	21,9	4,9
	2018	42,8	11,3	17,7	21,9	6,1
60–69	2010	45,6	10,6	12,6	24,0	7,1
	2018	42,4	9,4	15,1	24,2	8,9
70–79	2010	46,0	7,6	10,9	26,2	9,3
	2018	42,6	7,4	11,6	26,3	12,4

Источник: Расчеты автора по данным РМЭЗ.

охранения, при этом наибольший рост наблюдается у новорожденных (что может частично объяснять снижение младенческой смертности с 7,4‰ в 2010 г. до 5,1‰ в 2018-м) и в возрастах старше 50 лет. Например, доля расходов на услуги здравоохранения в возрастной группе 50–59 лет увеличилась на 1,2%; в возрастной группе 60–69 лет — на 1,8; а в возрастной группе 70–79 лет — на 3,1%.

Одновременно с ростом расходов на услуги здравоохранения в возрастных группах старше 50 лет отмечается существенное снижение доли расходов на продукты питания (что может быть индикатором повышения уровня жизни) [2]. Также возрастные группы 50–59 и 60–69 лет характеризуются наибольшими показателями роста доли расходов на услуги (2,1 и 2,5% соответственно).

В условиях изменения демографической структуры населения (увеличения демографической нагрузки пожилыми) необходимо исследовать возрастные особенности потребления населения. При этом особое внимание следует обратить на потребление в старших возрастах. Снижение потребления в старших возрастах может привести к снижению совокупного потребления и, как следствие, уменьшению ВВП и рецессии.

Литература

1. *Денисенко М.Б.*, *Козлов В.А.* Межпоколенческие счета и демографический дивиденд в России // Демографическое обозрение. 2018. Т. 5. № 4. С. 6–35.

2. Социальный менеджмент / под ред. С.Д. Ильинковой, А.Е. Суринова, О.В. Кучмаевой, В.И. Кузнецова и др. М.: ЮНИТИ, 1998.

3. United Nations. National transfer accounts manual: Measuring and analysing the generational economy. UN, 2013.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИННОВАЦИОННОЙ АКТИВНОСТИ ОБРАБАТЫВАЮЩИХ ПРОИЗВОДСТВ В РОССИИ

Купцова Дарья Дмитриевна

E-mail: kuptzova.daria@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Архипова М.Ю.

В наше время экономическое и социальное положение страны все больше определяется развитием инновационной деятельности. Использование передовых технологий в экономике усиливает конкурентоспособность страны, давая ей выйти на уровень лидирующих стран. Вовлечение инновационного товара в хозяйственный оборот дает больший рост экономики страны, повышает привлекательность инвесторов для финансирования. Экономический рост прямо пропорционален росту инновационного товара, так как сейчас стремление к оптимизации и улучшению своей дея-

тельности является ключевым моментом большинства секторов экономики.

Цель представленной работы состоит в осуществлении комплексного исследования инновационного развития обрабатывающих видов деятельности в Российской Федерации. Для проведения данного исследования были использованы методы визуального анализа, статистический анализ показателей официальных данных государственного органа Росстат.

Была получена следующая информация. Удельный вес инновационных товаров начал снижаться — в 2017 г. он составлял 7,2% от общего веса произведенных товаров в России, в 2019 г. — 5,3%. За последние три года вес инновационных товаров снизился на 1,9 п.п., что свидетельствует о снижении инновационной активности страны. Финансирование науки из средств государственного бюджета за последние три года составляло ниже 1% от ВВП, что значительно меньше по сравнению с лидирующими странами в данной области, например, среди лидеров финансирование составляет от 2 до 3%. Лидером в 2019 г. стал Израиль, выделивший 4,9% от ВВП. Исходя из глобального инновационного индекса в 2020 г. Россия занимает 47-е место среди стран мира, снизив на одну строчку свою позицию по сравнению с 2019 г. Такое положение в рейтинге отражает среднюю конкурентоспособность страны среди инновационных экономик. Чтобы понять, на каких видах деятельности основывается сейчас инновационная активность нашей страны, был проведен предварительный анализ за последние три года, результаты которого представлены на рис. 1.

Анализ данного графика позволяет сделать вывод, что научные исследования и разработки являются главной опорой в развитии инноваций в России, в которые входят фундаментальные, прикладные и экспериментальные научные исследования. Стоит отметить интересный момент: инновации в сельском хозяйстве последние три года занимают тоже лидирующую роль среди видов деятельности, при этом ранее они никогда не занимали первых мест, однако в 2019 г. данный вид деятельности снизил свою позицию.

В 2019 г. в топ-5 входит новый вид деятельности — реклама и исследование конъюнктуры рынка, что является достаточно необычным моментом, поскольку ранее она никогда не входила в лидирующие виды деятельности. Таким образом, можно отметить,

Рис. 1. Топ-5 инновационных видов деятельности в России, 2017–2019 гг.

Источник: Расчеты автора на основе данных Росстата.

что на сегодняшний день драйверами инновационной деятельности являются научные исследования и разработки.

В последние годы все больше стран ставят перед собой одну из приоритетных задач экономики — переход на инновационное развитие. Новые технологии и конкурентная продукция на рынке — главные достижения, за которые сейчас борется каждая развитая страна. Дальнейшее исследование направлено на построение модели, показывающей, какие факторы определяют рост объема инновационного товара в России.

Литература

1. *Бондаренко Н.Е.* Инновационное развитие как фактор институциональных сдвигов в экономике: теоретические аспекты // Экономика образования. 2015. № 1.

2. *Зименков С.Ю.*, *Осипова О.И.* Инновационное развитие российской экономики // Молодой ученый. 2020. Т. 25. № 315. С. 170–172. URL: https://moluch.ru/archive/315/72015/.

ВНЕБЮДЖЕТНЫЕ ФОНДЫ КАК ОБЪЕКТ СТАТИСТИЧЕСКОГО ИССЛЕДОВАНИЯ

Ланцова Вероника Владимировна

E-mail: veronikalantsova11@yandex.ru

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

Научный руководитель: д.э.н., профессор Агапова Т.Н.

В Российской Федерации государственные внебюджетные фонды формируются в соответствии с порядком, установленным федеральным законодательством, преимущественно за счет обязательных отчислений физических и юридических лиц, которые являются, в свою очередь, государственной собственностью [1].

Бюджетный кодекс РФ регулирует вопросы формирования, управления, составления, исполнения и расходования государственными внебюджетными фондами (ГВФ) РФ. Федеральное казначейство РФ осуществляет исполнение бюджетов ГВФ РФ.

В целях управления финансами пенсионного обеспечения постановлением Верховного Совета РФ от 22 декабря 1991 г. № 2122-1 был образован Пенсионный фонд (ПФ) РФ. Средства ПФ РФ формируются за счет страховых взносов работодателей и граждан, занимающихся индивидуальной трудовой деятельностью, в том числе фермеров и адвокатов, а также страховых взносов иных категорий работающих граждан, ассигнований из республиканского бюджета Российской Федерации на выплату государственных пенсий и пособий военнослужащим и приравненным к ним по пенсионному обеспечению гражданам, их семьям социальных пенсий, пособий на детей в возрасте старше полутора лет, на индексацию указанных пенсий и пособий, а также на предоставление льгот в части пенсий, пособий и компенсаций гражданам, пострадавшим от Чернобыльской катастрофы, на расходы по доставке и пересылке пенсий и пособий и средств, возмещаемых ПФ РФ Государственным фондом занятости населения РФ в связи с назначением досрочных пенсий безработным.

Направляются данные средства в соответствии с законодательством на выплату государственных пенсий и пособий по уходу за ребенком старше полутора лет, оказание материальной помощи нетрудоспособным и престарелым гражданам, обеспечение ПФ РФ.

В России осуществляется постепенный переход от распределительной пенсионной системы к накопительной, суть которой состоит в том, что каждый работник в течение трудовой деятельности осуществляет взносы в пенсионный фонд, средства которого длительное время используются для инвестирования в экономику, а после прекращения трудовой деятельности идут на его личное пенсионное обеспечение. Аккумуляция финансовых ресурсов в пенсионном фонде и их расходование на выплату пенсий осуществляются по установленным государством тарифам и нормативам.

В соответствии с государственным пенсионным обеспечением в России назначаются следующие виды пенсий: за выслугу лет; по старости; по инвалидности; по случаю потери кормильца; социальная.

Статистика бюджета (расходов и доходов) внебюджетных фондов, в том числе и ПФ РФ, является разделом статистики государственного бюджета [2], задачи которой заключаются в следующем:

- определить объем и динамику доходов и расходов ГВФ;
- детально изучить в различные временные периоды соотношение отдельных статей доходов и расходов ГВФ;
- провести анализ эффективности функционирования ГВФ [3].

К статистическим показателям относятся:

- общий объем доходов, в том числе по источникам;
- прочие доходы;
- общий объем расходов, в том числе по направлениям;
- прочие расходы;
- остаток средств на начало периода;
- статок средств на конец периода.

Для более точного анализа ПФ РФ воспользуемся следующими показателями:

- коэффициент собираемости налогов в ПФ РФ на страховую часть пенсии;
- величина Isr;
- фонд оплаты труда;
- величина Inr.

Таким образом, с одной стороны, ПФ РФ — самостоятельное финансово-кредитное учреждение, а с другой — его деятельность и структура, расходование бюджета, уровень страховых платежей

и выплат строго регламентированы государством, что характеризует его как специфический объект статистического анализа.

Литература

1. Федеральный закон от 15 декабря 2001 г. № 166-ФЗ «О государственном пенсионном обеспечении в Российской Федерации» (ст. 5) // Собрание законодательства РФ. 2001. № 51. Ст. 4831.

2. *Агапова Т.Н.*, *Мхитарян В.С.*, *Суринов А.Е.* Статистика. Ч. 2. М.: ЮРАЙТ, 2020. 270 с.

3. *Батаев А.В.* Прогноз дефицита Пенсионного фонда России на основе актуарного моделирования // Молодой ученый. 2015. № 7. С. 349–355. URL: https://moluch.ru/archive/87/16507/ (дата обращения: 03.06.2018).

ОЦЕНКА МЕСТА РОССИИ В ГЛОБАЛЬНОЙ ЦИФРОВИЗАЦИИ МЕТОДАМИ МНОГОМЕРНОЙ КЛАССИФИКАЦИИ

Лелекова Анна Владимировна

E-mail: lelekowa2010@mail.ru

г. Йошкар-Ола, Марийский государственный университет

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

Представляя собой глобальный процесс, цифровизация рассматривается как сложная экономическая и общественная структура. В связи с этим целью проекта стало формирование качественной классификации стран мира по уровню цифровизации.

Для достижения поставленной цели были сформулированы следующие задачи:

1) составить классификацию стран мира по уровню цифровой трансформации на основе методов кластерного и дискриминантного анализа;

2) статистически доказать качество полученной классификации и математически обосновать возможность ее использования в качестве прогнозной (распределительной) модели для стран, ранее не попавших в выборку;

3) оценить уровень развития мирового сообщества в области технологической трансформации и сделать вывод о месте России в глобальной цифровизации.

За основу проекта взяты отдельные показатели индекса сетевой готовности (Networked Readiness Index, NRI), характеризующие общую готовность сферы ИКТ, а также готовность использования ИКТ домохозяйствами. Факторы были отобраны для 60 стран мира разного уровня экономического развития на 2018 г., среди них: производство электроэнергии на душу населения; число контрактов на фиксированную телефонную связь; число контрактов на подвижную сотовую связь на 100 жителей; число контрактов на подвижную широкополосную связь на 100 жителей; ширина полосы пропускания международного трафика Интернета (кбит/с) на одного пользователя Интернета; экспорт высокотехнологичных товаров, млн долл.; доля населения, совершающая онлайн-покупки, %; охват услугами 3G,%.

Качество исходных данных было подтверждено в ходе корреляционного анализа с исследованием наличия мультиколлинеарности в изучаемой выборке. Применение встроенных функций кластерного анализа в STATISTICA, а также дальнейшее использование методов дискриминантного анализа в целях проверки и расширения практических результатов проекта позволили сформировать итоговую качественную классификацию стран мира по уровню цифровизации на основе четырех классификационных групп (табл. 1).

Таблица 1

Классификация стран мира по уровню цифровизации

Передовые	Перспективные	Отстающие	Отсталые
Люксембург, США, Германия, Гонконг, Франция, Южная Корея, Япония, Сингапур	Австралия, Эстония, Испания, Латвия, Ирландия, Австрия, Дания, Канада, Польша, Финляндия, Швеция, Бельгия, Норвегия, Швейцария, Нидерланды, Великобритания	Аргентина, Армения, Грузия, Италия, Иран, Казахстан, Коста-Рика, Малайзия, Литва, Беларусь, Сербия, Греция, Азербайджан, Албания, Иордания, Колумбия, Молдова, Ямайка, Россия, Украина, Уругвай, Чехия, Бразилия, Венгрия, Болгария	Гвинея, Замбия, Зимбабве, Кения, Непал, Перу, Узбекистан, Индия, Вьетнам, Мадагаскар, Мозамбик

Россия вошла в состав отстающих стран по уровню готовности к цифровой трансформации. В отличие от передового и перспективного кластеров, отстающие страны на 2018 г. обладали меньшей готовностью к цифровой трансформации, главным образом за счет низкой онлайн-активности населения и неширокого распространения международного интернет-трафика; в остальном их развитие соответствовало общемировым тенденциям. В целом кластеризация подтвердила сравнительное превосходство развитых стран над развивающимися, в особенности в сфере доступа к новым технологиям.

Математическое обоснование разбиения каждого из кластеров заключили линейные дискриминантные функции. Данные функции стали прогнозными моделями, позволившими распределить страны, ранее не вошедшие в выборку в соответствии с полученной классификацией, а при наличии более свежих данных в будущем позволят актуализировать детали исследования, получив корректные результаты.

Материалы проекта могут быть использованы для дальнейшей оценки текущего рейтинга стран по цифровой трансформации, а также для уточнения места России в глобальной цифровизации по итогам реализации Национального проекта «Цифровая экономика».

Литература

1. *Chakravorti B.*, *Chaturvedi R.* Digital planet // The Flatcher School, Tufts University, 2017 [Electronic resourse]. URL: https://sites.tufts.edu/digitalplanet/files/2020/03/Digital_Planet_2017_FINAL.pdf (Date of access: 14.03.2021).

2. Измерение информационного общества: стат. отчет ITU // Международный союз электросвязи. Т. 2. Женева, 2018. 350 с. [Электронный ресурс]. URL: https://www.itu.int/en/ITU-D/Statistics/Documents/publications/misr2018/MISR_Vol_2_R.pdf (дата обращения: 14.03.2021).

ИЗМЕРЕНИЕ БЛАГОСОСТОЯНИЯ НАСЕЛЕНИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ С ПОМОЩЬЮ АНАЛИЗА ДАННЫХ О ДОХОДАХ НАСЕЛЕНИЯ

Лисина Ксения Андреевна

E-mail: klisina@hse.ru

Кузнецова Мария Евгеньевна

E-mail: mkuzneczova@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Сиротин В.П.

На сегодняшний день методологические вопросы и проблемы существования большого числа подходов, применяющихся для статистической оценки благосостояния населения России, являются особенно актуальными и дискуссионными, так как от выбора перечня предпосылок зависит достоверность полученных результатов, которые, в свою очередь, играют важную роль в процессе мониторинга социально-экономической ситуации в стране, выборе приоритетных точек роста, создании кратко- и долгосрочных планов развития регионов, определении и прогнозировании финансовой нагрузки на бюджеты разных уровней.

В проведенном исследовании определяется степень влияния инструмента корректировки количественных данных на величину стоимости фиксированного набора потребительских товаров и услуг и стоимости минимального набора продуктов питания на обобщенные итоги измерения благосостояния населения регионов России и варианты стратификации домашних хозяйств по уровню среднедушевого денежного дохода.

Основной целью данной работы стало изучение распределения скорректированных на региональные различия в стоимости жизни доходов населения России за 2014–2018 гг. В ходе исследования коллективом стажеров Научно-учебной лаборатории измерения благосостояния НИУ ВШЭ были проведены расчеты описательных статистик, показателей дифференциации доходных групп, а также денежных доходов населения, скорректированных на стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг и стоимость минимального набора продуктов питания в ре-

гионах России, что позволило выявить различия в методиках вычислений, проверить наличие устойчивых трендов и определить целесообразность проведения корректировок (табл. 1).

Таблица 1

Распределение домашних хозяйств по уровню среднедушевого дохода и доходов по группам домашних хозяйств, %

Группы домохозяйств в зависимости от уровня душевого дохода, тыс. руб. в год	Рассчитано по номинальному доходу, доли домашних хозяйств		Рассчитано по доходу, скорректированному на стоимость			
			фиксированного набора потребительских товаров и услуг, доли домашних хозяйств		минимального набора продуктов питания, доли домашних хозяйств	
	в общем их числе	в общем доходе	в общем их числе	в общем доходе	в общем их числе	в общем доходе
Менее 100	14,91	4,6	13,31	4,2	14,5	4,7
От 100 до 150	20,48	11,5	19,18	11,2	20,0	11,9
От 150 до 200	21,13	16,4	22,25	17,9	22,3	18,2
От 200 до 250	14,13	14,0	16,40	16,9	15,4	16,1
От 250 до 300	8,87	10,8	10,33	13,0	9,6	12,3
От 300 до 350	5,76	8,3	6,49	9,7	6,2	9,4
От 350 до 400	3,88	6,4	4,18	7,2	3,9	6,9
От 400 до 450	2,87	5,4	2,60	5,1	2,5	5,0
От 450 до 500	2,06	4,4	1,71	3,7	1,7	3,7
500 и более	5,91	18,2	3,55	10,9	3,8	11,8
Всего	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

При рассмотрении региональных особенностей было выявлено, что в Центральном, Северо-Западном, Уральском и Дальневосточном федеральных округах средние значения денежных доходов в номинальном выражении превышают этот же показатель, скорректированный на стоимость набора потребительских товаров и услуг или минимального набора продуктов питания, так как, несмотря на высокие доходы домохозяйств в этих регионах, их затраты на питание и иные товары и услуги тоже высоки. В то же время в менее развитых с экономической точки зрения субъектах РФ (Приволжском, Сибирском, Южном и Северо-Кавказском феде-

ральных округах) среднедушевые доходы, рассчитанные с учетом корректировок, демонстрируют более высокий уровень, чем исходные данные, так как, несмотря на относительно невысокие объемы чистых финансовых поступлений домохозяйств в данных округах, введение в рассмотрение стоимости жизни способствовало увеличению среднего уровня обеспеченности ввиду сравнительно низких затрат.

Также в ходе исследования было выявлено, что при корректировке данных на стоимость минимального набора продуктов питания снижаются процентные доли, отражающие количество наблюдений, попавших в две нижние (наиболее бедные домохозяйства со среднедушевым доходом до 150 тыс. руб. в год) и три верхние (доходы более 400 тыс. руб.) группы, за счет чего произошло увеличение числа семей, относящихся к среднему классу. Таким образом, данное преобразование помогает выравнивать и усреднять показатели благосостояния населения, снижая доли очень бедных и очень богатых граждан. Аналогичный эффект оказывает корректировка на стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг, однако изменения в данном случае оказываются более значительными, т.е. численные характеристики сильнее отклоняются от рассчитанных по исходным данным (см. табл. 1).

Для более наглядного представления информации об уровне благосостояния населения страны были построены гистограммы распределения дохода домохозяйств (рис. 1). Они позволяют определить и визуализировать значения показателей центра группировки для скорректированных и нескорректированных данных и заметить, что при введении в рассмотрение стоимости продуктов питания, а также потребительских товаров и услуг общее среднее снижается, а медиана растет (это также подтверждается результатами разбиения выборки на квинтильные и децильные группы). Полученные результаты подтверждают обоснованность выдвижения гипотезы о том, что введение корректировок действительно способствует сглаживанию диспропорций в размерах среднедушевого денежного дохода домохозяйств.

В ходе анализа данных было выявлено, что с 2014 по 2018 г. неравенство в денежных доходах по субъектам РФ неуклонно снижалось. При этом результаты, наиболее согласующиеся с существующим социально-экономическим контекстом, показала корректировка на стоимость фиксированного набора товаров и услуг. Таким образом, исходя из наличия устойчивого разрыва между

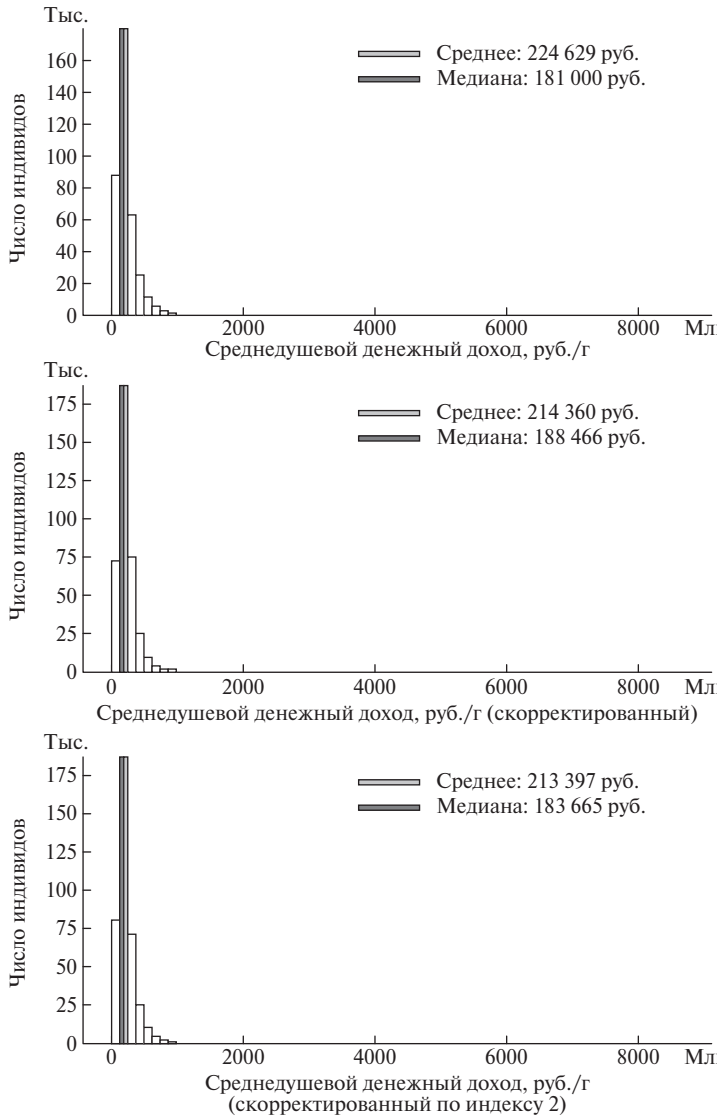

Рис. 1. Гистограммы распределения среднедушевого денежного дохода по индивидам соответственно слева направо: *а* — для нескорректированных данных; *б* — для скорректированных на стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг; *в* — для скорректированных на стоимость минимального набора продуктов питания

показателями, полученными по первоначальным и по скорректированным данным, можно сделать вывод о целесообразности использования интегрированного практико-теоретического подхода, позволяющего расширить границы изучаемых объектов и явлений и адаптировать инструменты статистического анализа под конкретные задачи.

Литература

1. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/.

2. *Мхитарян В.С.*, *Агапова Т.Н.*, *Суринов А.Е.* и др. Статистика: в 2 ч. Ч. 2 / под общ. ред. В.С. Мхитаряна. М.: Юрайт, 2020.

3. *Айвазян С.А.*, *Мхитарян В.С.* Прикладная статистика и основы эконометрики: учебник для вузов. М.: ЮНИТИ, 1998.

4. *Суринов А.Е.*, *Егоренко С.Н.* Теоретические основы международной статистики // Международная статистика / под общ. ред. А.Е. Суринова, Б.И. Башкатова. 3-е изд. М.: Юрайт, 2019.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ БАЗОВОЙ ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ

Магжанов Тимур Ринатович

E-mail: tmagzhanov@gmail.com

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

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

Работа посвящена проблеме прогнозирования базовой инфляции и включает два блока проводимого анализа: выбор индекса базовой инфляции и выбор эконометрического подхода к моделированию и прогнозированию индекса базовой инфляции.

Рассмотрев выборку ведущих центральных банков, можно сделать вывод о том, что базовая инфляция (или core-инфляция) представляет собой важный показатель, который часто использу-

ется в среднесрочных моделях в правилах денежно-кредитной политики. Индексы общей инфляции учитывают множество категорий товаров, включая ряд волатильных по своей природе (продукты питания, энергоносители).

В связи с этим в них содержится «шум» и они дают плохой сигнал для регулятора. Индексы базовой инфляции помогают отделить сигнал об инфляционных процессах, на которые центральному банку следует реагировать, от временного шума за счет сглаживания или исключения из рассмотрения волатильных групп товаров.

В текущий момент перед Центральным банком (ЦБ) РФ поставлены задачи по определению, моделированию и прогнозированию индекса базовой инфляции.

В литературе по данной теме есть ряд работ, посвященных сравнительному анализу показателей базовой инфляции для России [1–3]. Однако в них указываются данные, актуальные до перехода ЦБ РФ к режиму инфляционного таргетирования. На данный момент нет исследования, которое бы совмещало выбор как индекса базовой инфляции, так и эконометрического подхода к его моделированию и прогнозированию для России.

В моей работе используются три группы эконометрических подходов к моделированию индекса базовой инфляции — одномерные, многомерные и факторные модели. Основной метрикой качества сравнения подходов выступает средняя взвешенная ошибка прогноза вне выборки, используемая на практике. Для сравнения самих способов расчета индекса используются подходы, наиболее часто встречающиеся в литературе. К ним относятся критерии Маркеса [4], оценка прогнозных свойств для общей инфляции, оценка экономической содержательности и др.

Литература

1. *Дерюгина Е.*, *Пономаренко А.*, *Синяков А.* и др. Оценка свойств показателей трендовой инфляции для России // Серия докладов об экономических исследованиях. 2015. № 4.

2. *Дементьев А.В.*, *Бессонов И.О.* Индексы базовой инфляции в России // Экономический журнал ВШЭ. 2012. № 1.

3. *Сапова А.К.* Сравнительный анализ показателей базовой инфляции для России // Статистика и экономика. 2016. Т. 13. № 5.

4. *Marques C.R.*, *Neves P.D.*, *Sarmento L.* Evaluating core inflation indicators // Economic Modelling. 2003. Vol. 20. No. 4. P. 765–775.

5. *Reigl N.* Forecasting the Estonian rate of inflation using factor models // Baltic Journal of Economics. 2017. Vol. 17. No. 2.

6. *Rich R.W.*, *Steindel C.* A review of core inflation and an evaluation of its measures // FRB of New York Staff Report No. 236. 2005.

7. *Stock J.H.*, *Watson M.W.* Why has U.S. inflation become harder to forecast? // Journal of Money, Credit and Banking. 2007. Vol. 39.

МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИЕ ДЕТЕРМИНАНТЫ РАСХОДОВ НА ЗДРАВООХРАНЕНИЕ В МЕЖСТРАНОВОМ РАЗРЕЗЕ

Майгур Анна Андреевна

E-mail: ann.maigur@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Коссова Т.В.

Мировые расходы на здравоохранение (РЗ) росли с 2000 по 2018 г., и, несмотря на замедление темпов роста в 2018 г., они по-прежнему составляли 10% мирового ВВП, или 8,3 трлн долл. С каждым годом для большинства стран все тяжелее финансировать РЗ. Более того, финансовая нагрузка неравномерно распределена между странами. Так, 60% мировых расходов принадлежит пяти странам, население которых суммарно составляет 5% населения планеты [8].

Для обеспечения приемлемого уровня жизни РЗ не могут быть ниже определенного уровня, что представляет собой проблему для некоторых развивающихся стран. В совокупности с их постоянным ростом и растущей пространственной вариацией определение детерминант РЗ позволит лицам, принимающим решение, проводить более обоснованную политику по оптимизации РЗ.

В XX в. в качестве основного фактора, определяющего РЗ, рассматривался ВВП. В регрессии подушевых РЗ на подушевой ВВП коэффициент детерминации больше 92% [6], что говорит о бесспорной значимости переменной. Тем не менее дебаты вызы-

вает вопрос определения силы воздействия, так как различные спецификации модели приводят к различным результатам.

Также обсуждалось воздействие возрастной структуры населения на РЗ. Несмотря на то что в большинстве исследований не было доказано значимого влияния, переменная до сих пор включается в большинство моделей. Причина этого — экономическая интуиция, которая описывает процессы, происходящие в современном мире: пожилое население потребляет большее количество услуг здравоохранения по сравнению с молодым населением, что позволяет предположить, что наблюдаемое старение населения в большинстве стран — причина растущих РЗ.

В XXI в. распространение получили исследования, которые изучали влияние макроэкономических факторов как на РЗ, так и на государственные расходы на здравоохранение (ГРЗ). Например, рассматривались модели с включением таких детерминант, как налоговые поступления в государственный бюджет [1], объем государственного долга [1, 5], дефицит государственного бюджета [1], уровень безработицы [3, 4, 7] и др., которые были значимы в определенных спецификациях.

Повышение производительности труда — фактор, который оказывает неоднозначное влияние. С одной стороны, новые технологии повышают эффективность и, таким образом, снижают РЗ. С другой стороны, технологический прогресс требует значительных финансовых вложений для разработки, внедрения и обслуживания нового оборудования [2].

В работе будут рассматриваться три модели:

$$\ln HE_{it} = a_i + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln TAX_{it} + \beta_3 \ln AGE_{it} + \\ + \beta_4 \ln Debt_{it} + \beta_5 GE_{it} + \sum_{t=2001} \beta_t \cdot D_t + \varepsilon_{it},$$

$$\ln PHE_{it} = a_i + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln TAX_{it} + \beta_3 \ln AGE_{it} + \\ + \beta_4 \ln Debt_{it} + \beta_5 GE_{it} + \sum_{t=2001} \beta_t \cdot D_t + \varepsilon_{it},$$

$$\ln OOP_{it} = a_i + \beta_1 \ln GDP_{it} + \beta_2 \ln TAX_{it} + \beta_3 \ln AGE_{it} + \\ + \beta_4 \ln Debt_{it} + \beta_5 GE_{it} + \sum_{t=2001} \beta_t \cdot D_t + \varepsilon_{it},$$

где HE_{it} — подушевые расходы на здравоохранение страны i за период t; PHE_{it} — государственные расходы на здравоохранение на душу населения страны i за период t; OOP_{it} — расходы населения

на здравоохранение на душу населения страны i за период t; GDP_{it} — объем подушевого реального ВВП страны i за период t; TAX_{it} — налоговые сборы страны i за период t; AGE_{it} — доля людей старше 65 лет в стране i за период t; $Debt_{it}$ — объем государственного долга в стране i на конец периода t; GE_{it} — коэффициент государственной эффективности в стране i в период t, рассчитанный Всемирным банком; D_t — дамми-переменная, которая принимает значение единица в период t; a_i — индивидуальный эффект страны i; ε_{it} — случайный шок со стандартными предпосылками.

Модели будут построены на данных по странам БРИКС и Европейского союза за период с 2000 по 2019 г. Предполагается, что включение дамми-переменных на годы учтет технологический прогресс и другие факторы, которые не учтены в моделях, но имеют временной эффект.

Построенные модели тестируют следующие гипотезы:

1) эластичность РЗ по ВВП меньше единицы, что позволяет отнести товары и услуги системы здравоохранения к товарам первой необходимости;

2) макроэкономические детерминанты оказывают значимое воздействие на ГРЗ и, как результат, на РЗ, однако они не определяют расходы населения.

Ожидаемые результаты эмпирического исследования — это подтверждение двух гипотез и выявление значимых макроэкономических показателей, определяющих величину расходов на здравоохранение.

Литература

1. *Behera D.K.*, *Dash U.* Impact of macro-fiscal determinants on health financing: Empirical evidence from low-and middle-income countries // Global Health Research and Policy. 2019. Vol. 4. No. 1. P. 1–13.

2. *Dybczak K.*, *Przywara B.* The role of technology in health care expenditure in the EU (No. 400). Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission, 2010.

3. *Gerdtham U.G.*, *Jönsson B.* International comparisons of health expenditure: Theory, data and econometric analysis // Handbook of Health Economics. Elsevier, 2000. Vol. 1. P. 11–53.

4. *Grigorakis N.*, *Floros C.*, *Tsangari H.*, *Tsoukatos E.* Macroeconomic and financing determinants of out-of-pocket payments in health care:

Evidence from selected OECD countries // Journal of Policy Modeling. 2018. Vol. 40. No. 6. P. 1290–1312.

5. *Liang L.L.*, *Mirelman A.J.* Why do some countries spend more for health? An assessment of sociopolitical determinants and international aid for government health expenditures // Social Science & Medicine. 2014. No. 114. P. 161–168.

6. *Newhouse J.P.* Cross national differences in health spending what do they mean? // Journal of Health Economics. 1987. Vol. 6. No. 2. P. 159–162.

7. *Nghiem S.H.*, *Connelly L.B.* Convergence and determinants of health expenditures in OECD countries // Health Economics Review. 2017. Vol. 7. No. 1. P. 1–11.

8. *Vrijburg K.L.*, *Hernández-Peña P.* Global spending on health: Weathering the storm 2020. World Health Organization Working Paper No. 19.4. 2020.

СНИЖЕНИЕ ДИФФЕРЕНЦИАЦИИ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ РЕГИОНОВ РОССИИ КАК ФАКТОР ОБЕСПЕЧЕНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ БЕЗОПАСНОСТИ СТРАНЫ

Малахов Федор Сергеевич

E-mail: malahovfedun@mail.ru

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

Научный руководитель: д.э.н., профессор Агапова Т.Н.

Оценка дифференциации регионального развития в рамках обеспечения экономической безопасности имеет ключевое значение, поскольку позволяет определить отстающие и прогрессирующие регионы и направить усилия для устранения дисбаланса в различных областях экономики, что является одним из ключевых аспектов функционирования развитого государства.

На сегодняшний день статистические исследования демонстрируют значительный уровень дифференциации экономической безопасности регионов России, который различается в зависимости от климатических условий, территориального расположения

региона, численности населения и транспортной доступности, а также других составляющих. Однако стоит отметить, что социальное и экономическое пространство не может быть абсолютно однородным, и некая доля дифференциации вполне естественна, а зачастую и полезна. Полезность заключается в том, что отстающие регионы будут искать и реализовывать свои конкурентные преимущества.

Историческая предпосылка пространственной структуры хозяйства страны играет особую роль в формировании нарастания процессов дифференциации регионов, поскольку на протяжении нескольких десятилетий в рамках административно-командной экономической системы осуществлялось рекордное по объему и масштабу перераспределение национального дохода.

Поэтому значительную роль в процессах углубления региональной дифференциации играют накопленный инфраструктурный и производственный потенциал, региональные воспроизводственные циклы, степень диверсификации и структурные изменения экономики региональных систем.

Сложившаяся территориальная дифференциация не только является результатом неравномерности развития различных регионов в течение всего предшествующего исторического периода, но и выступает следствием процессов ее непрерывного воспроизводства в современных условиях под воздействием ряда внешних и внутренних (региональных) факторов. В качестве показателя, определяющего уровень регионального неравенства, базово используется значение ВРП на душу населения. Так, если в США или Европе региональный продукт различается по территориям в 3–5 раз, то в России — более чем в 15 (табл. 1).

Характеризуя динамику и глубину регионального неравенства в России, можно отметить, что коэффициент дифференцирования, который рассчитывается отношением максимального ВРП к минимальному, колебался от 38,2 раза в 2017 г. до 54,5 в 2019-м. Лидерами по ВРП на душу населения являются регионы с доминированием сырьевых, ориентированных на экспорт отраслей: нефтегазовым комплексом, черной и цветной металлургией. Исключение — Москва, присутствие которой в числе лидеров объясняется развитыми инфраструктурой и финансовой системой и диверсифицированной экономикой.

Таблица 1

Дифференциация регионов России по ВРП на душу населения, 2017–2019 гг., руб.

Регион	2017	2018	2019	Место среди регионов России
Ненецкий автономный округ	4 329 031,1	5 210 143,9	5 821 559,8	1
Ямало-Ненецкий автономный округ	3 025 745,6	3 336 453,4	3 670 257,6	2
Ханты-Мансийский автономный округ	1 782 617,7	1 947 653,2	1 852 318,3	3
Сахалинская область	1 631 919,0	1 716 734,4	1 575 642,6	4
Чукотский автономный округ	1 142 504,1	1 226 152,0	1 323 201,3	5
Москва	1 051 559,6	1 102 496,4	1 157 373,0	6
Республика Крым	100 526,4	139 873,3	165 433,8	79
Республика Тыва	146 906,9	150 265,5	164 687,0	80
Карачаево-Черкесская Республика	139 156,0	144 061,8	156 602,4	81
Кабардино-Балкарская Республика	135 984,6	139 908,7	153 710,9	82
Город Севастополь	78 009,3	119 384,5	151 862,7	83
Чеченская Республика	109 649,0	111 705,4	118 696,4	84
Республика Ингушетия	113 224,9	106 955,7	106 756,6	85

Литература

1. *Агапова Т.Н.*, *Рукавишникова Е.С.* Система показателей социальных угроз экономической безопасности государства // Вопросы региональной экономики. 2020. Т. 3. № 44.

2. *Кузнецова И.И.* Проблема территориальной дифференциации в региональной экономике и возможности ее исследования на городском уровне // Труды ИСА РАН. 2016. Т. 22.

3. *Мищенко В.В.* Депрессивный Алтай: анализ социально-экономической ситуации в крае и направления выхода из кризиса: монография. Барнаул: Изд-во АлтГУ, 2016.

ФЕДЕРАЛЬНЫЙ БЮДЖЕТ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ: СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ СТРУКТУРЫ

Медведева Дарья Павловна

E-mail: ira.irmed@yandex.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Финансовая основа любого государства напрямую связана с бюджетом страны, а грамотная бюджетная политика обеспечивает стабильное и эффективное функционирование секторов экономики. Стоит отметить, что федеральный бюджет непосредственно связан с ВВП страны. За счет средств федерального бюджета существуют программы, направленные на увеличение экономического роста, на создание общественных благ, развитие государственного и частного секторов в производстве.

Согласно законодательству РФ, бюджет — форма образования и расходования денежных средств, предназначенных для финансового обеспечения задач и функций государства и местного самоуправления [1, ст. 6]. А федеральный бюджет предназначен для исполнения расходных обязательств Российской Федерации [1, ст. 13]. Следует отметить, что бюджет обладает рядом признаков, таких как экономические, организационные, нормативные, материальные и регулирующие. Помимо признаков бюджет, конечно, имеет и функции. К его ключевым функциям можно отнести перераспределительную, контрольную и информационную.

Бюджетная система нашего государства включает федеральный бюджет и бюджеты государственных внебюджетных фондов, бюджеты субъектов и территориальных государственных внебюджетных фондов, местные бюджеты. Бюджетная классификация состоит из доходов, расходов, источников финансирования дефицитов бюджетов, операций публично-правовых образований [1, ст. 19].

В настоящее время бюджетная политика держит курс на финансирование национальных проектов. В свою очередь, национальные программы связаны со снижением уровня бедности населения, изменением качества и доступности здравоохранения и образования. В 2021 г. в приоритете будут поддержка малого

и среднего бизнеса, а также изменения в налоговой сфере. Сейчас антикризисные меры, вызванные распространением коронавирусной инфекции, расширили структурный первичный дефицит федерального бюджета. А дополнительные государственные заимствования являются основой расширения структурного первичного дефицита бюджета. Так реализуется контрциклическая направленность бюджетной политики, которая сохранится до конца 2021 г. С 2021 по 2023 г. ожидается рост доходов федерального бюджета в номинальном выражении с постепенным восстановлением их доли по отношению к ВВП. Предполагается, что новые меры бюджетной политики обеспечат положительные структурные изменения и будут способствовать сбалансированному развитию экономики. Минфин России планирует постепенно подходить к «бюджетным правилам» в 2022 г.

Для статистического анализа взяты показатели федерального бюджета Российской Федерации за 2010, 2019 и 2020 гг. В 2020 г. доля нефтегазовых доходов составила 37%, большая доля расходов федерального бюджета приходится на социальную политику и составляет 26%. Профицит госбюджета в 2020 г. — 876,1 млрд руб.

С помощью квадратического коэффициента абсолютных структурных сдвигов установлены различия в процентных пунктах, а интегральный коэффициент Рябцева отразил уровень различия структур (табл. 1).

Таблица 1

Показатели структурных сдвигов

Показатель	2020/2019	2019/2010	2020/2010
Доходы			
Квадратический коэффициент, %	8,5	12,0	2020/2010
Коэффициент Рябцева	0,2	0,3	2020/2010
Расходы			
Квадратический коэффициент, %	1,0	11,0	11,0
Коэффициент Рябцева	0,0	0,9	0,5

В среднем в 2020 г. по сравнению с 2019-м структура доходов различается на 8,5 п.п., наблюдается существенный уровень различия структур, а структура расходов в среднем различается на 1,0 п.п., наблюдается весьма низкий уровень различия структур. В 2019 г. по сравнению с 2010-м структура доходов различается

на 12,0 п.п., существует значительный уровень различия структур, также структура расходов различается на 11,0 п.п., есть полная противоположность структур. В 2020 г. по сравнению с 2010-м структура доходов различается на 15,0 п.п., определен значительный уровень расхождения структур, и структура расходов различается на 11,0 п.п. при весьма значительном уровне различия.

Литература

1. Бюджетный кодекс Российской Федерации от 31 июля 1998 г. № 145-ФЗ (ред. от 06.07.2019). URL: http://www.consultant.ru.

2. Основные направления бюджетной, налоговой и таможенно-тарифной политики на 2020 г. и на плановый период 2021 и 2022 гг. М.: Министерство финансов Российской Федерации, 2020. 35 с.

3. Ежегодная информация об исполнении федерального бюджета. М.: Министерство финансов Российской Федерации, 2021.

4. Бюджетная система Российской Федерации: учебник / под общ. ред. Ю.С. Долгановой, Н.А. Истоминой. Екатеринбург: Изд-во Урал. ун-та, 2019. С. 10–17.

ЧИСЛЕННОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ЗАДАЧИ ОПТИМАЛЬНОГО УПРАВЛЕНИЯ ЗАПАСОМ В СТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ РЕГЕНЕРАЦИИ ПРИ НЕЛИНЕЙНЫХ СТОИМОСТНЫХ ХАРАКТЕРИСТИКАХ

Мелехова Екатерина Алексеевна

E-mail: eamelekhova@edu.hse.ru

Шаталина Ангелина Павловна

E-mail: apshatalina@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Шнурков П.В.

Описание функционирования системы. В работе рассматривается стохастическая модель системы, представляющей собой изолированный склад, хранящий некоторый непрерывный продукт

с максимальной вместимостью τ, $\tau > 0$. Объем запаса продукта в каждый момент времени t описывается непрерывным параметром $x(t)$, $x(t) \in (-\infty; \tau]$.

Спрос на продукт является детерминированным, скорость реализации товара со склада постоянна и равна α, $\alpha > 0$. В определенный момент времени уровень запаса продукта на складе может достигнуть нуля, тогда образуется дефицит, которому соответствуют отрицательные значения процесса $x(t)$, однако реализация товара продолжается с запасного хранилища с той же скоростью.

В начальный момент времени склад полностью заполнен, $x(0) = \tau$, и в этот же момент принимается решение о времени запроса на следующую поставку товара на склад. Промежуток времени с момента начала работы до запроса на поставку определяется случайной величиной η с функцией распределения $G(u) = P(\eta < u)$. Реализация случайной величины η представляет собой параметр управления в системе. Зафиксируем значение $\eta = u$. В момент запроса начинается так называемый период задержки, который продолжается до момента начала поступления продукта на склад. Длительность периода задержки равна заданной детерминированной величине Δ_0.

Период непосредственного пополнения запаса начинается в момент поступления продукта на склад. Пополнение происходит с заданной скоростью λ. Длительность периода непосредственного пополнения запаса равна $\Delta_1 = \frac{\alpha}{\lambda}(u + \Delta_0)$. В течение этого времени потребление прекращается. Далее, после пополнения запаса до максимального уровня τ, эволюция системы происходит в соответствии с описанными закономерностями и независимо от прошлого. Затраты на хранение продукта, штрафы, связанные с дефицитом, а также доходы, получаемые в результате поставки товара, описываются специальными нелинейными стоимостными характеристиками, заданными в модели.

Метод решения. Случайный процесс $x(t)$, который описывает исследуемую систему, представляет собой регенерирующий процесс, моменты регенерации которого совпадают с моментами пополнения запаса до фиксированного уровня τ. В рассматриваемой стохастической модели регенерации стационарный показатель эффективности управления, который представляет собой среднюю удельную прибыль на периоде регенерации, аналитически представляется в виде дробно-линейного интегрального функционала

$$I(G) = \frac{\int_0^{\infty} A(u)dG(u)}{\int_0^{\infty} B(u)dG(u)},$$

где $A(u)$ — условное математическое ожидание прибыли, полученной в период регенерации; $B(u)$ — условное математическое ожидание длительности периода регенерации при условии, что параметр управления принимает фиксированное значение u.

Данное утверждение было доказано в работе [1], где также были вычислены явные аналитические представления для функций $A(u)$ и $B(u)$. При этом оптимальная стратегия управления запасом является детерминированной и определяется точкой глобального максимума основной функции $C(u) = \frac{A(u)}{B(u)}$. Последнее утверждение получено на основе результатов работы [2].

Результаты проведенного исследования:

1) аналитически исследована зависимость стратегии управления запасом от скорости пополнения запаса λ;

2) разработана программа, позволяющая численно исследовать поведение основной функции $C(u)$ дробно-линейного функционала при заданных нелинейных стоимостных характеристиках.

Литература

1. *Шнурков П.В.*, *Пименова Е.Ю.* Оптимальное управление запасом непрерывного продукта в схеме регенерации с детерминированной задержкой поставки и периодом реального пополнения // Системы и средства информатики. 2017. Т. 27. № 4. С. 80–94.

2. *Шнурков П.В.* О решении задачи безусловного экстремума для дробно-линейного интегрального функционала на множестве вероятностных мер // Доклады Академии наук. 2016. Т. 470. № 4. С. 387–392.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ СТОИМОСТИ БИВАЛЮТНОЙ КОРЗИНЫ НА ВАЛЮТНОМ РЫНКЕ И ИНТЕРВЕНЦИОНИСТСКИХ ОПЕРАЦИЙ, ПРОВОДИМЫХ ЦЕНТРАЛЬНЫМ БАНКОМ РФ

Мигуля Максим Алексеевич

E-mail: mamigulya@edu.hse.ru

Сайдашева Алина Рустэмовна

E-mail: arsaydasheva@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Шнурков П.В.

Во многих стохастических экономических системах наблюдается такое явление, как выход основного процесса из заданного подмножества состояний, которые считаются допустимыми. В этом случае для возврата процесса в подмножество допустимых состояний необходимо произвести внешнее воздействие, которое можно считать управлением в рассматриваемой стохастической модели. После перевода основного случайного процесса в одно из допустимых состояний этот процесс вновь начинает эволюционировать независимо от прошлого; его поведение будет зависеть только от состояния, в которое он был переведен в результате внешнего воздействия.

Соответствующая задача оптимального управления (задача о настройке) была математически сформулирована и решена П.В. Шнурковым в работе [1].

В данной работе рассматривается проблема управления интервенциями на валютном рынке Российской Федерации, проводимыми Центральным банком (ЦБ) РФ. В качестве основного процесса рассматривается цена так называемой бивалютной корзины, состоящей из доллара и евро. Для исследования предлагается использовать модель с дискретным временем [1]. Для применения модели необходимо проверить гипотезы о характере процесса, в частности, необходимо установить, что на периодах между интервенциями процесс может быть описан цепью Маркова. Таким образом, содержанием работы является проверка нескольких статистических гипотез о характере реального процесса методами математической статистики.

Для исследования использованы данные ЦБ РФ о стоимости бивалютной корзины с 27 февраля 2009 г. по 9 октября 2014 г.

Отметим основные особенности обработки имеющихся данных:

1) все данные выбирались из временных промежутков, на которых не происходило выходов из установленного ЦБ РФ валютного коридора, т.е. не осуществлялись интервенции;

2) проводилась дискретизация множества возможных значений стоимости бивалютной корзины. При этом указанное множество разбивалось на достаточно малые промежутки, и вводились соответствующие этим промежуткам дискретные состояния. Рассматривались три варианта количества таких состояний: 37, 74, 148;

3) в качестве статистических данных (элементов выборок) рассматривались величины ν_{ij}, т.е. количество переходов стоимости бивалютной корзины с уровня i на уровень j на данном периоде наблюдений. Из указанных данных формировались статистики наблюдаемых значений.

Была проведена проверка различных статистических гипотез о марковском характере последовательности значений стоимости бивалютной корзины в соответствии с теорией, изложенной в [1]. Приведем несколько примеров полученных результатов.

1. Исследование наблюдений на месячном промежутке с 10 февраля по 10 марта 2013 г. При проведении дискретизации множества возможных значений стоимости бивалютной корзины построено соответствующее множество из 37 дискретных состояний. При заданном уровне доверия, равном 0,99, принимается гипотеза о том, что наблюдения образуют конечную цепь Маркова, порядок которой равен единице.

2. Исследование наблюдений на полугодовом временном промежутке с 10 февраля по 10 августа 2013 г. При проведении дискретизации множества возможных значений стоимости бивалютной корзины построено соответствующее множество из 74 дискретных состояний. При заданном уровне значимости, равном 0,95, принимается гипотеза о том, что наблюдения образуют цепь Маркова, порядок которой равен двум.

3. Исследование наблюдений на годовом промежутке с 15 января 2012 г. по 15 января 2013 г. При проведении дискретизации множества возможных значений стоимости бивалютной корзины построено соответствующее множество из 148 дискретных состо-

яний. При заданном уровне доверия, равном 0,95, принимается гипотеза о том, что наблюдения являются независимыми.

Литература

1. *Shnurkov P.V.* Optimal control problem in a stochastic model with periodic hits on the boundary of a given subset of the state set (Tuning problem) // Working Papers by Cornell University. Series math “arxiv.org”. 2017. No. 1709.03442v1. P. 1–16.

2. *Ивченко Г.И.*, *Медведев Ю.И.* Дискретные распределения. Вероятностно-статистический справочник: Многомерные распределения. М.: ЛЕНАНД, 2016. 336 с.

ОПТИМИЗАЦИЯ ЭФФЕКТИВНОСТИ СОЦИАЛЬНЫХ ТРАНСФЕРТОВ: СРАВНИТЕЛЬНЫЙ АНАЛИЗ

Мирзоян Диана Сергеевна

E-mail: diana-200598@yandex.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель:
старший преподаватель Калашнов Г.Ю.

Роль инвестиций в образование является фундаментальной для экономического благополучия [1], поскольку в том числе и через канал образования можно добиваться косвенным образом упразднения ловушек бедности [5]. Такие инвестиции в образование могут обеспечиваться с помощью социальных трансфертов.

В работе исследуется вопрос инвестиционного выбора между различными образовательными инициативами. На данном этапе существуют различные методологии по ex post оценке эффективности социальных трансфертов, однако у такого подхода имеется ряд очевидных минусов. Во-первых, основной оцениваемый показатель — средний эффект воздействия (average treatment effect, ATE) — не учитывает издержки на реализацию воздействия. Во-вторых, показателем интереса служат сущности, неоднозначно конвертируемые в денежный эквивалент (в которых выражаются

издержки). Например, такими показателями могут выступать улучшение успеваемости ученика или студента, учащение посещаемости учебных заведений или повышение вероятности поступления на следующую ступень обучения.

Для решения перечисленных проблем анализ эффективности социальных трансфертов проводится с помощью оценки предельных затрат на дополнительную условную единицу эффекта (marginal cost of intervention). Так удается учитывать не только изменения переменной интереса, но еще и потраченные на реализацию воздействия средства — этот анализ называется CEA (cost-effectiveness analysis) или CUA (cost-utility analysis) [7].

Улучшением служит также и возможность проведения ex ante анализа эффективности [3]. С помощью cost-effectiveness анализа появляется возможность оценить эффективность не только одного типа интервенций, а множества инициатив в разрезе подгрупп индивидов по признакам. Предикторами или факторами в таких моделях являются характеристики потенциальных бенефициаров [6] и институциональной среды.

В работе проводится сравнительный анализ трех методов оценки эффективности социальных трансфертов:

1) сепарабельное прогнозирование. Отдельно строятся две модели для прогноза — для переменной интереса и для издержек:

$$\begin{cases} C_i = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot x_{1,i} + \ldots + \alpha_n \cdot x_{n,i} + \varepsilon_i \Rightarrow \widehat{C_i} \\ Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1,i} + \ldots + \beta_n \cdot x_{n,i} + u_i \Rightarrow \widehat{Y_i} \end{cases} \Rightarrow \widehat{effect_i} = \frac{\widehat{Y_i}}{\widehat{C_i}};$$

2) прогноз отношения. Обе компоненты эффективности оцениваются единовременно:

$$effect_i = \frac{Y_i}{C_i} = \gamma_0 + \gamma_1 \cdot x_{1,i} + \ldots + \gamma_n \cdot x_{n,i} + \varepsilon_i \Rightarrow \widehat{effect_i} = \frac{\widehat{Y_i}}{C_i};$$

3) прогнозирование линейной комбинации. Оценивается уравнение, где слева стоит разность метрики интереса и издержек, затраченных на реализацию воздействия:

$$Y_i - \alpha C_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1,i} + \ldots + \beta_n \cdot x_{n,i} + u_i \Leftrightarrow$$

$$\Leftrightarrow Y_i = \alpha C_i + \beta_0 + \beta_1 \cdot x_{1,i} + \ldots + \beta_n \cdot x_{n,i} + u_i \Rightarrow \widehat{Y_i},\ \widehat{C_i} \Rightarrow \widehat{effect_i} = \frac{\widehat{Y_i}}{\widehat{C_i}}.$$

Рассмотренные данные содержат информацию об экспериментальных воздействиях (социальных трансфертах), направленных на возникновение и укрепление стимулов инвестировать в образовательную деятельность у граждан развивающихся стран и стран с переходной экономикой [1, 4].

Вычисленные оценки эффективности позволяют провести ранжирование бенефициаров на основе прогнозного значения эффективности воздействия. Такая процедура выстраивает приоритет распределения средств на различные образовательные инициативы.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что: во-первых, директивное воздействие более эффективно, чем рандомизированное; во-вторых, определенные типы социальных трансфертов в образование могут являться более эффективными для групп стран.

Литература

1. *Ambler K.*, *Aycinena D.*, *Yang D.* Channeling remittances to education: A field experiment among migrants from El Salvador //American Economic Journal: Applied Economics. 2015. Vol. 7. No. 2. P. 207–232.

2. *Barro R.J.* Education and economic growth // The Contribution of Human and Social Capital to Sustained Economic Growth and Well-Being. 2001. Vol. 79. P. 13–41.

3. *Boardman A.E.* et al. Cost-benefit analysis: Concepts and practice. Cambridge University Press, 2017.

4. *Duflo E.*, *Dupas P.*, *Kremer M.* School governance, teacher incentives, and pupil-teacher ratios: Experimental evidence from Kenyan primary schools // Journal of Public Economics. 2015. Vol. 123. P. 92–110.

5. *Knight J.*, *Shi L.*, *Quheng D.* Education and the poverty trap in rural China: Closing the trap // Oxford Development Studies. 2010. Vol. 38. No. 1. P. 1–24.

6. *Hendren N.*, *Sprung-Keyser B.* A unified welfare analysis of government policies // The Quarterly Journal of Economics. 2020. Vol. 135. No. 3. P. 1209–1318.

7. *McEwan P.J.* Cost-effectiveness analysis of education and health interventions in developing countries // Journal of Development Effectiveness. 2012. Vol. 4. No. 2. P. 189–213.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЖИЛИЩНОГО СТРОИТЕЛЬСТВА С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ АВТОМАТИЗИРОВАННОЙ ИНФОРМАЦИОННОЙ СИСТЕМЫ «ПРОГНОЗ»

Мурадов Рустам Маратович

E-mail: rustam.muradov.2001@bk.ru

г. Махачкала, Дагестанский государственный технический университет

Научный руководитель: к.э.н., доцент Мурадов М.М.

Для проведения статистического анализа используется автоматизированная информационная система (АИС) «Прогноз». Система разработана авторами. Взаимодействие пользователя с АИС осуществляется посредством программного приложения с графическим интерфейсом. Графический интерфейс позволяет осуществлять взаимодействие пользователя с АИС в форме диалога с использованием окон, меню и элементов управления. Реализация программного приложения осуществляется при помощи системы программирования Delphi.

В созданном программном обеспечении использовано 27 модулей. Управление программой осуществляется посредством главного меню.

Пунктами меню являются:

1. Справочники: Организации; Нормативы; Таблицы значимости.
2. Данные: Ввод показателей жилищного строительства; Ввод данных о строительных организациях; Просмотр данных.
3. Моделирование: Выбор показателя; Составление временного ряда показателя; Составление модели показателя.
4. Документы: Таблица организаций; Данные о показателях жилищного строительств.
5. Помощь: О программе.
6. Выход.

Для оптимальной работы с созданным приложением лучше всего придерживаться следующих технических характеристик:

- процессор с тактовой частотой не менее 2,0 ГГц;
- оперативная память объемом не менее 4 Гб;
- жесткий диск емкостью не менее 250 Гб;
- наличие любого браузера на ЭВМ.

Запуск программы осуществляется при помощи exe-файла ModelGS.exe. После запуска программы на экране открывается окно с системным меню, посредством которого пользователь выполняет все необходимые операции с данными.

В АИС в качестве показателей, характеризующих уровень развития жилищного строительства в Республике Дагестан и позволяющих выполнить математическое моделирование, были выбраны следующие:

- ввод в действие жилых домов, всего, тыс. м^2 (y_1);
- удельный вес жилых домов, построенных населением за счет собственных и привлеченных средств, в общем вводе жилья, % (y_2);
- ввод в действие жилых домов на 1000 населения, м^2 общей площади жилых помещений (y_3);
- число действующих строительных организаций, шт. (y_4).

АИС «Прогноз» позволяет выполнить статистический анализ по любому выбранному показателю.

Для проведения статистического анализа развития жилищного строительства в АИС были введены значения вышеприведенных показателей за период с 2010 по 2019 г. Предварительный анализ данных показателей с помощью кривых показал, что динамика их достаточно достоверно описывается с помощью трендовых моделей первого и второго порядков. На основе построенных трендовых моделей были получены прогнозные оценки на 2020–2022 гг. с указанием доверительных интервалов.

После выполнения расчетов мы получили следующую математическую модель, характеризующую динамику изменения ввода в действие жилых домов, тыс. м^2:

$$y = 1010{,}867 + 126{,}06t. \quad (1)$$

Результаты моделирования могут быть представлены в отдельном окне в виде графика (рис. 1). Как показывают анализируемые данные, объем ввода в действие жилых домов растет на протяжении всего периода исследования. Полученные по модели прогнозные оценки свидетельствуют о дальнейшем росте данного показателя до 2649 тыс. м^2 в 2022 г.

Результаты статистического анализа и прогнозирования развития жилищного строительства в Республике Дагестан при помощи АИС «Прогноз» показывают, что полученные математические модели адекватно отражают процессы, протекающие в данной от-

Рис. 1. Исходные и прогнозные значения показателя y_1 — ввод в действие жилых домов, всего, тыс. м^2 ($y_1 = 1010{,}867 + 126{,}06t$; $F = 1213{,}45$; $R = 0{,}996$)

расли народного хозяйства. Прогнозные оценки, полученные по составленным моделям, показали практически по всем показателям устойчивый рост, что определяет развитие строительства в Республике Дагестан в ближайшее время.

Литература

1. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики. URL: https://rosstat.gov.ru/.

2. *Белов В.В.*, *Чистякова В.И.* Программирование в Delphi: процедурное, объектно-ориентированное, визуальное: учеб. пособие. 2-е изд., стер. М.: Горячая линия-Телеком, 2017.

3. *Дуброва Т.А.*, *Архипова М.Ю.* Статистические методы прогнозирования в экономике: учеб.-метод. пособие. М.: ЕАОИ, 2009.

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВНЕШНЕЙ ТОРГОВЛИ ВЕЛИКОБРИТАНИИ ЗА 2011–2019 ГГ.

Муратова Екатерина Александровна

E-mail: e.a.muratova100@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: старший преподаватель Курашева Т.А.

Для Великобритании внешняя торговля играет значимую роль. В 2019 г. страна занимала 10-е место в мировом экспорте и 5-е в мировом импорте [7]. Несмотря на ведущую роль сектора услуг, торговля товарами для страны также немаловажна, что подтверждается ее показателями за 2019 г.: экспортом и импортом товаров на душу населения, составлявшими соответственно 6642,5 долл./чел. и 9321,1 долл./чел. [4]; долей экспорта и импорта товаров в ВВП — 15,6 и 22,0% [4, 8] соответственно; долей страны в мировой торговле товарами, равной 2,8% [4].

Данная работа посвящена изучению динамики показателей внешней торговли Великобритании за 2011–2019 гг. и анализу ее роли в мировой торговле товарами.

Анализ осуществляется по абсолютным показателям (обороту внешней торговли, экспорту, импорту, сальдо торгового баланса), относительным показателям (коэффициенту покрытия, доле страны в мировом экспорте и импорте, доле в обороте стран ЕС, цепным, базисным и среднегодовым абсолютным приростам и темпам прироста внешнеторгового оборота, экспорта и импорта) и индексным показателям (индексам стоимости, физического объема, средних цен, условий торговли).

За рассматриваемый период происходили изменения оборота внешней торговли в сторону как спада, так и роста. Наиболее сильным колебанием (2015 г.) было снижение оборота на 128 818 млн долл. США (11,04%) по сравнению с 2014 г. Наибольший положительный прирост (2018 г.) по сравнению с уровнем предыдущего года был равен 72 654 млн долл. США (7,08%). Минимальное значение показателя (2016 г.) было достигнуто при его снижении на 169 036 млн долл. США (14,82%) по сравнению с началом периода. К концу рассматриваемого периода уменьшение оборота составило 74 050 млн долл. США (6,49%). В среднем каждый год

оборот внешней торговли Великобритании уменьшался на 9256,25 млн долл. США (0,84%) [3, 4].

При этом наибольшее влияние на оборот оказал экспорт — его падение составило 50 380 млн долл. США (10,20%). Импорт же упал на 23 670 млн долл. США (3,66%). Таким образом, 68,04% среднегодового снижения оборота приходилось на снижение экспорта. При этом экспорт падал в 2,85 раза быстрее импорта, что еще больше увеличило пассивный торговый баланс страны [3, 4].

Коэффициент покрытия в течение всего периода оставался ниже 100% и в среднем был равен 71,31%. Также можно увидеть, что сальдо торгового баланса на протяжении всего рассматриваемого периода оставалось отрицательным и в среднем равнялось –181 531 [3, 4].

К 2019 г. доля страны в мировом экспорте упала на 0,36 п.п., в мировом импорте — на 0,27 п.п., во внешней торговле стран ЕС-28 — на 0,68 п.п. по сравнению с 2011 г., что может свидетельствовать о большей ориентации на внутренний рынок, наблюдающейся среди развитых стран, и подтверждать общую тенденцию замедления темпов глобализации [3, 4].

В среднем доля во внешней торговле стран ЕС была равна 9,44%, что является достаточно высоким показателем [4]. При этом, несмотря на Brexit, основными странами, импортирующими товары из Великобритании (52,9%), являются США и четыре члена ЕС — Германия, Ирландия, Нидерланды, Франция. Среди ключевых стран — экспортеров в Великобританию (46,5%) также есть три члена ЕС — Германия, Нидерланды, Франция, а также Китай, США [5].

Для прослеживания того, как на стоимость оборота влияли цены и количество произведенной продукции, показатели были рассчитаны в национальной валюте Великобритании.

При расчете показателей в фунтах стерлингов видно, что экспорт, напротив, увеличился на 39 249 млн ф.ст. (12,74%), импорт — на 84 479 млн (20,96%), оборот — на 123 728 млн ф.ст. (17,39%). Уменьшение экспорта и импорта наблюдалось лишь в 2012, 2014 и 2015 гг., но в целом данные показатели быстро восстановились и выросли, что говорит о том, что торговля страны быстро адаптируется к внешним изменениям [3, 4]. Более того, за рассматриваемый период для страны стоимость экспорта увеличилась на 21,08 п.п. и импорта на 38,22 п.п. за счет роста объема на 10 и 28 п.п. соответственно, несмотря на снижение экспортных цен

на 29 п.п. и импортных на 27 п.п. [1, 2, 4]. Таким образом, можно предположить, что снижение показателей в долларах произошло из-за колебаний в курсе валют и тенденции к удешевлению фунта стерлингов (на январь 2011 г. 1 ф.ст. был равен 1,6 долл. США, а на декабрь 2019 г. показатель упал до 1,3 долл. [6]).

По сравнению с базисным 2000 г. в 2017 г. условия торговли были чуть более благоприятными за счет превышения динамики средних цен экспорта над динамикой средних цен импорта (повышение на 0,86 п.п. по сравнению с базисным годом), хотя к 2018 г. выгодность товарообмена уменьшилась (снижение индекса на 0,85 п.п. при сравнении с 2000 г.), в этот же год у Великобритании наблюдался самый высокий дефицит торгового баланса (190 666 млн долл. США). Также, если сравнивать с базисным годом, объем экспортированных товаров рос медленнее, чем импортированных (снижение на 18,9 п.п. по сравнению с базовым 2000 г.) [1, 2, 4].

Таким образом, можно утверждать, что Великобритания является одной из стран, занимающих лидирующую роль в мировой торговле.

Литература

1. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2005. Iss. No. 1014. Vol. LIX. No. 12. December. 227 p.

2. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2015. Iss. No. 1132. Vol. LXIX. No. 10. October. 316 p.

3. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2017. Iss. No. 1147. Vol. LXXI. No. 1. January. 318 p.

4. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2021. Iss. No. 119. Vol. LXXV. No. 1. January. 272 p.

5. Правительство Великобритании. URL: https://www.gov.uk.

6. Investing.com. URL: https://www.investing.com.

7. Statista.com. URL: https://www.statista.com.

8. Всемирный банк. URL: https://data.worldbank.org.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЫБРОСОВ ПАРНИКОВЫХ ГАЗОВ, СВЯЗАННЫХ С ПРОМЫШЛЕННЫМИ ПРОЦЕССАМИ И ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ ПРОМЫШЛЕННОЙ ПРОДУКЦИИ

Наполова Елизавета Андреевна

E-mail: napolova.liza@gmail.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Выбросы парниковых газов на сегодняшний день являются одной из основных причин глобального потепления. В международном рейтинге индекса эффективности борьбы с изменением климата (Climate Change Performance Index, CCPI) Россия занимает 52-е место с 2019 г. Категория выброса парниковых газов составляет 40% от общей оценки стран. При этом в России отмечаются очень низкие показатели в данной категории, что обусловливает актуальность данного исследования [1].

В ноябре 2020 г. в России было объявлено об усилении действий, направленных на сокращение выбросов, до 2030 г.: предполагается увеличение выбросов на 3% вместо 18%, предусмотренных в более ранних версиях стратегий [2].

Цели данного исследования — анализ динамики выбросов парниковых газов, выбросов, связанных с промышленностью, изучение структурных сдвигов, а также построение предварительных прогнозов на ближайшие три года.

В ходе исследования была рассмотрена динамика выбросов парниковых газов в России в период с 1992 по 2019 г. и построено уравнение тренда [3]:

$$\hat{y} = 0{,}0023 - 255x + 26{,}3x^2 - 1{,}08x^3 + 0{,}0155x^4$$
$$\text{se} \quad (35{,}4) \quad (16{,}3) \quad (2{,}23) \quad (0{,}114) \quad (0{,}00196)$$

Построенное уравнение является статистически значимым, автокорреляция в остатках отсутствует. Исследование показало, что в период с 2020 по 2022 г. выбросы парниковых газов составят 1593,04 млн, 1658,22 млн и 1748,79 млн т соответственно.

В 2018 г. выбросы, связанные с промышленными процессами и использованием промышленной продукции, составили 10,9%

в сумме всех выбросов [4]. Данному сектору в России уделяется особое внимание: вводятся экологические налоги для производителей, распространяется внедрение устойчивого развития в компаниях, а также все чаще принимаются экологические стандарты, такие как ISO 14000 и другие из этой серии.

При анализе промышленных выбросов в период с 2010 по 2018 г. было построено следующее уравнение тренда: [4]

$$\begin{array}{lllll} \hat{y} = & 193 & + & 17{,}9 \cdot \ln x \\ \text{se} & (5{,}24) & & (3{,}32) \end{array}$$

Построенное уравнение является статистически значимым, автокорреляция в остатках отсутствует.

Прогнозируемое количество выбросов, связанных с промышленностью, на 2019–2022 гг. составит 234,1 млн, 235,8 млн, 237,4 млн и 238,8 млн т соответственно. В данном секторе выбросов наблюдается незначительный рост.

Анализ структурных сдвигов данных выбросов показал, что удельные веса отдельных пунктов в структуре выбросов парниковых газов в промышленности в 2005 и 2018 гг. отличаются в среднем на 3,01 п.п. по линейному показателю структурных сдвигов и на 9,45 п.п. по квадратическому коэффициенту абсолютных сдвигов. Индекс различий свидетельствует о незначительном изменении структуры. При этом за весь период металлургия остается лидером по выбросам эмиссии диоксида углерода в структуре промышленных выбросов.

Металлургические предприятия, ориентированные главным образом на максимальное достижение экономической прибыли, являются одними из основных факторов, загрязняющих и уничтожающих окружающую среду из-за старого, изношенного оборудования и недостаточно проработанных технологических процессов с точки зрения экологической защиты и охраны труда.

Таким образом, несмотря на указ Президента РФ относительно сокращения выбросов парниковых газов, прогнозируемые значения в ходе данного исследования показали рост выбросов на 14% в ближайшие три года, а также незначительный ежегодный прирост промышленных выбросов на 1% до 2022 г. Полученные данные говорят о необходимости привлечения внимания корпораций и предприятий к данной проблеме, а также внедрения устойчивого развития, направленного на сокращение углеродного следа.

Литература

1. CCPI Ranking 2021 [Электронный ресурс]. URL: https://ccpi.org/ranking/ (дата обращения 19.03.2021).

2. Указ Президента РФ от 4 ноября 2020 г. № 666 [Электронный ресурс]. URL: http://www.kremlin.ru/acts/bank/45990.

3. BP: Statistical Review of World Energy, 2020 edition. URL: https://nangs.org/analytics/bp-statistical-review-of-world-energy.

4. Выбросы парниковых газов, связанные с промышленными процессами и использованием промышленной продукции. 28.08.2020 [Электронный ресурс]. URL: https://rosstat.gov.ru/folder/11194.

ИЗМЕНЕНИЕ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ ПРИ ПЕРЕЕЗДЕ: ОЦЕНКА ПРЕМИИ ЗА РАЗМЕР ГОРОДА

Никитина Наталья Сергеевна

E-mail: nins15a@econ.msu.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: старший преподаватель Иванов В.В.

В 2007 г. доля городского населения превысила долю сельского, и тренд на урбанизацию сохраняется [2]. Последствия массовой урбанизации выражаются в появлении агломераций, росте плотности населения в городах и создании городской сегрегации [1].

Рабочие в больших городах зарабатывают больше, чем рабочие в маленьких. Однако сотрудники изначально распределены в городах гетерогенно по уверенности в себе, а собственные способности оценивают завышенно. Уверенность в себе важна не только как отражение способностей работника, но и как значимый фактор при выборе места работы. В итоге это может привести к отличному от равновесного географическому расположению и, следовательно, к потере «премии» к заработной плате. Разница в заработной плате между городами определяется множеством факторов [3]: например, размер города, измеряемый числом жителей, положительно и значимо влияет на заработную плату, а приобре-

тенный в больших городах опыт работы влияет на динамику заработной платы даже спустя пять лет после переезда.

В работе мы исследуем пространственные различия в заработной плате при переезде, учитывая размер города, образование, оценку индивидуальных способностей на основе AFQT (The Armed Forces Qualification Test) и уверенности в своих силах по методике Rosenberg [4] с использованием панельных данных National Longitudinal Survey of Youth 1979. Для разделения эффекта города от эффекта индивидуальных способностей мы строим модели с фиксированными эффектами, панельный мэтчинг, а также используем метод Difference-in-Differences. Для проверки робастности результатов проводим плацебо-тест со сдвигом даты переезда.

Наше исследование показывает, что существует надбавка к заработной плате как за размер города, так и за индивидуальные способности индивида.

Литература

1. *Сторпер М.* Ключи от города: Как устроено развитие?: пер. с англ. М.: Strelka Press, 2018. 368 с.

2. *Ritchie H.*, *Roser M.* Urbanization. Published online at OurWorldInData.org. 2020. URL: https://ourworldindata.org/urbanization.

3. *Roca J.D.L.*, *Puga D.* Learning by working in big cities // The Review of Economic Studies. 2017. Vol. 84. No. 1. P. 106–142.

4. *Rosenberg M.* Society and the adolescent self-image. Princeton University Press, 2015.

ДИНАМИКА ЦЕН НА ЖИЛЬЕ В РОССИИ: ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ШОКОВ НА ОСНОВЕ BVAR-МОДЕЛИ СО ЗНАКОВЫМИ ОГРАНИЧЕНИЯМИ

Никитина Наталья Сергеевна

E-mail: nikitina-ns@ranepa.ru

г. Москва, РАНХиГС

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

Колебания цен на жилье имеют огромные макроэкономические последствия. Именно это и показал мировой экономический кризис 2008 г., когда рынок недвижимости оказался одним из важнейших каналов влияния традиционных структурных шоков на динамику макроэкономических переменных. К тому же рынок недвижимости является серьезным самостоятельным источником макроэкономической нестабильности. Стоимость жилья равна почти половине благосостояния домохозяйств в развитых странах, инвестиции в жилищное строительство стимулируют инвестиции в нежилищное строительство, а также пики и спады инвестиций в жилищное строительство обычно предшествуют пикам и спадам инвестиций в бизнес [2].

Произошедшие события мирового экономического кризиса стимулировали рост исследований сферы рынка жилья, а именно детерминант изменения цен в разных странах. За последние годы была разработана обширная база работ по идентификации шоков на рынке недвижимости и оценке их роли в динамике делового цикла. Выявление закономерностей динамики цен на недвижимость необходимо для проведения экономической политики и смягчения последствий неожиданных макроэкономических колебаний.

В работе используется BVAR-модель со знаковыми ограничениями. Особенность данного типа моделей — большой потенциал для анализа шоков и решение проблемы curse of dimensionality [4]. Используя байесовские методы, можно решить проблему оценок со слишком большими стандартными ошибками и устранить проблему смещения коэффициентов при использовании нестационарных переменных.

Для расчетов были использованы квартальные данные с I квартала 2009 г. по IV квартал 2019 г. Рассматривается специфи-

кация с включением реальной цены на нефть в качестве экзогенной переменной и семи эндогенных переменных: реального ВВП, ИПЦ, номинальной процентной ставки MIACR, индекса цен первичного рынка жилья (и спецификации с индексом цен вторичного рынка жилья), ставки ипотечного кредитования, объема ипотечных кредитов и спреда между процентными ставками.

Наряду с шоком денежно-кредитной политики в работе используется знаковая идентификация шока спроса на жилье и банковского кредитования. Отдельно выделяется шок цен на нефть. Эти шоки — важные источники макроэкономической нестабильности на рынке недвижимости [1, 3, 5].

Были получены следующие результаты: основным объяснением изменения цен на рынке недвижимости являются шоки цен на нефть. Российская Федерация — крупный экспортер нефти, и, следовательно, все макроэкономические переменные подвержены изменениям в зависимости от состояния мирового рынка нефти и нефтепродуктов. Шок денежно-кредитной политики оказывает положительное влияние до 2015 г., далее влияние ослабляется, а шоки банковского кредитования и спроса на жилье практически во все годы имеют однонаправленное одинаковое влияние.

Литература

1. *Hirata H.* et al. Global house price fluctuations: Synchronization and determinants. National Bureau of Economic Research, 2012. No. w18362.

2. *Iacoviello M.* Housing in DSGE models: Findings and new directions // Housing markets in Europe. Berlin-Heidelberg: Springer, 2010. P. 3–16.

3. *Iacoviello M.*, *Neri S.* Housing market spillovers: Evidence from an estimated DSGE model // American Economic Journal: Macroeconomics. 2010. Vol. 2. No. 2. P. 125–164.

4. *Litterman R.B.* Forecasting with Bayesian vector autoregressions — five years of experience // Journal of Business Economic Statistics. 1986. Vol. 4. No. 1. P. 25–38.

5. *Nocera A.*, *Roma M.* House prices and monetary policy in the euro area: Evidence from structural VARs // USC–INET Research Paper. 2018. No. 18–13.

ИССЛЕДОВАНИЕ ФОНДОВЫХ ИНДЕКСОВ С ПРИМЕНЕНИЕМ ТЕОРИИ КОИНТЕГРАЦИИ

Никифорова Татьяна Сергеевна

E-mail: tan-nik2012@mail.ru

г. Улан-Удэ, Бурятский государственный университет им. Д. Банзарова

Научный руководитель: к.э.н. Чимитдоржиева Е.Ц.

Следуя мировым тенденциям и процессу глобализации, фондовые рынки отдельных стран в разной степени оказывают влияние друг на друга. С помощью финансово-экономической интеграции возможны расширение рынка сбыта, диверсифицирование риска, улучшение эффективности управления ресурсами, но не исключены и негативные последствия, такие как глобальный кризис. Ярким примером негативного влияния финансово-экономической интеграции является резкое падение цен на нефть в марте 2020 г., вследствие чего пострадали мировые фондовые рынки. Изучение поведения фондовых рынков набирает популярность, одним из инструментов является анализ временных рядов.

Актуальность работы определяется тем, что, выявив долгосрочную взаимосвязь между инструментами фондового рынка, можно предугадать их дальнейшее поведение.

Для нахождения коинтеграционной зависимости были использованы ежемесячные данные цены закрытия торгов индексов IMOEX (Россия), S&P500 (США) и Hang Seng (Китай) с июля 2006 г. по март 2021 г.

По данным рис. 1 можно сделать предположение о наличии коинтеграционной связи между фондовыми индексами IMOEX, S&P500 и Hang Seng. Коэффициенты корреляции между парами индекс IMOEX — индекс S&P500, индекс IMOEX — индекс Hang Seng, индекс Hang Seng — индекс S&P500 соответственно равны 0,92; 0,726; 0,725.

Расширенный тест Дики — Фуллера этих временных рядов как с константой, так и без константы на 5%-м уровне значимости показал наличие нестационарности. Следовательно, их можно применять для дальнейшего анализа на наличие коинтеграции.

Тест Энгла — Гренджера позволит попарно проанализировать фондовые индексы на наличие долгосрочных соотношений (табл. 1).

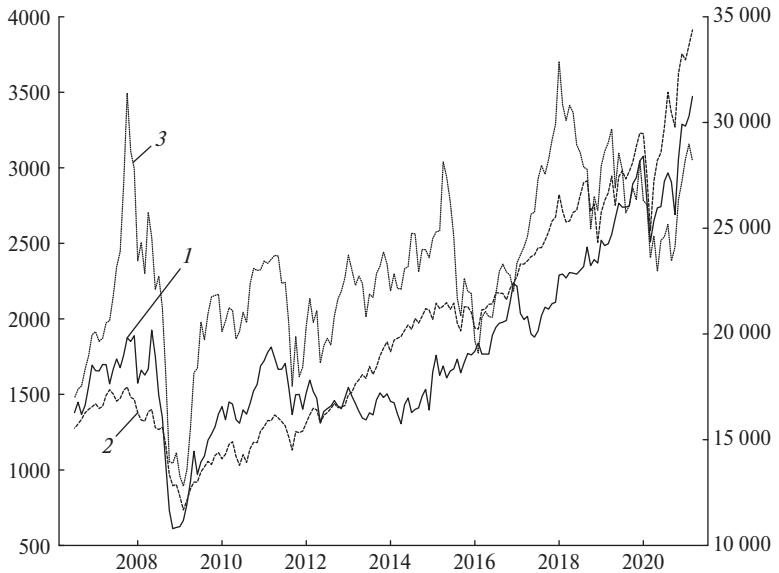

Рис. 1. График временных рядов индексов IMOEX (*1*, влево), S&P500 (*2*, влево) и Hang Seng (*3*, вправо)

Источник: По данным сайта Финам. URL: https://www.finam.ru.

Таблица 1

Тест Энгла — Грэнджера на коинтеграцию (порядок лага равен 12)

Пара фондовых индексов	Без константы		С константой		С константой и трендом	
	Статистика	*p*-значение	Статистика	*p*-значение	Статистика	*p*-значение
IMOEX — S&P500	–2,2051	0,1672	–2,4761	0,2939	–2,89005	0,3237
IMOEX — Hang Seng	–0,402473	0,8786	–1,49502	0,7653	–1,04503	0,974
Индексы Hang Seng — S&P500	–0,075491	0,9263	–3,98284	0,00756	–3,95987	0,03069

Источник: Составлено авторами.

Таким образом, тест Энгла — Грэнджера показал наличие коинтеграции на 12-м лаге между индексамми Hang Seng и S&P500. Для проверки наших предположений воспользуемся тестом Йохансена (табл. 2).

Таблица 2

Тест Йохансена на коинтеграцию (порядок лага равен 12)

		Пара фондовых индексов					
		IMOEX — S&P500		**IMOEX — Hang Seng**		**Hang Seng — S&P500**	
		***r* = 0**	***r* = 1**	***r* = 0**	***r* = 1**	***r* = 0**	***r* = 1**
Без константы	L_{max}	6,4414	4,5462	3,7411	0,63640	11,326	0,51776
	p-значение	0,3093	0,0392	0,6704	0,4829	0,0468	0,5323
Неограниченная константа	L_{max}	6,9029	3,4713	15,178	1,5253	26,607	6,6845
	p-значение	0,5091	0,0624	0,0336	0,2168	0,0002	0,0097
Неограниченный тренд	L_{max}	10,008	2,4489	19,239	1,0922	26,835	2,2088
	p-значение	0,4038	0,1176	0,0221	0,2960	0,0010	0,1372

Источник: Составлено авторами.

По результатам тестирования получилось, что на 1%-м уровне значимости между индексами Hang Seng и S&P500 в двух случаях (тест с неограниченной константой и неограниченным трендом) коинтеграционный ранг равен единице, т.е. существует одно коинтеграционное соотношение. Остальные тесты приняли нулевую гипотезу о том, что ранг коинтеграции равен нулю, коинтеграция отсутствует.

В ходе исследования выявлено, что коинтеграции между индексами IMOEX и S&P500 не существует. Между индексами IMOEX и Hang Seng также нет долгосрочных соотношений. Но существует коинтеграция между индеками Hang Seng и S&P500.

Литература

1. *Айвазян С.А.*, *Фантаццини Д.* Эконометрика-2: продвинутый курс с приложениями в финансах: учебник. М.: Магистр: ИНФРА-М, 2014. 944 с.

2. *Подкорытова О.А.*, *Соколов М.В.* Анализ временных рядов: учеб. пособие. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Юрайт, 2018. 267 с.

3. *Рогачев Ал.Ю.*, *Рогачев Ан.Ю.* Анализ рынка на основе теории коинтеграции // Экономика и математические методы. 2007. Т. 43. № 2. С. 101–110.

4. *Федорова Е.А.* Оценка влияния фондовых рынков США, Китая и Германии на фондовый рынок России // Экономический анализ: теория и практика. 2013. Т. 47. № 350.

ОЦЕНИВАНИЕ ПАРАМЕТРОВ НЕЙРОСТОХАСТИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ ДИСКРЕТНОГО ВРЕМЕННОГО РЯДА

Нистюк Павел Александрович

E-mail: nistp22@gmail.com

г. Минск, Белорусский государственный университет

Научный руководитель: чл.-корр. НАН Беларуси Харин Ю.С.

Анализ временных рядов хорошо изучен в случае непрерывных данных, т.е. когда пространство наблюдений является евклидовым пространством ненулевой меры Лебега. Для анализа таких рядов обычно применяются методы, основанные на стохастических уравнениях, т.е. уравнениях, в которых один или более членов является стохастическим процессом. На практике непрерывных временных рядов недостаточно. Из-за цифрового представления данных возникает необходимость применения дискретнозначных моделей временных рядов с мощностью пространства наблюдений $N \leq +\infty$. Множество важных прикладных задач в экономике, финансах, медицине и других областях привело к появлению глобальной проблемы в математической статистике: статистическое прогнозирование случайных процессов с дискретным временем, которые обычно называют случайными последовательностями или временными рядами [1].

Будем называть нейростохастической моделью порядка s любую цепь Маркова $x_t \in U$ порядка s на вероятностном пространстве (Ω, F, P), чьи переходные вероятности имеют вид

$$P\{x_t = i \mid \mathcal{F}_{t-1}\} = P\{x_t = i \mid X_{t-s}^{t-1}\} = q_i(\theta(X_{t-s}^{t-1}; A)),$$
$$X_{t-s}^{t-1} \in U^s = \{0, 1, ..., N-1\}^s, \quad i \in U,$$

где $q_i(\theta)$ — некоторое стандартное (известное) дискретное распределение вероятностей на U с параметром θ, например биномиальное, а функция $\theta(.)$ задана в семействе нейронных сетей:

$$\theta(X_{t-s}^{t-1};\, A) = F_k(A'_{k-1}F_{k-1}(\ldots A'_1F_1(A'_0X_{t-s}^{t-1}))),$$
$$A = (A_1, \ldots, A_k),\ A_i \in \mathbb{R}^{m_{i-1}\times m_i},\ m_i \in \mathbb{N},\ m_0 = s.$$

Здесь F_k — некоторая нелинейная функция, например сигмоида или ReLu [2], F_k: $R \to [0, 1]$.

Для получения оценок данной модели для случая, когда $q_i(\theta)$ — биномиальное распределение, строится логарифмическая функция правдоподобия вида

$$l(A) = \sum_{t=s|1}^{l} \log\{C_{N-1}^{x_t}\theta(X_{t-1}^{t-s};\, A)^{x_t}(1 - \theta(X_{t-s}^{t-1};\, A))^{N-x_t-1}\}. \qquad (1)$$

Для построения оценок максимального правдоподобия $\hat{A}$ используются итерационные методы максимизации (1), а также алгоритмы обучения искусственных нейронных сетей.

Литература

1. *Kharin Yu.S.* Discrete-valued time series analysis by parsimonious high-order Markov chains // Computer Data Analysis and Modeling: Stochastics and Data Science: Proc. of the Twelfth Intern. Conf., Minsk, Sept. 18–22, 2019. Minsk: BSU, 2019. P. 51–64.

2. *Goodfellow I.*, *Bengio Y.*, *Courvile A.* Deep Learning. MIT Press, 2016.

ДИФФЕРЕНЦИАЦИЯ СООТНОШЕНИЯ ЧИСЛЕННОСТИ ПОЛОВ ПРИ РОЖДЕНИИ С 2015 ПО 2019 Г. В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Новицкая Дарья Александровна

E-mail: korentayn17@gmail.com

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Денисенко М.Б.

Направления и причины изменений в соотношении численности полов при рождении в Российской Федерации «во времени и в пространстве» является темой, не до конца изученной. Учет фиксируемых тенденций в разных субъектах за длительные временные промежутки позволит уточнить сценарии для прогноза изменения возрастно-половой структуры. Главные вопросы заключаются в том, каковы эти различия и чем они вызваны; изменения во вторичном соотношении — это результат действия случайных факторов или они обусловлены вполне определенными причинами?

Основные цели работы — изучение соотношения численности полов при рождении во всех субъектах РФ и проведение последующего анализа влияющих факторов на основе индивидуальных данных Росстата. Задачи данной работы: выявить основные тенденции в численном изменении вторичного соотношения полов в субъектах РФ начиная с 1990 г., а на основе индивидуальных данных Росстата за 2015 г. проверить гипотезы о влиянии возраста родителей и их разницы, количества рожденных ранее детей на соотношение полов при рождении. Однако следует принять во внимание и тот факт, что количественное соотношение полов при рождении может зависеть как от демографических, так и социально-экономических и биологических факторов.

Для начала отметим сильные региональные различия для изучаемого показателя. Анализ временных рядов по субъектам РФ с 1990 по 2019 г. показал, что в одних субъектах соотношение численности полов повышалось, в других понижалось, в третьих оставалось без изменений. В ряде субъектов РФ изменения носят циклические колебания. Несмотря на то что R^2 при подборке трендов был довольно низким, определенные закономерности выделить удалось. Повышающийся тренд вторичного соотношения полов характерен для таких субъектов РФ, как Белгородская, Архангель-

ская, Новгородская области, республики Адыгея, Калмыкия, Дагестан, Кабардино-Балкария, Башкортостан, Алтай, Тыва, Хакасия, Бурятия, Забайкальский край, Магаданская и Сахалинская области, Чукотский автономный округ (АО). Понижающийся тренд вторичного соотношения полов наблюдается в Калужской, Курской, Липецкой, Тверской, Тульской, Ярославской, Вологодской, Мурманской областях, Ставропольском и Пермском краях, Кировской и Пензенской областях, Алтайском крае, Республике Саха (Якутия), Еврейской автономной области.

Наибольшие показатели вторичного соотношения полов, а именно среднее значение за выбранный период, характерны для Новгородской, Астраханской и Пензенской областей, Республики Адыгея, Краснодарского края (от 106,6 и выше мальчиков на 100 девочек); минимальные — для республик Саха (Якутия) и Коми, Еврейской автономной области, Камчатского края, Чукотского АО (менее 104 мальчиков на 100 девочек). Причем мера разброса значений относительно среднего (дисперсии) самая сильная в Чукотском АО, Магаданской области, республиках Алтай и Калмыкия, Еврейской автономной области (от 13 до 64). Никаких изменений дисперсии не отмечено в г. Москве, г. Санкт-Петербурге, Республике Башкортостан, Ростовской и Новосибирской областях.

Далее были рассмотрены демографические факторы, оказывающие влияние на соотношение полов при рождении, на примере индивидуальной базы данных за 2015 г. Логистическая бинарная регрессия и корреляционный анализ не показали значимых результатов, связь между родившимися и предикторами была слабой.

Проанализируем демографические факторы, используя деревья классификации. Этот метод позволяет предсказывать принадлежность наблюдений или объектов к тому или иному классу категориальной зависимой переменной в зависимости от соответствующих значений одной или нескольких предикторных переменных. В работе — это возможность осуществить многомерные расщепления узлов.

Если количество родившихся детей ≤1, то в будущем в процентном соотношении мальчиков рождается 51,6%, а девочек — 48,4%. При увеличении родившихся детей доля девочек увеличивается до 49,8%, а мальчиков уменьшается на 1,4%. Если возраст матери менее 26 лет, то мальчиков рождается 51,8%, а девочек — 48,2%, но после 26 лет мальчиков, становится меньше (51,5%),

а девочек, наоборот, больше (48,5%), т.е. с увеличением возраста матери девочек рождается больше, чем мальчиков, однако в целом мальчиков все равно больше. Что касается возраста отца, то чем старше отец, тем меньше доля родившихся девочек, до 27 лет соотношение мальчиков и девочек практически равно — 48,8 и 51,2%, после 27 лет доля появившихся на свет мальчиков возрастает до 50,6%, а девочек падает до 49,4%. При условии что разница в возрасте родителей менее 2 лет, мальчиков рождается меньше (48,6%), чем девочек (51,4%). Когда разница составляет от 2 до 4 лет, доля родившихся мальчиков увеличивается до 52,8%, а девочек уменьшается до 47,2%. В том случае, если разница более 4 лет, то снова доля родившихся девочек (55,8%) выше, чем мальчиков (44,2%).

Литература

1. *Tremblay M.*, *Vézina H.*, *Houde L.* Demographic determinants of the sex ratio at birth in the saguenay population, quebec // Population. 2003. Vol. 3. No. 58. P. 383.

2. Индивидуальные данные (ЕГР ЗАГС).

3. Федеральная служба государственной статистики. URL: https://www.gks.ru/.

АНАЛИЗ КЛЮЧЕВЫХ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ И ФИНАНСОВЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ НК «РОСНЕФТЬ»

Ноздрин Алексей Алексеевич
Ольховская Алена Владимировна

E-mail: alno2002@yandex.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

ПАО «НК “Роснефть”» — лидер российской нефтяной отрасли и крупнейшая публичная нефтегазовая корпорация мира [2]. Доля компании в добыче нефти в Российской Федерации составляет около 41%, а в мировой добыче — 6%. «Роснефть» лидирует по среднему темпу прироста добычи углеводородов за 10 лет [2].

Решается задача оценки динамики финансовых и производственных показателей с использованием темпа роста:

$$\mathrm{T_р} = \frac{y_i}{y_1} \cdot 100,$$

где y_1 — начальный, а y_i — промежуточный уровень ряда динамики [1].

Анализируя данные табл. 1, можно выделить рост показателей ключевых видов деятельности компании. Объем добычи жидких углеводородов (ЖУВ) в период с 2016 по 2019 г. увеличился на 9,6%, прирост выпуска нефтепродуктов в РФ составил 14,19%. Даже уменьшение объемов добычи газа на 0,2% по сравнению с базисным годом не оказало существенного влияния на финансовые показатели корпорации.

Таблица 1

Ключевые производственные показатели корпорации «Роснефть», 2016–2019 гг.

Показатель	2016	2017	2018	2019	$\mathrm{T_р}$, % (2016 г. = 100)
Добыча ЖУВ, млн т	210,05	225,45	230,19	230,25	109,6
Добыча газа, млрд м^3	67,1	68,41	67,26	66,95	99,8
Выпуск нефтепродуктов в РФ, млн т	84,75	96,9	99,73	96,78	114,19

Источник: Составлено авторами на основе [3, 4].

Средний темп роста определим как

$$\overline{\mathrm{T}}_\mathrm{р} = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}},$$

где n — число уровней ряда; y_n — конечный уровень ряда; y_1 — начальный уровень ряда [1].

Финансовые показатели компании «Роснефть» с 2016 по 2019 г. улучшились за счет роста производственных показателей, анализ которых был проведен в табл. 1. Из-за значительного увеличения объемов добычи ЖУВ средний коэффициент роста выручки составил 1,2 у.е., а средний коэффициент роста чистой прибыли — 1,6 у.е. (табл. 2). Незначительное увеличение капитальных затрат

Таблица 2

Консолидированные финансовые результаты корпорации «Роснефть» по МСФО, 2016–2019 гг., млрд руб.

Показатель	2016	2017	2018	2019	$\bar{T}_p$ (2016 г. = 100)
Выручка	4988	6011	8238	8676	1,2
Чистая прибыль, относящаяся к акционерам Роснефти	174	222	549	708	1,6
Капитальные затраты	709	922	936	854	1,04

Источник: Составлено авторами на основе [3, 4].

свидетельствует о том, что компания стремится к улучшению своих рыночных позиций за счет количественных показателей.

Проведенный анализ показал, что ПАО «НК “Роснефть”» является стабильной и быстроразвивающейся компанией, о чем свидетельствует рост как финансовых, так и производственных показателей.

Литература

1. *Борисова Е.Г.*, *Давыдова Я.Е.*, *Галкин С.А.* и др. Практикум по статистике / под ред. Е.Г. Борисовой. М.: МГИМО (У) МИД РФ, 2020. 166 с.

2. Роснефть сегодня // Официальный сайт компании «НК «Роснефть» [Электронный ресурс]. URL: https://www.rosneft.ru/about/Glance/.

3. Годовой отчет 2017, 2018. Обзор рынка и конкурентная среда. Разведка и добыча углеводородов // Официальный сайт компании «НК «Роснефть» [Электронный ресурс]. URL: https://www.rosneft.ru/docs/report/2018/ru/market-overview/competitive-analysis.html.

4. Производственные результаты за 4 кв. и 12 мес. 2019 г. // Официальный сайт компании «НК «Роснефть» [Электронный ресурс]. URL: https://www.rosneft.ru/press/releases/item/199845/.

5. *Симонова М.Д.* Цифровая экономика и проблемы расчета ВВП // Ломоносовские чтения — 2018. Секция экономических наук. Цифровая экономика: человек, технологии, институты: сб. тезисов выступлений. М., 2018. С. 506–511.

ВЛИЯНИЕ РЕЛИГИОЗНЫХ ФАКТОРОВ НА СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЕ РАЗВИТИЕ

Огурцова Арина Сергеевна

E-mail: ogurtsovarina@mail.ru

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

Научные руководители: акад. РАН Полтерович В.М., старший преподаватель Кораблева Л.А.

В работе исследуется, как религия влияет на экономический рост и социальное развитие. Воздействие фактора религиозности на темп роста душевого ВВП исследовалось в статье [1]. Авторы пришли к выводу, что влияние переменных «вера в ад» и «вера в небеса» положительно, в то время как переменная «посещаемость церкви» в соответствующем регрессионном уравнении имеет отрицательный знак. Однако в работе [4] статистическая значимость этих результатов подвергнута сомнению на том основании, что в расчетах не были учтены некоторые фундаментальные детерминанты роста. Авторы показывают, что в более общей модели значимость сохраняет только показатель «посещаемость церкви». Тем не менее, согласно расчетам, приведенным в [8], уровень религиозности и «посещаемость церкви» играют положительную роль в росте ВВП на душу населения, а переменная «вера в ад» — отрицательную. По причине эндогенности религии и других показателей в исследовании использовался обобщенный метод моментов (GMM).

Результаты, касающиеся влияния конфессиональной структуры на экономическое развитие, также противоречивы. В исследовании [1] утверждается, что католицизм способствовал экономическому росту, а индуизм, ислам, православие и протестантизм, напротив, отрицательно влияли на него. Однако, согласно работе [9], ислам и конфуцианство оказывают положительное влияние на экономический рост. Для оценки применялся подход байесовского усреднения классических оценок (BACE).

Вопрос о взаимодействии религии и социального развития рассматривался в работе [6]. Основная цель исследования — доказать, что религия имела значение в формировании государства всеобщего благосостояния. Авторы показывают, что современные стандарты социальной политики, включая образование и прог-

раммы экономической поддержки нуждающихся, явились результатом конкуренции между государством и церковью, которая претендовала на главенствующую роль в этой сфере.

В исследовании [5] показано, что религиозность, выраженная переменной «вера в загробную жизнь», положительно влияет на неравенства доходов и отрицательно — на налоговую нагрузку, государственные расходы и трансферты. Кроме того, отмечается, что увеличение доли католиков в структуре населения приводит к росту неравенства доходов, налоговой нагрузки и снижению доли совокупных государственных расходов в ВВП. Данные результаты свидетельствуют об обратной взаимосвязи доли католического населения и компонентов социального прогресса. Однако в ряде исследований на основе качественных соображений этот результат подвергнут сомнению. Авторы [7] приводят аргументы в пользу значимости католической церкви в становлении социального благополучия Испании: церковь способствовала созданию институциональной инфраструктуры социального обеспечения и оказывала помощь незащищенным слоям населения. Католические религиозные организации играли роль социального стабилизатора и тем самым оказали положительное влияние на уровень социального прогресса.

В отличие от предшествующих работ, исследуя вопрос о влиянии религии в целом и отдельных конфессий на социальное развитие, мы используем в качестве зависимой переменной интегральный показатель — индекс социального прогресса. Для его расчета применяются показатели обеспеченности физиологических, а также социальных и духовных потребностей человека и наличие возможностей для его всесторонней самореализации. В качестве регрессоров в наших расчетах использовались: ВВП страны на душу населения по ППС, средний уровень религиозности граждан, эффективность правительства, расходы государства на образование в процентах от ВВП, доли католиков, православных и протестантов в структуре населения. В расчетах использовались данные за два временных периода — 2010–2014 и 2017–2020 гг. — для 50 и 37 стран соответственно. Был проведен анализ регрессий с учетом разделения стран на развитые и развивающиеся.

Эконометрический анализ всех рассмотренных нами моделей позволяет заключить, что религиозность отрицательно сказывается на социальном прогрессе. Однако увеличение доли католического населения способствует росту зависимой переменной. Тем

самым подтвержден вывод, полученный на основе качественных соображений в цитированной выше статье [7].

Для того чтобы оценить связь религиозности и экономического роста, мы рассматриваем модель панельных данных, которая включает пять временных периодов. Зависимая переменная — прирост ВВП на душу населения. Регрессоры — приросты за пять лет для таких показателей, как прямые иностранные инвестиции (% от ВВП), инфляция (% годовых), торговля (% от ВВП), население. Также в качестве регрессоров используются следующие переменные: доступ к качественному образованию; эффективность правительства; бинарная переменная наличия в стране ресурсов (1 — если общая рента за природные ресурсы больше 10% от ВВП; 0 — обратное); средний уровень религиозности граждан; доли католического, протестантского, мусульманского населения в стране. В расчетах использовались данные о 38–65 странах. Рассматривались средние значения и приросты за пять лет для пяти временных периодов — 1995–1999, 2000–2004, 2005–2009, 2010–2014 и 2017–2020 гг. Был проведен анализ регрессий с учетом разделения стран на развитые (к ним также относим и переходные экономики) и развивающиеся.

Расчеты показали, что религиозность оказывает положительное влияние на рост душевого ВВП. Тем самым подтвержден вывод работы [8], полученный на менее представительной выборке.

Кроме того, на основе выборки из 68 стран был проведен анализ того, как уровень религиозности и преобладание определенных религий в структуре населения сказались на динамике экономических показателей до и после кризиса 2009 г. Анализировались изменение ВВП на душу населения, а также конечные потребительские расходы. Как отмечается в работах [2, 3], основное преимущество высокой доли религиозного населения — альтернативный страховой механизм, который смягчает влияние негативных шоков. Так, религиозные люди испытывают меньший психологический вред от безработицы в отличие от нерелигиозных. И действительно, наш анализ показывает, что страны, в которых уровень религиозности выше, справляются с кризисными явлениями значительно легче: их потребление снижается меньше, как и душевой ВВП. Показано также, что экономики стран, где преобладает мусульманское или католическое население, пострадали значительно меньше православных стран. Как отмечается в [3], основным каналом, который оказывает положительное влияние на восприятие

шоков потребления в исламе, является посещение исламского учебного заведения для изучения Корана. Мы предполагаем, что это может способствовать социальному комфорту верующих, а также влиять через догмы исламского учения на индивидуальные установки людей. В свою очередь, католическая религиозная группа положительно связана с социальной сферой благосостояния общества, что позволяет нам заключить, что именно социальное благополучие оказывается значимым в восприятии шоков потребления среди католического населения.

Литература

1. *Barro R.J.*, *Mccleary R.M.* Religion and economic growth across countries // American Journal of Sociology. 2003. No. 68. P. 760–781.

2. *Chen L.* Club goods and group identity: Evidence from Islamic resurgence during the Indonesian financial crisis // Journal of Political Economy. 2010. No. 118. P. 300–354.

3. *Clark A.*, *Lelkes O.* Deliver us from evil: Religion as insurance. Papers on Economics of Religion from Department of Economic Theory and Economic History of the University of Granada. No. 06/03. 2006.

4. *Durlauf S.N.*, *Kourtellos A.*, *Tan C.M.* Is God in the details? A reexamination of the role of religion in economic growth // Journal of Applied Econometrics. 2012. Vol. 27. No. 7. P. 1059–1075.

5. *Elgin C.*, *Goksel T.*, *Gurdal M.Y.* et al. Religion, income inequality, and the size of the government. MPRA Paper No. 25760. 2010.

6. *Manow P.*, *van Kersbergen K.* Religion and the Western Welfare State — the theoretical context. Cambridge University Press, 2009.

7. *Pérez-Díaz V.*, *Chuliá E.*, *Novo J.P.L.* et al. Catholicism, social values and the welfare system in Spain. ASP Research Paper 102(b). 2010.

8. *Qayyum U.*, *Anjum S.*, *Sabir S.* Religion and economic development: New insights // Springer Science+Business Media, LLC, Part of Springer Nature, 2019.

9. *Sala-i-Martin X.*, *Doppelhofer G.*, *Miller R.*I. Determinants of long-term growth: A Bayesian averaging of classical estimates (BACE) approach // The American Economic Review. 2004. Vol. 94. No. 4. P. 813–835.

ВЛИЯНИЕ КЛИМАТИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ИНТЕНСИВНОСТЬ ЛЕСНЫХ ПОЖАРОВ В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Орлов Илья Александрович
Стародубцева Марина Федоровна

E-mail: iaorlov_2@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Макаров И.А.

Лесные пожары — это общемировое явление. Пожары разрушают экологические системы и создают риски для людей, проживающих в непосредственной близости от места возникновения очага. Более того, пожары повышают уровень углекислого газа в атмосфере, что способствует росту парникового эффекта и усугубляет глобальное изменение климата. При этом само глобальное изменение климата, ведущее к повышению температур и учащению волн жары и засушливых периодов, провоцирует новые пожары.

Вопросами прогнозирования пожарной опасности и поиска взаимосвязи между интенсивностью пожаров и различными климатическими и социально-экономическими переменными занимаются по всему миру. Обеспокоенность ростом пожарной активности сегодня видна на примере США, Австралии, Бразилии, Украины, Турции и других стран мира. Однако именно для России, страны с самой большой площадью, покрытой лесом, вопрос пожаров наиболее актуальнен [1]. Жара 2010 г. показала, что неконтролируемые лесные пожары не только несут угрозу окружающим объектам, разрушают природные экосистемы и непосредственно уничтожают лесной массив, обеспечивающий атмосферу кислородом, но и наносят серьезный урон здоровью людей, дышащих смогом. Так, в 2010 г. только в Москве смертность выросла почти на 60% [3].

Важно отметить, что, несмотря на аномальную жару 2010 г., этот год не стал рекордным по общей доле сгоревшего леса в России. В 2010 г. сгорело 0,2% всего леса, а в 2018 г. — 0,9%. Это объясняется тем, что самые крупные по своим масштабам пожары случаются в азиатской части России. При этом, в отличие от пожаров в Центральной России, сибирские пожары часто остаются незамеченными.

Цель нашей работы состояла в том, чтобы установить количественную зависимость интенсивности пожаров в России от изменения климатических показателей. Интенсивность пожаров мы измеряли с помощью отношения площади, покрытой лесной растительностью, к площади, покрытой лесной растительностью, пройденной лесными пожарами. Средняя доля сгоревшего леса в нашей выборке — 0,2%, усеченное среднее — 0,04%, а медиана — 0,01%.

Прогнозы о росте пожарной активности в России с опорой на климатические данные уже представлены в академической литературе [2, 4]. Важной задачей для проведения нашего исследования было вписать этот прогноз в социально-экономический контекст. Для этого нужно было привести к общему виду данные, предоставляемые отдельными метеостанциями, и социально-экономические данные, собираемые по регионам России.

На первом этапе исследования нами была разработана методология, которая позволила перевести климатические данные, собранные с 518 метеостанций, неравномерно расположенных на территории страны, в данные по субъектам РФ. Для каждого региона были подсчитаны средневзвешенные климатические показатели (среднемесячная температура, количество осадков, среднемесячная влажность), основанные на данных по всем метеостанциям, находящимся в радиусе 500 км от столицы региона. Каждой из метеостанций был задан определенный вес в зависимости от ее расстояния от центра субъекта РФ. Данная методология была разработана авторами на основе анализа существующих методологий, применявшихся для исследования влияния климата на различные социально-экономические явления [5]. Этот подход позволяет использовать не только климатические переменные, но и социально-экономические (ВРП на душу населения, доля городского населения и др.).

Помимо базовых климатических показателей (температуры, влажности воздуха, осадков) для дальнейшего анализа были подготовлены и более комплексные переменные. Так, на основе данных о температуре, осадках и влажности с целью снижения количества независимых переменных были рассчитаны четыре главные компоненты, отражающие температуру, а также влажность и осадки в начале, середине и конце пожароопасного периода.

Самым релевантным показателем, наиболее тесно связанным с интенсивностью пожаров, является количество дней с индексом пожароопасности (индекс Нестерова), превышающим отметку

в 1000 единиц [4]. Этот индекс рассчитывается на основе ежедневных данных об осадках, температуре и температуре точки росы. С помощью программного кода этот показатель был рассчитан нами и также использован в эконометрических расчетах.

На втором этапе исследования было построено множество регрессий с фиксированными эффектами на основании собранных панельных данных. Такой метод позволил учесть в модели те особенности регионов, которые не были включены в модель и не меняются значительно во времени, например ландшафт, розу ветров или состав лесного покрова.

В анализ были включены наблюдения с 2008 по 2018 г. по 81 субъекту РФ. Для построения модели использованы климатические данные за пять наиболее пожароопасных месяцев — май, июнь, июль, август и сентябрь — либо главные компоненты, либо данные о количестве дней с индексом Нестерова, превышающим отметку в 1000 единиц. Выбор социально-экономических переменных был обусловлен необходимостью отразить динамику качества человеческого капитала в региональном разрезе на промежутке 11 лет. В результате анализа было выявлено, что наибольший вклад в увеличение вероятности лесных пожаров вносит уменьшение средней относительной влажности воздуха и среднего количества осадков. Так, повышение количества осадков на 1 см в июне в среднем приводит к уменьшению доли сгоревшего леса на 0,07 п.п. в год, а повышение относительной влажности воздуха в одном из месяцев на 1% сокращает лесные пожары в среднем на 0,03 п.п. Влияние повышения температуры также прослеживается через коэффициенты главных компонент и показатель, основанный на индексе Нестерова.

Таким образом, наше исследование подтверждает на выборке из 81 региона РФ, что глобальное изменение климата приводит к росту интенсивности пожаров. Это означает, что уже сейчас следует разрабатывать адаптационные меры, направленные на предотвращение лесных пожаров, так как в будущем следует ожидать ухудшения пожарной обстановки.

Литература

1. *Воробьев Ю.Л.*, *Акимов В.А.*, *Соколов Ю.И.* Лесные пожары на территории России: состояние и проблемы // Технологии гражданской безопасности. 2004. С. 12–21.

2. *Мохов И.И.*, *Чернокульский А.В.* Региональные модельные оценки риска лесных пожаров в азиатской части России при изменениях климата // География и природные ресурсы. 2010. № 2. С. 120–126.

3. *Ревич Б.А.* Волны жары, качество атмосферного воздуха и смертность населения Европейской части России летом 2010 года: результаты предварительной оценки // Экология человека. 2011. № 7. С. 3–9.

4. *Шерстюков Б.Г.*, *Шерстюков А.Б.* Оценки тенденций усиления лесных пожаров в России до конца XXI в. по данным сценарных экспериментов климатических моделей пятого поколения // Метеорология и гидрология. 2014. № 5. С. 17–30.

5. *Mendelsohn R.*, *Nordhaus W.D.*, *Shaw D.* The impact of global warming on agriculture: A Ricardian analysis // The American Economic Review. 1999. Vol. 89. No. 4. P. 1053–1055.

ВЛИЯНИЕ ПАНДЕМИИ НА РЫНОК НЕДВИЖИМОСТИ В РОССИИ

Панкратова Ирина Алексеевна

E-mail: pankratova.i.a@my.mgimo.ru

Илич Лука Драганович

E-mail: luka.ilich@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: к.э.н. Борисова Е.Г.

Спрос во время пандемии коронавируса на многие товары и услуги сильно изменился, рынок недвижимости — не исключение. Россияне в этом году не поехали в отпуск и покупали квартиры. Лето традиционно становится периодом спада, когда все покупатели отправляются в отпуск и покупка жилья откладывается на осень. В этом году с середины лета наблюдается повышенная активность на рынке.

Поначалу рынок недвижимости, как в Европе, так и в нашей стране, с мая по июнь наверстывал упущенное благодаря реализации отложенного спроса со стороны населения. Однако такая положительная динамика наблюдается до сих пор, таким образом,

можно констатировать, что российский рынок недвижимости вышел на новый уровень.

Факторы увеличения спроса:

- эффект отложенного спроса;
- снижение ставки Центробанком и введение льготных условий по ипотеке на новостройки (по итогам июня 2020 г. количество выданных кредитов превысило аналогичный показатель прошлого года — 116,4 тыс. по сравнению с 96,3 тыс.). Как следствие, снизилась доходность по депозитам и другим финансовым инструментам, ослабился курс рубля и возникли негативные последствия событий на геополитической арене.

В подобных обстоятельствах у жителей России появилось естественное желание обезопасить себя от риска обесценивания национальной валюты и вложить деньги в недвижимость.

Можно обратить внимание на увеличение доли квартир с отделкой и удачной планировкой, поскольку многие перешли на удаленный формат работы. По данным риелторов, за первые пять месяцев 2020 г. на квартиры с отделкой в столице приходилось 39% проданных лотов по сравнению с 33% годом ранее. Эта цифра сохраняет тенденции к росту и на конец марта 2021 г.

В Москве самое заметное подорожание пришлось на двухкомнатные квартиры: к сентябрю 2020 г. цены по сравнению с ценами на конец 2019 г. выросли на 16%. В среднем рост в течение 2020 г. был на уровне 10–12%, осенью — 14%. Однокомнатные квартиры летом 2020 г. выросли в цене на 12–13%, однако к концу года рост цен опустился до 9% в сравнении с ценами за конец 2019 г. (рис. 1).

Квартиры в новостройках стали дороже по всей России. В марте 2020 г. в сравнении с ценами на конец 2019 г. на однокомнатные квартиры стоимость выросла на 10%, на двухкомнатные — на 8%. В октябре прирост на рынке однокомнатных квартир составил 14%.

В январе 2020 г. цены в Подмосковье выросли на 7%, в феврале 2020 г. — уже на 12%, в марте 2020 г. — снизились на 23% к прошлому году на фоне начавшейся пандемии. Но уже в апреле москвичи стали перебираться за город и стоимость загородных домов выросла на 15% в сравнении с ценами на конец 2019 г.

В мае 2020 г. цены достигли пика — рост доходил до 45% к ценам прошлого года. Люди продолжали работать дистанционно, также многие хотели уехать за город на лето. Но в октябре съемные дома подешевели на 38% относительно прошлого года — те, кто снимал дом на лето, вернулись в город.

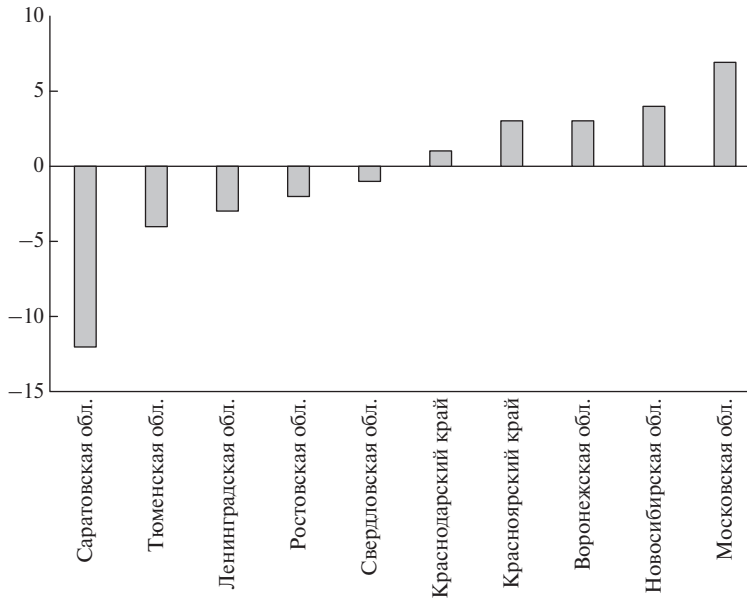

Рис. 1. Динамика цен на однокомнатные квартиры в некоторых регионах России, 2020 г., %

Таким образом, динамика изменения спроса и цен на рынке недвижимости представляет интерес для более подробного статистического анализа. Поскольку недвижимость — исторически проверенный способ сохранить накопленный капитал граждан, вопрос о востребованности данной формы капитала остается актуальным.

Литература

1. Официальный сайт новостного агентства РБК. URL: https://realty.rbc.ru/news/5f7dd4d59a7947a31d91ef9d.

2. Официальный сайт новостного агентства Forbes. URL: https://blogs.forbes.ru/2020/09/04/mehanizm-zapushhen-kak-menjaetsja-rynok-nedvizhimosti-posle-pandemii/.

3. Официальный сайт новостного агентства ТАСС. URL: https://tass.ru/ekonomika/10375571.

ИЗМЕРЕНИЕ БЛАГОСОСТОЯНИЯ НАСЕЛЕНИЯ: КЛАСТЕРНЫЙ АНАЛИЗ МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЙ НА ПРИМЕРЕ КРАСНОЯРСКОГО КРАЯ

Переславцева Арина Васильевна

E-mail: arina-peres@yandex.ru

Рокетлишвили Меир Меирович

E-mail: mroketlishvili@hse.ru

Сергеева Анастасия Алексеевна

E-mail: asergeevi00@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.э.н., профессор Архипова М.Ю.

Проблема поиска оптимальных способов оценки благосостояния населения является в настоящее время крайне актуальной. Один из наиболее распространенных современных подходов к измерению благосостояния может быть осуществлен через анализ уровня цен. Такой способ позволяет без особых трудностей проводить сопоставления как между различными странами, так и между регионами внутри одной страны.

Для России учет дифференциации цен в регионах особенно важен, так как цены на товары распределены по стране очень неоднородно.

Такие различия обусловлены рядом причин, в том числе разницей в природно-климатических условиях, из-за которой некоторые товары и услуги являются жизненно необходимыми в одном регионе, но не обладают такой степенью важности в другом. Более того, на неравенство в ценах влияют различия в социально-экономических условиях в субъектах РФ. Таким образом, разные реальные потребности населения оказывают существенное влияние на неравенство цен внутри страны.

Однако, анализируя цены на товары-представители, участвующие в измерении инфляции, можно заметить, что зачастую наблюдается дифференциация цен даже в рамках одного субъекта. Поэтому в качестве начального анализа разницы цен в регионах РФ разумно изучить различия на муниципальном уровне конкретных субъектов.

В данной работе проводится экономико-статистический анализ по изучению социально-экономических факторов, которые оказывают значимое влияние на уровень цен в рассматриваемом субъекте, а также анализируется динамика цен по основным продуктам питания, входящим в потребительскую корзину Красноярского края. Исследование проводилось по муниципальным образованиям этого субъекта РФ. В ходе работы были использованы разнообразные методы кластеризации, позволяющие разделить муниципальные образования на три группы — «север», «юг» и «центр». В качестве примера можно привести результаты использования метода *k*-means (рис. 1).

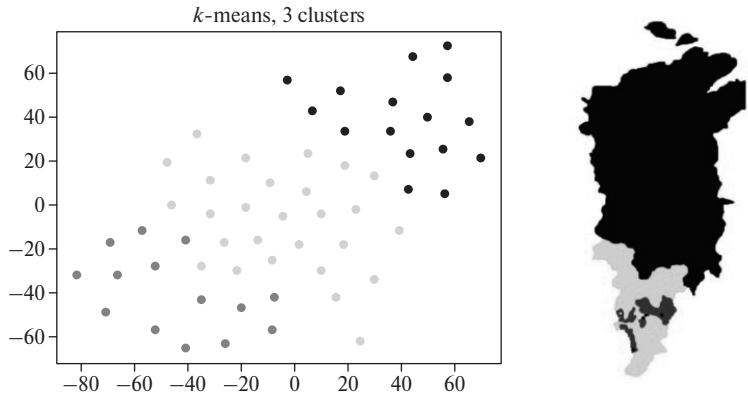

Рис. 1. Кластеризация муниципальных образований Красноярского края

Кластер, выделенный черным цветом, является наиболее развитым с более высокими ценами, а светло-серым — наименее развитым с более низкими ценами. В работе также отмечается, что различия в средних уровнях используемых переменных между кластерами статистически значимо. Однако малое количество наблюдений по регионам вынуждает отказаться от широкого класса методов.

В ходе исследования были рассмотрены основные тенденции изменения цен на продукты питания, непродовольственные товары и услуги, муниципальные образования Красноярского края поделены на группы, а также обозначена проблема недостаточного количества данных в открытых источниках.

Литература

1. Регионы России. Социально-экономические показатели 2018. Базы данных и публикации Росстата. 2005–2017. URL: https://www.gks.ru/dbscripts/munst/.

2. *Айвазян А.С.*, *Мхитарян В.С.* Прикладная статистика и основы эконометрики: учебник. М.: ЮНИТИ, 1998. 1000 с.

3. *Петрыкина И.Н.*, *Солосина М.И.*, *Щепина И.Н.* Применение кластерного анализа для типологизации муниципальных образований // Вестник Воронежского гос. ун-та. Сер. Экономика и управление. 2017. № 4. С. 154–164.

4. *Архипова М.Ю.*, *Сиротин В.П.* Подходы к изучению качества и уровня жизни населения в России // Вестник Российского фонда фундаментальных исследований. Гуманитарные и общественные науки. 2020. Т. 101. № 4. С. 34–44.

ДИНАМИКА ВНЕШНЕЙ ТОРГОВЛИ ФРАНЦИИ: ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Петрова Валерия Владимировна

E-mail: petrovalera02@yandex.ru

Казанцева Вероника Александровна

E-mail: nika-ugorsk@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Работа посвящена анализу текущего состояния внешней торговли Франции за 2012–2019 гг. Для оценки динамики внешней торговли Франции рассмотрены такие показатели, как внешнеторговый оборот, экспорт, импорт, доля страны в мировой торговле, коэффициент покрытия и т.д. (табл. 1).

В целом внешнеторговый оборот Франции снизился почти на 20 млрд долл. За рассматриваемый период особенно сильный спад произошел в 2015–2016 гг., что связано с «кризисом беженцев»: в данный период снизились и экспорт, и импорт страны. Однако к 2019 г. Франции удалось восстановить экспорт до уровня

Таблица 1

Динамика показателей внешней торговли Франции, 2012–2019 гг., %, млрд долл. США

Показатель	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Оборот внешней торговли	1225,77	1242,08	1239,07	1059,29	1048,20	1138,14	1238,99	1206,11
Экспорт	558,56	568,56	568,83	495,97	489,05	526,06	571,27	559,34
Импорт	667,21	673,52	670,24	563,32	559,15	612,08	667,72	646,77
Сальдо торгового баланса	–108,65	–104,96	–101,40	–67,35	–70,11	–86,03	–96,44	–87,44
Коэффициент покрытия	83,716	84,416	84,871	88,044	87,462	85,945	85,556	86,48
Доля в мировом экспорте	3,081	3,080	3,050	3,044	3,104	3,034	3,001	2,997
Доля в мировом импорте	3,688	3,665	3,609	3,456	3,552	3,480	3,441	3,425
«Нормализованный» торговый баланс	–8,864	–8,450	–8,184	–6,358	–6,688	–7,559	–7,784	–7,250
Доля торгового оборота в ВВП	45,672	44,185	43,443	43,445	42,415	43,856	44,442	44,415

Источники: Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2017. Iss. No. 1158. Vol. LXXI. No. 12. December. P. 162; 2020. Iss. No. 1194. Vol. LXXIV. No. 12. December. P. 116.

2012 г. Франция является 6-м в мире крупнейшим экспортером таких товаров, как сельскохозяйственная продукция, электрооборудование, фармацевтические продукты, продукция автомобилестроения, при этом она импортирует нефть и природный газ, продукты нефтепереработки, электронно-вычислительную технику, продукцию металлургической отрасли.

Импорт Франции ежегодно превышает экспорт из страны, что ведет к отрицательному значению сальдо торгового баланса за рассматриваемый период. Коэффициент покрытия увеличился за исследуемый период на 2,72% ($K_{\text{покр}}$ = Экспорт/Импорт · 100%) [3]. Доля Франции в мировом импорте снизилась с 3,688 до 3,425%, а доля в мировом экспорте упала ниже 3%, хотя в 2009 г. она составляла более 4%. Это объясняется увеличением участия развивающихся стран в международном разделении труда.

С 2012 по 2019 г. «нормализованный» торговый баланс увеличился более чем на 1% (Сальдо торгового баланса/Товарооборот × × 100%). В 2019 г. экспортная квота составила 20,6% (Экспорт/ВВП · 100%), импортная квота — 23,8% (Импорт/ВВП · 100%), внешнеторговая квота — 44,4% (Товарооборот/ВВП · 100%). Можно сделать вывод, что Франция — страна с открытой экономикой, активно участвующая в мировых хозяйственных связях [4].

Также рассмотрим и сравним долю общего объема экспорта Франции в ВВП за указанный период. Данный показатель показывает степень зависимости внутренних производителей от иностранных рынков.

Франция демонстрирует большую долю объема экспорта к ВВП. Данный показатель увеличился с 20,8 до 21,9%, т.е. на 1,1%.

Далее рассмотрим такой показатель, как средний объем экспорта и импорта в ВВП (0,5 · Товарооборот/ВВП · 100%). С 2012 по 2019 г. он вырос с 22,8 до 23,6%, т.е. на 1,2%, что показывает, что степень интеграции Франции в мировую экономику повысилась.

Степень проникновения импорта демонстрирует, насколько национальный спрос удовлетворяется зарубежным предложением [4]. Данный показатель в 2019 г. равнялся 24,5%.

Подводя итог вышеизложенному, можно сделать вывод о том, что экономика Франции интегрирована в систему мировых хозяйственных связей. Страна постепенно укрепляет свои позиции среди крупнейших мировых экспортеров. Также Франции удалось достигнуть докризисного уровня по большинству показателей.

Литература

1. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2017. Iss. No. 1158. Vol. LXXI. No. 12. December. 320 p.

2. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2020. Iss. No. 1194. Vol. LXXIV. No. 12. December. 270 p.

3. *Григорук Н.Е.* Статистика внешнеэкономических связей и международной торговли: учебник. М.: МГИМО-Университет, 2014. 264 с.

4. *Симонова М.Д.* Международные стандарты национального счетоводства: учеб. пособие. М.: МГИМО-Университет. 2019. 272 с.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ СТОИМОСТИ АКЦИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МОДЕЛЕЙ ВРЕМЕННЫХ РЯДОВ

Петрова Екатерина Витальевна

E-mail: ekaterinapetrova1423@gmail.com

г. Улан-Удэ, Бурятский государственный университет им. Д. Банзарова

Научный руководитель: к.э.н. Чимитдоржиева Е.Ц.

Целью исследования является построение и подбор наиболее адекватной модели прогнозирования динамики стоимости акций за счет сравнения прогностических показателей котировок акций с их реальной стоимостью за аналогичный период.

Все расчеты и построение модели проводились в среде R. Исходными данными для модели выступили ежедневные котировки акций ООО «Яндекс» по цене закрытия, данные были взяты с сайта Московской биржи (https://www.moex.com). Количество наблюдений составило 278 в период с 13 января 2020 г. по 19 февраля 2021 г. (рис. 1).

На данном графике видно, что после введения карантина в марте 2020 г. акции Яндекса значительно увеличились в цене. Рост продолжался вплоть до сентября 2020 г., а после происходит существенное замедление темпов роста. При построении модели ARIMA по данным периода с января 2020 г. по февраль 2021 г. было выявлено присутствие гетероскедастичности и отсутствие нормаль-

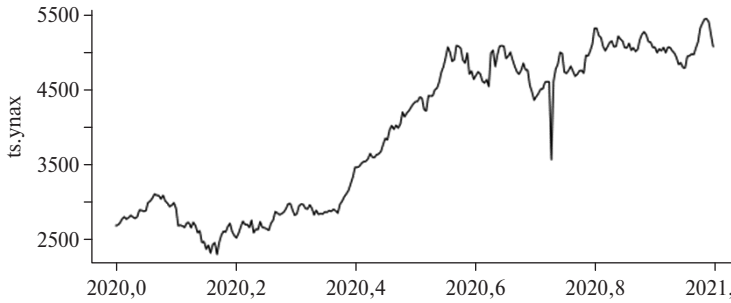

Рис. 1. График временного ряда

ного распределения в остатках, в связи с этим принято решение разделить данный временной ряд на два промежутка: с января до августа 2020 г. и с сентября 2020 г. до февраля 2021 г.

Рассмотрим для прогнозирования период с сентября 2020 г. по февраль 2021 г.

После применения теста Дикки — Фуллера было выявлено, что ряд является нестационарным (p-значение равно 0,2), следовательно, была проведена процедура дифференцирования.

Дифференцированный ряд является стационарным, так как p-значение равно 0,01 статистики Дикки — Фуллера меньше 5%. С помощью функции auto.arima построим модель временного ряда:

ARIMA(1,1,2)
Coefficients:

	ar1	ma1	ma2
	0.8536	−1.1929	0.2135
s.e.	0.1040	0.1463	0.1239

$$\Delta y_t = 0{,}85_{(0{,}1)}\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t - 1{,}19_{0{,}15}\varepsilon_{t-1} + 0{,}21_{0{,}12}\varepsilon_{t-2}.$$

Тест Льюнга — Бокса показал, что нет оснований отклонить нулевую гипотезу. Для тестирования на нормальное распределение был использован критерий Уилкоксона, p-значение равно 0,77, следовательно, остатки модели распределены нормально. Тест на наличие ARCH-процессов выявил отсутствие гетероскедастичности остатков полученной модели.

В модели ARIMA, построенной по данным с января 2020 г. по февраль 2021 г., была выявлена гетероскедастичность, а остатки модели не подчинялись закону нормального распределения. По-

строенные на основе меньших временных рядов модели ARIMA прошли проверку адекватности и более точно описали динамику стоимости акций Яндекса. Однако данные способы анализа и прогнозирования основываются только на закономерностях изменений цен в прошлом и не включают в исследование остальные факторы, влияющие на изменение рынка ценных бумаг. Для повышения качества прогноза, наряду с техническим анализом, следует учитывать и другие факторы, которые могут повлиять на стоимость акции.

Литература

1. *Айвазян С.А.*, *Фантаццини Д.* Эконометрика-2: продвинутый курс с приложениями в финансах: учебник. М.: Магистр: ИНФРА-М, 2014. 944 с.

2. *Вербик М.* Путеводитель по современной эконометрике / пер. с англ. В.А. Банникова; науч. ред. и предисл. С.А. Айвазяна. М.: Библиотека Солев, 2008. 616 с.

3. *Подкорытова О.А.*, *Соколов М.В.* Анализ временных рядов: учеб. пособие. 2-е изд., перераб. и доп. М.: Юрайт, 2018. 267 с.

4. *Теплова Т.В.* Инвестиции: учебник для бакалавров. М.: Юрайт, 2011. 724 с.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ НАЛОГОВЫХ ПОСТУПЛЕНИЙ В ХОДЕ РЕФОРМЫ ИМУЩЕСТВЕННОГО НАЛОГООБЛОЖЕНИЯ

Пивоварова Дарья Сергеевна

E-mail: 246761@list.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Налоговая система Российской Федерации состоит из трех уровней: федерального, регионального и местного. На федеральном уровне устанавливаются высокодоходные налоги: НДС, налог на прибыль, НДФЛ, НДПИ и др. На региональном и местном уровнях сосредоточены налог на имущество организаций, налог

на имущество физических лиц, земельный налог и др. Такое разделение налогов обусловлено различием полномочий федеральных, региональных и местных органов власти, поскольку главной функцией налогов является фискальная.

С момента формирования налоговой системы России с 1991 г. и позже, с вступления в силу Налогового кодекса РФ, поступления налогов с имущества всегда были очень незначительны, а их доля в доходах региональных и местных бюджетов — крайне мала. Причинами выступали неполный охват налогообложением всех объектов недвижимости, отсутствие их полного учета, несоответствие величины налоговой базы и реальной стоимости имущества. Так, налоговой базой выступали инвентаризационная и среднегодовая стоимость имущества, площадь земельных участков.

Начиная с 2006 г. земельный налог впервые стал исчисляться с кадастровой стоимости на всей территории РФ. В результате произошел рост поступлений земельного налога к 2019 г. более чем в 3 раза (табл. 1). С 2013 г. все регионы постепенно перешли на порядок расчета налогов с имущества организаций и физических лиц с кадастровой стоимости. Полный переход был закончен на всей территории РФ к 2020 г.

Положительная динамика поступлений имущественных налогов выражается в ускорении их темпов роста, которые вычисляются по следующей формуле:

$$\mathrm{T_p} = \frac{y_n}{y_0} \cdot 100\%,$$

где y_n — уровень сравниваемого периода; y_0 — уровень базисного периода [5].

Темп роста поступлений налога на имущество организаций составил в 2019 г. 149% по сравнению с 2013 г., налога на имущество физических лиц — 233% по сравнению с 2015 г. Начиная с 2006 г. наибольшие темпы роста показал налог на имущество физических лиц, его доля в налоговых доходах консолидированного бюджета субъектов РФ возросла более чем в 3,5 раза, а доля налога на имущество организаций — в 1,5 раза.

Динамика поступлений налогов на имущество в доходную часть соответствующих бюджетов обусловлена рядом причин, одними из которых выступают смена назначения и целевого использования недвижимости и земельных участков, рост или снижение кадастровой стоимости через оспаривание в судах и комиссиях Росреестра.

Таблица 1

Поступления налогов на имущество в консолидированный бюджет Российской Федерации

Показатель консолидированного бюджета субъектов РФ	2005	2011	2013	2015.	2017	2019
Доходы, млрд руб.	2999,86	7644,24	8165,12	9308,15	10758,14	13572,31
Налоговые доходы, млрд руб.						
В том числе налоги на имущество:	2226,3	5239,1	5959,2	6907,8	8181,5	10125,5
налог на имущество организаций	152,05	467,61	615,30	712,61	856,34	918,81
налог на имущество физических лиц	4,33	4,94	22,28	30,30	52,23	70,67
земельный налог	48,50	122,19	156,55	185,13	186,02	184,29
Доля всех налогов на имущество в налоговых доходах консолидированного бюджета субъектов РФ, %:						
в доходах	6,83	7,78	9,73	9,97	10,17	8,65
в налоговых доходах	9,20	11,35	13,33	13,44	13,38	11,59
Доля налогов на имущество в налоговых доходах консолидированного бюджета субъектов РФ, %:						
налог на имущество организаций	6,83	8,93	10,33	10,32	10,47	9,07
налог на имущество физических лиц	0,19	0,09	0,37	0,44	0,64	0,70
земельный налог	2,18	2,33	2,63	2,68	2,27	1,82

Источники: https://roskazna.gov.ru/ispolnenie-byudzhetov/; https://rosstat.gov.ru/compendium.

Так, в среднем за 2019 и 2020 гг. снижение суммарной кадастровой стоимости после оспаривания в судах составило более 50%.

Литература

1. Отчеты об исполнении консолидированного бюджета РФ и бюджетов государственных внебюджетных фондов. Официальный сайт Федерального казначейства [Электронный ресурс]. URL: https://roskazna.gov.ru/ispolnenie-byudzhetov/.

2. Финансы России. 2020: стат. сб. / Росстат. М., 2020. 380 с. [Электронный ресурс]. URL: https://rosstat.gov.ru/compendium.

3. Финансы России. 2014: стат. сб. / Росстат. М., 2014. 357 с. [Электронный ресурс]. URL: https://rosstat.gov.ru/compendium.

4. Рассмотрение споров о результатах определения кадастровой стоимости. Официальный сайт Федеральной службы государственной регистрации, кадастра и картографии [Электронный ресурс]. URL: https://rosreestr.ru/site/activity/rassmotrenie-sporov-o-rezultatakh-opredeleniya-kadastrovoy-stoimosti-/.

5. *Борисова Е.Г.*, *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.* и др. Практикум по статистике / отв. ред. Е.Г. Борисова, Т.А. Курашева. М.: МГИМО-Университет, 2020. 167 с.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ НАЛОГОВОГО ПОВЕДЕНИЯ ГРАЖДАН

Попова Екатерина Анатольевна

E-mail: 181335@edu.fa.ru

Горячева Марина Владимировна

E-mail: 181346@edu.fa.ru

г. Москва, Финансовый университет при Правительстве РФ

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

В период пандемии и развития коронавирусной инфекции налоговые поступления в государственный бюджет сократились. По словам главы ФНС, поступление налогов в бюджет по итогам

10 месяцев 2020 г. снизилось на 11% и составило 16,9 трлн руб. Мы считаем, что это произошло не только из-за снижения доходов населения, различных налоговых послаблений для бизнеса, падения цен на нефть, но и по другим, менее явным причинам. В настоящее время во всем мире складывается довольно неоднозначная ситуация касательно коронавируса, поэтому неизвестно, насколько продолжительным будет этот нелегкий период. Соответственно, неизвестно, насколько сильно в дальнейшем это отразится на экономике страны, в частности на налоговых поступлениях в бюджет. В связи с этим требуется поиск альтернативных источников налоговых поступлений в государственный бюджет. Одним из таких альтернативных институциональных источников мы видим повышение налоговой культуры и грамотности населения.

В своем исследовании мы провели «лабораторный эксперимент» среди 300 респондентов и выдвинули две гипотезы: 1) о том, что население в России имеет достаточно низкий уровень налоговой культуры, и 2) что уровень налоговой культуры связан с возрастом налогоплательщиков. Обработали результаты научного опроса методом структурных таблиц. А также провели корреляционный анализ и проверили отдельные статистические гипотезы по критерию χ^2 о независимости двух эмпирических распределений.

В процессе создания вопросов мы руководствовались принципом: опрашиваемые не должны были понимать, что вопросы связаны с налогами и культурой налогового поведения.

Корреляционный анализ взаимосвязи ответов на вопросы показал, что наибольшая взаимосвязь наблюдается между вопросами № 10 («Случалось ли Вам видеть товары в небольших магазинах по ценам ниже, чем в сетевых?») и № 11 («Если на вопрос № 10 ответили “Да”, то вызвало ли это у Вас сомнение (легальность происхождения товара, его качество)?»), средняя — между № 6 («Сталкивались ли Вы с ситуацией, когда продавец в магазине/кафе просил перевести деньги онлайн по номеру телефона?») и № 7 («Если на вопрос № 6 ответили “Да”, согласились бы ли Вы перевести деньги онлайн?»).

Проверка эмпирических распределений ответов на вопрос № 4 («Если Вам предложат трудоустройство с неофициальной заработной платой, Вы...») в зависимости от возраста респондента показала, что фактическое значение критерия χ^2 ($\chi^2 = 11{,}94$) немного меньше его критического значения ($\chi^2 = 12{,}59$). Нулевую

гипотезу о независимости эмпирических распределений следует принять с вероятностью ошибки 0,05. Практически значимый вывод: варианты ответов не зависят от возраста респондентов.

Проверка эмпирических распределений ответов на вопрос № 7 («Если на вопрос № 6 ответили “Да”, согласились бы ли Вы перевести деньги онлайн?») в зависимости от возраста респондента показала противоположный результат. Фактическое значение критерия χ^2 (χ^2 = 20,99) больше его критического значения (χ^2 = 16,92). Нулевую гипотезу о независимости эмпирических распределений следует отвергнуть и принять альтернативную гипотезу с вероятностью ошибки 0,05. Практически значимый вывод: варианты ответов зависят от возраста респондентов.

Первая из выдвинутых нами гипотез подтвердилась. Так как ответы респондентов на большинство вопросов показали масштаб их безразличия, уровень компетентности в вопросах налоговой сферы. Вторая гипотеза опровергнута. Так как ответы респондентов по различным вопросам разнились: в каком-то случае более «подкованными» в вопросах налогов оказалась самая младшая, а в каких-то самой грамотной являлась группа старше 45.

Литература

1. *Тарасова О.Б.*, *Хромова Т.Ф.*, *Шайкина Е.В.* и др. Практикум по математической статистике / под ред. О.Б. Тарасовой. М., 2014. С. 64.

2. *Гончаренко Л.И.*, *Осетрова Н.И.* О новой дисциплине: современные тенденции в формировании налоговой культуры // Налоги и налогообложение. 2007. № 11. С. 55–59.

3. *Пинская М.Р.* Лабораторный эксперимент как инновационный подход к выявлению причин уклонения от уплаты налогов // Экономика и управление: проблемы, решения. 2017. Т. 2. № 10. С. 42–45.

4. *Тихонова А.В.* Совершенствование статистического анализа социального неравенства в России // Бухучет в сельском хозяйстве. 2020. № 8. С. 74–83.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ФИНАНСОВОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ ПАО СБЕРБАНК

Пруссов Алексей Сергеевич
Григорян Тигран Артаваздович

E-mail: prussov.alexey@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Сбербанк является крупнейшим банком в России с самым большим количеством активных клиентов и огромной сетью отделений во многих субъектах страны. Сбер смог быстро восстановить бизнес сразу после снятия жестких антиковидных ограничений, а также запустил масштабные программы оптимизации расходов, что, например, позволило достичь рентабельности капитала на уровне 16% (табл. 1).

Одним из крупнейших проектов 2020 г. для компании стало объединение финансовых и нефинансовых продуктов и сервисов под единым узнаваемым брендом — Сбер и разработка новой стратегии развития до 2023 г., нацеленной на построение интегрированной экосистемы вокруг клиента, все это наряду с другими факторами положительно сказывается на финансовых показателях компании.

Чистый процентный доход = Процентные доходы по размещенным ссудам – Процентные расходы банка,

$$ЧПД_i = (П_i - О_i) \cdot 100,$$

где $П_i$, $О_i$ — соответственно притоки и оттоки денежных средств в период i.

Чистые процентные доходы за 12 месяцев и IV квартал 2020 г. выросли на 13,6% и 15% г/г, составив 1608,2 млрд и 426,5 млрд руб. соответственно.

Операционные расходы Группы, необходимые на поддержание ведения бизнеса, составили 759,8 млрд и 242,7 млрд руб. за 12 месяцев и IV квартал 2020 г., увеличившись на 4,9% и 2,0% г/г соответственно, что обусловлено запущенной в 2020 г. программой повышения эффективности. Рост расходов на персонал замедлился в IV квартале 2020 г. до 1,4% г/г (+3,6% г/г за 12 месяцев 2020 г.). Отношение операционных расходов к операционным доходам

Таблица 1

Финансовые показатели ПАО Сбербанк

Показатель	IV кв. 2020	IV кв. 2019	III кв. 2020	IV кв. 2020/ IV кв. 2019	IV кв. 2020/ III кв. 2020	12 мес. 2020	12 мес. 2019	12 мес. 2020/ 12 мес. 2019, %
	млрд руб.			%		млрд руб.		
Чистые процентные доходы	426,5	371,0	411,3	15,0	3,7	1608,2	1415,5	13,6
Операционные расходы	–242,7	–238,0	–175,5	2,0	38,3	–759,8	–724,6	4,9
Чистая прибыль	201,7	212,0	271,4	–4,9	–25,7	760,3	845,0	–10,0

Источник: Официальный сайт Сбербанка. Москва. Март 2021 г. URL: https://www.sberbank.com/ru/investor-relations/reports-and-publications/ifrs?_ga=2.3613936.1940058161.1616098300-2110842763.1616098300.

по финансовому бизнесу за 2020 г. снизилось на 1,7 п.п. г/г и составило 33,2%.

$$ЧП = ФП + ВП + ОП – СН,$$

где ФП, ВП, ОП — соответственно финансовая, валовая и операционная прибыль; СН — сумма налогов.

Чистая прибыль Сбербанка в IV квартале 2020 г. уменьшилась в сравнении как с аналогичным периодом прошлого года, так и с III кварталом 2020 г. (–4,9 и –25,7% соответственно), что объясняется сложностями, вызванными эпидемией коронавируса и связанными с ней ограничениями, а также ребрендингом и созданием целой экосистемы Сбер.

Литература

1. *Борисова Е.Г.*, *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.* и др. Практикум по статистике / отв. ред. Е.Г. Борисова, Т.А. Курашева. М.: МГИМО-Университет, 2020. 167 с.

2. Официальный сайт Сбербанка, раздел SberPress. Март 2021 г. URL: https://press.sber.ru/publications/chistaia-pribyl-sbera-za-2020-god-sostavila-760-3-mlrd-rub-v-sootvetstvii-s-mezhdunarodnymi-standartami-finansovoi-otchetnosti-msfo.

3. Официальный сайт Сбербанка, раздел SberPress. Октябрь 2020 г. URL: https://www.sberbank.com/ru/investor-relations/ir/news/article?newsID=a08f6c0e-e8b1-48b0-b7e7-37dd1a33f6f4&blockID=8&regionID=77&lang=ru&type=NEWS.

4. *Симонова М.Д.* Цифровая экономика и проблемы расчета ВВП // Ломоносовские чтения — 2018. Секция экономических наук. Цифровая экономика: человек, технологии, институты: сб. тезисов выступлений. М., 2018. С. 506–511.

АНАЛИЗ ФАКТОРОВ, ВЛИЯЮЩИХ НА ЦЕНУ ПОЛУВАГОНОВ В РОССИИ

Редькин Игорь Геннадьевич

E-mail: iredkin@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Мхитарян В.С.

В работе решается задача выявления и оценки степени влияния основных факторов на цену полувагонов, которые используются для грузовых перевозок угля, щебня, руды и черных металлов в России. С этой целью построена множественная регрессионная модель, позволяющая прогнозировать уровень цен и на основе этого разрабатывать стратегию развития вагоностроительных компаний (продавцов) и железнодорожных операторов или лизинговых компаний (покупателей).

Анализ публикаций [1–3] показал, что факторами, определяющими цену полувагона, являются профицит полувагонов, ставка аренды, себестоимость вагона, курс доллара и спрос на рынке.

В работе по месячным данным РФ за период с июня 2013 г. по январь 2021 г., т.е. по 92 наблюдениям, исследовалась зависимость y — средней рыночной цены на полувагон (млн руб.) от следующих объясняющих переменных:

- x_1 — профицит парка полувагонов, тыс. ед.;
- x_2 — стоимость аренды полувагона, тыс. руб.;
- x_3 — средняя цена полувагона на вторичном рынке, млн руб.;
- x_4 — объем продаж полувагонов, ед.;
- x_5 — курс доллара, руб.;
- x_6 — себестоимость комплектующих полувагона, млн руб.

Первоначально рассматривались двумерные модели зависимости y — средней рыночной цены на полувагон — от x_6, x_2 и x_5 соответственно.

На рис. 1 представлена зависимость цены от себестоимости полувагона, на основании которой можно сделать вывод, что с ростом мировых цен на сталь и комплектующие будет расти и цена на полувагон.

Рисунок 2 демонстрирует зависимость цены на полувагон от ставки аренды полувагона, которая иллюстрирует, насколько хорошо отрасль работает и каков спрос на полувагоны. Соответ-

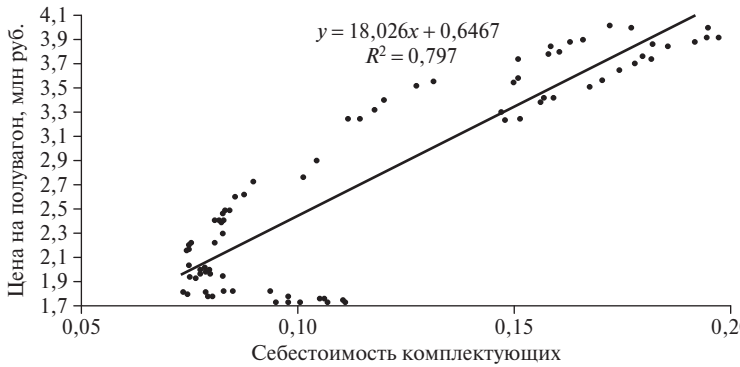

Рис. 1. График зависимости цены от себестоимости комплектующих, млн руб.

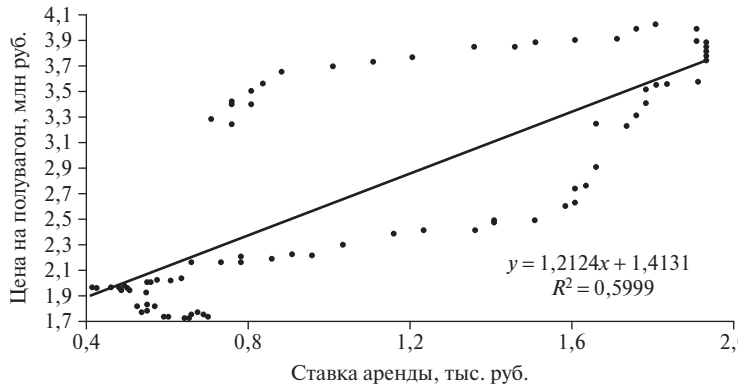

Рис. 2. График зависимости цены полувагона от ставка его аренды

ственно, рост ставки аренды вызывает рост цен на покупку полувагона.

На рис. 3 показана зависимость цены на полувагон от курса доллара. С ростом курса доллара растет и цена на полувагон, что может быть обусловлено закупками комплектующих из-за рубежа или другими факторами.

В работе также построена множественная регрессионная модель y — средней рыночной цены на полувагон (млн руб.) с учетом всех шести указанных выше объясняющих переменных. С помощью пошагового алгоритма с включением переменных получено окончательное уравнение цены полувагона вида

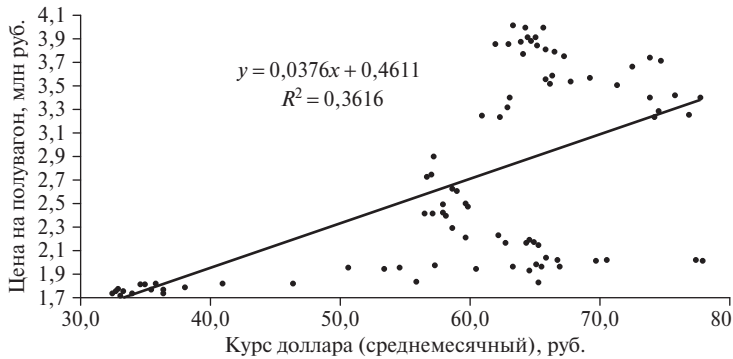

Рис. 3. График зависимости цены полувагона от курса доллара

$$\hat{y}_i = -0{,}2614 + 0{,}5773x_{i2} + 0{,}0169x_{i5} + 11{,}9343x_{i6},$$

$$t\text{-статистика: } (18{,}41)\ (15{,}05)\ (28{,}78);$$

$$F_{\text{набл}} = 1178{,}52, \quad R^2 = 0{,}9757.$$

Полученное уравнение регрессии и все его коэффициенты статистически значимы по *F*- и *t*-критериям. Увеличение всех входящих в уравнение объясняющих переменных приводит к росту стоимости полувагонов. Уравнение дает возможность прогнозировать уровень цен на рынке вагоностроения полувагонов.

Литература

1. *Почукаев К.Г.* Влияние инвестиционного и инновационного факторов на ценообразование в машиностроении // Научные труды Института народнохозяйственного прогнозирования РАН. 2018. № 16. С. 458.

2. *Штанов В.* Вагоностроители переходят на контракты с плавающими ценами // Ведомости. 2019. 20 мая.

3. Почему растет цена на грузовой вагон: оценка рынка // ИПЕМ — Институт проблем естественных монополий. URL: http://www.ipem.ru/news/ipem/1629.html (дата обращения: 20.03.2021).

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ И МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ИННОВАЦИЙ И НОВЫХ ТЕХНОЛОГИЙ НА ОСНОВНЫЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ БЛАГОСОСТОЯНИЯ ЛЮДЕЙ

Роговченко Валерия Андреевна

E-mail: varogovchenko@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Архипова М.Ю.

За последние десятилетия инновации стали критически важными для прогресса во всех сферах общественной жизни. В мире есть хорошо известные примеры стран (Финляндия, Южная Корея, Сингапур и др.), которые значительно улучшили благосостояние и качество жизни населения благодаря инновационной модернизации своей экономики. Для России инновационное развитие экономики и повышение благосостояния населения также являются ключевыми направлениями внутренней политики страны.

Таким образом, цель представленного исследования — проведение комплексного статистического анализа инновационного развития и благосостояния населения в регионах России. Для достижения заданной цели были поставлены такие задачи, как: изучение основных понятий и ключевых подходов измерения общественного благосостояния и инновационного развития; обзор ключевых показателей данных концепций, выявление основных характеристик и тенденций их развития в России; создание интегрального индикатора благосостояния населения регионов России и составление рейтинга субъектов РФ на его основе; проведение предварительного анализа и исследования связи инновационных показателей с индикатором благосостояния на региональном уровне.

Для решения поставленных задач были использованы табличные и графические методы представления и анализа данных, статистические методы корреляционного, кластерного, факторного анализа. Для обработки информации использованы пакеты статистических прикладных программ IBM SPSS, Stata, Gretl, а также Microsoft Excel.

Информационная база была составлена по данным Федеральной службы государственной статистики (Росстата).

Теоретической и методологической базой исследования послужили труды российских и зарубежных ученых, а также международных организаций в области исследования инновационного развития регионов и территорий мира, общественного благосостояния, а также взаимосвязи между ними. Одним из наиболее выдающихся авторов работ по измерению уровня благосостояния населения является С.А. Айвазян, чья методика построения интегральных индексов развития и уровня жизни населения была взята за основу для построения индикатора благосостояния населения регионов России в данной работе [1].

Наиболее близкой по исследуемой теме является работа М.Ю. Архиповой и А.В. Лебедева «Инновации и уровень жизни населения: взаимосвязь, тенденции и перспективы» [2]. Помимо кластеризации стран мира по степени их инновационного развития, авторы оценили уровни объективного и субъективного благосостояния населения в сформированных группах стран. Был сделан вывод, что в странах с более высоким уровнем инновационного развития население имеет более высокий уровень благосостояния не только по объективным характеристикам, но и по субъективному мнению самого населения.

Построение собственного интегрального индикатора благосостояния населения в регионах России за 2018 г. было реализовано с использованием компонентного анализа. Данный метод позволил произвести переход от набора из 26 статистических показателей, характеризующих разные аспекты жизни населения, к единому композитному интегральному индексу благосостояния населения в регионах России.

На основе построенного индекса был составлен рейтинг субъектов РФ по уровню благосостояния живущего в них населения. Таким образом, регионами с самым высоким благосостоянием населения на 2018 г. являлись наиболее развитые финансово-экономические центры страны: г. Москва, г. Санкт-Петербург, Московская и Тюменская области, Республика Татарстан. Последние строки рейтинга занимают преимущественно наименее развитые сельскохозяйственные субъекты: республики Ингушетия, Алтай, Калмыкия, Тыва и Еврейская автономная область.

Кластерный анализ (*k*-means) был использован для изучения степени дифференциации регионов по уровню инновационного развития. Были выделены три несбалансированных кластера субъектов страны, характеризующихся высоким, средним и низким

уровнями инновационного развития, со значительным превалированием последней группы.

Сопоставительный анализ уровня благосостояния населения по сформированным группам субъектов РФ выявил, что жители регионов с более высоким уровнем инновационного развития имеют более высокий уровень благосостояния.

Полученные в работе результаты могут быть использованы территориальными органами власти для определения или корректировки стратегии повышения уровня и качества жизни населения, а также направления инновационного развития местных экономик.

Литература

1. *Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни населения. Эконометрический подход. М.: Наука, 2012.

2. *Архипова М.Ю.*, *Лебедев А.В.* Инновации и уровень жизни населения: взаимосвязь, тенденции, перспективы // Статистика и экономика. 2012. № 6. С. 91–95.

3. Российская служба государственной статистики (Росстат). URL: https://rosstat.gov.ru/statistic (дата обращения: 20.12.2020).

ПРИМЕНЕНИЕ МОДИФИЦИРОВАННОГО МЕТОДА МАРШРУТНОГО УЧЕТА ДЛЯ ОЦЕНКИ ЧИСЛЕННОСТИ БРОДЯЧИХ ЖИВОТНЫХ

Русакова Инна Викторовна

E-mail: rusakova_i@mail.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: д.э.н., проф., чл.-корр. РАН Елисеева И.И.

Среди целей устойчивого развития, определенных ООН, одной из наиболее актуальных для нашей страны является цель «Обеспечение открытости, безопасности, жизнестойкости и экологической устойчивости городов и населенных пунктов» [1]. Для российской действительности одной из проблем на пути достиже-

ния заявленной цели является наличие в городах и населенных пунктах безнадзорных животных. Вступивший в силу 1 января 2020 г. Федеральный закон № 498-ФЗ определяет в качестве мер регулирования отлов и временное содержание животных в пунктах передержки [2]. Практика показала, что в ряде случаев отсутствие сведений о численности бродячих животных стало причиной неподготовленности региона к исполнению контрактов на отлов. Трудоемкость существующих методов учета [5] не позволяет применять их повсеместно, поэтому предлагается рассмотреть упрощенный метод маршрутного учета, состоящий в подсчете бродячих животных (собак) на произвольных маршрутах с экстраполяцией результата на общую протяженность улиц города. Обоснование применения метода и его описание изложены автором ранее [4].

Для эмпирической проверки работоспособности метода было отобрано 19 городов с численностью населения более 100 тыс. человек и проведен учет на маршрутах заданной длины (около 5% от общей протяженности улиц). Выборку можно считать случайной, так как в нее вошли города, в которых проживали откликнувшиеся на просьбу участники эксперимента. Цель исследования — определение показателя встречаемости и возможности его использования для оценки численности бродячих животных. По итогам учета показатель встречаемости, полученный делением количества встреченных животных на протяженность маршрута, лежит в пределах от 0,1 до 2,5 ос./км, среднее его значение составляет приблизительно 0,8 ос./км. Коэффициент вариации 0,19 говорит о типичности этой величины. Важно, что в двух городах (Чебоксары и Ухта) учет, проведенный дважды разными наблюдателями, показал сходный результат. Для оценки численности бродячих животных показатель встречаемости умножается на общую протяженность улиц города с учетом процента охвата территории.

Проведен корреляционно-регрессионный анализ полученных данных. Выбор данных основан на результатах предыдущих исследований на двух выборках, в которых была обнаружена устойчивая корреляция относительной численности безнадзорных животных с относительной численностью лиц моложе и старше трудоспособного возраста, причем в первом случае положительная, во втором — отрицательная [3]. В результате проведенного анализа по данным модифицированного маршрутного учета расчетная численность бродячих животных на 1 тыс. населения проявила отрицательную корреляцию с относительной численностью лиц моло-

же трудоспособного возраста и положительную — с относительной численностью лиц старше трудоспособного возраста (табл. 1).

Таблица 1

Результаты корреляционно-регрессионного анализа по данным оценки численности безнадзорных животных, 2014, 2017 и 2020 гг.

Объясняющая переменная x	Год	Уравнение регрессии	R^2	F-критерий	t-критерий
Численность населения моложе трудоспособного возраста на 1 тыс. человек	2014	$y = 0{,}46x - 22{,}9$	0,43	20	4,3
	2017	$y = 0{,}2x - 22{,}1$	0,23	39	1,98
	2020	$y = -28{,}2x + 7$	0,14	2,8	–1,68
Численность населения старше трудоспособного возраста на 1 тыс. человек	2014	$y = -0{,}11x + 0{,}34$	0,27	9,9	–3,14
	2017	$y = -1{,}6x + 28{,}6$	0,27	7,9	–2,8
	2020	$y = 16{,}3x - 2$	0,18	3,8	1,9

Полученная в результате расчета оценочная численность бродячих животных не коррелирует с численностью населения и площадью, а также с численностью населения трудоспособного возраста, т.е. ведет себя так же, как фактическая численность по данным прошлых лет.

Выводы по результатам исследования: 1) показатель встречаемости может быть использован в расчетах оценочной численности бродячих животных, однако его нельзя напрямую экстраполировать на общую протяженность улиц города; 2) поскольку в выборку 2020 г. и предыдущие выборки вошли разные города, можно предположить, что при отличающихся прочих условиях может быть различная взаимосвязь численности бродячих животных с демографическими показателями. В любом случае эксперимент требует продолжения, но для его успешной реализации важна заинтересованность горожан в подобном проекте.

Литература

1. Цели в области устойчивого развития // Официальный сайт ООН [Электронный ресурс]. URL: https://www.un.org/sustainabledevelopment/ru/cities/ (дата обращения: 24.03.2021).

2. Федеральный закон от 27 декабря 2018 г. № 498-ФЗ «Об ответственном обращении с животными и о внесении изменений в отдельные законодательные акты Российской Федерации» // Российская газета. 2018. 29 дек. № 295 (7758).

3. *Русакова И.В.* Влияние демографических процессов на численность безнадзорных животных в российских городах // Петербургская социология сегодня. Вып. 8. СПб.: Нестор-История, 2017. С. 73–90.

4. *Русакова И.В.* Методы пространственной выборки: модификации и примеры использования // Инновации и инвестиции. 2020. № 3. С. 233–239.

5. *Челинцев Н.Г.* Математические основы учета животных. М.: Центрохотконтроль, 2000. 431 с.

ИССЛЕДОВАНИЯ ТРАНСФОРМАЦИИ НЕФТЕГАЗОВЫХ КОМПАНИЙ К ПЕРЕХОДУ НА ЭКОЛОГИЧЕСКУЮ ЭНЕРГИЮ

Сапрыкин Кирилл Алексеевич

E-mail: Saprykin96kirill@gmail.com

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Научный руководитель: д.э.н., проф. Кузнецов В.И.

Возрастающее экологическое и социальное давление на нефтегазовые компании поднимает вопросы о роли добывающих видов топлива в меняющемся экологически-энергетическом обществе. Перед нефтегазовой отраслью встала важная стратегическая задача — найти баланс между краткосрочными доходами и инвестициями в экологичность компании. На данный момент нефтегазовые компании справляются с поставкой ископаемых материалов на рынок. Может возникнуть вопрос: смогут ли они перестроиться и помочь в достижении климатических решений.

В настоящее время отдельные компании тратят в среднем около 5% на проекты, не связанные с основными поставками нефти и газа, с наибольшими расходами на солнечную энергию и энергию ветра. Некоторые нефтегазовые компании также перешли

в новые области, приобретя существующие непрофильные предприятия, например, в сфере распределения электроэнергии, зарядки электромобилей и аккумуляторов, одновременно активизируя исследования и разработки.

Применяя статистические методы факторного и регрессионного анализа, можно показать, стоит ли компании в ближайшей перспективе переходить на экологические чистые виды энергии.

В результате проведения комплексного статистически сравнительного анализа было выявлено, что крупнейшее нефтегазовые компании Европы, такие как Total SE, Galp Energia SGPS SA, Equinor ASA, лидируют в модернизации по чистой энергетике и уменьшают выбросы парниковых газов по отношению к американским Exxon Mobil Corp. и Chevron Corp. К примеру, в период с 1988 по 2015 г., согласно данным отчета за 2017 г. от CDP Worldwide, 25 корпоративных и государственных предприятий, в том числе Exxon Mobil, Shell, BP Plc и Chevron, а также китайские производители угля и Saudi Aramco, были ответственны почти за половину мировых промышленных выбросов парниковых газов.

В Европе BP наращивает инвестиции в чистую энергию за счет нефти и газа. Shell перешла на чистую энергетику, продолжая вкладывать значительные средства в газ, который она рассматривает в качестве так называемого топливного моста к возобновляемым источникам энергии в будущем. По оценкам, BP и Total опережают Shell из-за их более строгих целей по сокращению выбросов. А в России «Роснефть» начала сотрудничать с европейской компанией BP в проектах по освоению чистой энергии.

В заключение отметим, что инвесторы предпочитают акции тех компаний, которые нацелены на производство чистой энергии или в которых есть инновации в этой области.

Литература

1. *Трофимчук Т.С.* Статистическое исследование развития нефтяного комплекса Российской Федерации: дис. ... канд. экон. наук. Уфа, 2014. 174 с.

2. BP. Статистический обзор мировой энергетики [Электронный ресурс]. URL: https://www.bp.com/en/global/corporate/energy-economics/statistical-review-of-world-energy.html.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ СЛИЯНИЙ И ПОГЛОЩЕНИЙ В СФЕРЕ ИННОВАЦИЙ И ТЕХНОЛОГИЙ

Сафин Георгий Григорьевич

E-mail: safin@schoolbolt.ru

г. Магнитогорск, Магнитогорский государственный технический университет

Научный руководитель: д.э.н., доцент Карелина М.Г.

Сегодняшние экономические реалии и высокая конкурентная среда заставляют компании искать новые возможности для роста. В связи с этим возрастает значимость сделок слияний и поглощений как важного фактора развития. В 2020 г. в России было зарегистрировано 567 интеграционных сделок на общую сумму 59,7 млрд долл. США, что на 15 и 5% меньше показателей 2019 г. соответственно.

В 2020 г. сфера инноваций и технологий заняла 1-е место по количеству сделок (98 против 90 в 2019 г.), по общей стоимости сделок — 3-е место (6,1 млрд долл. США) после нефтегазовой (8,4 млрд) и металлургической (26,5 млрд) отраслей. На протяжении последних нескольких лет количество сделок в данной сфере растет, так как цифровизация экономики России является одним из приоритетов программы национальных проектов, на которую выделено более 22 млрд долл. США. Коронавирус и связанный с ним локдаун лишь усилили курс на развитие технологий.

В настоящее время большой интерес среди практиков IT-индустрии представляет прогнозирование динамики слияний и поглощений в сфере инноваций и технологий. При этом только в последние годы благодаря накопленной статистической информации по интеграционным сделкам в России начинают формироваться методические подходы к прогнозированию интенсивности процессов интеграции. Таким образом, объектом исследования в данной работе явилась сфера инноваций и технологий, а предметом исследования — количество интеграционных сделок в данном секторе экономики с 2006 по 2020 г.

На первом этапе анализа был проведен обзор исследований динамики процессов слияний и поглощений, который позволил выявить, что настоящее исследование, направленное на выявление особенностей временного поведения сделок слияния и поглоще-

ния в сфере инноваций и технологий, является новым направлением в изучении и моделировании интеграционных процессов в различных секторах российской экономики.

На втором этапе выбор методов прогнозирования для решения поставленной задачи базировался на ряде предпосылок, таких как: методы должны учитывать нестационарность описываемого процесса; методы должны учитывать ограниченность выборки; результаты должны с заданной точностью описывать изменение заданного показателя.

В результате для достижения поставленной цели был выбран ряд методов, наиболее полно удовлетворяющих выдвинутым требованиям:

1) построение модели количества заключенных сделок M&A в сфере инноваций и технологий с использованием гармонического анализа;

2) модель проинтегрированного скользящего среднего (модель Бокса — Дженкинса).

На третьем этапе была произведена оценка точности моделей количества заключенных сделок слияний и поглощений на основе данных обучающей выборки с использованием следующих характеристик точности моделей: сумма квадратов ошибок, MAPE и средняя квадратическая ошибка.

Исходя из полученных данных был сделан вывод, что динамику числа заключенных сделок слияний и поглощений в сфере инноваций и технологий лучше всего описывает модель, базирующаяся на применении методологии авторегрессии проинтегрированного скользящего среднего. При этом для оценки динамики слияний и поглощений при наличии структурных сдвигов был использован метод взвешенного учета наблюдений, поскольку равномерный учет всех наблюдений приводит к смещению в прогнозе, в то время как учет только наиболее релевантных наблюдений после структурного сдвига может привести к большей дисперсии прогноза.

Литература

1. *Мхитарян В.С.*, *Архипова М.Ю.*, *Дуброва Т.А.* и др. Анализ данных. М.: Юрайт, 2016. 503 с.

2. *Карелина М.Г.*, *Мхитарян В.С.*, *Савченко И.С.* Интеграционные процессы в металлургическом комплексе России: современное со-

стояние и перспективы развития // Вопросы статистики. 2016. № 3. С. 55–64.

3. *Поликарпова М.Г.* Эконометрический анализ российского рынка слияний и поглощений // Прикладная эконометрика. 2011. Т. 4. № 24. С. 27–47.

4. *Box G.M.*, *Jenkins G.C.*, *Reinsel G.C.* Time series analysis: Forecasting and control // Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall, 1994.

5. *Clements M.P.* Evaluating econometric forecasts of economic and financial variables. N.Y.: Palgrave Macmillan, 2005.

ВЛИЯНИЕ ЭКСПОРТА НЕФТИ ИЗ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ В СТРАНЫ СНГ

Сафин Артур Радикович

E-mail: safinarthur@list.ru

г. Йошкар-Ола, Марийский государственный университет

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

Нефтеперерабатывающая отрасль — одна из структур, которая напрямую оказывает большое влияние на уровень жизни населения. Цены на топливо неуклонно растут. Данную тенденцию можно объяснить разными причинами: ростом мировой цены на нефть, увеличением спроса, вместе с тем повышением тарифов на транспортировку и электроэнергию и др.

Несмотря на то что цены на топливо и нефть постоянно растут, спрос не снижается. Каждый год в мире увеличивается количество автомобилей, к примеру, в России сейчас их насчитывается более 50 млн, в Китае — более 250 млн.

Автомобильный бензин является товаром, торговля которым производится на всех сегментах товарного рынка: на оптовом рынке продукции, на рынке потребительских товаров — розничная торговля, на мировом рынке — экспортный товар. Из этого следует, что на конъюнктуру рынка автомобильного бензина, в том числе нефти, влияет ситуация во всех этих сегментах. В конечном итоге цены на нефтепродукты затрагивают интересы практически всех отраслей и социальных групп.

Следует учитывать, что с 22 августа 2012 г. Российская Федерация является членом Всемирной торговой организации (ВТО), а также участником Договора о зоне свободной торговли СНГ, Таможенного союза ЕАЭС и Европейского экономического союза.

Вышеизложенное обусловливает актуальность социально-экономического исследования динамики цен на нефть, а также выручки от экспорта нефти из России в Китай (рис. 1).

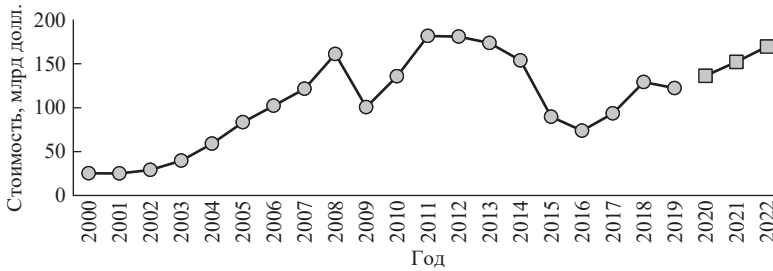

Рис. 1. Динамика и прогноз экспорта нефти в страны СНГ из России

Целью работы является изучение динамики рыночной стоимости нефти марки Urals, выручки от экспорта нефти из России в Китай, а также изучение зависимости суммы выручки с экспорта нефти на ВВП Российской Федерации. Предмет исследования — совокупность статистических показателей, методы и модели, характеризующие развитие внешнего рынка нефтепродуктов России.

Первым массивом данных выступает ВВП Российской Федерации (рис. 2), вторым массивом — выручка от продаж нефти Китаю. Исходя из этого коэффициент корреляции $r = 0{,}954$.

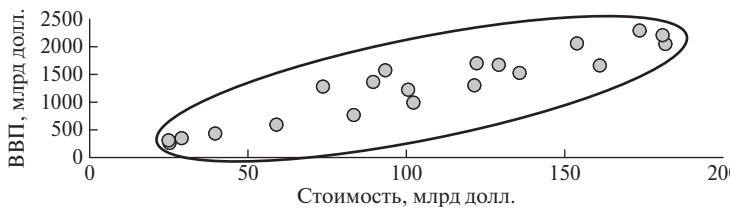

Рис. 2. Корреляционное поле зависимости ВВП РФ от выручки с продаж нефти в страны СНГ

Россия — торговая страна, которая зарабатывает в основном за счет не производства продукции, а продаж сырья в соседние страны. Одной из них является Китай — самый крупный импортер нефти в мире по состоянию на 2019 г. Следовательно, прямая связь ВВП России и выручки от продажи нефти Китаю оправдана.

Литература

1. *Смитиенко Б.М.*, *Поспелов В.К.*, *Карпова С.В.* и др. Внешнеэкономическая деятельность. М.: Мастерство, 2018. 304 с.

2. Мировой экспорт/импорт товаров. URL: https://trendeconomy.ru/data/commodity_h2/TOTAL.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ КАЧЕСТВА ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ РЕГИОНОВ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ И ЕВРОСОЮЗА

Симонян Дмитрий Арташесович

E-mail: Simonian.dmitry@yandex.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: к.т.н., доцент Сиротин В.П.

В результате развития концепции государства национального благосостояния качество жизни населения превратилось не только в основную задачу государственной политики, но, более того, в смысл ее проведения. Тем не менее вопрос справедливой оценки уровня благосостояния населения, захвативший внимание научного сообщества еще во второй половине прошлого века, до сих пор актуален.

Особенно остро в последнее время звучат проблемы исследования регионального уровня жизни. В условиях Российской Федерации все чаще подчеркиваются экономическое неравенство регионов и недостаточная развитость востребованной для раскрытия человеческого потенциала инфраструктуры. В то же время данная проблема актуальна и для ряда стран — членов Европейского союза, но не только в контексте неравенства отдельных регионов, но и в силу разрыва в уровне благосостояния отдельных государств.

На данный момент было предложено немало методов оценки регионального качества жизни населения, некоторые из них разработаны в последние несколько лет. Доклад посвящен развитию собственного способа измерения уровня жизни населения регионов и последующему анализу регионов ЕС и РФ. Основополагающими работами, развивающими основные идеи доклада о межрегиональном сопоставлении в разрезе качества жизни, являются исследования [1–3]. Главные задачи авторов — развитие методов анализа качества жизни населения и подбор наиболее подходящих социальных и экономических индикаторов.

В работе A. Sagar и A. Najam [1] приводится критический обзор широко известного семейства индексов человеческого развития (ИЧР) и их модификаций. Ряд замечаний авторов, такие как необходимость логарифмировать значения ВВП при расчете благосостояния региона, предпочтения в пользу мультипликативной формы расчета индекса, а также требование учета неравенства между различными группами населения, уже были удовлетворены при последних расчетах индекса и его модификаций, однако проблема искусственного увеличения значений показателя за счет индустриального расхода природного капитала так и не была учтена. Развивая последнюю мысль, авторы приводят в пример государства, воспользовавшиеся данным компромиссом и в короткие сроки нарастившие ИЧР, заплатив снижением общего качества окружающий среды, что вызывает вопросы о стабильности полученных результатов на протяжении долгого периода времени и объективности оценки благосостояния населения.

В свою очередь, B. Held с соавторами [2] в рамках своей работы предложили отказаться от ВВП как показателя регионального и национального благосостояния. В качестве замены ВВП авторы разработали индексы национального и регионального благосостояния, отличительной чертой которых является более глубинное понимание вопросов потребления и издержек. Так, в список 20 детерминант, используемых в расчетах предложенных индексов, вошли как более традиционные показатели (величина частного потребления, сетевые эффекты от публичного потребления, волонтерский труд, расходы на образование и медицину и проч.), так и редко применяемые в других исследованиях (издержки потребления невосстанавливающихся ресурсов, нанесенный атмосфере, воде и почве ущерб, издержки производства электроэнергии, шумовой ущерб и проч.). Комплексный подход позволяет описать все чаши весов

в описанном выше компромиссе — это делает оценки более объективными и не позволяет скрыто повышать значения индикаторов благосостояния, расходуя неучтенные ресурсы. Однако широкий набор труднодоступных данных накладывает серьезные ограничения на международные исследования проблемы и создает новый нерешенный компромисс между сложностью и точностью.

Тем не менее недостатки популярных индексов качества жизни формулируются не только в проблемах оценки благосостояния. G. Ranis с соавторами подчеркивает недостаток информации, используемой при оценке человеческого развития, и расширяет список задействованных детерминант еще 11 категориями помимо самого ИЧР [3]. Особое значение авторы работы уделяют остросоциальным параметрам — психическому здоровью населения, экономическим и политическим свободам, неравенству, социальным отношениям и др. В результате был получен показатель, коррелированный с ИЧР, однако отражающий бóльшую часть жизни населения. В результатах своей работы исследователи отмечают, что не рассчитывают на новый индекс как замену ИЧР, но решительно демонстрируют возможность расширения палитры оцениваемых социоэкономических явлений с целью проведения более узкого анализа жизни населения.

В рамках доклада рассмотрены существующие подходы к оценке качества жизни, выделены основные детерминанты человеческого развития и сформирован авторский индекс качества жизни без обучающей выборки на основе метода главных компонент. Полученные результаты предоставят более четкое представление об уровне жизни в регионах Евросоюза и Российской Федерации, а также могут быть использованы при формировании политики развития человеческого капитала.

Литература

1. *Sagar A.*, *Najam A.* The human development index: A critical review // Ecological Economics. Vol. 25. Iss. 3. P. 249–264.

2. *Held B.*, *Rodenhäuser D.*, *Diefenbacher H.* et al. The National and Regional Welfare Index (NWI/RWI): Redefining progress in Germany // Ecological Economics. 2018. Vol. 145. P. 391–400.

3. *Ranis G.*, *Stewart F.*, *Samman E.* Human development: Beyond the human development index // Journal of Human Development. 2006. Vol. 7. No. 3. P. 323–358.

ЭКОНОМИКО-СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ЭКСПОРТА ГЕРМАНИИ

Ситдекова София Сергеевна

E-mail: sssitdekova@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

На сегодняшний день Германия входит в число экономически развитых стран мира и занимает устойчивые лидерские позиции в рамках Евросоюза. Несмотря на скромные сырьевые запасы, она является одним из ведущих мировых экспортеров высококачественных товаров и услуг благодаря своему высокому потенциалу в области исследований и разработок.

В рамках данной работы будет рассмотрена динамика экспорта [3] Германии за период с 2012 по 2019 г. Для анализа показателей экспорта использованы следующие статистические методы: абсолютный базисный и цепной прирост, базисный и цепной темп прироста.

В табл. 1 приведены данные об объеме экспорта Германии. Рассчитаем абсолютный базисный и цепной прирост, где в качестве базисного уровня рассматриваем показатель экспорта 2012 г. По результатам расчетов видим, что в 2015–2016 гг. абсолютный базисный показатель отрицательный. Это говорит о том, экспорт в данный период существенно понизился — на 82 164 млн и 74 015 млн долл. соответственно по сравнению с 2012 г. Подобный спад мог быть связан с нестабильной политической ситуацией в мире и, как следствие, общим экономическим спадом.

Однако, анализируя изменения цепного абсолютного прироста, можно заметить, что в 2016–2017 гг. появилась тенденция к восстановлению объемов экспорта Германии, так как с каждым годом абсолютная величина рассматриваемого экономического показателя была выше по сравнению с показателем предыдущего периода.

Теперь произведем расчеты базисного и цепного темпов прироста экспорта Германии. В 2014, 2017 и 2019 гг. темп прироста объема экспорта страны в сравнении с 2012 г. вырос на 6,1; 2,8 и 5,7% соответственно, что говорит о положительной динамике изменения за семь лет, если не считать непродолжительного спада 2015–2016 гг. Своего максимального сдвига темп прироста достиг в 2018 г.

Таблица 1

Динамика показателей объема экспорта Германии, 2012–2019 гг.

Год	Экспорт, млн долл. США	Абсолютный прирост, млн долл. США		Темп прироста, %	
		Базисный	Цепной	Базисный	Цепной
2012	1 408 370	0	–	100	–
2013	1 451 631	43 261	43 261	3,07	3,07
2014	1 494 251	85 881	42 620	6,10	2,94
2015	1 326 206	–82 164	–168 045	–5,83	–11,25
2016	1 334 355	–74 015	8149	–5,26	0,61
2017	1 448 171	39 801	113 816	2,83	8,53
2018	1 560 534	152 164	112 363	10,80	7,76
2019	1 489 166	80 796	–71 368	5,74	–4,57

Источник: Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2017. Iss. 1181. Vol. LXXIII. No. 12. December. P. 162; 2018, Iss. 1170. Vol. LXXII. No. 12. December. P. 164; 2019. Iss. 1158. Vol. LXXI. No. 12. December. P. 120; 2020. Iss. 1194. Vol. LXXIV. No. 12. December. P. 116.

и составил более 10 п.п. Именно в этот период экспортные показатели достигли рекордного уровня за последние 10 лет.

Расчеты по цепному темпу роста показали: в 2015 г. произошло сокращение объема экспортных товаров и услуг Германии на 11,3% по сравнению с 2014 г., что практически в 2 раза больше базисного показателя за тот же год, где разрыв составлял –5,8%. Однако затем произошел практически такой же резкий рост цепного темпа прироста в 2016 г., хотя по сравнению с базисным годом объем экспорта в 2016 г. по-прежнему был отрицательным.

В 2019 г. произошло изменение величины экспорта относительно 2018 г., и он составил –4,6%. Скорее всего это было вызвано эпидемиологической ситуацией во всем мире.

В целом за семь лет наблюдалась положительная динамика объема экспорта Германии с непродолжительными периодами спада. Благодаря развитию технологий, активному участию в интеграционных процессах и эффективной государственной политике стране удается удерживать устойчивые конкурентные позиции в мировом экспорте.

Литература

1. *Борисова Е.Г.*, *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.* и др. Практикум по статистике / отв. ред. Е.Г. Борисова. М.: МГИМО-Университет, 2020. 166 с.

2. Monthly Bulletin of Statistics. UN, N.Y., 2017. Iss. 1181. Vol. LXXIII. No. 12. December. 324 p.; 2018, Iss. 1170. Vol. LXXII. No. 12. December. 324 p.; 2019. Iss. 1158. Vol. LXXI. No. 12. December. 324 p.; 2020. Iss. 1194. Vol. LXXIV. No. 12. December. 324 p.

3. *Галкин С.А.*, *Григорук Н.Е.*, *Симонова М.Д.* Практикум по статистике для работы с материалами статистических справочников. М.: МГИМО-Университет, 2011.

КАЧЕСТВЕННЫЙ АНАЛИЗ КОРРЕЛЯЦИИ ВОСПИТАНИЯ ДЕТЕЙ И ВЗРОСЛОЙ ПРЕСТУПНОСТИ

Скворцова Светлана Константиновна

E-mail: tatiana-skvortsova@ya.ru

г. Москва, МПГУ

Научный руководитель: д.п.н., профессор Ковалёв А.А.

В начале 1990-х годов в нашей стране появилась всем известная кукла Барби. Многие опытные учителя утверждали, что игра с этой куклой ни к чему хорошему не приведет, ведь эта кукла формирует интерес к индустрии развлечений, акцентируя внимание на вопросах моды. Как следствие, из детских занятий вытеснялись так называемые естественные игры, которые готовят ребенка к взрослой жизни. Взрослая жизнь девушки — это не труженица Матрешка, а шест, инъекция на упругость, модельный бизнес, безделье и т.д. К сожалению, в то время не проводились исследования потребительского рынка и статистика продаж кукол данного вида мало кого интересовала. Возможно, если бы она велась и принимались соответствующие меры, то и демографический кризис наших дней не представлял бы такой острой проблемы, которую мы имеем сегодня.

Исследование рынка игрушек в первые годы нового тысячелетия показало: более 80% изделий представляли собой так называемые антиигрушки, т.е. учили детей отрицательным, античеловеческим качествам [1]. Это игры насилия, алчности, а также злые куклы и куклы-монстры. Когда такой монстр попадает ребенку, он сам подсказывает, как с ним играть — убивать, давить, навязывать свою волю другим и проч. В отдельную группу, чрезвычайно опас-

ную для формирования внутренних ценностей подрастающего поколения, отнесем игрушки-солдатики и игровой инвентарь, скопированный с зарубежных армий. Возникает вопрос: против кого будут вестись военные игры, кто из игрушечных персонажей станет любимцем наших детей?

На сегодняшний день удручает рост правонарушений среди детей и подростков. Из СМИ мы постоянно слышим о необходимости патриотического воспитания. Однако многих проблем можно было бы избежать, если бы вовремя велась соответствующая статистика, в соответствии с которой прикладывались усилия со стороны руководящих организаций. Ведь еще в начале прошлого века А.С. Макаренко говорил: «как ребенок играет, так и будет работать...». Он подчеркивал, что одним из основных методов воспитания и обучения являются игра и труд.

В течение почти 10 лет проводился эксперимент, направленный на выбор наиболее рационального содержания и методов преподавания уроков технологии на основе декоративно-прикладного искусства. Его участниками были кафедра декоративно-прикладного искусства МПГУ, Управление образования ЮЗАО г. Москвы в тесном контакте с Московским городским дворцом детского (юношеского) творчества. В итоге сформировалась система дидактически значимых и популярных у детей объектов труда, ориентированных на наши отечественные ценности. Самыми востребованными оказались динамические игрушки (по мотивам Богородских), настольно-подвижные игры и функциональные бытовые объекты-игрушки (шкатулки и проч.).

В отдельную группу можно вынести игры для школьных игротек. Необходимо отметить, что игротеки, созданные руками учеников в учебных мастерских, пользовались огромной популярностью. Они не только уводили от «кнопкотыканья» в экраны гаджетов, но и отлично помогали воспитывать детей в духе коллективизма, уважения к труду окружающих, соблюдения общепринятых правил и норм поведения. Побуждали к изучению нашей отечественной культуры основы патриотического воспитания.

В школах огромную роль играли уроки технического труда, на которых дети на практике использовали знания, полученные по физике, химии, математике и другим предметам. Эти уроки воспитывали члена социума: когда человек что-то сделал своими руками, он будет относиться с уважением к труду других — это является лучшей преградой любому вандализму.

В процессе нашей экспериментальной работы, увы, не велось специального статистического учета, следовательно, не имеется реального цифрового подтверждения научных гипотез. Однако правильность выбранного направления анализа воспитательной результативности подтверждает объективные потребности в прикладном применении статистической методологии для количественной оценки факторов детского воспитания в формировании самых различных показателей социальных аномалий в современном российском обществе.

Отсутствие среди педагогических ученых специалистов в сфере обработки массовой информации и той квалификации, какой обладают ученые статистической школы, диктует необходимость коммуникационного взаимодействия педагогов и статистиков в построении моделей влияния воспитательного фактора на социальную устойчивость российской молодежи, на социальные аномалии и напряженность в обществе в целом.

Надеемся, что представленные тезисы послужат основанием для специалистов-статистиков обратить внимание выпускаемых аналитических бакалавров и магистров на воспитательную, педагогическую составляющую кадрового потенциала развития новой России.

Литература

1. *Абраменкова В.В.* Духовно-нравственное развитие ребенка в современном российском образовании // Нижегородское образование. 2011. № 4. С. 17–23.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ СТАТИСТИЧЕСКИХ МЕТОДОВ ДЛЯ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ БАНКРОТСТВА ПРЕДПРИЯТИЙ ТОРГОВЛИ

Смирнов Максим Валерьевич

E-mail: smirnov.maksim@yahoo.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Вопросы анализа кредитоспособности предприятий и возможность предвидеть ухудшение их состояния представляют собой особый аспект как в теоретических, так и в практических вопросах управления компаниями. Целями исследования являются поиск наиболее значимых параметров при анализе и нахождение оптимального алгоритма для решения задачи классификации на группы «банкрот» и «здоровая компания» (без схожих с банкротами признаками) в отрасли фуд-ритейла. Для выполнения целей поставлены следующие задачи: построение моделей прогнозирования банкротства, анализ важнейших факторов, оценка их вклада.

Информационной базой является база финансовой отчетности СПАРК, данные представлены за 2019 г. Наблюдения: торговые предприятия с кодами ОКВЭД 47.1, 47.2, 47.7, имеющие более 1 млн руб. выручки и существующие более пяти лет. Отброшены компании, деятельность которых не связана с торговлей продуктами питания, и компании с существенным количеством пропусков. В итоговую выборку отобраны 29 банкротов и 2253 здоровых компании. Факторами являются основные показатели финансового состояния, их в датасете 20. Данные нормализованы методом min-max. Расчеты выполнены в среде Python с использованием библиотек pandas, numpy и scikit-learn.

Датасет несбалансирован, поэтому при анализе данных в таком виде алгоритмы могут быть переобучены. Для решения данного вопроса использован метод балансировки классов SMOTE, который генерирует определенное количество похожих примеров класса с меньшим количеством данных, но при этом не дублирует данные в этом классе. С учетом характера данных для анализа было принято решение применять два типа классификаторов: логистическую регрессию (коэффициенты достаточно легко интерпретировать и оценить важность каждого фактора), а также линейный

метод опорных векторов (достаточно устойчив к выбросам) [1]. Для тестирования моделей отобрано 20% наблюдений из обоих классов. В тренировочную выборку вошло по 1802 наблюдения от каждого класса (80% от здоровых компаний и 80% от банкротов, т.е. 23 компании, на основе которых было сгенерировано еще 1779 новых наблюдений, похожих на банкротов). В процессе моделирования были перебраны все возможные комбинации факторов, количество факторов в перебранных моделях варьировалось от 1 до 10, так как модель должна включать только самые значимые факторы. На основе лучшего качества (сравнивая аккуратность, точность, полноту и специфичность) полученных моделей найдены наиболее важные переменные и оптимальные гиперпараметры (например, уровень регуляризации метода опорных векторов — параметр C, т.е. насколько строго алгоритм будет разделять выборку на банкротов и здоровые компании). Результаты расчетов приведены в табл. 1.

Таблица 1

Метрики качества моделей прогнозирования банкротства

	Метод опорных векторов ($C = 0{,}01$)	**Логистическая регрессия**
Аккуратность	0,639	0,877
Точность	0,634	0,881
Полнота	1	0,995
Специфичность	0,035	0,069
Матрица ошибок	[[286 165] [0 6]]	[[397 54] [2 4]]
Количество факторов	5	6

Метод опорных векторов дает достаточно строгую модель (чем объясняется низкая специфичность), зато позволяет определить всех банкротов, это может стать ключевым фактором, например, при выборе контрагента. Логистическая регрессия является менее строгим вариантом, но, как результат, растет число false negatives. В табл. 2 представлены коэффициенты параметров логистической регрессии. Например, самый значимый вклад вносит обеспеченность собственными оборотными средствами. Все коэффициенты и их знак соответствуют своему экономическому смыслу. Например, коэффициент оборачиваемости у торговых предприятий должен стремиться к сокращению, так каждый рубль актива компании приносит больше прибыли.

Таблица 2

Коэффициенты регрессии

Фактор	Коэффициент
Оборотные активы	1,15
Собственный оборотный капитал	1,14
Прибыль (убыток) до налогообложения	1,81
Коэффициент оборачиваемости совокупных активов	–1,14
Коэффициент соотношения заемных и собственных средств	0,67
Коэффициент обеспеченности собственными средствами	2,23

Таким образом, представляется целесообразным использовать данные модели в зависимости от конечной цели проверки финансовой отчетности компании с учетом коэффициентов из табл. 2. При принятии решений необходимо учитывать особенности бизнес-процессов в конкретной компании.

Литература

1. *Qu Y.* et al. Review of bankruptcy prediction using machine learning and deep learning techniques // Procedia Computer Science. 2019. No. 162. P. 895–899.

ПРОСТРАНСТВЕННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЦИФРОВОГО НЕРАВЕНСТВА РЕГИОНОВ РОССИИ И РЫНКА ТРУДА: ВОЗМОЖНОСТИ И РИСКИ ТРАНСФОРМАЦИИ

Стогний Лидия Евгеньевна

E-mail: Lidastogniy@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

Научный руководитель: к.э.н. Шаклеина М.В.

Процессы цифровизации и автоматизации предоставляют огромные возможности для развития, но они сопровождаются освобождением большого количества рабочих мест и другими со-

циальными рисками. Данные риски только возрастают из-за высокого уровня цифрового неравенства, доминирования в региональной экономике государственного сектора, отсутствия подготовки нужных специалистов, большой доли сырьевой индустрии и других факторов.

Объектами данного исследования являются цифровое неравенство регионов России и рынок труда, а предметом исследования — роль пространственных эффектов во взаимосвязи цифрового неравенства и рынка труда. Поэтому была сформирована основная гипотеза исследования: развитие цифровизации зависит от пространственных и временных эффектов.

Таким образом, можно выделить задачи данного исследования:

1) проанализировать рынок труда России и оценить возможности адаптации регионов к цифровой трансформации, созданию новых рабочих мест и переквалификации кадров;

2) исследовать возможности и риски цифровизации;

3) оценить уровень цифрового неравенства регионов;

4) провести кластеризацию регионов по уровню цифрового неравенства;

5) проанализировать инструментарий пространственного эконометрического моделирования и применить его для собранных данных.

Статистический анализ был проведен на основании данных с 2010 по 2018 г., представленных Росстатом по регионам России. Для оценки уровня доступности ИКТ был рассчитан сводный интегральный показатель, проанализирована его динамика.

С помощью методов кластерного анализа регионы были сгруппированы по уровню цифрового неравенства и изучен состав кластеров с 2010 по 2018 г. Комплекс методов пространственной эконометрики — индекс Морана, построенные модели SAR, SDM, SEM и SAC и расчет на их основе прямых и косвенных эффектов — позволил раскрыть статистически значимые пространственные эффекты.

Расчеты всего исследования проводились в пакетах Excel и Stata с применением пространственно-эконометрического аппарата. Были отобраны и проинтерпретированы наилучшие модели.

Основные выводы исследования следующие.

1. В крупных городах с высоким разнообразием видов деятельности возможности для развития экономики в условиях цифровизации и автоматизации выше.

2. Цифровизация сопутствует появлению высоких рисков для рынка труда, выраженных прежде всего в высвобождении рабочих мест.

3. Возможности цифровой трансформации объясняются развитием сектора ИКТ в регионах. На основе построения сводного индикатора ИКТ были проанализированы основные тенденции регионального развития: присутствует значительное цифровое неравенство регионов (в 2010 г. показатель ИКТ у региона-лидера превышал показатель региона-аутсайдера в 46 раз), которое снизилось в 2018 г. (так как разрыв между регионом-лидером и регионом-аутсайдером сократился до 4 раз).

4. На основе проведенного кластерного анализа были сформированы группы регионов по факторам доступности ИКТ. С 2010 по 2018 г. состав кластеров достаточно сильно изменился: стало меньше регионов-лидеров в силу опережающего роста цифровизации в отдельных регионах и меньше регионов-аутсайдеров, что свидетельствует в целом о положительной динамике. Значительно выросла численность регионов в кластере с заметной доступностью ИКТ.

5. В результате проведенного пространственно-эконометрического анализа на основе расчета индекса Морана было установлено, что рост занятых в сфере ИКТ в одном регионе влечет рост занятости в ИКТ в других регионах, что говорит о синергетическом эффекте развития цифровизации.

6. Оценка прямых эффектов SAR-модели установила значимые положительные пространственные эффекты следующих факторов: численность населения региона; удельный вес занятых горожан; численность студентов в высшем учебном заведении; удельный вес лиц, имеющих доступ к сети Интернет; отношение числа малых фирм к населению; используемые передовые производственные технологии. Отрицательные эффекты — удельный вес занятых в сельском хозяйстве.

Литература

1. *Земцов С.*, *Баринова В.*, *Семёнова Р.* Риски цифровизации и адаптация региональных рынков труда в России // Форсайт. 2019. Т. 13. № 2. doi: 10.17323/2500-2597.2019.2.84.96

2. *Архипова М.Ю.*, *Сиротин В.П.* Региональные аспекты развития информационно-коммуникационных и цифровых технологий в России // Экономика региона. 2019. Т. 15. Вып. 3.

3. *Belotti F.*, *Hughes G.* Spatial panel-data models using Stata // The Stata Journal. 2017. Vol. 17. No. 1. P. 139–180.

4. *Семерикова Е.В.*, *Демидова О.А.* Взаимодействие региональных рынков труда в России: анализ с помощью пространственных эконометрических моделей // Пространственная экономика. 2016. № 3. С. 57–80.

5. *Илышев А.М.*, *Шубат О.М.* Многомерная классификация данных: особенности методики, анализ практики и перспектив применения // Вопросы статистики. 2010. № 10. С. 34–40.

ИССЛЕДОВАНИЕ НА ТЕМУ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА РЫНКА ТРУДА В МОСКВЕ С 2012 ПО 2020 Г.

Стукало Сергей Юрьевич
Катунин Глеб Владимирович

E-mail: stukalo.1989@mail.ru

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: к.э.н., доцент Борисова Е.Г.

Согласно стратегии развития Российской Федерации, человеческий капитал признан важнейшим конкурентным преимуществом России, развитие которого является приоритетным для страны. Количественное и качественное изменение в демографической ситуации оказывает огромное влияние на рынок труда в целом и компании в частности. Москва — не исключение. На сегодняшний день г. Москва — регион со стабильной ситуацией на рынке труда (табл. 1).

В данной работе будут рассмотрены различные показатели, касающиеся рынка труда, состояние рынка труда в целом, его характеристика, кратко- и долгосрочные прогнозы дальнейшего развития.

На основе данных, приведенных в табл. 1, можно заменить, что в период с 2012 по 2019 г. произошел стремительный рост численности рабочей силы города — с 6800,0 тыс. до 7308,0 тыс. человек (на 7%). В исследуемом периоде уровень безработицы колебался довольно незначительно. Пик приходился на 2015 и 2016 гг.

Таблица 1

Показатели вовлеченности рабочей силы населения г. Москвы в период с 2012 по 2019 г. в среднем за год, тыс. человек

Показатель	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Численность рабочей силы	6800,0	6879,3	7087,3	7067,5	7233,8	7195,0	7267,8	7308,0
Занятые	6745,2	6762,2	6982,9	6942,3	7106,8	7095,4	7177,7	7208,4
Безработные	54,8	117,1	104,4	125,2	127,1	99,6	90,1	99,5
Уровень занятости, %	71,6	71,8	74,0	73,4	75,1	66,6	67,4	67,2
Уровень безработицы, %	0,8	1,7	1,5	1,8	1,8	1,4	1,2	1,4

В 2019 г. данный показатель составлял 1,4%. Во многом изменения в этих показателях обусловлены экономической развитостью и социальной политикой Москвы. Заметен сдвиг уровня занятости с 71,6 до 67,2%. Объясняется это рядом экономических факторов, повлиявших не только на город, но и на страну в целом.

Пандемия в 2020 г. сильно сказалась на рынке труда — по итогам года безработица достигла 1,4%. Количество потерявших работу женщин составило 1,28 млн, в то время как количество мужчин — 1,03 млн. Наиболее уязвимыми сотрудниками оказались те, кому от 18 до 30 лет, — 670 тыс. женщин и 484 тыс. мужчин. Статистика уволенных и уволившихся по группе «от 31 до 40 лет» показала: 370 тыс. — представители женского пола, 321 тыс. — мужского. Сотрудники в возрасте от 41 до 50 лет пострадали меньше всего — 177 тыс. против 157 тыс. соответственно. Исходя из данных о численности людей, потерявших работу, можно заметить дисбаланс: женщин, потерявших рабочее место, на 250 тыс. больше, чем мужчин. Однако с возрастом расхождение уменьшается. Такой дисбаланс объясняется гендерной структурой занятости: женщины преимущественно работают в индустриях, которые подверглись наибольшему влиянию пандемии.

Рынок труда до сих пор восстанавливается, количество публикуемых вакансий постепенно увеличивается, период поиска работы сокращается, реализуется стратегия от центра занятости «Моя работа» по вопросам трудоустройства.

Подводя итог, можно сделать вывод, что данные показывают стабильный рост ряда показателей Москвы, однако внешние экономические и политические факторы негативно сказались на об-

щем уровне занятости. Коэффициент безработицы в 2019 г. по сравнению с 2012 г. вырос на 0,6 п.п. Все же Москва демонстрирует тенденцию к восстановлению до предкризисного периода по ряду показателей, включая уровень безработицы, по сравнению с позапрошлым годом. На декабрь 2020 г. количество безработных в Москве снизилось до 1,3%.

Всемирный экономический коллапс, начавшийся в начале 2019 г., нанес значительный ущерб всем сферам экономики. Однако, несмотря на это, грамотные действия Москвы продолжают стимулировать рост показателей в сфере экономики. Создаются проекты по профессиональной подготовке сотрудников, появляются все более разнообразные вакансии. Особое внимание уделяется и социальным программам, направленным на помощь людям, потерявшим работу в период пандемии, в предоставлении им новых рабочих мест. Все это демонстрирует устойчивость московских рынков, включая и сам рынок труда.

Литература

1. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: https://www.gks.ru.

2. Департамент труда и социальной защиты населения города Москвы [Электронный ресурс]. URL: https://dszn.ru.

3. Официальный сайт Мэр Москвы [Электронный ресурс]. URL: https://www.mos.ru/.

4. Сайт интернет-газеты «Известия» [Электронный ресурс]. URL: https://iz.ru/.

5. Сайт информационного агентства ТАСС [Электронный ресурс]. URL: https://tass.ru/moskva/10536339.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ НОВОСТНЫХ ШОКОВ УСЛОВИЙ ТОРГОВЛИ НА РОССИЙСКУЮ ЭКОНОМИКУ

Сугаипов Дени Ризванович

E-mail: drsugaipov@mail.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

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

Важным направлением исследований в макроэкономической теории является анализ причин экономических колебаний [1]. В поисках ответов ученые проводят множество исследований, в центре внимания которых оказываются нефтяные, монетарные, фискальные, технологические и иные типы шоков. За последние десятилетия особую популярность приобрели так называемые новостные шоки. Это произошло из-за того, что обычно рассматриваемые в литературе неожиданные структурные шоки оказались неспособны объяснить большую часть экономических флуктуаций.

Одно из самых ранних упоминаний термина «новостной шок» можно найти в статье [6]. Идея состоит в том, что индивиды способны предсказывать будущий спрос, опираясь на доступную им информацию [4]. В таком случае, если они предсказывают, что потребность в каком-то товаре в будущем возрастет, они могут начать инвестировать в производство еще до того, как спрос сформируется. И если индивидов, получивших одинаковые прогнозы, будет очень много, подобная ситуация может привести к экономическому буму.

Дальнейшее развитие этой идеи произошло благодаря статье [5]. Эта работа заложила основы для исследований по новостным шокам. Авторами было продемонстрировано, что новостные технологические шоки могут являться причиной экономических колебаний в США и объясняют высокую долю дисперсии макроэкономических показателей. Однако более поздние работы, использовавшие альтернативные методы идентификации новостных шоков, не смогли полностью подтвердить эти результаты [3]. Здесь использовался новый метод — максимизации дисперсии ошибки прогноза.

Вышеупомянутые статьи дали толчок для многих других работ по новостным шокам, в том числе исследованиям, рассматривающим причины экономических колебаний в развивающихся странах. Долгое время считалось, что важную роль в этих странах игра-

ют неожиданные шоки условий торговли [7]. Однако авторы [9] показали, что шоки условий торговли объясняют всего около 10% колебаний деловой активности.

Попытка ответа на выявленное эмпирическое несоответствие содержится в [10]. Ученые предположили, что выводы предыдущей работы могли оказаться неверными вследствие игнорирования новостной составляющей шоков условий торговли. Рассматриваемый ими ожидаемый шок условий торговли объяснял в среднем около 49% циклических колебаний в странах Латинской Америки.

Российская экономика также может быть восприимчива как к внешним, так и к внутренним шокам. Это показал и мировой финансовый кризис 2008 г. Но современные российские исследования обычно ограничиваются неожиданными шоками [2].

Таким образом, в настоящей исследовательской работе изучается влияние новостных шоков условий торговли на такие показатели, как выпуск, потребление, инвестиции, торговый баланс и обменный курс, на основе российских данных за период 1998–2019 гг. с использованием BVAR-модели и метода максимизации дисперсии ошибки прогноза.

Полученные результаты свидетельствуют о том, что новостной шок условий торговли приводит к мгновенному увеличению выпуска и инвестиций, укреплению курса, а также к увеличению потребления в краткосрочном периоде. Положительное влияние сохраняется на протяжении 10 кварталов. При этом новостной шок объясняет до 60–80% вариации основных показателей — значительно больше, чем неожиданный шок условий торговли. Таким образом, ожидаемый шок условий торговли важен и для российской экономики.

Литература

1. *Григорьев Л.*, *Иващенко А.* Теория цикла под ударом кризиса // Вопросы экономики. 2010. № 10. С. 31–55.

2. *Ломоносов Д.А.*, *Полбин А.В.*, *Фокин Н.Д.* Шоки спроса, предложения, ДКП и цен на нефть в российской экономике (анализ на основе модели BVAR со знаковыми ограничениями) // Вопросы экономики. 2020. № 10. С. 83–104.

3. *Barsky R.B.*, *Sims E.R.* News shocks and business cycles // Journal of Monetary Economics. 2011. Vol. 58. No. 3. P. 273–289.

4. *Beaudry P.*, *Portier F.* News-driven business cycles: Insights and challenges // Journal of Economic Literature. 2014. Vol. 52. No. 4. P. 993–1074.

5. *Beaudry P.*, *Portier F.* Stock prices, news, and economic fluctuations // American Economic Review. 2006. Vol. 96. No. 4. P. 1293–1307.

6. *Cochrane J.H.* Shocks. National Bureau of Economic Research, 1994. No. w4698.

7. *Kose M.A.* Explaining business cycles in small open economies: "How much do world prices matter?" // Journal of International Economics. 2002. Vol. 56. No. 2. P. 299–327.

8. *Levchenko A.A.*, *Pandalai-Nayar N.* TFP, news, and "sentiments": The international transmission of business cycles // Journal of the European Economic Association. 2020. Vol. 18. No. 1. P. 302–341.

9. *Schmitt-Grohé S.*, *Uribe M.* How important are terms-of-trade shocks? // International Economic Review. 2018. Vol. 59. No. 1. P. 85–111.

10. *Zeev N.B.*, *Pappa E.*, *Vicondoa A.* Emerging economies business cycles: The role of commodity terms of trade news // Journal of International Economics. 2017. Vol. 108. P. 368–376.

ЗНАЧИМОСТЬ КОМПЛЕКСНОГО СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА СИСТЕМЫ ГОСУДАРСТВЕННЫХ ЗАКУПОК

Суровцева Светлана Владимировна

E-mail: masik.s.s@mail.ru

г. Москва, МосУ МВД им. В.Я. Кикотя

Научный руководитель: д.э.н., профессор Дианов Д.В.

Статистика государственных закупок — важная составляющая в информационно-аналитическом обеспечении управленческих решений в рамках социально-экономической политики Российской Федерации. В настоящее время ведомственные системы государственных закупок представляют собой не только форму расходова-

ния бюджетных средств, но и инструмент реализации экономической политики, направленной на противодействие коррупции.

Безусловно, размещение государственных заказов на конкурсной основе и в электронной форме дает широкие возможности пресечения сговора и коррупции, позволяет достичь значительной экономии бюджетных средств. Однако в полной мере это достижимо лишь при эффективной организации закупочного процесса. Материально-техническое обеспечение министерств и ведомств функционирует в условиях постоянной адаптации государственных закупок к изменяющемуся нормативному правовому регулированию, к изменениям, вызванным высокими темпами развития информационных технологий, а также изменениям производственно-хозяйственных связей.

Повышение требований к уровню качества поставляемых видов товаров и услуг, включая дисциплину поставок, невозможно без комплексного анализа государственных закупок, особенно когда речь идет о технологически сложной и наукоемкой продукции.

Современный этап социально-экономического развития характеризуется процессами смены пятого технологического уклада, ядром которого являются электронная промышленность, вычислительная техника, программное обеспечение, телекоммуникации и т.д. Переход к шестому технологическому укладу уже сейчас привел к возникновению нового поколения техники: развитию аддитивных технологий, применению искусственного интеллекта, внедрению технологий, основанных на замкнутых производственных циклах. Это требует выработки новых и адаптации уже имеющихся методов управления, соответствующих целей, текущих и долгосрочных приоритетов хозяйственного поведения, т.е. переход к институтам современного типа.

Не вызывает сомнения, что объем государственных заказов выступает существенным фактором роста совокупного спроса, стимулирует отечественных производителей, придает гибкость ценообразованию, оказывает положительное влияние на отраслевую структуру регионов. При этом инструменты и технологии реализации государственных функций в сфере госзакупок, в том числе на ведомственном уровне, недостаточно ориентированы на объективные процессы смены технологического уклада.

С уверенностью можно предположить, что именно госзакупки должны выступать в качестве эффективного инструмента расширения спроса на инновационные товары, обеспечив тем самым

развитие высокотехнологичного кластера национальной экономики. В определенной степени реализация ключевых целей «силовых структур» способна обеспечить решение данной задачи, усилив вектор модернизации за счет усиления научной и организационно-управленческой составляющих.

В привязке к кризисным условиям справедливо наблюдение, что предприятия не могут выделять из бюджета экономического субъекта больше средств на приобретение материальных ресурсов. Производство в сложной экономической ситуации приходится сокращать, и затраты на производство продукции, товаров, работ и услуг также будут снижаться [1]. Более того, рост рыночной неопределенности существенно ужесточает требования к подготовке и реальной способности менеджмента предприятий пользоваться инструментами стратегического планирования как средствами нивелирования рисков бизнеса в условиях быстро меняющейся и плохо прогнозируемой рыночной среды [2]. С точки зрения профессии представитель заказчика должен характеризоваться наличием аналитических навыков, мышлением в категориях сложных взаимосвязей.

Понимание эффективности системы государственных закупок в целях материально-технического обеспечения подразделений органов внутренних дел невозможно без комплексной статистической оценки ее реального состояния, закономерностей, а также основных тенденций и влияющих на нее факторов.

На современном этапе социально-экономического развития необходимо изучение особенностей функционирования и структуры рынка закупок, а также потенциальных поставщиков, способных не только обеспечить на должном уровне качественное выполнение договорных отношений, направленных на материально-техническое обеспечение правоохранительных органов, но и реализовывать «инновационную составляющую», находясь в тренде процессов мирового научно-технического прогресса.

Литература

1. *Щепкин А.В.*, *Пузырев С.А.* Распределение ресурса для реализации методов противодействия незаконной деятельности // Экономика и менеджмент систем управления. 2015. Т. 15. № 1–2. С. 287–299.

2. *Шкардун В.Д.*, *Афанасьев В.Я.* Маркетинговый приоритет стратегического планирования // Управление. 2014. Т. 3. № 2. С. 46–52.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РАЗВИТИЯ МАЛОГО И СРЕДНЕГО ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСТВА В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Тахтарова Алена Сергеевна

E-mail: ast1405@mail.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Мхитарян В.С.

Малое и среднее предпринимательство является важнейшим элементом экономической системы государства, ведь его доля в ВВП страны на 2020 г. составляет более 20%. Именно данный вид предпринимательства в наибольшей степени влияет на темпы экономического роста, обеспечивает развитие здоровой конкурентной среды в экономике, предоставляет большое количество рабочих мест, влияет на увеличение доли среднего класса и многое другое.

Целью исследования выступает комплексное статистическое изучение малого и среднего бизнеса (МСБ) на уровне страны и регионов Российской Федерации. Для достижения заданной цели были поставлены такие задачи, как: формирование общего представления, понятий и истории развития рынка МСБ, обзор ключевых показателей эффективности деятельности; проведение предварительного анализа и исследования на взаимосвязи факторов, характеризующих степень развития МСБ на региональном уровне; построение регрессионных моделей, выбор наилучшей модели и классификация субъектов РФ по главным компонентам. Для решения поставленных задач были использованы табличные и графические методы представления и анализа данных, статистические методы корреляционного, регрессионного, факторного анализа. Для обработки информации применялись пакеты статистических прикладных программ IBM SPSS, Stata, Gretl, а также Microsoft Excel.

Информационная база была составлена по данным Федеральной налоговой службы (ФНС России), международной информационной группы СПАРК, а также информационным, аналитическим, нормативным и методическим материалам Федеральной службы государственной статистики (Росстата). Более того, в работе были использованы статистические сборники НИУ ВШЭ.

Теоретической и методологической базой исследования послужили труды российских и зарубежных ученых в области при-

кладной статистики, эконометрики и исследования операций, комплексной обработки статистических данных. Одной из наиболее близкой по исследуемой теме является работа А.С. Неструевой и Ю.В. Петренко «Статистический анализ деятельности предприятий малого и среднего предпринимательства в России» [1]. Помимо общего исследования рынка в работе был проведен кластерный анализ, который позволил определить уровень развития субъектов МСБ по показателям количества предприятий, среднего числа работников и оборота предприятий по регионам. Были представлены три группы регионов — с высоким уровнем развития, умеренным и незначительным [1].

В проведенном исследовании были проанализированы показатели по 78 регионам России. Для статистического анализа были взяты следующие переменные:

Y — число малых и средних предприятий, тыс.;

X_1 — оборот малых и средних предприятий, млрд руб.;

X_2 — средняя численность работников малого и среднего бизнеса;

X_3 — инвестиции в основной капитал МСП, млрд руб.;

X_4 — сальдированный финансовый результат (прибыль/убыток) деятельности МСБ, млн руб.;

X_5 — объем субсидий, выделенный из федерального бюджета на государственную поддержку МСП, тыс. руб.;

X_6 — ВРП на душу населения, руб.;

X_7 — уровень безработицы населения в возрасте 15 лет и старше, %;

X_8 — среднедушевые денежные доходы, руб.;

X_9 — оценка численности постоянного населения, млн человек.

Методами пошагового алгоритма исключения переменных было получено уравнение регрессии с достаточно высоким коэффициентом детерминации $R^2 = 0{,}953$ и значимыми коэффициентами регрессии вида

$$\hat{y} = -12{,}15 + 3{,}66x_1 + 0{,}2x_2 - 3{,}81x_3.$$

Мультиколлинеарность среди показателей не была выявлена, а критерий Дарбина — Уотсона показал отсутствие автокорреляции в остатках.

Полученные в работе результаты могут быть использованы для определения стратегии развития МСП, выявления и анализа

регионов с наиболее благоприятным экономическим климатом для масштабирования бизнеса.

Литература

1. *Нестуева А.С.*, *Петренко Ю.В.* Статистический анализ деятельности предприятий малого и среднего предпринимательства в России // XI Международный научно-исследовательский конкурс МЦНС «Наука и просвещение. Пенза, 2019. С. 48–53.

2. *Яковлев Г.И.*, *Машина Ю.О.* Развитие малого и среднего предпринимательства как фактор ускорения экономического роста // Интернет-журнал «Науковедение». 2017. Т. 9. № 4.

3. SPARK. International information group. 2021, January. Russia: Statistics. URL: https://spark-interfax.com/.

ПОМОГАЮТ ЛИ ВЫСОКОЧАСТОТНЫЕ ДАННЫЕ В ПРОГНОЗИРОВАНИИ РОССИЙСКОЙ ИНФЛЯЦИИ?

Третьяков Дмитрий Витальевич

E-mail: dmtretyakov67@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

Научный руководитель: Фокин Н.Д.

В связи с тем что в конце 2014 г. Центральный банк РФ совершил переход к новому для России режиму монетарной политики — режиму инфляционного таргетирования, задача прогнозирования темпов инфляции стала как никогда актуальной. В новом режиме денежно-кредитной политики Банку России важно как можно быстрее и точнее оценивать будущие темпы инфляции, чтобы максимально оперативно принимать меры по возвращению инфляции к целевому уровню. Кроме того, для проведения эффективной денежно-кредитной политики население должно обладать доверием к действиям монетарных властей и осознавать будущую динамику инфляции. Таким образом, Центральному банку РФ для управления инфляционными ожиданиями экономических агентов необходимо активно использовать информационный канал, публикуя точные прогнозы темпа роста потребительских цен.

Целью данной работы является построение модели для наукастинга, а также краткосрочного прогнозирования российской инфляции с использованием высокочастотных данных. Их включение в модель для прогнозирования весьма перспективно, так как такой подход позволяет использовать на порядок больше информации о динамике макроэкономических показателей. В работе показано, что оцененные спецификации MIDAS-моделей, в которых участвуют ряды недельной частоты номинального обменного курса рубля к доллару, ставки межбанковского кредитования MIACR, а также цены на нефть, имеют более точный прогноз месячной инфляции по сравнению с несколькими базовыми моделями, в которых используются лишь низкочастотные, т.е. месячные, данные.

В российской литературе в последние годы теме прогнозирования инфляции уделяется большое внимание. При этом авторы, использующие подходы машинного обучения и нейронные сети [1, 2], приходят к выводу, что использование данных моделей позволяет улучшить прогноз инфляции относительно более простых эконометрических моделей-бенчмарков, в том числе при построении среднесрочных прогнозов (до 24 месяцев [2]). Авторы, использующие продвинутые эконометрические подходы, такие как динамическое усреднение моделей (DMA), байесовское усреднение моделей (BMA), байесовский выбор модели (BMS), модель с ненаблюдаемыми компонентами и стохастической волатильностью [3], приходят к выводу, что использование дополнительной информации в виде динамики различных макроэкономических показателей не улучшает качество прогноза инфляции.

Сложность в прогнозировании инфляции и подборе ее детерминант ранее отмечалась и в зарубежных исследованиях. Например, в работе [5] лучшей из рассмотренных оказалась модель интегрированного процесса скользящего среднего с изменяющимися во времени параметрами. Модели, использующие дополнительные факторы, продемонстрировали слабую прогнозную силу. То есть лучший прогноз был получен при использовании лишь прошлых данных о динамике самой инфляции, а точнее, ее прошлых шоков.

В настоящей работе мы используем альтернативный подход к прогнозированию инфляции — модель данных со смешанной частотностью (Mixed DAtaSets, MIDAS), предложенную в работе [4], а также рассматриваем в качестве бенчмарка ее предшественника — модель мостовых уравнений (BRIDGE). MIDAS-модели

хорошо себя зарекомендовали при прогнозировании различных макроэкономических показателей. Данные модели связывают низкочастотную объясняемую переменную (например, месячную) с высокочастотными регрессорами (например, недельными или дневными) с помощью различных полиномиальных функций.

В работе помимо построения краткосрочных прогнозов (на один и два месяца), решается также задача наукастинга, т.е. оценка темпа инфляции на основе динамики ее более высокочастотных детерминант, статистика по которым на момент науката доступна, а статистика по инфляции еще не вышла.

В качестве предикторов инфляции мы рассматриваем недельные данные по номинальному обменному курсу, процентной ставке MIACR и номинальной цене на нефть. Сравнение качества псевдовневыборочных наукастов и прогнозов производится в четырех разных экспериментах — при доступности высокочастотных данных за 1-, 2-, 3- и 4-ю недели соответствующего месяца. В результате мы получаем, что MIDAS-модель демонстрирует более высокую прогнозную силу на тестовой выборке двухлетней длины с 2018M1 по 2019M12 во всех рассмотренных случаях. Качество прогнозов, измеренное с помощью метрики среднеквадратической ошибки прогноза RMSE, представлено в табл. 1–3.

Литература

1. *Байбуза И.* Прогнозирование инфляции с помощью методов машинного обучения // Деньги и кредит. 2018. Т. 77. № 4. С. 42–59.

Таблица 1

RMSE моделей при наукастинге при разной доступности данных

Количество известных недель высокочастотных данных	MIDAS	BRIDGE	ARIMA	Наивный прогноз	Среднее за весь период
4	**0,001249**	0,001477	0,001973	0,001520	0,003195
3	**0,001299**	0,001476			
2	**0,001355**	0,001513			
1	**0,001407**	0,001560			

Примечание. Здесь и в табл. 2, 3 полужирным выделены наименьшие RMSE в каждом эксперименте.

Таблица 2

RMSE моделей при прогнозировании на один месяц при разной доступности данных

Количество известных недель высокочастотных данных	MIDAS	BRIDGE	ARIMA	Наивный прогноз	Среднее за весь период
4	**0,001699**	0,001821	0,002580	0,001850	0,002991
3	**0,001700**	0,001889			
2	**0,001659**	0,001927			
1	**0,001657**	0,001977			

Таблица 3

RMSE моделей при прогнозировании на два месяца при разной доступности данных

Количество известных недель высокочастотных данных	MIDAS	BRIDGE	ARIMA	Наивный прогноз	Среднее за весь период
4	**0,001869**	0,002065	0,002928	0,002104	0,002924
3	**0,001784**	0,002113			
2	**0,001777**	0,002195			
1	**0,001855**	0,002247			

2. *Павлов Е.* Прогнозирование инфляции в России с помощью нейронных сетей // Деньги и кредит. 2020. Т. 79. № 1. С. 57–73.

3. *Стырин К.* Прогнозирование инфляции в России методом динамического усреднения моделей // Деньги и кредит. 2019. Т. 78. № 1. С. 3–18.

4. *Ghysels E.*, *Santa-Clara P.*, *Valkanov R.* The MIDAS touch: Mixed data sampling regression models. Montréal, 2004.

5. *Stock J.H.*, *Watson M.W.* Why has US inflation become harder to forecast? // Journal of Money, Credit and Banking. 2007. Vol. 39. P. 3–33.

СОВРЕМЕННАЯ ДЕМОГРАФИЧЕСКАЯ СИТУАЦИЯ В КИТАЕ ЧЕРЕЗ ПРИЗМУ СТАТИСТИКИ

Тютюник Григорий Антонович

E-mail: guishaguisha@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

Научный руководитель: к.э.н., профессор Григорук Н.Е.

На экономическое развитие любой страны влияет огромное количество факторов, которые наиболее часто подразделяются на интенсивные и экстенсивные. Несмотря на то что демографические трансформации общества принято относить к экстенсивной составляющей экономического развития, их роль нельзя недооценивать. В настоящее время Китай занимает первое место в мире по численности населения (1 млрд 442 млн человек) [4], поэтому изменения как в численности, так и в структуре населения КНР не только влияют на экономику страны, но и косвенно оказывают воздействие на всю мировую экономику.

В последнее время в структуре населения Китая наблюдаются негативные с экономической точки зрения изменения: старение населения, замедление темпов его прироста, уменьшение доли трудоспособного населения, снижение рождаемости и др. (табл. 1).

Долгие годы именно быстрый рост численности населения Китая способствовал возникновению демографического дивиденда, который продолжает и в настоящее время оказывать значитель-

Таблица 1

Основные показатели воспроизводства населения Китая, 2000–2019 гг.

Показатель	2000	2005	2010	2015	2019
Коэффициент рождаемости, ‰	14,03	12,4	11,9	12,07	10,48
Коэффициент смертности, ‰	6,45	6,51	7,11	7,11	7,14
Коэффициент естественного прироста, ‰	7,58	5,89	4,79	4,96	3,34
Коэффициент жизненности, %	2,18	1,9	1,67	1,7	1,47

Источник: Составлено автором на основе данных National Bureau of Statistics of China [Электронный ресурс]. URL: http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2020/indexch.htm (дата обращения: 16.03.2021).

ное влияние на экономическое развитие станы. Несмотря на то что в Китае пока продолжается рост населения, находящегося в трудоспособном возрасте, в течение ближайших 5–10 лет данный рост может остановиться, а затем и стать отрицательным. Подобная трансформация структуры населения не может не привести в дальнейшем к проблеме нехватки трудовых ресурсов. Считается, что в Китае решением данной проблемы должна стать урбанизация. Однако в настоящее время процесс урбанизации в Китае происходит медленнее, чем индустриализация. Согласно данным Национального статистического бюро Китая, в 2019 г. коэффициент урбанизации впервые превысил 60%, хотя по данному показателю Китай все еще значительно отстает от развитых стран [4].

Есть множество причин, в силу которых демографическая ситуация в стране в последние десятилетия существенно менялась. Среди них наиболее заметную роль сыграла проводимая в Китае в течение более 30 лет политика одного ребенка в семье.

Приведенные выше показатели подсчитываются в Китае по стандартной методологии, рекомендованной международными организациями. Но вместе с тем статистика Китая в настоящее время публикует большое количество данных о воспроизводстве населения, часть из которых рассчитывается по особой китайской методологии и которых не знает мировая практика статистики. К ним, например, относится коэффициент контроля над рождаемостью (данный показатель рассчитывается как отношение числа женщин детородного возраста, принимающих жесткие меры контроля рождаемости, к общему числу женщин в репродуктивном возрасте — 15–49 лет), коэффициент плановой рождаемости и ряд других специальных демографических показателей.

Весь комплекс официальных показателей, публикуемых китайской статистикой, выступает наглядным свидетельством формирующихся в стране новых тенденций в демографической обстановке.

Литература

1. *Вишневский А.Г.* Демографическая история и демографическая теория. М.: Изд. дом ВШЭ, 2019. 369 с.

2. *Григорук Н.Е.* Значение международных статистических стандартов в анализе внешнеторговых операций // Роль и значение учетно-статистической информации в экономическом анализе: сб. трудов. М.: Изд-во МГИМО(У) МИД России, 2012. С. 54–67.

3. National Bureau of Statistics of China. URL: http://www.stats.gov.cn/tjsj/ndsj/2020/indexch.htm (date of access: 15.03.2021).

4. World Bank. URL: https://data.worldbank.org/indicator/SP.URB.TOTL.IN.ZS (date of access: 16.03.2021).

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ГОСУДАРСТВЕННЫХ РАСХОДОВ НА ОБРАЗОВАНИЕ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Федорова Анна Александровна

E-mail: Feanna13@gmail.com

г. Ростов-на-Дону, РГЭУ (РИНХ)

Научный руководитель: к.э.н., доцент Бондаренко Г.А.

В настоящее время повышение уровня и качества образования населения является одним из ключевых и первостепенных факторов формирования и наращивания научно-технического потенциала страны, а также основой интенсификации и цифровизации производственных процессов. Это обусловлено тем, что именно научно-образовательный потенциал формирует предпосылки дальнейшего перехода экономики на качественно новый уровень развития и инновационных изменений на рынках факторов производств.

В этой связи рост объема инвестиций в образование страны обеспечивает развитие качественных компонентов человеческого капитала как важнейшего источника устойчивого экономического развития.

По данным Федеральной службы государственной статистики (Росстата) в 2019 г. наиболее высокие уровни значения показателя «объем государственных расходов на образование в процентах от общих государственных расходов» имели место в таких странах, как Швеция (15,4%), Республика Корея (12,9%) и Великобритания (12,8%). Наряду с этим, величина государственных расходов на образование в Российской Федерации в 2019 г. составила 10,8% от общей суммы государственных расходов. Таким образом, можно говорить о наращивании темпов цифровизации экономики и социальной сферы, что в конечном итоге будет создавать условия для

воспроизводства качественных характеристик человеческого потенциала и высоких темпов экономического развития страны и ее территориальных образований.

Вышеизложенное подчеркивает необходимость государственного участия в наращивании объемов финансовых вложений в образовательный сектор, что является ключевым аспектом в решении многих макроэкономических задач.

Данные Росстата свидетельствуют о том, что, несмотря на общую макроэкономическую нестабильность, объем государственных расходов на образование в 2019 г. по сравнению с 2018 г. увеличился на 10,0%, а по сравнению с 2010 г. — в 2,1 раза.

Подчеркнем, что в период 2000–2019 гг. большая часть государственных расходов на образование осуществлялась за счет средств консолидированных бюджетов субъектов РФ (в среднем 22,0% от общего объема расходов), в то же время удельный вес расходов из федерального бюджета колебался в пределах 2,7–4,6% от общего объема расходов.

При анализе структуры государственных расходов на образование по подразделам классификации расходов консолидированного бюджета Российской Федерации и бюджетов государственных внебюджетных фондов за 2005–2019 гг. выявлено следующее: большая часть расходов направлена на финансирование системы общего образования (в среднем 40,0%), дошкольного (в среднем 23,0%) и высшего (в среднем 15,0%) образования.

Далее считаем целесообразным рассмотреть динамику величины государственных расходов на образование в расчете на одного обучающегося в Российской Федерации за период 2000–2019 гг. Следует отметить, что наибольшее значение данного показателя на всем протяжении рассматриваемого периода имело место для организаций высшего образования: за 2010–2019 гг. величина расходов на одного обучающегося составляла в среднем 350,0 тыс. руб. в год. Значение данного показателя превышало аналогичный уровень для обучающихся по программам среднего профессионального образования в среднем в 2,8 раза; общего — в 3,7; дошкольного образования — 3,2 раза.

Анализ динамики средних потребительских цен на отдельные виды услуг образования позволил сделать следующие выводы: на всем протяжении рассматриваемого периода средние потребительские цены на все виды образовательных услуг имели четкую тенденцию к росту. Так, в 2019 г. по сравнению с 2010-м средние

цены за один семестр обучения в государственных и муниципальных образовательных организациях высшего образования увеличилась на 49 178,6 тыс. руб., или в 2,5 раза, а в организациях среднего профессионального образования — на 20 161,43 тыс. руб., или в 2,4 раза. Отметим, что высокие темпы роста стоимости получения среднего профессионального и высшего образования, несомненно, являются достаточно серьезным препятствием для реализации концепции непрерывного образования для определенной части населения Российской Федерации.

Вследствие стремительного распространения новой коронавирусной инфекции COVID-19 и вызванной им макроэкономической нестабильности большинство образовательных организаций не только в России, но и во всем мире оказались в эпицентре важнейших перемен. В данных обстоятельствах система образования нуждалась в увеличении потоков финансирования, в том числе со стороны частных инвесторов.

В заключение отметим, что вложение денежных средств в образовательную деятельность является необходимым компонентом поступательного развития информационного общества, наращивания научно-технического потенциала страны, формирования эффективной структуры экономических процессов.

Литература

1. *Лисюткин М.А.* О возможных причинах ухудшения ресурсной базы вузов // Вопросы образования. 2017. № 2. С. 74–94.

2. Официальный сайт Федеральной службы государственной статистики (Росстата). URL: www.gks.ru.

3. Образование в цифрах 2020: краткий стат. сб. [Электронный ресурс]. URL: https://www.hse.ru/mirror/pubs/share/404878648.pdf.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ СБАЛАНСИРОВАННОЙ СТРУКТУРНОЙ КОМПОНЕНТЫ ОСНОВНЫХ РОССИЙСКИХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ

Фокин Никита Денисович

E-mail: fokinikita@gmail.com

г. Москва, РАНХиГС

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

При выработке мер экономической политики центральные банки и другие институты опираются на формальные экономико-математические модели и на широкий набор индикаторов экономической активности, примерами наиболее важных таких индикаторов являются циклическая компонента выпуска, потенциальный (долгосрочный или структурный) уровень выпуска и темп долгосрочного роста. Данные компоненты являются ненаблюдаемыми величинами, и их необходимо оценивать с помощью статистических методов. Однако простое применение популярных фильтров, не учитывая специфику анализируемого макроэкономического показателя, может порождать ложные циклические колебания и приводить к неверным выводам для экономической политики. Это обосновывает актуальность разработки методов выделения упомянутых выше компонентов, которые учитывают статистические характеристики анализируемых временных рядов. Другой важный аспект заключается в том, что ВВП является не единственным и даже, возможно, не наилучшим показателем, характеризующим стадию делового цикла. Например, во время кризисов в наибольшей степени падают инвестиции, а не потребление или ВВП. Таким образом, актуальным является использование как можно большего объема информации, большего количества временных рядов статистики национальных счетов для выделения трендовой и (или) циклической составляющих.

Для выделения трендовой составляющей существует большой набор эконометрических методов, которые условно можно разделить на структурные и неструктурные. Под неструктурными методами подразумеваются подходы, не использующие содержательные предпосылки экономической теории об анализируемом временном ряде, а также обычно применяющие всего один временной ряд.

К неструктурным методам относятся различные процедуры сглаживания и фильтры, например скользящее среднее, фильтр Ходрика — Прескотта (HP-фильтр), полосовой фильтр Бакстера — Кинга, декомпозиция Бевериджа — Нельсона, фильтр Калмана. Под структурными методами подразумеваются процедуры, использующие предпосылки экономической теории, а также дополнительные временные ряды, например данные по инфляции и инфляционным ожиданиям или безработице. Используя такие временные ряды, можно выделять потенциальный выпуск с помощью теоретических экономических концепций, таких как кривая Филлипса или закон Оукена. Отметим, что для выделения структурной компоненты также могут применяться классические эконометрические модели на основе структурных уравнений, где ВВП является производственной функцией от капитала, труда и совокупной факторной производительности.

В работе мы предлагаем модификацию классического фильтра Ходрика — Прескотта для выделения единого долгосрочного темпа роста основных реальных российских макроэкономических показателей, таких как ВВП без госрасходов (пояснение для выбора ВВП без госрасходов, а не ВВП будет дано ниже), потребление домохозяйств, инвестиции в основной капитал, экспорт и импорт. Также в модели участвуют реальный эффективный обменный курс рубля в качестве показателя конкурентоспособности российской экономики, а также экзогенные реальные цены на нефть, скорректированные на долларовый индекс потребительских цен. Таким образом, мы ставим задачу выделения единого динамического долгосрочного темпа роста для ВВП без госрасходов и его составляющих, участвующих в моделях, при этом контролируя цены на нефть, кросскорреляционные взаимосвязи и реальный обменный курс рубля.

Предпосылка о сбалансированном росте является вполне классической в динамических моделях экономического роста. Она означает, что основные переменные модели растут единым темпом, например выпуск, потребление и инвестиции. Однако в эконометрических работах она учитывается довольно редко. Принимая во внимание, что в векторных авторегрессиях долгосрочные прогнозы сходятся к безусловному среднему переменных модели, корректная оценка среднего является критически важной задачей. В работе [1] авторы показали, что основной причиной плохих долгосрочных прогнозов как раз выступает плохая оценка среднего.

В связи с этим основная задача модели, предложенной в данной работе, — выделение некоторого динамического сбалансированного среднего темпа роста ВВП без госрасходов и его составляющих, очищенного от влияния цен на нефть и кросскорреляционных взаимосвязей.

Включение в модель вышеупомянутых переменных следует из достаточно простых спецификаций теоретических моделей общего равновесия, таких как DSGE. В работе [2] предложена модель закрытой экономики, в которой «частный» выпуск (ВВП за исключением госрасходов), потребление домашних хозяйств и инвестиции в основной капитал имеют единый долгосрочный стохастический тренд, наличие которого обусловлено стохастическим трендом во временном ряду совокупной факторной производительности. В работе [3] предлагается расширение модели из работы [2] для открытой экономики, в которой при неизменных условиях торговли такие переменные, как ВВП без госрасходов, валовое накопление основного капитала, потребление домохозяйств, экспорт и импорт, разделяют единый стохастический тренд, реальный обменный курс же не имеет трендовой динамики. Изменяющиеся же во времени нестационарным образом условия торговли в предложенной теоретической модели оказывают перманентное влияние на все отечественные макроэкономические показатели.

Мы предлагаем модификацию VAR-модели, в которой параметр, отвечающий за потенциальный темп роста временного ряда, будет меняться во времени. При этом мы ставим задачу выделения сбалансированного, т.е. единого, потенциального темпа роста ВВП без госрасходов, потребления, инвестиций, экспорта и импорта, очищенного от цен на нефть (табл. 1). К задаче метода наименьших квадратов добавляется задача регуляризации, аналогичная фильтру Ходрика — Прескотта (мы строим модель в разностях, поэтому штрафуем первую разность потенциального темпа роста). Такую VAR-модель и ее оптимизационную задачу можно записать в виде

$$Y_t - \mu_t = \sum_{j=1}^{p} A_j (Y_{t-j} - \mu_{t-j}) + \sum_{j=0}^{q} B_j X_{t-j} + \varepsilon_t,$$

$$\sum_{j=1}^{k} \sum_{t=1}^{T} \varepsilon_{j,t}^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T} [(\mu_t - \mu_{t-1})]^2 \to \min_{\{\mu_t\}_{t=1}^{T}},$$

Таблица 1

Кумулятивные вклады потенциального темпа роста и цен на нефть за разные временные промежутки

Показатель	ВВП без госрасходов	Потребление	Инвестиции	Экспорт	Импорт
Рост за период $2000q_1$–$2008q_2$ за счет, %:	66	86	111	61	171
цен на нефть	17	19	33	12	65
структурной компоненты	35	35	35	35	35
Рост за период $2000q_1$–$2014q_4$ за счет, %:	72	109	110	63	167
цен на нефть	15	18	31	7	57
структурной компоненты	52	52	52	52	52
Рост за период $2000q_1$–$2019q_3$ за счет, %:	75	104	109	83	164
цен на нефть	10	12	20	5	38
структурной компоненты	61	61	61	61	61

где Y_t — вектор эндогенных переменных; X_t — вектор экзогенных переменных; μ_t — потенциальный темп роста (темп роста структурной компоненты); λ — гиперпараметр, отвечающий за гладкость потенциального темпа роста.

Рассматриваются три периода: 1) с 2000-го года до момента рецессии во время мирового финансового кризиса 2008–2009 гг. (III квартал 2008 г.); 2) с 2000-го до момента рецессии 2015 г. — IV квартал 2014 г., в I квартале 2015-го уже произошло сокращение сезонно очищенного ВВП без госрасходов на 2,2%; 3) весь рассмотренный нами временной промежуток начиная с I квартала 2000 г. На основе полученных оценок за первый период ВВП без госрасходов вырос на 66%, из которых 17% были обусловлены ростом цен на нефть, а 35% — ростом структурной компоненты. Во втором периоде, учитывая, что вклад цены на нефть был сильно отрицательным в период мирового финансового кризиса, цены на нефть внесли всего 15% в рост ВВП без госрасходов, когда сам валовый

выпуск вырос на 72%, в том числе за счет структурной компоненты — на 52%. Если говорить обо всем рассмотренном периоде, ВВП без госрасходов вырос на 75%, из которых 10% обусловлены ценами на нефть, а 61% — структурной компоненты. То есть доминирующую роль в росте выпуска играет структурная компонента, темп роста которой на данный момент находится на рекордно низком историческом уровне, согласно оценкам модели. На рис. 1 представлены вклады потенциального темпа роста и цен на нефть в динамику ВВП без госрасходов.

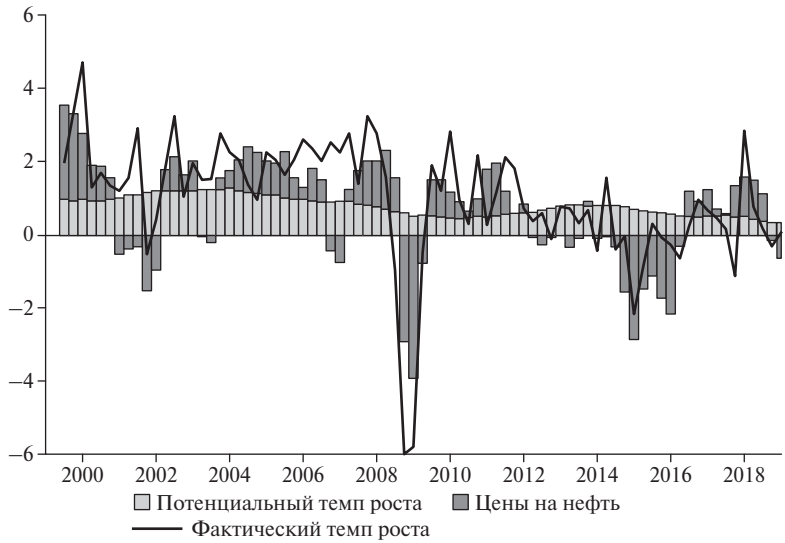

Рис. 1. Вклад потенциального темпа роста и цен на нефть в динамику ВВП без госрасходов, 2000–2018 гг., %

Литература

1. *Clements M.*, *Hendry D.* Forecasting economic time series. Cambridge University Press, 1998. P. 390.

2. *King R.* et al. Stochastic trends and economic fluctuations // American Economic Review. 1991. Vol. 81. No. 4. P. 819–840.

3. *Полбин А.В.* Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в векторной модели коррекции ошибок // Вопросы экономики. 2017. № 10. С. 27–49.

ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ВВП РОССИИ В УСЛОВИЯХ СТРУКТУРНЫХ СДВИГОВ

Харитонова Марина Владимировна

E-mail: hrtm@list.ru

г. Москва, МГУ им. М.В. Ломоносова

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

В работе производится сравнение различных моделей прогнозирования российского ВВП в условиях наличия структурных сдвигов. Замедление долгосрочных темпов роста российского ВВП в последнем десятилетии является весьма существенным. Причины этого замедления кроются не только в снижении темпов роста нефтяных цен, но также в структурных проблемах российской экономики, таких как недостаточность инвестиций [2, 5], неэффективность госсектора [1, 2], ограничение доступа к зарубежным рынкам капитала [3]. При построении эконометрических моделей для прогнозирования российского ВВП, как показано в данной работе, критически важно учитывать различные долгосрочные темпы роста в разные периоды, что редко используется в российской академической литературе. В исследовании используются как модели, допускающие сдвиги в детерминированном тренде, в которых необходимо экзогенно задавать даты структурных сдвигов, так и несколько более гибкий класс моделей со стохастическим трендом, в рамках которых изменение в трендовой компоненте может происходить в каждый момент времени. В моделях с детерминированным трендом используется структурный сдвиг, выявленный в работе [4], в III квартале 2007 г. В моделях со стохастическим трендом предполагается разложение ряда ВВП на трендовую и циклическую компоненты, для этого модели ненаблюдаемых компонентов оцениваются с помощью фильтра Калмана методом максимального правдоподобия [6].

В работе показывается, что модели со стохастическим трендом демонстрируют лучшую прогнозную силу при прогнозировании темпов роста ВВП на год вперед. При прогнозировании на один, два или три квартала вперед лучшей оказывается модель коррекции ошибок со сдвигом в детерминированном тренде в уровне ВВП. Кроме того, в работе даны оценки трендового темпа роста ВВП по большому числу моделей. Полученные оценки под-

тверждают сильное замедление долгосрочных темпов роста российского ВВП в 2010-х годах и свидетельствуют о замедлении долгосрочного темпа роста в районе 2015 г. На момент 2019 г. долгосрочный темп роста российского ВВП оценивается на уроне 1,5% в год.

Литература

1. *Кудрин А.*, *Гурвич Е.* Новая модель роста для российской экономики // Вопросы экономики. 2014. № 12. С. 3. doi: 10.32609/0042-8736-2014-12-4-36

2. *Орлова Н.В.*, *Егиев С.К.* Структурные факторы замедления роста российской экономики // Вопросы экономики. 2015. № 12. С. 69–84. doi: 10.32609/0042-8736-2015-12-69-84

3. *Орлова Н.В.*, *Лаврова Н.А.* Потенциальный рост как отражение перспектив российской экономики // Вопросы экономики. 2019. № 4. С. 5–20. doi: 10.32609/0042-8736-2019-4-5-20

4. *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.

5. *Синельников-Мурылев С.*, *Дробышевский С.*, *Казакова М.* Декомпозиция темпов роста ВВП России в 1999–2014 годах // Экономическая политика. 2014. № 5. С. 7–37.

6. *Kalman R.E.* A new approach to linear filtering and prediction problems // Journal of Basic Engineering. 1960. Vol. 82. P. 35–45. doi: 10.1115/1.3662552

ИНДИКАТОР ПОДЛИННОГО ПРОГРЕССА КАК АЛЬТЕРНАТИВА ВВП

Хашиева Дали Мухарбековна

E-mail: khashievadali@gmail.com

г. Москва, МГИМО (У) МИД РФ

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

Индикатор подлинного прогресса (ИПП; genuine progress indicator, GPI) — это показатель, используемый для измерения экономического роста страны. Его часто считают альтернативой показателю валового внутреннего продукта (ВВП). Индикатор ИПП учитывает, кроме ВВП [4, 6], и другие показатели, которые представляют влияние негативных эффектов, связанных с экономической деятельностью (например, влияние преступности, экологических проблем). ИПП объединяет положительные и отрицательные результаты экономического роста.

Метрика GPI была разработана на основе теорий «зеленой» экономики (которая рассматривает экономический рынок как часть экосистемы). Сторонники метода ИПП считают его лучшим показателем устойчивости экономики по сравнению с показателем ВВП. С 1995 г. индикатор ИПП приобрел популярность и используется в Канаде и США. Эти страны по-прежнему предоставляют свою экономическую информацию в виде ВВП [5, 7], чтобы соответствовать более распространенной практике.

ИПП рассчитывается по следующей формуле:

$$GPI = C_{adj} + G + W - D - S - E - N,$$

где C_{adj} — личное потребление, скорректированное с учетом распределения доходов; G — рост капитала и чистое изменение международной позиции; W — неденежный вклад в благосостояние (например, домашний труд, волонтерская работа); D — частные расходы на оборону; S — истощение социального капитала (например, оценка стоимости преступления, распада семьи, потерянного свободного времени); E — издержки ухудшения состояния окружающей среды; N — истощение природного капитала [2, 3].

Чтобы оценить недостатки ВПП перед ИПП, достаточно обратить внимание на тот фактор, что ВПП не оценивает влияние теневой экономики, когда как в среднем по каждой стране в мире

ее объем составляет 31,9% от ВВП. Будучи негативным фактором в контексте благосостояния общества, можно понять, что ИПП сравнительно меньше, чем ВВП. На рис. 1 сравниваются ВВП и ИПП на душу населения в Финляндии, где наблюдается заметная разница между этими показателями, что показывает негативное влияние экономического прогресса на общество.

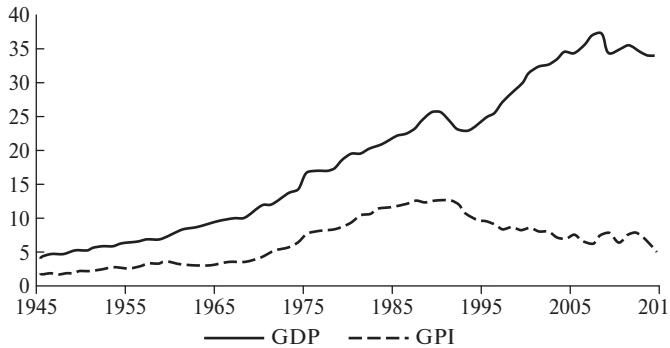

Рис. 1. Динамика ВВП (GDP) и ИПП (GPI), Финляндия, 2011 г., тыс. евро на душу населения, в реальных ценах

Источник: [3].

Более детальный подход к составляющим ИПП позволит принимать более верные решения, направленные на экономическую, социальную и экологическую сферы. Нет сомнения, что ИПП должен использоваться в официальных отчетностях наравне с ВВП, а поэтому должны собираться соответствующие данные. К сожалению, в России не ведется расчет ИПП, хотя такой показатель, как ИПП, поможет скорректировать внутреннюю политику страны в нужном направлении.

Литература

1. Genuine Progress Indicator. GGBP Case Study Series, 2014.

2. Shadow Economies Around the World: What Did We Learn Over the Last 20 Years? IMF Working Paper, 2018.

3. *Hoffrén J.* Future trends of genuine welfare in Finland. Conference “Trends and Future of Sustainable”, 2011.

4. *Симонова М.Д.* Международные стандарты национального счетоводства: учеб. пособие. М.: МГИМО-Университет, 2002. 142 с.

5. *Симонова М.Д.* Анализ развития информационной базы экономической глобализации на современном этапе // Вестник МГИМО-Университета. 2011. Т. 2. № 17. С. 82–187.

6. *Симонова М.Д.* Международные стандарты национального счетоводства: учеб. пособие. М.: МГИМО-Университет, 2019. 272 с.

7. *Симонова М.Д.* Цифровая экономика и проблемы расчета ВВП // Ломоносовские чтения — 2018. Секция экономических наук. Цифровая экономика: человек, технологии, институты: сб. тезисов выступлений, 2018. С. 506–511.

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ИЗМЕНЕНИЙ В СФЕРЕ ПРОМЫШЛЕННОСТИ НА ВРП

Хорошенькова Ольга Валерьевна

E-mail: Ole4kahoroshenkova@mail.ru,

г. Саратов, Саратовский государственный университет им. Н.Г. Чернышевского

Научный руководитель: к.э.н, доцент Балаш О.С.

Особенность российских условий, огромная роль территориального фактора в развитии социально-экономических процессов определяют необходимость создания развитой системы статистических показателей регионального уровня, соответствующих требованиям рыночной экономики. Основным показателем, характеризующим социально-экономическое положение региона, является валовый региональный продукт (ВРП). Данный показатель имеет очень важное значение для экономики региона и используется для характеристики результатов производства, уровня экономического развития, темпов экономического роста, анализа производительности труда в экономике и т.д.

Под экономическим ростом понимается рост валового внутреннего продукта (ВВП) или ВРП на душу населения. В модели Солоу [1] исследуются темп экономического роста, а также конвергенция — сближение во времени уровней развития стран и ре-

гионов по темпам экономического развития. Она предполагает более высокие темпы роста слаборазвитых регионов (с низкими доходами на душу населения) относительно более развитых регионов. Результатом является сближение уровней развития территорий между собой.

Модель Солоу имеет вид

$$\frac{y_{iT}}{y_{i0}} = \varphi_i(y_{i0}),$$

где i — номер региона, $i = 1, 2, ..., n$; T — длина рассматриваемого интервала времени в годах; y_{i0}, y_{iT} — ВРП на душу населения в регионе i соответственно базисного и текущего годов; φ_i — убывающая функция i-го региона.

Эконометрическая модель:

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \alpha + \beta_1 \ln(y_{i,t}) + \beta_2 X + \varepsilon_{it},$$

где $y_{i,t}$ — ВРП на душу в регионе i в момент времени t; α, β — параметры, подлежащие оценке; X — характеристики экономики (например, развитие промышленности, человеческого капитала и т.д.); ε_{it} — случайные ошибки.

Мы выясняли влияние промышленного развития на темп роста ВРП на душу населения. Рассматривали данные по 84 регионам России за период 2005–2018 гг. Оценки коэффициентов модели представлены в табл. 1.

Таблица 1

Модель Солоу безусловной бета-конвергенции

	Коэффициенты модели	**Стандартная ошибка**
Логарифм средних темпов роста ВРП на душу населения в 2014 г.	0,0772151***	0,0243
Индекс промышленного производства	0,00497763 **	0,00237

В ходе исследования выяснилось, что конвергенции регионов России в этом периоде не наблюдается, так как показатель логарифм ВРП 2014 г. имеет положительное значение и значим на 5%-м уровне.

Можно сделать вывод о том, что при росте в сфере промышленности на 1% ВРП увеличивается на 0,498%. В целом увеличение ВРП за счет роста в сфере промышленности на 0,498% является положительным фактором, однако 0,498% — это незначительный показатель. Предположительно такой маленький рост мог произойти из-за уменьшения показателей в области промышленности отдельно по некоторым регионам. Как, например, в Саратовской области наблюдается уменьшение в сфере промышленности на 2,5 п.п. (100,7% в 2018 г. и 103,2% в 2017-м), снизились темпы обрабатывающего производства (107,5% в 2017 г. и 100,7% в 2018-м), также уменьшились показатели по обеспечению электрической энергией, газом и паром (99,9% в 2017 г. и 99,1% в 2018-м), показатели по водоснабжению, водоотведению, организации сбора и утилизации отходов, деятельности по ликвидации загрязнений (105,1% в 2017 г. и 94,2% в 2018-м).

Следовательно, для того чтобы увеличить показатели в сфере промышленности и темп роста ВРП на душу населения, регионам нужно развивать отдельные виды экономической деятельности. Так, для Саратовской области необходимо развитие таких экономических видов деятельности, как промышленное, обрабатывающее производства, обеспечение электрической энергией, газом и паром, а также водоснабжение, водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельность по ликвидации загрязнений.

Литература

1. *Solow R.M.* A contribution to the theory of economic growth // The Quarterly Journal of Economics. 1956. Vol. 70. No. 1. P. 65–94.

2. *Balash V.*, *Balash O.*, *Faizliev A.* et al. Economic growth patterns: Spatial econometric analysis for Russian regions // Information. 2020. No. 11. P. 289. doi: https://doi.org/10.3390/info11060289

АНАЛИЗ ВАКАНСИЙ И НАВЫКОВ НА РЫНКЕ ТРУДА ПО ДАННЫМ ИЗ ОТКРЫТЫХ ИСТОЧНИКОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДОВ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ

Хохлова Александра Николаевна

E-mail: alexandra.khokhlova@mail.ru

г. Москва, РЭУ им. Г.В. Плеханова

Научный руководитель: д.ф.-м.н., профессор Садыков Т.М.

Анализ вакансий и технологических трендов для выявления в будущем навыков на рынке труда основан на использовании методов машинного обучения. Программный код будет реализован на языке Python.

На первом этапе исследования (рис. 1) необходимы постановка цели и задач, описание объекта и предметной области исследования, что позволит правильно выбрать дальнейший алгоритм анализа и моделирования данных.

На втором этапе — получение данных о вакансиях и патентах из открытых источников — важны доступность и качество данных. В нашем исследовании используются следующие открытые источники информации: 1) по вакансиям на рынке труда — HeadHunter (hh.ru); 2) по патентам для изучения технологических трендов, согласно которым в будущем возникнут новые специальности и профессиональные навыки, — ФИПС, LENS.ORG. Для сбора данных из открытых источников в работе проведен парсинг данных о вакансиях с сайта hh.ru на языке Python. Также собраны большие данные с открытой веб-платформы LENS.ORG о патентах за 2010–2020 гг.

На этапе подготовки данных происходят их очистка, форматирование, обработка пропущенных данных, экстремальных значений, а также выбор данных для дальнейшего исследования. Здесь возможна корректировка процессов создания и сбора информации, которая может привести к необходимости сбора первичных данных.

На следующем этапе — обработка данных — выполняется преобразование данных, где используются методы описательной и аналитической статистики. Здесь также проводится латентно-семантический анализ текстовой информации — описание навыков по вакансиям.

Рис. 1. Основные этапы научного исследования

Этап моделирования данных позволит построить такие универсальные модели, как: предсказательная модель зависимости заработной платы от основных факторных признаков с использованием методов машинного обучения классификации; модель кластеризации вакансий и анализ зависимости заработной платы от ряда факторов внутри построенных кластеров; модель классификации патентов по выявленным технологическим трендам развития — прорывное, перспективное, угасающее; предиктивная модель дальнейшего развития полученных технологических трендов для выявления будущих навыков на рынке труда при помощи методов машинного обучения.

На этапе визуализации данных результаты исследования представляются в виде аналитических графиков. Интерпретация

результатов исследования — важный этап, на котором проводятся оценка результатов анализа, нейросетевых моделей, контроль и выбор дальнейших действий для принятия решений.

На этапе сопровождения модели регулярно оценивается качество принимаемых решений, проводится обновление данных, повторное обучение моделей, подбираются тестовые выборки и т.д.

Литература

1. *Bogomolova A.*, *Balk I.*, *Semenov E.* et al. Network analysis of patenting trends in energy efficiency // IOP Conference Series: Earth and Environmental Science. 2019. No. 317.

2. *V'yugin V.V.* Mathematical foundations of the theory of machine learning and forecasting. M.: MCMNO, 2013. 390 p.

О ПРИМЕНЕНИИ ОРТОГОНАЛЬНЫХ РАЗЛОЖЕНИЙ СЛУЧАЙНЫХ ВЕЛИЧИН К ПРОГНОЗУ И УПРАВЛЕНИЮ

Чамов Дмитрий Романович

E-mail: chamovdmitrij@gmail.com

г. Санкт-Петербург, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: старший преподаватель Рунёв Е.В.

В работе рассмотрено применение ортогонального разложения в регрессионной модели для исследования зависимости некоторой характеристики эффективности динамики экономической деятельности от случайных факторов. Некоторые из этих факторов удается описать с помощью числовых характеристик — параметров. Для прогноза и управления динамикой используется множественная регрессионная модель [1]. На основании этой модели можно строить прогнозируемые оценки характеристики эффективности.

Особый интерес представляет случай попарной независимости факторов, предположительно влияющих на характеристику эффективности [2, 3]. В этом случае коэффициенты линейной регрессии могут быть выражены с помощью формул в ортогональном базисе, а именно

$$\alpha_j^* = \frac{\rho_m(Y, X_j)}{\sqrt{DX_j}},$$

где $\rho_m(X_i, X_j)$ — выборочный коэффициент корреляции.

Уравнение регрессии будет иметь вид

$$\mathbf{E}(Y \mid \mathbf{X}) = \sum_{j=1}^{n} \alpha_j^* \dot{X}_j$$

или

$$\frac{Y^* - \bar{Y}}{\sigma} = \sum_{j=1}^{n} \frac{\rho_m(Y, X_j)}{\sqrt{DX_j}} \cdot (X_j - \bar{X}_j).$$

Характеристика эффективности динамики экономической деятельности (Y) при различных значениях параметров (X_1, X_2, X_3, X_4) представлена $m = 50$ реализациями пятимерного случайного вектора (X_1, X_2, X_3, X_4, Y) (табл. 1).

Таблица 1

Y	10,894	10,747	10,664	11,062	10,936	10,969	10,347	10,749	10,695
X_1	11,327	11,390	11,402	11,220	11,072	10,635	11,125	11,042	10,919
X_2	10,858	10,892	11,256	11,133	11,225	11,201	11,057	11,161	10,875
X_3	10,451	11,257	10,913	10,289	11,362	10,704	11,588	11,125	10,706
X_4	11,282	11,395	11,428	11,191	11,335	11,143	10,755	11,011	11,658

Выборочные моменты компонент случайного вектора до второго порядка включительно: выборочные средние $\bar{X}_1 = 10{,}997$; $\bar{X}_2 = 11{,}121$; $\bar{X}_3 = 10{,}951$; $\bar{X}_4 = 10{,}994$; $\bar{Y} = 10{,}950$; стандартные отклонения: $\sigma_1 = 0{,}561$; $\sigma_2 = 0{,}603$; $\sigma_3 = 0{,}587$; $\sigma_4 = 0{,}541$; $\sigma = 0{,}321$.

Корреляционная матрица случайного вектора (X_1, X_2, X_3, X_4, Y) имеет вид

$$\mathbf{R}_m = \begin{pmatrix} 1{,}000 & -0{,}136 & -0{,}049 & 0{,}024 & -0{,}035 \\ -0{,}136 & 1{,}000 & 0{,}206 & 0{,}019 & -0{,}014 \\ -0{,}049 & 0{,}206 & 1{,}000 & -0{,}086 & -0{,}119 \\ 0{,}024 & 0{,}019 & -0{,}086 & 1{,}000 & -0{,}019 \\ -0{,}035 & -0{,}014 & -0{,}119 & -0{,}019 & 1{,}000 \end{pmatrix}. \qquad (1)$$

Из (1) видно, что значения коэффициентов корреляции для случайных величин X_1, X_2, X_3, X_4 близки к нулю. Однако мы имеем дело не с распределением генеральной совокупности, а с выборочным распределением, поэтому необходимо проверить гипотезу о некоррелированности этих случайных величин на основании критерия

$$\tau(X_i, X_j) = \frac{\rho_m(X_i, X_j)\sqrt{m-2}}{\sqrt{1 - p_m^2(X_i, X_j)}}.$$

Для уровня значимости $\beta = 0{,}95$ допустимые значения критерия лежат в интервале (–2,011; 2,011):

$\tau(X_1, X_2)$	$\tau(X_1, X_3)$	$\tau(X_1, X_4)$	$\tau(X_2, X_3)$	$\tau(X_2, X_4)$	$\tau(X_3, X_4)$
–0,971	–0,347	0,168	1,491	0,138	–0,609

Остаточная дисперсия $D(Y - Y^*) = 0{,}097$; сводный коэффициент корреляции $\rho_m(Y, Y^*) = 0{,}324$; уравнение регрессии

$$y = 0{,}572x_1 + 0{,}532x_2 + 0{,}547x_3 + 0{,}593x_4 - 13{,}774.$$

Литература

1. *Дрейпер Н.*, *Смит Г.* Прикладной регрессионный анализ: пер. с англ. 3-е изд. М.: Вильямс, 2007. 912 с.

2. *Орлова И.В.* Подход к решению проблемы мультиколлинеарности при анализе влияния факторов на результирующую переменную в моделях регрессии // Фундаментальные исследования. 2018. № 3. С. 58–63.

3. *Орлова И.В.* Подход к решению проблемы мультиколлинеарности с помощью преобразования переменных // Фундаментальные исследования. 2019. № 5. С. 78–84.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЗАНЯТОСТИ И БЕЗРАБОТИЦЫ В СЕВЕРО-ЗАПАДНОМ ФЕДЕРАЛЬНОМ ОКРУГЕ

Чехович Анна Алексеевна

E-mail: chehowich@yandex.ru

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Целью статьи является анализ показателей занятости и безработицы в Северо-Западном федеральном округе (СЗФО) и сравнение с ситуацией в Российской Федерации в целом.

При рассмотрении динамики коэффициентов занятости за период 2010–2020 гг. выявлен стремительный рост этого показателя в течение двух лет начиная с 2010 г. Минимальное значение показателя приходится на 2010 г. и составляет 66,6%. Максимальное значение — 68,7%. В 2020 г. показатель составил 67,8%, что на 0,8% больше, чем в 2010-м.

При анализе динамики коэффициентов безработицы за 2010–2020 гг. в СЗФО выявлено, что за 2010–2012 гг. наблюдается снижение безработицы на 1,9%. Максимальное значение показателя, равное 5,9%, отмечено в 2010 г. Минимальное значение показателя составляет 3,6% и приходится на 2019 г. После чего наблюдается рост доли безработицы на 0,6% в 2020 г.

Сравнивая показатели коэффициентов безработицы первого и последнего из исследуемых лет, можно отметить снижение его на 1,7%. Отметим период 2010–2012 гг., в котором наблюдались резкий рост занятости и падение уровня безработицы. В 2011 г. по вопросам экономической активности, занятости и безработицы опрашивалось более 68 тыс. человек в возрасте 15–72 лет, или 0,06% населения данного возраста. Итоги обследования свидетельствуют, что благодаря реализации в 2009–2010 гг. программ по стабилизации ситуации на рынке труда удалось сдержать нарастание кризисных явлений и улучшить ряд показателей, которые были зафиксированы в докризисном 2008 г. [4].

При проведении сравнения показателей занятости и безработицы по СЗФО и РФ за 2010, 2015 и 2020 гг. можно заметить схожую тенденцию роста и снижения обоих показателей. Данные по России имеют более резкие изменения, что связано с более широким охватом опрошенных.

Заметим, что в обоих случаях самые низкие показатели занятости, составляющие 66,6% по СЗФО и 62,7% по РФ, отмечены в 2010 г. Самые высокие показатели по безработице зафиксированы в 2010 г. — 5,9% по СЗФО и 7,3% по РФ. В 2015 г. выявлен рост занятости до показателей 67,9% по СЗФО и 65,3% по РФ. В свою очередь, наблюдается снижение безработицы на 1,7% по СЗФО и 1,2% по РФ. К 2020 г. уровень занятости снизился на 0,5% по СЗФО и 1,7% по РФ, что связано с началом пандемии. Самый высокий уровень безработицы отмечен в 2010 г., после чего видна тенденция к снижению показателей.

Проблема безработицы остается наиболее актуальной. Одной из причин является отсутствие опыта у молодого поколения. В начале карьерного пути выпускник находится в поиске работы, которая бы соответствовала его навыкам и компетенциям, но, не имея практического опыта, молодой человек имеет возможность трудоустройства исключительно на низкооплачиваемые должности, не требующие специальных навыков. Меры для решения этой проблемы предпринимаются очень активно: создаются различные практики и стажировки, которые позволяют студенту получить опыт на последних курсах обучения. Тем самым после окончания высшего учебного заведения он имеет все шансы претендовать на работу по специальности.

Еще одно проявление — скрытая безработица, т.е. частичная занятость людей на рынке труда. Из-за того что снижено количество рабочих часов, во многом снижена и оплата труда относительно полной занятости.

Это также влияет на уровень жизни людей. Вопросы занятости населения имеют первостепенное значение, поскольку напрямую влияют на экономическую и социальную сферы общественной жизни [2].

Таким образом, сравнивая показатели, можно сделать вывод, что есть тенденция к снижению уровня безработицы и повышению уровня занятости населения. Это во многом обусловлено появлением новых вакансий на рынке и масштабируемости предприятий и организаций.

Литература

1. Закон РФ от 19 апреля 1991 г. № 1032-1 «О занятости населения в Российской Федерации.

2. *Колесник В.С.* Государственное регулирование рынка в сельской местности // Новая наука: современное состояние и пути развития. 2016. № 10. С. 69.

3. *Казанцев В.А.* Виды и формы безработицы. Специфика и проблемы занятости в России // Синергия наук. 2017. № 13. С. 111–117.

4. Российский статистический ежегодник. 2020 / Федеральная служба государственной статистики (Росстат). М., 2020. URL: https://rosstat.gov.ru/statistic.

СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ФАКТОРЫ СМЕРТНОСТИ В РОССИЙСКИХ РЕГИОНАХ (НА ПРИМЕРЕ ИНФЕКЦИОННЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ)

Чубаров Михаил Юрьевич

E-mail: myuchubarov@edu.hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: профессор Колосницына М.Г.

Здоровье людей — человеческий капитал экономики, а также показатель качества жизни населения. Среди причин заболеваемости и смертности в России — инфекционные болезни, частота которых неравномерно распространена по регионам. Сегодня вопрос инфекционной заболеваемости особенно важен из-за охватившей мир пандемии. Поэтому выявление факторов, препятствующих инфекциям, актуально для политики здравоохранения.

Цель исследования — выявление на основе корреляционного и регрессионного анализа социально-экономических факторов, влияющих на смертность от инфекционных заболеваний в регионах РФ.

Факторы, влияющие на заболеваемость и здоровье населения, изучались в работах как зарубежных, так и российских экономистов и демографов — начиная с классических теоретических исследований С. Мушкина и М. Гроссмана и заканчивая современными российскими работами Н. Римашевской, И. Калабихиной, А. Щура и др. С. Мушкин первой среди экономистов рассматривала здоровье как часть человеческого капитала, которая может быть объектом инвестирования [6]. М. Гроссман предложил модель

спроса на здоровье, где одним из факторов выступают доходы индивида [4]. Н. Римашевская исследовала взаимосвязь различных факторов с ожидаемой продолжительностью предстоящей жизни в регионах России и выделила пять блоков значимых факторов: биологические, социально-экономические, средовые, экология и природно-климатические условия и состояние здоровья [2]. К. Валчак изучал смертность от инфекционных заболеваний в США, в том числе рассматривая такой фактор, как плотность населения [7]. С. Леонард и соавторы изучали смертность от инфекционных заболеваний в развивающихся промышленных городах Новой Англии в конце XIX в. По мнению авторов, именно плотность населения была причиной распространения инфекционных заболеваний в промышленных центрах [5]. Напротив, А. Щур показывает положительную роль больших городов России в сокращении заболеваемости за счет высокого образования населения [3]. И. Калабихина на примере пандемии COVID-19 отмечает роль доходов стран и регионов, а также развития систем здравоохранения в распространении инфекции [1].

На основе теоретических моделей экономики здоровья и эмпирических исследований, проведенных в других странах или ранее в России, мы ожидаем, что смертность (заболеваемость) от инфекционных болезней должна зависеть от нескольких групп факторов: экономических, демографических, экологических и социально-культурных.

В исследовании используются официальные данные Росстата. Оценка влияния выбранных факторов на смертность определялась с помощью регрессионного анализа по данным регионов РФ за пять лет (2014–2018 гг.). После удаления выбросов выборка составила 374 наблюдения. Зависимой переменной в модели выступает смертность в регионе от инфекционных заболеваний (на 100 тыс. населения) как прокси-переменная заболеваемости. В качестве независимых экономических переменных мы включили в модель среднедушевой доход населения и общую площадь жилых помещений, приходящуюся на одного жителя региона. Предполагалось, что эти переменные отрицательно влияют на смертность, ведь чем больше доход, тем больше индивид готов инвестировать в свое здоровье и, наоборот, тесное проживание семей способствует распространению инфекций. Мы также включили в модель среднедушевое потребление овощей и фруктов, которые повышают иммунитет и снижают вероятность заболеть. Поэтому мы также

ожидаем, что их потребление будет отрицательно влиять на зависимую переменную. В качестве экономических факторов включались также коэффициент Джини, уровень безработицы, число врачей на 10 тыс. жителей, мощность амбулаторно-поликлинических учреждений, продажа алкогольных напитков на душу населения, пассажирооборот автобусов общего пользования на душу населения. Как демографические переменные, мы используем численность лиц, прибывших из-за пределов России, ожидая, что этот показатель ухудшает инфекционную ситуацию в регионе, а также долю населения региона, проживающего в столице региона и крупных городах с численностью населения не менее 300 тыс. человек. Эта переменная ранее не использовалась в других исследованиях, но мы считаем, что она крайне важна из-за контагиозности инфекционных заболеваний. В качестве переменных климата и экологии использовались количество выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух и средняя температура января, в качестве социально-культурного фактора было выбрано число студентов вузов на душу населения региона как прокси-переменная образования.

Регрессия была оценена с помощью МНК, с использованием кластерных робастных стандартных ошибок. Полученные оценки позволяют утверждать, что распространенность инфекционных заболеваний при прочих равных условиях выше в регионах: с высоким уровнем выбросов загрязняющих веществ; с высокой долей внешних мигрантов в составе населения; с большей долей населения, проживающего в крупных городах. И наоборот, инфекционная обстановка лучше в регионах, где выше среднедушевой доход населения, общая площадь жилых помещений, приходящихся на одного жителя региона, потребление фруктов, численность студентов вузов. Таким образом, гипотезы исследования в целом подтвердились. Результаты говорят о том, что общее социально-экономическое развитие регионов оказывает существенное влияние на смертность (заболеваемость) вследствие инфекционных болезней.

Литература

1. *Kalabikhina I.E.*, *Panin A.N.* Spatial choreography of the coronavirus // Population and Economics. 2020. Vol. 4. No. 2. P. 123–152.

2. *Римашевская Н.М.*, *Мигранова Л.А.*, *Молчанова Е.В.* Факторы, влияющие на состояние здоровья населения России // Народонаселение. 2011. Т. 1. № 51. С. 38–49.

3. *Щур А.Е.* Города-миллионники на карте смертности России // Демографическое обозрение. 2019. Т. 5. № 4. С. 66–91.

4. *Grossman M.* On the concept of health capital and the demand for health // Journal of Political Economy. 1972. Vol. 80. No. 2. P. 223–255.

5. *Leonard S.H.* et al. The effects of wealth, occupation, and immigration on epidemic mortality from selected infectious diseases and epidemics in Holyoke township, Massachusetts, 1850–1912 // Demographic Research. 2015. Vol. 33. P. 1035.

6. *Mushkin S.J.*, *Collings F.A.* Economic costs of disease and injury: A review of concepts // Health Reports. 1959. Vol. 74. No. 9. P. 795.

7. *Walczak K.G.* The effects of socioeconomic, demographic, and health variables upon the mortality rates from infectious diseases. PhD dissertation. Brigham Young University, 1987.

ПРОСТРАНСТВЕННОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА ВЫБРОСЫ УГЛЕКИСЛОГО ГАЗА В США И РОССИИ

Шаклеина Екатерина Игоревна

E-mail: 24kate99@gmail.com

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

Научный руководитель: к.ф.-м.н., доцент Курбацкий А.Н.

Экономический рост является одной из важнейших характеристик общественного производства в любой хозяйственной системе. После промышленной революции страны мира стремятся к достижению все более высоких темпов экономического роста с помощью использования существующих, в том числе невозобновляемых, природных ресурсов. В результате перед человечеством стоят две важнейшие задачи — устойчивое экономическое развитие и сохранение окружающей среды.

Цель работы — провести сравнительный пространственно-эконометрический анализ взаимосвязи выбросов и экономического роста на региональных данных России и США.

В связи с поставленной целью в работе решаются следующие задачи:

1) сравнительный анализ экологических проблем в регионах России и США;

2) проверка пространственной зависимости между территориальными единицами России и США по уровню выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных источников;

3) проверка гипотезы о влиянии экономического роста на выбросы углекислого газа с учетом особенностей взаимного пространственного расположения регионов двух стран;

4) определение направлений развития экологической политики в США и России.

Для анализа были взяты данные Управления по энергетической информации США, Агентства по охране окружающей среды США, Бюро экономического анализа США и Федеральной службы государственной статистики России за период 2004–2018 гг. В результате исследования были вычислены индексы Морана, проведено сравнение пространственно-эконометрических моделей и сделан выбор наилучшей — модели SARAR. На ее основе проанализирована взаимосвязь между выбросами загрязняющих веществ и экономическим ростом в США и России.

Тест Морана показал, что существует пространственная зависимость выбросов в регионах России и штатах США.

В США отсутствует влияние экономического роста на выбросы, и гипотеза о наличии экологической кривой Кузнеца была опровергнута. Доля обрабатывающей и добывающей промышленности, а также уровень потребления энергии оказывают прямо положительное влияние на уровень выбросов углекислого газа.

Результаты по России показали, что существует влияние экономического роста на выбросы загрязняющих веществ в регионах России. Также была подтверждена гипотеза о наличии экологической кривой Кузнеца в регионах России.

На основе полученных результатов определены направления развития экологической политики в США и России.

Литература

1. *Василенко В.А.* Экология и экономика: проблемы и поиски путей устойчивого развития. Новосибирск, 1995.

2. *Журавлева Т.А.*, *Семенова Е.М.*, *Павлов К.В.* Экономический рост и проблемы экологии в России // Известия Тульского гос. ун-та. Экономические и юридические науки. 2017. № 2–1.

3. *Иванова В.* ВРП и загрязнение окружающей среды в регионах России: пространственно-эконометрический анализ // Квантиль. 2019. № 14. С. 53–62.

4. *Марно В.* Модели, основанные на панельных данных // Прикладная эконометрика. 2006. № 1.

5. *Ратникова Т.А.* Введение в эконометрический анализ панельных данных // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2006. Т. 10. № 2. С. 267–316.

6. *Dinda S.* Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey // Ecological Economics. 2004. Vol. 49. No. 4. P. 431–455.

7. *Grossman G.M.*, *Krueger A.B.* Environmental impacts of a North American free trade agreement. National Bureau of Economic Research, 1991. No. w3914.

8. *Jiang M.*, *Kim E.*, *Woo Y.* The relationship between economic growth and air pollution — a regional comparison between China and South Korea // International Journal of Environmental Research and Public Health. 2020. Vol. 17. No. 8. P. 2761.

9. *Rupasingha A.* et al. The environmental Kuznets curve for US counties: A spatial econometric analysis with extensions // Papers in Regional Science. 2004. Vol. 83. No. 2. P. 407–424.

10. World Health Organization. World health statistics 2020: Monitoring health for the SDGs sustainable development goals. World Health Organization, 2020.

11. *Xu H.* et al. Economic growth and carbon emission in China: A spatial econometric Kuznets curve? // Zbornik radova Ekonomskog fakulteta u Rijeci: časopis za ekonomsku teoriju i praksu. 2018. Vol. 36. No. 1. P. 11–28.

ФАКТОРНЫЙ АНАЛИЗ НАЛОГОВЫХ ПОСТУПЛЕНИЙ В КОНСОЛИДИРОВАННЫЙ БЮДЖЕТ СУБЪЕКТОВ РФ

Шашилова Светлана Алексеевна

E-mail: shashilovas@bk.ru

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

Научный руководитель: д.э.н., профессор Бобошко Н.М.

В исследовании выдвинута логическая гипотеза об увеличении общего поступления доходов от налоговых платежей. Такому росту могут способствовать, например, положительные изменениями объема инвестиций в основной капитал, увеличение оборота розничной торговли и объема выручки от продажи. Также можно предположить, что численность населения и его среднемесячная заработная плата будут оказывать значительное влияние на результативный показатель.

Выдвинутая гипотеза основана на тесной зависимости факторных и результативного показателя, следовательно, для подтверждения проведем корреляционный и регрессионный анализ, используя данные по Центральному федеральному округу (ЦФО) без деления его на отдельные субъекты для того, чтобы исключить резкие скачки в показателях (Москва, МО, Санкт-Петербург) и сделать максимально точные выводы.

В результате проведенного исследования мы получили следующие прогнозные показатели на 2020–2022 гг. (табл. 1).

После проведения анализа можно сделать вывод о том, что динамика основных экономических показателей районов ЦФО на последующие периоды будет положительной. Сделанные прогнозы на 2020–2022 гг. показывают соответствующую положительную зависимость между объясняющими показателями и результативным, которая заключается в следующем.

Увеличение инвестиционных потоков в капитал способствует расширению сектора производства предприятий, открытию новых организаций и филиалов на территории субъекта РФ. В свою очередь, деятельность любой организации связана с налоговыми платежами: покупка и продажа товара (оказание услуг) — НДС, налог на прибыль, НДФЛ и страховые взносы + специализированные

Таблица 1

Прогнозные значения основных показателей регионов ЦФО в 2020–2022 гг.

Год	Объем инвестиций в основной капитал, млн руб.	Оборот розничной торговли, млн руб.	Объем выручки (с учетом налогов) от продажи товаров, млн руб.	Население, тыс. человек	Среднемесячная заработная плата, тыс. руб.
	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5
2020	5 950 257	11 893 525	5 137 022	39 518 504	64 286,13
2021	6 495 467	12 321 119	5 922 018	39 623 267	69 302,36
2022	4 881 658	7 577 153	5 440 075	38 767 288	49 370,71

налоги для отрасли, в которой функционирует данное предприятие (например, при реализации алкогольной продукции — акцизы, транспортные перевозки — транспортный налог и т.д.). Отсюда рост предпринимательского сектора и объема производства приводит к увеличению налоговых поступлений в бюджет.

Рост розничной торговли, увеличение объема выручки от продажи товаров напрямую влияют на положительные изменения налоговых доходов в бюджете субъекта РФ (Налоги = Выручка · Ставка налогообложения).

Наиболее сильная и очевидная положительная связь наблюдается между результативным показателем и численностью населения, а также среднемесячной заработной платой. Это связано с прямой зависимостью данных показателей: чем больше численность занятого населения — тем больше налогов поступает в бюджет; чем больше экономически активное население получает «белую» заработную плату — тем больше поступления доходов от налогов в бюджет Российской Федерации.

При сложившейся тенденции роста показателей объем поступлений в бюджет соответствующего уровня будет увеличиваться и в последующем.

Таким образом, представленное в работе исследование налоговых поступлений было направлено на комплексный статистический анализ состояния и перспектив развития налоговой системы России. С помощью анализа рядов динамики были рассмотрены основные показатели налоговых поступлений, которые послужили

отправной точкой для метода аналитического выравнивания и прогнозирования. Благодаря этому удалось проследить закономерность в изменении налоговых поступлений и составить краткосрочные прогнозы, что является неотъемлемой частью статистического исследования.

Литература

1. Бюджетный кодекс (БК РФ) // Российская газета. 1998. 12 августа. № 153–154.

2. Федеральная налоговая служба [Электронный ресурс]. URL: https://www.nalog.ru/rn70/ (дата обращения: 25.11.2020).

3. Федеральная служба государственной статистики [Электронный ресурс]. URL: http://www.gks.ru/ (дата обращения: 25.11.2020).

4. РИА Новости [Электронный ресурс]. URL: https://ria.ru/20130315/927460807.html (дата обращения: 25.11.2020).

5. Экономическая безопасность: учебник для студентов вузов / под ред. В.Б. Мантусова, Н.Д. Эриашвили. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2018. С. 567.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ ЭФФЕКТЫ КАК ДЕТЕРМИНАНТА РАЗВИТИЯ ПРЕДПРИНИМАТЕЛЬСКОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Швецов Никита Дмитриевич

E-mail: Shvetsov.nikita.d@mail.ru

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

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

Эффективное функционирование малого и среднего бизнеса зависит от имеющихся в регионе человеческих ресурсов, возможности региона в законодательной и инновационной сферах, также немаловажным аспектом предпринимательской активности (ПА) является доступ к рынкам [1]. Соответственно, можно выдвинуть гипотезы о существовании паттернов ПА и о наличии простран-

ственной зависимости регионов, т.е. на развитие предпринимательства оказывают влияние соседние регионы.

Методы пространственной регрессии позволяют учитывать прямую и косвенную зависимость между наблюдениями, которая часто возникает, когда наблюдения собираются из точек или областей, расположенных в пространстве. Расширяя стандартную линейную регрессионную модель, пространственные методы идентифицируют группы «ближайших соседей» и допускают зависимость между этими регионами [2].

Основной моделью пространственной регрессии служит модель SAR [3], которая учитывает взаимовлияние зависимой переменной между элементами выборки:

$$Y = \alpha + pWY + X\beta + \varepsilon.$$

В исследовании использовались два вида матриц — бинарная и обратных расстояний [4]. Оценивание моделей, построенных по второму типу матрицы, дали наилучшие результаты, что подтверждает гипотезу о том, что регионы России в большей степени зависят от расстояния друг от друга, нежели чем от граничных соседей, так как существуют регионы, у которых площадь настолько велика, что от ближайших соседей не происходит переток знаний.

В работе были построены основные спецификации пространственных моделей по панельным данным: SAR, SEM, SDM, SAC. В рамках каждой спецификации были учтены индивидуальные эффекты, временные, двунаправленные (индивидуальные + временные). Следуя алгоритму анализа пространственных регрессий, предложенному в [2], были проведены тесты Хаусмана, LeSage and Pace, Elhorst и посчитаны критерии AIC и BIC. В результате тестов лучшей моделью была выбрана SAR (ind), у которой коэффициент пространственной корреляции является значимым, так как rho = 0,423***. Это свидетельствует о том, что рост ПА в одном регионе влечет за собой развитие предпринимательства в других регионах. Таким образом, были выделены паттерны регионов со схожим уровнем ПА, в которых, как правило, имеется регион-лидер, который увеличивает ПА в соседних регионах.

Далее была проанализирована сущность пространственного влияния и получено, что демография, уровень жизни, возможности региона и развитие бизнеса положительно влияют на ПА как данного региона, так и соседнего. А блоки «занятость в регионе»

и «уровень образования» нуждаются в дальнейшем обсуждении, так как получены неустойчивые оценки.

Успешное развитие малого и среднего бизнеса сдерживает большое количество факторов. Для решения проблем в данной области необходима продуманная и взвешенная политика государства. Многие программы, направленные на развитие предпринимательства в регионе, не доходят до реализации из-за отсутствия четкого плана действий и средств в региональном бюджете [6].

Литература

1. *Образцова О.И.* Межрегиональные сопоставления ранней предпринимательской активности россиян в терминах пространственной статистики // Вестник университета. 2013. № 17.

2. *Belotti F.*, *Hughes G.* Spatial panel-data models using Stata // The Stata Journal. 2017. Vol. 17. No. 1. P. 139–180.

3. *Qian H.*, *Zhao Ch.* Space-time analysis of high technology entrepreneurship: A comparison of California and New England // Applied Geography. 2018. Vol. 95. No. 1.

4. *Семерикова Е.В.*, *Демидова О.А.* Анализ региональной безработицы в России и Германии: пространственно-эконометрический подход // Пространственная экономика. 2015. Т. 2. № 42.

5. *Иванов О.Б.*, *Бухвальд Е.М.* Малое и среднее предпринимательство как фактор пространственного развития российской экономики // Экономическая теория, анализ, практика. 2018. № 5. С. 7–25.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ АСПЕКТЫ ВЛИЯНИЯ ДЕМОГРАФИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ НА УРОВЕНЬ ИНФЛЯЦИИ В РОССИИ

Шевченко Екатерина Сергеевна

E-mail: esshevchenko@hse.ru

г. Москва, НИУ ВШЭ

Научный руководитель: д.э.н., профессор Серёгина С.Ф.

Монетарные власти при проведении политики по достижению ценовой стабильности должны учитывать как монетарные, так и немонетарные факторы, которые могут оказывать влияние на уровень инфляции. И не всегда центральные банки могут нейтрализовать влияние немонетарных факторов. Одним из таких факторов является изменение в демографической структуре общества. Рост продолжительности и улучшение качества жизни, пропаганда здорового образа жизни, снижение рождаемости приводят к старению общества. Параллельно наблюдаются и тенденции к снижению уровня инфляции (например, в Японии, странах Западной Европы). Однако анализ работ, посвященных исследованию взаимосвязи динамики инфляции и динамики возрастной структуры общества, дает противоречивые результаты. Это может объясняться тем, что в разных странах возрастные группы населения по-разному проявляют потребительское и сберегательное поведение, формируют инфляционные ожидания. Поэтому представляется интересным провести пространственный анализ влияния демографических факторов на уровень инфляции в России с учетом региональной специфики и ряда контрольных переменных.

Гипотеза исследования: влияние возрастных групп населения на инфляционные процессы в регионах России оказывается неодинаковым с учетом как прямых, так и косвенных эффектов.

В качестве зависимой переменной рассматривался уровень инфляции, независимых — темпы прироста возрастных долей населения младше и старше трудоспособного возраста, а в качестве контрольных — темпы прироста индекса физического объема инвестиций в основной капитал, открытость экономики, сальдо доходов и расходов консолидированных бюджетов субъектов РФ в долевом соотношении к ВРП, также временная дамми.

В исследовании были собраны данные по 81 региону за период с 2010 по 2018 г. Панель является строго сбалансированной. Матрица расстояний W строится по принципу наличия соседства.

Для выявления наличия пространственной зависимости по уровню инфляции для регионов России использовались глобальные и локальные индексы Морана, Гири и Гетиса и Орда. Полученные результаты позволяют сделать вывод, что наблюдается положительная глобальная автокорреляция инфляции регионов России. Следовательно, имеет смысл включать в модели регрессии пространственную компоненту.

Общая оцениваемая модель:

$$\inf = b_1 X + \varepsilon + \rho W \inf + \theta WX,$$

где inf — зависимая переменная «уровень инфляции»; X — матрица объясняющих переменных модели; b, θ — оцениваемые векторы коэффициентов; ε — случайный компонент регрессии; ρ — пространственный коэффициент корреляции; W — матрица пространственных весов.

В исследовании были рассчитаны пространственные модели SEM, SAR и SDM как со случайными эффектами, так и с индивидуальными детерминированными эффектами с добавлением временных дамми. Среди построенных моделей тесты отдают предпочтение модели SDM_FE для каждой спецификации. Эта модель является предпочтительной и на основе информационных критериев AIC, BIC и R-squared.

Значимость пространственной компоненты зависимой переменной ρ на всех уровнях значимости подтверждает наличие положительной автокорреляции зависимой переменной между регионами. Что касается характера влияния демографических переменных на уровень инфляции, то темпы прироста доли трудоспособного населения носят инфляционный характер, темпы прироста доли населения старше трудоспособного — также инфляционный характер, но в меньшей степени, а темпы прироста населения младше трудоспособного возраста — дефляционный характер.

Таким образом, проведенный анализ позволяет сделать вывод о подтверждении исследуемой гипотезы о различном воздействии возрастных групп населения на инфляционные процессы в регионах России.

Полученные выводы могут быть использованы при прогнозировании показателей инфляции в регионах, а также распространения инфляционных процессов по регионам страны с учетом специфики демографических факторов.

Литература

1. *Кириллов А.М.* Инфляция цен на продовольственные товары в регионах России: пространственный анализ // Пространственная экономика. 2017. № 4. С. 41–58.

2. *Yunus A.*, *Basso H.S.*, *Smith R.P.* et al. Demographic structure and macroeconomic trends. CESifo Working Paper Series 5872, CESifo Group Munich, 2016.

3. *Anderson D.*, *Botman D.P*, *Hunt B.L.* Is Japan's population aging deflationary? IMF Working Papers No. 14/139. International Monetary Fund, 2014.

4. *Bobeica E.*, *Nickel Ch.*, *Lis E.* et al. Demographics and inflation. Working Paper Series 2006. European Central Bank, 2017.

5. *Goodhart Ch.*, *Manoj P.* Demographics will reverse three multi-decade global trends. BIS Working Papers No. 656. 2017.

6. *Juselius M.*, *Takáts E.* Can demography affect inflation and monetary policy? BIS Working Papers. No. 485. 2015.

7. *Yoon J.-W.*, *Kim J.*, *Lee J.* Impact of demographic changes on inflation and the macroeconomy. IMF Working Papers No. 14. 2014. doi: 10.5089/9781498396783.001

ВЛИЯНИЕ ПАНДЕМИИ КОРОНАВИРУСА НА ПОКАЗАТЕЛИ БРАЧНОСТИ И РАЗВОДИМОСТИ

Щербаков Георгий Максимович

E-mail: gm.shcherbakov@gmail.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

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

Пандемия коронавирусной инфекции оказала влияние на все сферы жизни человека. Особо интересна оценка влияния эпидемии на многие демографические процессы. Для современных исследователей-демографов наиболее интересна оценка влияния коронавируса на показатели брачности и разводимости.

Безусловно, режим самоизоляции, действовавший с 30 марта по 11 мая 2020 г., стал серьезным психологическим испытанием для многих семей. Мировая практика показала, что после снятия карантинных мер возник рост числа разводов. Подобная тенденция наблюдалась в Китае в апреле 2020 г. [1]. В частности, анализируя ситуацию в России, ученые отмечали за первое полугодие 2020 г. снижение количества зарегистрированных браков и разводов на четверть от показателей 2019 г. [2], а по итогам 2020 г. количество зарегистрированных браков снизилось на 19%, а количество разводов — на 9% [3].

Цель данного исследования — определение сезонности браков и разводов, анализ динамики браков и разводов за последние три года, а также построение предварительных прогнозов на первые три месяца 2021 г.

Анализ динамики показал, что количество заключенных браков в 2020 г. по сравнению с 2019-м уменьшилось по всем месяцам за исключением февраля (в феврале количество браков выросло на 32% по сравнению с февралем 2019 г.). Количество разводов в 2020 г. увеличилось по сравнению с 2019 г. в январе, феврале, июле, августе, сентябре и декабре, в остальные месяцы количество разводов снизилось по сравнению с 2019 г.

Исследование сезонности выявило следующие тенденции (рис. 1): наименьшее количество браков регистрируется в январе и мае (коэффициенты сезонности — 0,61 и 0,39), наибольшее — в августе (коэффициент сезонности — 1,86). При этом наименьшее количество разводов регистрируется в апреле и мае (коэффициен-

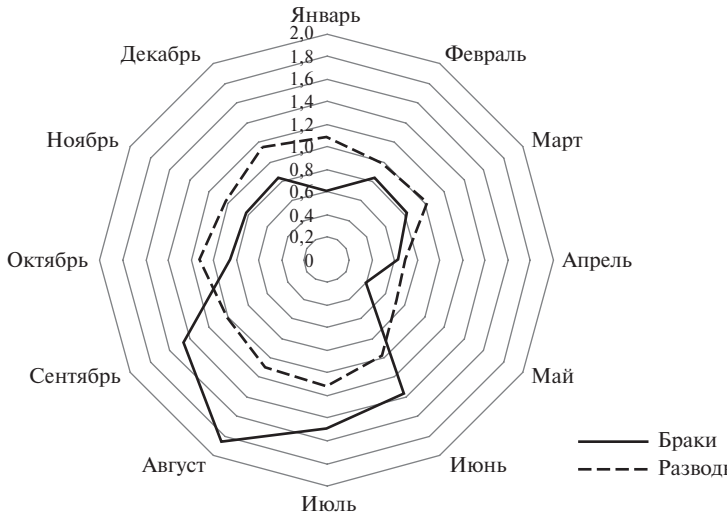

Рис. 1. Коэффициенты сезонности брачности и разводимости, 2018–2020 гг.

Источник: Расчеты автора.

ты сезонности — 0,69 и 0,71), а наибольшее — в октябре и декабре (коэффициенты сезонности — 1,12 и 1,15). Стоит отметить, что ситуация с коронавирусом не сильно повлияла на сезонность показателей брачности и разводимости: в 2020 г. наибольшее количество браков было заключено в августе (116 921 брак), а наименьшее — в мае (15 074 брака); наибольшее количество разводов зарегистрировано в сентябре (63 443 развода), наименьшее — в мае (19 048 разводов). Подобное явление объясняется тем, что период нерабочих дней совпал с сезонами, когда заключается наименьшее количество браков и наименьшее количество разводов, а пиковые значения брачности и разводимости совпали с периодом ослабления карантинных ограничений.

На основе мультипликативной модели были построены прогнозные значения по бракам и разводам на 2021 г. Прогнозируемое число браков в январе, феврале и марте 2021 г. составит 38 482, 48 310 и 48 669 соответственно; прогнозируемое число разводов в январе, феврале и марте 2021 г. — 45 292, 41 560 и 36 094 соответственно.

Литература

1. В Китае пары стали чаще разводиться после введения карантина [Электронный ресурс]. URL: https://rg.ru/2020/03/22/v-kitae-pary-stali-chashche-razvoditsia-posle-vvedeniia-karantina.html.

2. Демографические итоги I полугодия 2020 года в России (часть I) [Электронный ресурс]. URL: http://www.demoscope.ru/weekly/2020/0867/barom06.php#_ftn25.

3. Предварительные демографические итоги 2020 года в России (часть II) [Электронный ресурс]. URL: http://www.demoscope.ru/weekly/2021/0893/barom05.php.

ОЦЕНКА ПЕРСПЕКТИВ ПОСТУПЛЕНИЙ СТРАХОВЫХ ВЗНОСОВ НА ОБЯЗАТЕЛЬНОЕ СОЦИАЛЬНОЕ СТРАХОВАНИЕ В КОНСОЛИДИРОВАННЫЙ БЮДЖЕТ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Щербаков Георгий Максимович

E-mail: gm.shcherbakov@gmail.com

г. Санкт-Петербург, СПбГЭУ

Научный руководитель: старший преподаватель Батырова Д.К.

Одна из линий защиты граждан — социальное страхование, которое дает возможность концентрации финансовых ресурсов в единые фонды, тем самым обеспечивая надежную защиту населения [1].

Социальное страхование, как в любом социальном государстве, является одним из важнейших элементов современной социальной системы России и включает в себя обязательное пенсионное страхование, обязательное медицинское страхование и обязательное социальное страхование на случай временной нетрудоспособности и в связи с материнством. Благодаря этим поступлениям формируются фонды, обеспечивающие функционирование медицины, пенсионной системы и системы страхования.

Целями работы являются анализ поступлений страховых взносов, а также построение прогноза на декабрь 2020 г. и январь 2021 г. (рис. 1).

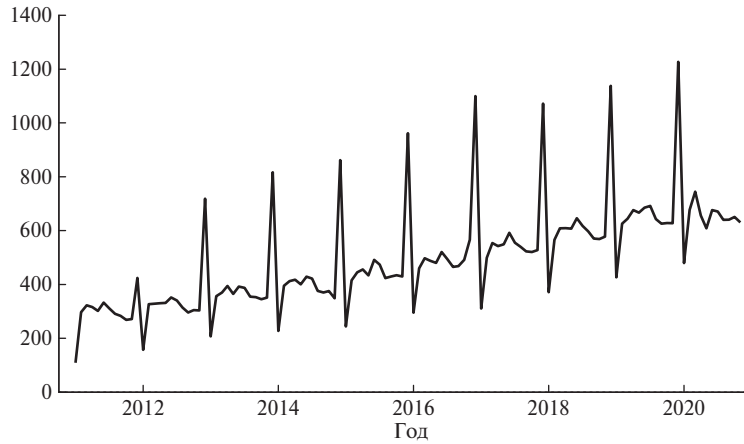

Рис. 1. Динамика поступлений страховых взносов, январь 2011 г. — ноябрь 2020 г., млрд руб.

Источник: Построено автором по данным [2].

Так как амплитуда колебаний ряда поступлений страховых взносов увеличивается, то рассматривается мультипликативная модель с фиктивными переменными. Были построены две мультипликативные модели: с 5 фиктивными переменными для изучения сезонности по полугодиям, а также с 11 фиктивными переменными.

Исследование показало, что модель с 5 фиктивными переменными оказалась несостоятельной ввиду незначимости коэффициентов уравнения по *t*-критерию.

При построении модели с 11 фиктивными переменными была выявлена автокорреляция в остатках (табл. 1), при этом параметры уравнения статистически значимы, коэффициент детерминации — 96,36%, а средняя абсолютная ошибка — 0,61%. Для устранения автокорреляции в остатках была применена итеративная процедура Кохрейна — Оркатта. Итоговое уравнение имеет следующий вид:

$$y = 6{,}3 \cdot 0{,}008^{t} \cdot (-1{,}14)^{z1} \cdot (-0{,}64)^{z2} \cdot (-0{,}59)^{z3} \cdot (-0{,}61)^{z4} \cdot (-0{,}64)^{z5} \times$$
$$\times (-0{,}57)^{z6} \cdot (-0{,}62)^{z7} \cdot (-0{,}7)^{z8} \cdot (-0{,}726)^{z9} \cdot (-0{,}73)^{z10} \cdot (-0{,}73)^{z11},$$
$$R^2 = 0{,}974,\ F = 283{,}2,$$

где y — страховые взносы; t — момент времени; z_1–z_{11} — фиктивные переменные.

Таблица 1

Мультипликативная модель с фиктивными переменными для страховых взносов, млрд руб.

	Коэффициент	Ст. ошибка	*t*-статистика	*P*-значение
const	6,30405	0,0253568	248,6	2,72e-147
t	0,00802064	0,000225636	35,55	2,32e-60
z_1	–1,13931	0,0258821	–44,02	1,69e-69
z_2	–0,640368	0,0283073	–22,62	3,64e-42
z_3	–0,595662	0,0290397	–20,51	1,62e-38
z_4	–0,609444	0,0292305	–20,85	4,08e-39
z_5	–0,648597	0,0292760	–22,15	2,24e-41
z_6	–0,579743	0,0292826	–19,80	3,13e-37
z_7	–0,620259	0,0292722	–21,19	1,03e-39
z_8	–0,698993	0,0292266	–23,92	2,71e-44
z_9	–0,725977	0,0290484	–24,99	5,29e-46
z_{10}	–0,729983	0,0283457	–25,75	3,52e-47
z_{11}	–0,730220	0,0254415	–28,70	1,63e-51

Все параметры значимы на уровне $\alpha = 0{,}01$. В результате был составлен прогноз (табл. 2).

Таблица 2

Прогнозная оценка поступлений социальных страховых взносов на декабрь 2020 г. и январь 2021 г., млрд руб.

	Декабрь 2020 г.	Январь 2021 г.
Прогноз, млрд руб.	1401,75	459,34
Интервал	1240,4–1584,1	404,8–521,2
Фактическое значение, млрд руб.	996,6*	477,2
MAPE, %	0,61	0,61
Ошибка прогноза	1,41	0,96

* Прогнозное значение Министерства финансов РФ.

Прогноз на январь 2021 г. совпал с интервалом и незначительно отличается от фактического значения. Столь большая разница между прогнозным значением и фактическим за декабрь 2020 г. может объясняться увеличением количества неплательщиков взно-

сов, а также тяжелой финансовой ситуацией во многих отраслях вследствие пандемии и карантинных ограничений.

Литература

1. *Завгороднева А.С.* Государственно социальное страхование в России: понятие и роль социального страхования в системе социальной защиты населения [Электронный ресурс]. URL: https://elibrary.ru/item.asp?id=44814583.

2. Бюджеты государственных внебюджетных фондов [Электронный ресурс]. URL: https://minfin.gov.ru/ru/statistics/outbud/.

3. *Курышева С.В.*, *Парик И.Ю.*, *Боченина М.В.* Анализ временных рядов и прогнозирование: учеб. пособие. СПб.: Изд-во Санкт-Петербургского гос. эконом. ун-та, 2014. 98 с.

4. Эконометрика: учебник / под ред. И.И. Елисеевой. М.: Юрайт, 2019.

ФАКТОРЫ РАЗВИТИЯ ЦИФРОВОЙ ТРАНСФОРМАЦИИ ЭКОНОМИКИ СУБЪЕКТОВ РФ

Юшина Кристина Станиславовна

E-mail: vritmekris@gmail.com

г. Новосибирск, НГУЭУ «НИНХ»

Научный руководитель: к.э.н., доцент Серга Л.К.

Тема цифровой трансформации экономики становится одной из популярных как в научном сообществе, так и на правительственном уровне: разрабатываются государственные программы, стратегии развития регионов. Однако проблемы определения факторов, влияющих на цифровое развитие, и выбор показателей, отражающих уровень цифровизации региона, остаются нерешенными. Поэтому в данной статье представлен подход к определению факторов развития цифровой трансформации.

Для определения факторов, влияющих на развитие цифровой трансформации экономики, экспертным путем было отобрано 47 показателей. На основе корреляционной матрицы была устранена мультиколлинеарность, в результате данной процедуры остав-

лено 14 показателей: абоненты широкополосного доступа (ШПД) мобильного Интернета на 100 человек населения; доля активных абонентов фиксированного ШПД к сети Интернет по используемой скорости подключения 256 Кбит/с — 5 Мбит/с; доля активных абонентов фиксированного ШПД к сети Интернет по используемой скорости подключения 5 Мбит/с — 20 Мбит/с; доля активных абонентов фиксированного ШПД к сети Интернет по используемой скорости подключения свыше 100 Мбит/с; число компьютеров на 1000 обучающихся в профессиональных образовательных организациях; число компьютеров на 1000 обучающихся в высших образовательных организациях; доля компьютеризированных посадочных мест в библиотеках; активные пользователи социальных сетей; участники (население) онлайн-взаимодействия с органами власти; удельный вес населения, использующего сеть Интернет для дистанционного обучения, получения знаний и т.п. (онлайн-самообразование населения); организации, имевшие веб-сайт; использование системы электронного документооборота в организациях; население, использовавшее сеть Интернет; объем инновационных товаров, работ, услуг.

Факторный анализ позволил выделить пять общих факторов, интерпретированных следующим образом.

1. Фактор цифрового развития социальной сферы (F_1), наибольший вклад в который внесли: число компьютеров на 1000 обучающихся в профессиональных и высших образовательных организациях (x_5 и x_6,), доля компьютеризированных посадочных мест в библиотеках (x_7), активные пользователи социальных сетей (x_8). Уравнение фактора:

$$F_1 = 0{,}150x_1 + 0{,}102x_2 - 0{,}073x_3 - 0{,}067x_4 + 0{,}292x_5 + 0{,}328x_6 + \\ + 0{,}262x_7 + 0{,}326x_8 - 0{,}048x_9 + 0{,}054x_{10} - 0{,}163x_{11} - 0{,}019x_{12} + \\ + 0{,}139x_{13} + 0{,}016x_{14}.$$

2. Фактор цифрового развития организаций (F_2) — доля активных абонентов фиксированного широкополосного доступа к сети Интернет по используемой скорости подключения 5 Мбит/с — 20 Мбит/с (x_3) и использование системы электронного документооборота в организациях (x_{12}):

$$F_2 = -0{,}128x_1 + 0{,}079x_2 - 0{,}484x_3 + 0{,}168x_4 - 0{,}003x_5 - 0{,}027x_6 + \\ + 0{,}090x_7 + 0{,}213x_8 - 0{,}008x_9 - 0{,}054x_{10} + 0{,}054x_{11} + 0{,}440x_{12} - \\ - 0{,}282x_{13} - 0{,}060x_{14}.$$

3. Фактор внедрения цифровых технологий в сферы жизнедеятельности человека (F_3) — онлайн-самообразование населения (x_{10}); организации, имевшие веб-сайт (x_{11}); объем инновационных товаров, работ, услуг (x_{14}):

$$F_3 = 0{,}089x_1 + 0{,}119x_2 + 0{,}160x_3 - 0{,}057x_4 + 0{,}154x_5 - 0{,}134x_6 + \\ + 0{,}058x_7 - 0{,}229x_8 - 0{,}024x_9 + 0{,}303x_{10} + 0{,}406x_{11} + 0{,}195x_{12} + \\ + 0{,}059x_{13} + 0{,}423x_{14}.$$

4. Фактор развития коммуникаций в цифровом пространстве (F_4) — участники (население) онлайн-взаимодействия с органами власти (x_9) и население, использовавшее сеть Интернет (x_{13}):

$$F_4 = -0{,}032x_1 + 0{,}054x_2 + 0{,}053x_3 + 0{,}208x_4 - 0{,}330x_5 + 0{,}023x_6 + \\ + 0{,}038x_7 + 0{,}131x_8 + 0{,}591x_9 - 0{,}280x_{10} + 0{,}112x_{11} - 0{,}010x_{12} + \\ + 0{,}321x_{13} + 0{,}017x_{14}.$$

5. Фактор качества развития цифрового пространства (F_5), включающий такие показатели, как абоненты ШПД мобильного Интернета на 100 человек населения (x_1), доля активных абонентов фиксированного ШПД к сети Интернет по используемой скорости подключения 256 Кбит/с — 5 Мбит/с (x_2) и свыше 100 Мбит/с (x_4):

$$F_5 = 0{,}269x_1 - 0{,}619x_2 - 0{,}088x_3 + 0{,}356x_4 - 0{,}036x_5 - 0{,}039x_6 - \\ - 0{,}115x_7 - 0{,}096x_8 - 0{,}018x_9 + 0{,}132x_{10} - 0{,}047x_{11} - 0{,}206x_{12} - \\ - 0{,}006x_{13} - 0{,}105x_{14}.$$

Полученные факторы отражают ресурсную базу для цифровой трансформации всех сфер социально-экономического развития региона.

Они выступают инструментом информатизации общества и развития электронного правительства, который, в свою очередь, создает базис для формирования следующего уровня развития государства — цифровое правительство.

Литература

1. Национальная программа «Цифровая экономика Российской Федерации», утвержденная распоряжением Правительством РФ от 28 июля 2017 г. № 1632-р.

2. *Абдрахманова Г.И.*, *Вишневский К.О.*, *Гохберг Л.М.* и др. Индикаторы цифровой экономики: 2019: статистический сборник / Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». М.: НИУ ВШЭ, 2019. 248 с.

3. *Абдрахманова Г.И.*, *Вишневский К.О.*, *Гохберг Л.М.* и др. Цифровая экономика: 2019: краткий стат. сб. М.: НИУ ВШЭ, 2019. 96 с.

4. *Глинский В.В.* Статистические методы поддержки управленческих решений: монография. Новосибирск: Изд-во НГУЭУ, 2008. 256 с.

STUDY OF INCOME INEQUALITY IN RUSSIAN REGIONS FROM DIFFERENT PERSPECTIVES

Alexeeva Ksenia Vitalyevna

E-mail: ksenia.v.alexeeva@gmail.com

Moscow, HSE

Research supervisor: PhD Sirotin V.P.

The topic of income inequality is often discussed by researchers, economists and politicians all over the world, thus, being a comparative composite measure the evaluation of it may not be as straight forward as expected. Furthermore, the history of income inequality study is not long and major advances are made recently. Generally speaking, the study of income inequality can be divided into two steps — the first one is the study of income distributions, its shape and specialties for various samples, and the second one is the construction of some index/metrics to reflect those specialties. The major difficulty is that income inequality has a variety of aspects and there is no single characteristic established to include all of them.

One of the most common ways to review income inequality is to study Lorenz curve which is representation of income distribution in the special aggregated format and calculating Gini coefficient, which is an integral representation of the Lorenz curve ranging from 0 to 1 (the more the value — the larger the inequality). Lorenz curve reviews income inequality from the perspective of comparing average income of the poorest group of population with total average income of the population [1]. This may not always be enough to estimate income inequality as it may have

different faces. One more way is to look at comparisons of incomes from adjacent and exhaustive groups, which stresses more on the difference between poor and the rest population. A possible way to study this aspect is to look at Zenga curve and Zenga coefficient [2]. Zenga curve is then likeness of Lorenz curve and Zenga coefficient is the integral measure of it. Just like Gini coefficient the Zenga one represents income inequality and lays between 0 and 1 (the explanation also holds). Nevertheless, the Zenga coefficient is also averaging the gap between very poor and very rich population, in order to study such groups specifically the Davydov curve and integral coefficients representing the values of income inequality from this point can be used [3].

Another possible issue in studying income inequality is comparing inequality in various small sub-populations (like cities, country sides, regions and so on) as they may have various characteristics (like level of life, food basket, labor conditions etc.) and may distort the general level of inequality, thus may not be pointed while calculating income inequality measures for the whole population. This is especially true for Russia as it is a large country with very different regions based on their geographical location, climatic zone, population density, production type and so on. It is obvious that calculating income inequality for regions with most countryside, where the majority of population are engaged in agriculture, animal husbandry, gathering and forestry and do not spend money on most products from the general product basket together with the regions consisted of industrial cities with majority of population involved in factory, production and office work, having higher wages and spending will be not completely correct as most likely the population of agricultural region will be considered as poor one and the income inequality measures will be biased. Luckily all the measures of income inequality provided can be presented in decompositions and therefore be computed on the regional basis and then be gathered into one measure [3–5].

In order to review income inequality in Russian regions from different perspectives the Household Budget Survey provided by the Federal States Statistics Survey is used. The survey allows to take the micro-level data on the households' basis. The data provided by the survey is representative for all regions for various years. The discussed measures were calculated for all the regions and the findings are as follows.

The general level of inequality decreases from 2014 to 2018 and the conclusion holds for all the income inequality measures studied. Moreover, comparing the values of indices it was found out that in most cases Gini and Zenga indices depict higher inequality that the Davydov one,

while the values may vary between comparing just Gini and Zenga indices. This means that the difference between the extreme values of income for Russian households is smaller than the difference between poor groups of households and the rest population — a possible assumption here is that there are few rich households in Russia, thus a lot of households with medium and higher medium incomes.

References

1. *Gini C.* Sulla misura della concentrazione e della variabilità dei caratteri // Atti del Reale Istituto Veneto di Scienze, Lettere ed Arti. 1914. Vol. 73. No. 2. P. 1203–1248.

2. *Zenga M.* Inequality curve and inequality index based on the ratios between lower and upper arithmetic means // Statistica & Applicazioni. 2007. No. 1. P. 3–27.

3. *Davydov Y.*, *Greselin F.* Comparisons between poorest and richest to measure inequality // Sociological Methods & Research. 2020. Vol. 49. No. 2. P. 526–561.

4. *Lambert P.J.*, *Aronson J.R.* Inequality decomposition analysis and the gini coefficient revisited // The Economic Journal. 1993. Vol. 103. No. 420. P. 1221–1227.

5. *Zenga M.*, *Jędrzejczak A.* Decomposition of the Zenga inequality index $I(Y)$ into the contributions of macroregions and income components — an application to data from Poland and Italy // Argumenta Oeconomica. 2020. No. 44. P. 101–126.

OBJECTIVE AND SUBJECTIVE MEASURES OF REPUTATION: EVIDENCE OF RUSSIAN UNIVERSITIES

Bezginova Yulia Aleksandrovna

E-mail: ybezginova2019@gmail.com
ybezginova@hse.ru

St. Petersburg, HSE

Research supervisor: Shakina E.A.

Competition in higher educational sector is getting tighter, higher education institutions are fighting over attracting the most talented students with higher state-unified exam scores in Russia, governmental budgeting policies change in different countries as well as education market structure changes under globalization context forcing Russian universities to follow the global trend and increase demand for high quality higher education in Russia for local and incoming international students. How universities should develop further and build their long-term strategies to create a competitive advantage in the market for higher education?

Since Russia is a huge country, the level of quality of higher education varies a lot within the country and lessen in regional universities. As a result, talented students with high unified state exam scores migrate to Moscow and St. Petersburg to get a quality education. But regional universities do not have a clear understanding how to build a strong university reputation locally in order to retain local students and develop Russian regions in long term.

This research aims to develop a theory of reputation and adopt it to higher education sector in order to help Russian universities to build a strong recognizable academic brand in long-term. In addition, we consider a reputation from the perspectives of different groups of stakeholders as stakeholder' theory advises [1]. University reputation can be defined as an intangible asset because it is "rare, difficult to imitate or replicate". Once students, academics and administrators' perception as a part of university reputation was built, it requires more efforts to change their customer in the near future. Hence, it is worth considering a reputation as a part of strategic communication and management in higher education sector.

This research is based on the reputation theory [2], which advises that reputation as intangible asset always contains several dimensions.

The task of any establishment or organization is to identify and adopt the most suitable dimensions, and then to develop an appropriate scale to measure and monitor reputation (Fig. 1).

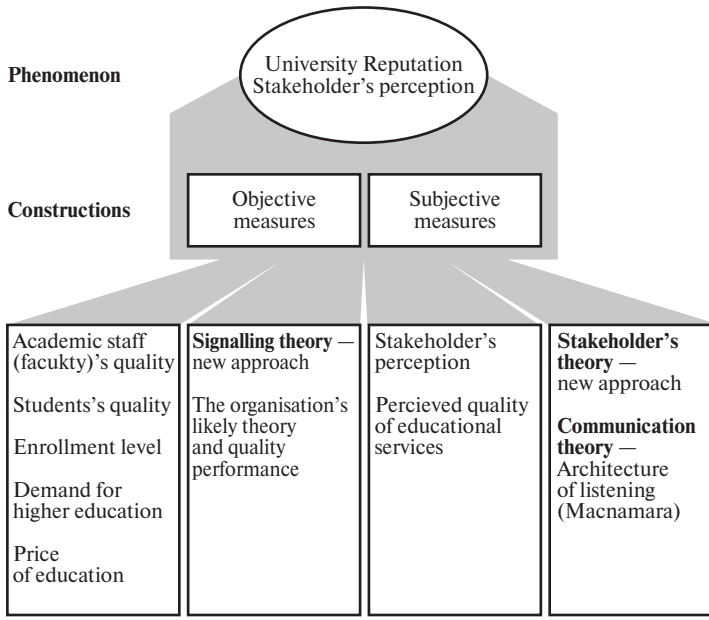

Fig. 1. Phenomenon of university reputation and its construct for the research

This research aims to join the existing international higher education research area, investigate both objective and subjective measures of university reputation.

As for *objective* measures of university reputation and part one of the research, we use price of education as dependent variable and quality of student and enrollment level as regressors. We use a number of control variables and fixed-effects regression in order to overcome the bias and latent unobservables. The objective is to explore the relationship between price of education and other factors influencing academic reputation of Russian universities, develop applicable management frameworks and try to help Russian universities to increase their academic brand recognition and explain the tuition fee increase. For this part of the research and objective measure of universities reputation a panel data has been web scrapped from 2010–2019 years for all universities where available.

Fixed-effects regression under "*within*" estimator has been constructed. Dependent variable 'price of education' or 'tuition fee' is **endogenous** on its own. Endogeneity problem makes a basic correlation analysis being not enough to build conclusions and rely on received estimators in the regression model. We need to add **controls** in the model to reduce the effect of omitted variable bias (OVB) problem of unobservable factors and get precise estimators in regression model. **Causal relationship** under certain controlled variables is needed to be investigated in order to see how price of education (tuition fee) can be explained by individual demand (1st type of key regressors) and perceptional quality of education (2nd type of key regressors). **Panel data** is used also to reduce the effect of omitted variable bias (OVB) problem by taking repeated observations of the same units over time and investigate causal relationships.

Price as a function of student's quality and enrollment level has been already investigated in R and Python, and the paper submitted to the journal. Empirical findings will be presented on the conference if accepted.

As for *subjective* measures of university reputation and part two of the research, we run a sentiment analysis of existing opinions on the web using the engine search *Bing*. By sentiment analysis we want to know what was written about the universities in on the internet in different years. We also use Google trends as proxy of university reputation (exampling of Higher School of Economics), investigating how often people search information about HSE.

We also use Russian Sentiment Lexicon RuSentiLex (2017) to find the wording of search requests of universities, and then we calculate the sentiment metric using the scale from –1 to 1 for all sampled universities. As a part of the research project, we visualize the sentiment results for HSE and subsidies funded for "TOP 5–100" project participants presented on the Fig. 2.

Then we use Tableau to monitor the sentiment change over the years. As example, please see sentiment analysis for Higher School of Economics. As a trial of sentiment analysis, in 2020 we sampled only 21 Russian universities participated in the federal project "TOP 5–100" program (https://www.5top100.ru/). As a future implication we plan to do the same research for all Russian universities (Fig. 3).

Coauthors: Magdalena Gaete, Sofia Paklina, Elena Shakina

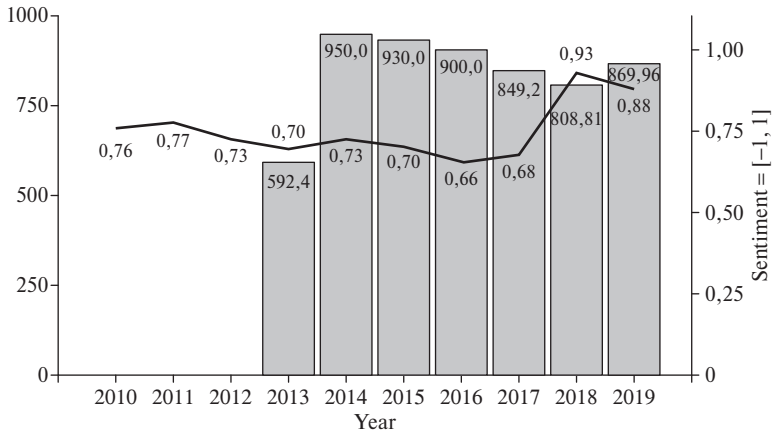

Fig. 2. Sentiment analysis results and subsidies volume for Higher School of Economics, thousand rubles

References

1. *Fombrun C.J.*, *Gardberg N.A.*, *Sever J.M.* The reputation quotient SM: A multi-stakeholder measure of corporate reputation // Journal of Brand Management. 2000. Vol. 7. No. 4. P. 241–255.

2. *Fombrun C.*, *Van Riel C.* The reputational landscape // Corporate Reputation Review. 1997. Vol. 1. No. 1. P. 1–16.

3. *Bennett R.*, *Kottasz R.* Practitioner perceptions of corporate reputation: An empirical investigation // Corporate Communications: An International Journal. 2000. Vol. 5. No. 4. P. 224–235.

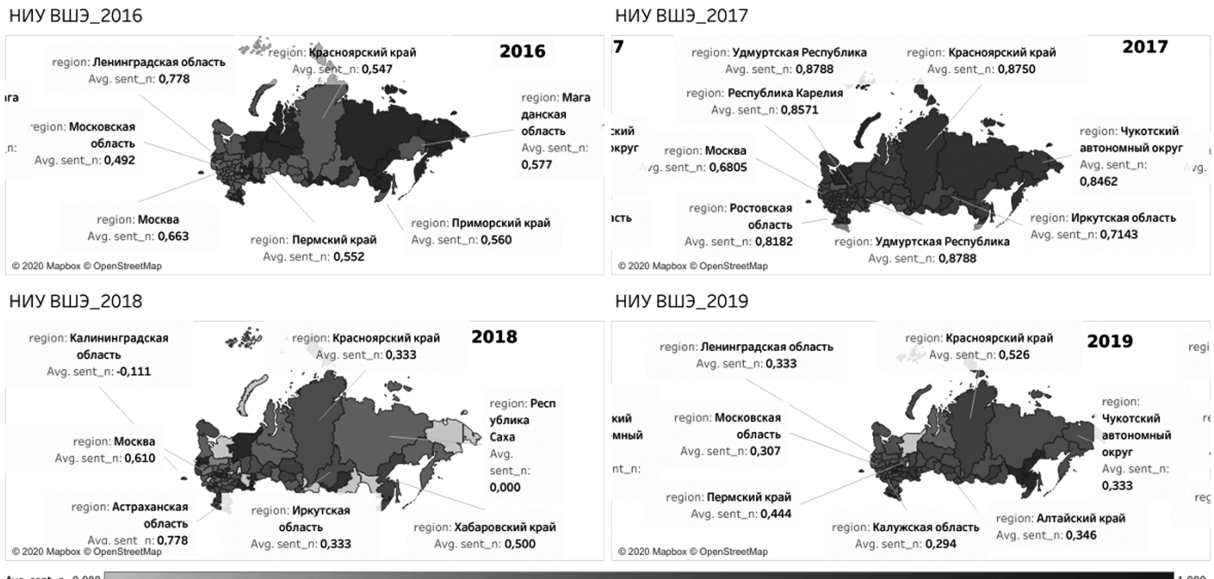

Fig. 3. How sentiments change over the years: evidence of Higher School of Economics

IMPACT OF COVID-19 PANDEMIC ON PRICES OF STIMULANTS IN ST. PETERSBURG

Dunaeva Anastasia Vyacheslavovna

E-mail: avdunaeva_1@edu.hse.ru

Mitrokhina Maria Olegovna

E-mail: mmitrokhina@edu.hse.ru

St. Petersburg, HSE

Research supervisor: lecturer Ternikov A.A.

For a long time, drug abuse has been a source of concern in society. Its use is increasing year after year due to newly implemented technologies. DarkNet is one of the most important drug-distribution networks. Numerous companies and suppliers selling various drug substances can be found on this platform. Hydra, a Russian platform selling illegal goods, is the biggest illegal platform on the DarkNet [2]. The two largest cities in Russia, Moscow and Saint-Petersburg, have the highest volume of illicit drug trafficking. It is reasonable to assume that the consumption of illegal substances is highest in Moscow. It is, in fact, not the case. Drug consumption in Saint-Petersburg is not only bigger, but also explicitly higher among the most dangerous drugs per 100,000 people [1]. We want to focus on the Saint-Petersburg region. Furthermore, given the current global situation — the COVID19 pandemic — we want to examine the drug market before and after the pandemic's emergence.

Drug recognition experts (DREs) have classified drugs and their effects on individuals. We use the International drug assessment and classification program [3] in this study to categorize drugs into the following groups: central nervous system (CNS) depressants, CNS stimulants, hallucinogens, dissociative anesthetics, narcotic analgesics, inhalants, and cannabis. We do not concentrate on all of them. We are interested in the category of CNS stimulants in this study.

The aim of our study is to compare the prices of stimulants in the Saint-Petersburg region before and after the emergence of COVID-19. Our first step is to create a dataset that will be used for further analysis. Our data was obtained from the «Hydra» platform. The entire storefront and each configuration were unloaded on two specific dates: June 16th, 2019 and June 16th, 2020. The data is divided into two *.csv files, one for each timestamp. The first file contains the most important product in-

formation. The second file includes information in what amount and at what price you can buy drugs in particular locations. We begin by cleaning up the data, removing duplicates, and missing values. Then we add the columns we need for the research and run descriptive statistics. We can easily see that the data includes outliers after performing descriptive statistics and plotting graphs. We chose to use the IQR score to identify and then delete outliers. After that, we run statistical test. We opted to use the t-test (mean-comparison test) to investigate the prices (Fig. 1).

Group	Obs	Mean	Std. Err.	Std. Dev.	[95% Conf. Interval]	
2019	3,521	1499,993	26,00415	1543,035	1449,008	1550,978
2020	3,957	1680,314	23,6616	1488,425	1633,924	1726,704
Combined	7,478	1595,41	17,54203	1516,955	1561,023	1629,798
Diff		–100,3215	35,06427		–249,0966	–111,5465

Diff = mean(2019) – mean(2020) $t = -5,1397$

Ho: Diff = 0 Degrees of freedom = 7476

Ha: Diff < 0 Ha: Diff != 0 Ha: Diff > 0

$Pr(T < t) = 0,0000$ $Pr(|T| > |t|) = 0,0000$ $Pr(T > t) = 1,0000$

Fig. 1. T-test

The results of the given t-test show that there is a statistically significant difference in average prices for grams at the 0.05 significance level. In 2020, prices have climbed marginally. There could be a variety of reasons for this. Domestic transportation issues may be the first cause. As with COVID-19, borders are being controlled more attentively, making drug delivery riskier. The second cause may be the impact of the pandemic on the economy. Employees of Hydra shops demand higher pay because, for example, food prices have risen during pandemics. As a result, in order to keep the same profit for the seller, the drug's price increases.

References

1. DrugStat, 2020 (Telegram channel).

2. *Gavrilin Y.V.* Countering the digital transformation of drug addiction (based on the results of the all-Russian online seminar), 2020.

3. International Association of Chiefs of Police, 2020.

HOW DO THE CHARACTERISTICS OF ENVIRONMENT INFLUENCE UNIVERSITY EFFICIENCY? EVIDENCE FROM A CONDITIONAL EFFICIENCY APPROACH

Egorov Aleksei Alekseevich

E-mail: a.a.egorov07@gmail.com

Moscow, HSE

Research supervisor: Sirotin V.P.

Universities in most developed and developing countries accumulate significant amount of financial resources, a substantial part of which comes from public sources [1]. A significant increase in scale of higher education systems observed during last decades [2] expanded the demands from different groups of university stakeholders. These demands are mostly related to the questions regarding how to objectively measure the performance of higher education institutions, what the impact of universities is on the development of different spheres of society, and how to justify public investments in higher education. With most higher education systems experiencing budget constraints the only way of maximizing university performance is to maximize the efficient utilization of resources. The efficiency level of universities can be also considered an important pre-condition for their effectiveness.

Efficiency concept suggests that a university is considered as a production unit that transforms the set of available resources into a set of outputs, primarily teaching and research. In this study by "inefficiency" we mean how much the university could potentially increase its output with the same level of resources. However, the final performance of a higher education institution is determined not only by amount of available resources and the particular technology that is adopted by the organization in order to convert input into output (including the quality of this production technology and operations, the quality of management practices and other internal factors). External or "exogenous" factors that cannot be influenced by organization's management at least in the short-run also play a significant role. In the context of the higher education sector, these external factors include different public policies and interventions such as additional funding, merger policies, changes in university autonomy, as well as the characteristics of the geographical area where the university operates.

The literature suggests that accounting for exogenous variables may significantly influence the distribution of decision making units (DMUs) according to their efficiency scores [3]. Most papers focused on explaining the variation of university efficiency scores use student-related variables and the characteristics of public policies in higher education sector. Much less attention is paid to different characteristics of the environment in which universities operate.

The question about how the regional environment influences university efficiency is especially important when different policy implications are derived based on efficiency analysis. The ignorance of regional factors in this case may lead to the situation when universities located in a particular area will be in a more advantageous or disadvantageous position depending on the characteristics of the geographical area. To the best of our knowledge, there are no studies applying efficiency models that incorporate the exogenous factors associated with a geographic area in context of higher education. This paper is aimed at filling this gap in the literature.

The innovative contribution of this paper is twofold. First, we propose an analytical framework that analyzes how the environment in which university operates may influence its production process and, consequently, its efficiency and performance. Particularly, this framework combines the resource dependency theory [4], suggesting that that the location of university can determine the amount of resources available to it, and institutional isomorphism [5] according to which the characteristics of other higher education institutions located in the same area may shape the university's production function and the efficiency of its operations. Based on this conceptual framework we describe a mechanism through which the regional environment can influence university efficiency. Second, in order to test this framework empirically, we employ modern non-parametric methodology — order-m conditional efficiency estimator [6], which is applied in analysing the efficiency of HE institutions for the first time.

Data on Russian universities is used in this study. Russia is a federal country with a significant level of regional differentiation in terms of the social, economic and cultural development of regions and of regional higher education systems. Therefore, higher education institutions included in the sample are characterized by substantial differentiation due to the environment in which they operate. To anticipate the main results, we find a statistically significant association between efficiency scores and variables reflecting the social, economic and cultural develop-

ment of region, and the characteristics of regional higher education systems.

References

1. *Pruvot E.B.*, *Claeys-Kulik A.-L.*, *Estermann T.* Strategies for efficient funding of universities in Europe // Curaj A. et al. (eds.). The European Higher Education Area. Springer, 2015. P. 153–168.

2. *Cantwell B.*, *Marginson S.*, *Smolentseva A.* High participation systems of higher education. Oxford University Press, 2018.

3. *Yu C.* The effects of exogenous variables in efficiency measurement — a Monte Carlo study // European Journal of Operational Research. 1998. Vol. 105. No. 3. P. 569–580.

4. *Pfeffer J.*, *Salancik G.R.* The external control of organizations: A resource dependence perspective. Stanford University Press, 2003.

5. *DiMaggio P.J.*, *Powell W.W.* The iron cage revisited: Institutional isomorphism and collective rationality in organizational fields // American Sociological Review. 1983. Vol. 48. No. 2. P. 147–160.

6. *Daraio C.*, *Simar L.* Introducing environmental variables in nonparametric frontier models: A probabilistic approach // Journal of Productivity Analysis. 2005. Vol. 24. No. 1. P. 93–121.

QUALITY OF LIFE AS A SOCIO-ECONOMIC CATEGORY (ECONOMETRIC ANALYSIS)

Harutyunyan Mariam

E-mail: mariam972014@mail.ru

Armenia, Gyumri, University (ASUE GB)

Research supervisor: PhD Economics, professor Markosyan A.Kh.

This work presents the quality of life as a socio-economic category, proposes a new model for assessing the quality of life that best reflects the economic and social situation of the country (with the help of econometric analysis).

For a long time, the welfare of the society was characterized only by indicators characterizing the economic dynamics of life; it was oriented

only to the needs of the individual. In this case, it became necessary to use a new scale for measuring human well-being with its various indicators. To meet these basic requirements, the concept of "***Quality of life***" began to be used, and scientific research on the problem began in the 18th century.

In a number of countries, the calculation and research of quality of life (QOL) indicators have been referred to in a number of scientific articles and works, but no reference has been made to the assessment of quality of life. We propose a new method of assessing the quality of life (with the example of the Republic of Armenia, which can be applied to any country), which includes important factors affecting the quality of life. It is based on the standardization of expertise and expert assessments, which is the most accurate way to characterize QOL. The work also performs a pairwise regression analysis between quality of life and economic growth.

Research methodology. The research used methods of mathematical multivariate statistics, graphical analysis and comparison, statistical analysis of databases, standardization and indexing (using SPSS software package).

Leaders in terms of socio-economic development are countries with high levels of education, science, health and culture, rather than high rates of economic growth.

The above justifies the need to identify the role and impact of high quality of life and the ***urgency*** of this work by presenting it through the analysis of the indexes of these areas.

Quality of life is a set of indicators that characterize the general well-being of people, the level of satisfaction of people's material and spiritual needs, considered as an integral system of a number of factors (social, psychological, economic, political, etc.).

Conclusion. The new methodological assessment of the quality of life index is the basis for the implementation of analyzes that do not yet exist in the world (and in the RA), including a summary of sectoral indicators of quality of life. The results of the study and regression assessments, which allow assessing the quality of life in Armenia, allow us to conclude that economic growth has a direct impact on the quality of life, and the primary way to ensure mechanisms to improve the quality of life of the population is economic development and sustainable economic growth.

RESPONSE-ADAPTIVE RANDOMISATION FOR MULTI-ARM CLINICAL TRIALS USING CONTEXT-DEPENDENT INFORMATION MEASURES

Kasianova Ksenia Alekseevna
Mozgunov Pavel Aleksandrovich
E-mail: xeniakasianova@gmail.com,
Moscow, HSE

Research supervisor: professor Kelbert M.

A recent concept of the context-dependent information measures was successfully applied to response-adaptive designs for Phase II clinical trials [5]. The new designs use the maximum information gain principle, which is measured via the difference between standard and weighted Renyi, Tsallis, Shannon, and Fisher informations. It is shown that due to the build-in parameter of these novel information measures, the balance between the statistical power and number of responded patients can be tuned explicitly.

However, the entropy-based procedure is deterministic in nature, which runs contrary to the predominant mode of clinical trial design. In this work we continue developing entropy-based designs introducing response-adaptive randomisation in the procedure. Operational characteristics of interest, namely, statistical power and expected number of patient successes (ENS), of the deterministic design will be compared to three different allocation rules:

1) simple allocation procedure, based on weighting proportional to the inverse of the asymptotic Shannon criteria

$$\overline{\delta}_S^{\kappa}(\gamma, \alpha, n, \beta) = \frac{(\alpha - \gamma)^2}{2\alpha(1-\alpha)}(n + \beta + 2)^{2\kappa - 1}, \quad \kappa \in [0.5, 1),$$

where γ is a target efficacy probability, α is posterior efficacy probability, κ is a penalty parameter, $\beta + 2$ are the prior observations, n is total number of actual observations.

2) forward-looking block-sized allocation, defined similarly to [6]:

$$\pi_{k,j} = \frac{1}{b}\sum_{t=(j-1)b+1}^{jb}\left[\sum_{\tilde{x}_{t-1}\in\Omega_{t-1}} \Pr(a_{k,t}^{AS} = 1 \mid \tilde{\mathbf{X}}_{t-1} = \tilde{\mathbf{x}}_{t-1}) \times \right.$$

$$\left. \times \Pr(\tilde{\mathbf{X}}_{t-1} = \tilde{\mathbf{x}}_{t-1} \mid \tilde{\mathbf{X}}_{(j-1)b} = \tilde{\mathbf{x}}_{(j-1)b})\right],$$

where Ω_{t-1} represents the set of all possible values for $\tilde{\mathbf{X}}_{t-1}$ given initial data $\tilde{\mathbf{x}}_{(j-1)b}$ for every future patient t in block j under the Shannon criteria-based rule for treatment k (summarized by $a_{k,t}^{AS}$);

3) allocation based on randomisation of the built-in penalty parameter κ:

$$\kappa_t \sim \frac{1}{10} U\{5, 9\}.$$

The new design is also compared to alternative approaches in a comprehensive simulation study, namely, Gittins index (GI), forward-looking Gittins index (FLGI) and fixed rate (FR) randomisation. It was shown that working with information-based criteria provides a wide range of values for operating characteristics, which allows the researcher to adjust currently known methods with respect to the goals he is pursuing.

The proposed designs offer a better trade-off between power and ENS compared to the alternative approaches given that the type I error is controlled. Even with simple allocation rule the entropy-based design allows to increase the statistical power up to the level corresponding to the FR with a significant advantage in terms of ENS. At the same time, using simple randomisation of penalty parameter allows to obtain even higher ENS while sustaining the advantage in terms of the power.

References

1. *Kelbert M.*, *Mozgunov P.* Shannon's differential entropy asymptotic analysis in a Bayesian problem // Mathematical Communications. 2015. Vol. 20. No. 2. P. 219–228.

2. *Kelbert M.*, *Mozgunov P.* Asymptotic behaviour of the weighted Renyi, Tsallis and Fisher entropies in a Bayesian problem // Eurasian Mathematical Journal. 2015. Vol. 6. No. 2. P. 6–17.

3. *Suhov Y.*, *Stuhl I.*, *Sekeh S.Y.* et al. Basic inequalities for weighted entropies // Aequationes Mathematicae. 2016. Vol. 90. No. 4. P. 817–848.

4. *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. Vol. 82. No. 5. P. 1223–1247.

5. *Kasianova K.*, *Kelbert M.*, *Mozgunov P.* Response adaptive designs for Phase II trials with binary endpoint based on context-dependent infor-

mation measures // Computational Statistics & Data Analysis. 2021. No. 158. P. 107–187.

6. *Villar S.S.*, *Wason J.*, *Bowden J.* Response-adaptive randomization for multi-arm clinical trials using the forward looking Gittins index rule // Biometrics. 2015. Vol. 71. No. 4. P. 969–978.

DO PATTERNS OF SKILL-ABUNDANCE HOLD FOR MAJOR RUSSIAN AGGLOMERATIONS? AN EVIDENCE PROVIDED BY SATELLITE IMAGES

Lopatin Fedor Andreevich

E-mail: Lopatin-fedi@yandex.ru

Moscow, HSE

Research supervisor: PhD, Tenured Professor Kolosnitsyna M.G.

Research claims that most agglomerations of developed and developing worlds hold the pattern of skill-abundance or excessive human capital accumulation in comparison with adjacent peripheral territories. The paper provides economic evidence of holding such a pattern for chosen Russian agglomerations by measuring differences in returns on cognitive skills inside and outside the agglomerations. The results of previous research about thick human capital markets in metropolitan areas held in other countries are expected to be confirmed. The tools used to identify real agglomeration sizes and returns on human capital are regression analysis of urban and regional data, vector data for administrative municipal borders, and satellite images of night light intensity. The latter constitutes the novelty of the research in this field in Russia.

This paper is devoted to the identification of the significance of skill bias in several Russian agglomerations. The important task is to identify the municipalities included in the agglomeration since official administrative borders do not become the boundaries for economic ties. To do this, I choose geographic information system instruments and satellite images that could provide information about actual agglomeration borders. These are the recently submitted methods of spatial agglomeration analysis. The main hypothesis is that the average return on human capital in monetary terms is greater in the agglomerations than in the hinterland areas.

These photographs (Fig. 1 and 2) are an important confirmation of weaknesses of reliance only on administrative borders: in 2012 Moscow territory was significantly expanded, but according to the satellite images, new territories cannot be judged as a part of Moscow agglomeration.

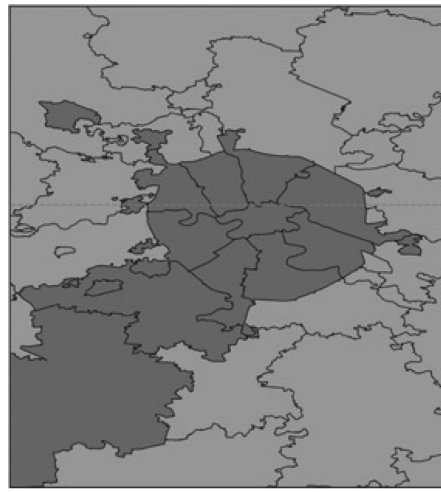

Fig. 1. Administrative borders of Moscow and nearest municipalities in 2012 (QGIS)

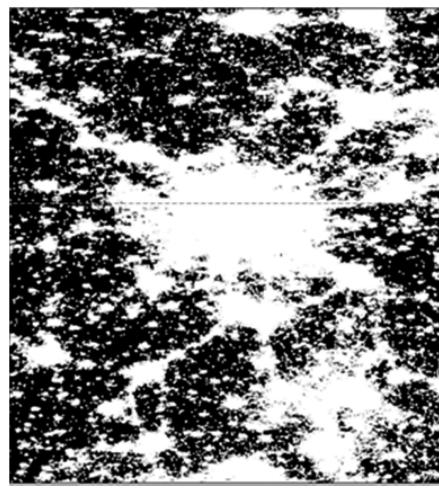

Fig. 2. Raster satellite image of Moscow and nearest areas in 2012

References

1. *Baragwanath K.*, *Goldblatt R.*, *Hanson G.* et al. Detecting urban markets with satellite imagery: An application to India // Journal of Urban Economics. 2019. June.

2. *Bacolod M.*, *Blum B.S.*, *Strange W.C.* Skills in the city // Journal of Urban Economics. 2009. Vol. 65. No. 2. P. 136–153.

3. *Becker G.*S. Investment in human capital: A theoretical analysis // Journal of Political Economy. 1962. Vol. 70. No. 5. Pt 2. P. 9–49.

4. *Davis D.R.*, *Dingel J.I.* A spatial knowledge economy // American Economic Review. 2019. Vol. 109. No. 1. P. 153–70.

5. *Dingel J.I.*, *Miscio A.*, *Davis D.R.* Cities, lights, and skills in developing economies // Journal of Urban Economics. 2019. May.

6. *Fang C.*, *Yu D.* Urban agglomeration: An evolving concept of an emerging phenomenon // Landscape and Urban Planning. 2017. No. 162. P. 126–136.

7. *Henderson J.V.* Urbanization and the Geography of Development. The World Bank, 2014.

8. *Kloosterman R.C.*, *Musterd S.* The polycentric urban region: Towards a research agenda // Urban Studies. 2001. Vol. 38. No. 4. P. 623–633.

9. *Mincer J.* Education, experience, and the distribution of earnings and employment: An overview // Education, Income, and Human Behavior. NBER, 1975. P. 71–94.

10. California's Economy Usurps UK to Become Fifth Biggest in the World. The Independent. 11.05.2018. URL: https://www.independent.co.uk/news/california-economy-overtakes-uk-fifth-biggest-world-a8347291.html.

EXTREME VALUE ANALYSIS FOR MIXTURE MODELS WITH HEAVY-TAILED IMPURITY

Morozova Ekaterina Alekseevna

E-mail: morekaterina@gmail.com

Moscow, HSE

Research supervisor: PhD in Mathematics Panov V.A.

One of the main topics in the Extreme Value Analysis (EVA) is the study of the asymptotic behaviour of properly normalised maxima. For the classical setting of sequences of independent identically distributed (i.i.d.) random variables there exist extensive theoretical results, and the set of limit distributions for maxima is known to consist of the only three so-called extreme value distributions [3]. To the contrary, very little research has been drawn to the case of triangular arrays, when the distribution parameters are allowed to vary with time, and there exist no general results for this setting.

The current talk is based on our recent preprint, available on arXiv.org [7]. It considers the mixture model of the form

$$F(x; \varepsilon, \vec{\theta}) = (1 - \varepsilon)F_1(x; \vec{\theta}_1) + \varepsilon F_2(x; \vec{\theta}_2), \qquad (1)$$

where $\vec{\theta} = (\vec{\theta}_1, \vec{\theta}_2)$ is a vector of distribution parameters and $F_1(x; \vec{\theta}_1)$ and $F_2(x; \vec{\theta}_2)$ are the cumulative distribution functions of some light- and heavy-tailed laws, respectively. The mixing parameter $\varepsilon \in (0, 1)$ is assumed to be very small, which allows to associate the second component with the heavy-tailed impurity [4], that is, the untypically large observations that occur with low probability. For instance, one can use such a model for the description of price variations, where the first component can represent the frequent and small fluctuations in price, while the heavy-tailed one can model the sudden jumps due to some exogeneous factors.

The first part of this study considers the case when the first component in (1) corresponds to the Weibull law and the second one has the regularly varying distribution. It is not difficult to show that in the classical setting of i.i.d. sequences the asymptotic behaviour of maxima is completely determined by the second component, which leads to the Fréchet limit. Conversely, in case of a triangular array, which arises when μ_n is assumed to tend to zero as the number n of observations grows, the set of

limit distributions for maxima also contains the Gumbel and one discontinuous law.

Next, we consider the more complicated model, which appears when the regularly varying distribution in the second component in (1) is upper-truncated, and the truncation level grows with n. This model is largely motivated by the paper [1], which discusses the difficulty of choice between the truncated and non-truncated Pareto-type distributions in practical applications. The limit distributions for sums in the similar model were established in [6]. It turns out that the set of limit distributions for maxima in this case contains 6 various laws, 4 of which are discontinuous and not present in the classical theory. The resulting conditions depend on the rate of growth of the truncation level and are shown to be related to the different types of truncation introduced by [2].

The final part of this research is devoted to the application of the considered model to the analysis of financial returns. In this context, it can be regarded as the development of the idea that the distribution of such data is somewhere in between the Weibull and Pareto laws, with the latter most efficiently describing only the highest 5% of the observations [5]. We develop a four-step procedure and apply the model (1) to the description of hourly logarithmic returns of the BMW shares in 2019, demonstrating its efficiency for the analysis of price variations.

References

1. *Beirlant J.*, *Alves I.*, *Gomes I.* Tail fitting for truncated and non-truncated Pareto-type distributions // Extremes. 2016. Vol. 19. No. 3. P. 429–462.

2. *Chakrabarty A.*, *Samorodnitsky G.* Understanding heavy tails in a bounded world or, is a truncated heavy tail heavy or not? // Stochastic models. 2012. Vol. 28. No. 1. P. 109–143.

3. *Fisher R.A.*, *Tippett L.H.C.* Limiting forms of the frequency distribution of the largest or smallest member of a sample // Mathematical Proceedings of the Cambridge Philosophical Society. 1928. Vol. 24. No. 2. P. 180–190.

4. *Grabchak M.*, *Molchanov S.* Limit theorems and phase transitions for two models of summation of independent identically distributed random variables with a parameter // Theory Prob Appl. 2015. Vol. 59. No. 2. P. 222–243.

5. *Malevergne Y.*, *Pisarenko V.*, *Sornette D.* Empirical distributions of stock returns: Between the stretched exponential and the power law? // Quantitative Finance. 2005. Vol. 5. No. 4. P. 379–401.

6. *Panov V.* Limit theorems for sums of random variables with mixture distribution // Statistics and Probability Letters. 2017. No. 129. P. 379–386.

7. *Panov V.*, *Morozova E.* Extreme value analysis for mixture models with heavy-tailed impurity. Preprint arXiv:2103.07689. 2021.

KEY SKILLS EXTRACTION IN LABOUR MARKET FOR IT SPHERE

Ternikov Andrei Aleksandrovich

E-mail: aternikov@hse.ru

St. Petersburg, HSE

Research supervisor: PhD, Associate Professor Aleksandrova E.A.

The process of employment in labour market involves several sides: employers, employees, educational system and state authorities. From the economic point of view a labour market is close to the market with imperfect competition. The one of the most informative indicators is skills, which provide an extensive information about competences and abilities of the worker. However, the sets of such skills are dynamically changing in different industries, organizations and even certain vacancies.

Methodology of the research is based on works of Lovaglio [2] and Colombo [1]. In the first one, online job advertisements from Italian web sites between June and September 2015 were collected. The portion of 6,222 job vacancies (the set of statistician-related vacancies) is used (occupation classification uses a "bag of words" approach). 6 occupations were used for classification: ISCO-08 classifier of occupations; groups of IT professions extracted ("high-level" statisticians, "low-level" statisticians, others [Engineering professionals, Software developers, Web and multimedia developers, Database designers and administrators]). Main type of skills for each group are extracted: Soft skills, Profession skills, ICT skills. Several ML algorithms of classification are used and compared via Accuracy, Error Rate and Brier Score metrics. In the second work, the source of the data is Wollybi, a project that collects online vacancies

in Italy from job-portals. Authors concentrate on 2016 and 2017 containing approximately 2 millions of vacancies. ISCO taxonomy for occupations. ESCO taxonomy for skills. Types of skills selected: Information brokerage skills, Basic ICT skills, Applied/Management ICT skills, ICT technical skills, Soft skills (Thinking skills, Social interaction, Application of knowledge, Attitudes and values). 22 occupation subgroups of IT specialists (2nd level of ESCO). Soft and hard skills influence on labour market automation process (probability). Portions of soft and hard skills are calculated and distribution according to different occupations is presented.

In this research we concentrate on Russian labour market (Saint Petersburg IT-sphere in particular) and the online job database HeadHunter. We try to fill the gap in determination of the set of skills demanded by companies and provide recommendations for educational system requirements (to shorten the gap between process of education and demanded skills and competencies from the market). First sample: Saint Petersburg; sphere — Information Technologies. With determined skills: 63,869 vacancies from May 2015 till September 2019. Each vacancy includes from 1 to 6 professional area codes. The distribution is obtained by each professional area (163,665 pairs of vacancy and the specific professional area code) in accordance to HeadHunter professional area classifier (36 areas inside the group of IT sphere). We select sub-classes of vacancies and separation between soft and digital (hard) skills. The skills (descriptions) were classified semi-manually (with mark-up procedure) using n-Grams for TF-iDF approach and matching procedure for distributing sets of skills, that are specifically and commonly defines the separation between classes of particular areas and influences on the determination of the particular profession. Raw skills (unique) 13,347 (text strings from 1 to 100 symbols) were unified and used in classification.

Results of the work allow to get key skills itself, their pairwise combinations and triplets. The obtained approach and methods, that validated on the portion of the real market data could be used in its extension for provision of new educational policy (or in-time corrections for matching to real labour market demand). Further implications could be extended for economic implications in the part of analysis of salaries, working experience and the other factors along with the demanded skills of potential workers.

References

1. *Colombo E.*, *Mercorio F.*, *Mezzanzanica M.* AI meets labor market: Exploring the link between automation and skills // Information Economics and Policy. 2019. Vol. 47. P. 27–37.

2. *Lovaglio P.G.*, *Cesarini M.*, *Mercorio F.*, *Mezzanzanica M.* Skills in demand for ICT and statistical occupations: Evidence from web-based job vacancies // Statistical Analysis and Data Mining. 2018. Vol. 11. No. 2. P. 78–91.

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» получат также прочные знания в области информационных технологий и современного статистического инструментария, на-

учатся применять полученные знания на практике. Научно-исследовательская работа студентов связана с моделированием реальных социально- экономических явлений и процессов с использованием современных программных средств и компьютерных технологий.

Это позволит им стать широко востребованными аналитиками в области экономики, финансов и страхования, способными быть и умелыми управленцами.

Желающие заниматься наукой смогут развиваться в направлении фундаментальных математико-статистических исследований, в области теоретической и прикладной экономики и в широком поле других направлений.

Компетенции, приобретенные в процессе обучения, позволят выпускникам образовательной программы работать:

- в статистических и аналитических подразделениях органов федерального, регионального и муниципального управления;
- в финансовых и аналитических подразделениях, департаментах развития банков, страховых, инвестиционных, рекламных и маркетинговых компаний;
- в научных учреждениях, занятых подготовкой и анализом статистической информации, и учебных заведениях.

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа «Статистический анализ в экономике»

Академический руководитель программы —

д.э.н., профессор, руководитель департамента статистики и анализа данных

Суринов Александр Евгеньевич

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук

Первый набор на программу — 2020 г.

Сайт программы: https://www.hse.ru/ma/statanalys/

Цель программы — подготовка высококвалифицированных аналитиков, обладающих глубокими знаниями в области экономической теории, статистических методов измерения и моделирования экономических процессов, международных статистических стандартов.

Отличительной особенностью программы является обучение не только формальным методам анализа, но и международным методологическим стандартам, на основе которых формируются системы статистических показателей в подавляющем большинстве стран мира. Современный уровень знаний обеспечивается активным участием студентов в работе научных семинаров и конференций, организуемых департаментом с привлечением ведущих отечественных и зарубежных специалистов.

Программа построена таким образом, чтобы подготовить специалистов в области информационно-аналитической поддержки принятия управленческих решений и организации экономического мониторинга. Программа нацелена на получение знаний, позволяющих на профессиональном уровне обрабатывать и анализиро-

вать массивы экономической информации (включая «большие данные»), выявлять закономерности, прогнозировать и моделировать социально-экономические явления и процессы с примирением многомерных статистических методов и последних достижений статистического компьютинга, интерпретировать результаты исследований и использовать их по направлениям, находящимся в мейнстриме современной экономической науки.

Наряду с дисциплинами, образующими ядро классического экономического образования, в программу вошли курсы дисциплин, нацеленных на получение знаний статистической методологии сбора, обработки, анализа данных и экономико-статистического моделирования.

Обязательными курсами являются микроэкономика, макроэкономика и эконометрика.

Программы дисциплин специализации знакомят слушателей с источниками статистической информации, принципами и алгоритмами измерений социально-экономических явлений. В процессе преподавания используются методические приемы, совместно разработанные со Статистическим институтом для стран Азии и Тихого океана ООН в Токио (SIAP).

Выпускники программы найдут себя в аналитических и финансово-экономических подразделениях предприятий и организаций различных форм собственности, системе государственного и муниципального управления, международных организациях, научных учреждениях и учебных заведениях.

ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ
НАЦИОНАЛЬНЫЙ ИССЛЕДОВАТЕЛЬСКИЙ УНИВЕРСИТЕТ

ФАКУЛЬТЕТ ЭКОНОМИЧЕСКИХ НАУК

Магистерская программа «Статистическое моделирование и актуарные расчеты»

Академический руководитель программы —
PhD, доцент
Панов Владимир Александрович

Направление подготовки: 38.04.01 «Экономика»

Где читается: Факультет экономических наук
Первый набор на программу — 2016 г.

Сайт программы: https://www.hse.ru/ma/actuar/

Концепция программы. Магистерская программа «Статистическое моделирование и актуарные расчеты» рассчитана на студентов, ориентированных на освоение современных вероятностно-статистических методов моделирования экономических процессов и на изучение математических основ теории страхования.

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, а также являются мотивацией для углубленного изучения соответствующих математических дисциплин.

Международные стандарты академического образования. Данная программа тесно связана с международной лабораторией стохастического анализа и его приложений (http://lsa.hse.ru/). Ключе-

вые курсы будут прочитаны специалистами лаборатории, имеющими многолетний опыт преподавания в университетах Франции, Германии, Великобритании, США.

Партнером данной магистерской программы, подтвердившим намерение открыть программу двойных дипломов, является ENSAE (http://www.ensae.fr/) (Ecole Nationale de la Statistique et de l'Administrations Economique) — ведущий университет Франции по направлению прикладной статистики и стохастического анализа.

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 и его приложений (http://lsa.hse.ru/) будет использована для содействия в трудоустройстве выпускников в академической сфере.

Важной особенностью данной программы является параллельное изучение курсов по четырем направлениям:

1) курсы вероятностного цикла, включая моделирование и анализ экономических процессов;
2) методы современной статистики;
3) основы теории страхования и актуарные расчеты;
4) экономические дисциплины.

В данной программе студенты смогут получить знания и компетенции, отвечающие требованиям ведущих зарубежных и отечественных банков, страховых компаний, финансовых организаций и университетов.

Научное издание

Статистические методы анализа экономики и общества

12-я Международная научно-практическая конференция студентов и аспирантов (11–14 мая 2021 г.)

Труды конференции

Зав. унижной редакцией *Е.А. Бережнова*
Редактор *Т.Г. Паркани*
Компьютерная верстка: *А.И. Паркани*
Корректор *Т.Г. Паркани*
Дизайн обложки: *О.А. Быстрова*

Национальный исследовательский университет
«Высшая школа экономики»
101000, Москва, ул. Мясницкая, 20.
Тел.: +7 495 772-95-90 доб. 15285

Подписано в печать 22.06.2021. Формат $60\times88^{1}/_{16}$
Гарнитура Newton. Усл. печ. л. 19,9. Уч.-изд. л. 18,4
Тираж 20 экз. Изд. № 2542

Отпечатано ООО «Фотоэксперт»
109316, Москва, Волгоградский проспект, д. 42