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

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

Цахкадзор, Республика Армения

ТРУДЫ

ЧАСТЬ 1

Москва
2020

УДК 31,33
ББК 65.05
М73

DOI: 10.33276/978-5-8211-0786-2

М73 **Многомерный статистический анализ, эконометрика и моделирование реальных процессов** [Текст]: труды X-й Международной школы-семинара / под ред. В.Л. Макарова. Цахкадзор, 2020 г. – М.: ЦЭМИ РАН, 2020. – 160 с. (Рус.)

Multivariate statistical analysis, econometrics and simulation of real processes. Proceedings of Xth International School-Seminar / By ed. V.L. Makarov. Tsakhkadzor, Republic of Armenia. – M.: CEMI RAS, 2020. – 160 p. (Rus.)

УДК 31,33
ББК 65.05

ISBN 978-5-8211-0786-2

© ФГБУН Центральный экономико-математический институт РАН,
2020 г.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Акопов А.С., Бекларян Л.А. Агентное моделирование взаимовлияния систем озеленения и вредных выбросов на примере г. Ереван, республика Армения	6
Алиева П.Н., Борисенко А.А. Восстановление пропусков в показателях бухгалтерской отчетности на квартальные даты для сектора «финансовые корпорации» подсектора «другие финансовые организации»	8
Андреев В.В. Особенности территориального распределения населения в России	9
Андронов Н.С., Дьячков Д.В. Исследование скрытых зависимостей в микроданных по кредитам в целях совершенствования методологии расчета статистики процентных ставок	11
Антохонова И.В., Шапошников Е.С., Чойжалсанова А.Ц. Моделирование капитализации человеческих ресурсов региона в условиях современных вызовов	12
Архипова М.Ю., Сиротин В.П. Поведенческие аспекты и особенности потребителей медицинских инновационных товаров и услуг	14
Асатрян Д.Г. Параметр формы распределения Вейбулла – как мера структурированности цифрового изображения	16
Афанасьев А.А., Пономарева О.С. Производственные функции народного хозяйства России и добычи природного газа Газпромом в 1985–2019 гг.	18
Афанасьев М.Ю., Кудров А.В. Структуры сильных секторов и оценки экономической сложности региональной экономики	21
Бакуменко Л.П. Оценка развития уровня цифровизации на основе международных индикаторов	24
Балаш В.А., Балаш О.С., Чистопольская Е.В. Динамика пространственных эффектов экономического роста регионов России	25
Бекларян А.Л. Нечеткая кластеризация в задаче управления беспилотными транспортными средствами	27
Бекларян Л.А., Акопов А.С. Агентное моделирование движения ансамбля взаимодействующих беспилотных транспортных средств	29
Белюсов Ф.А., Хачатрян Н.К. Управление парком грузовых железнодорожных вагонов с использованием беспилотных локомотивов	31
Березняцкий А.Н., Бродский Б.Е. Моделирование инфляционных процессов в России на региональном уровне	32
Благовещенский Ю.Н. Композитные распределения в экономике, в естественных науках и в социологии	33
Борzych Д.А., Пеникас Г.И. Валидация точности моделей бинарного выбора в случае коррелированных исходов в приложении к задачам оценки кредитного риска	35
Гавриленко Ю.Е., Тихомирова Т.М. Моделирование уровня занятости в регионах РФ в зависимости от основных макроэкономических факторов	37
Ghazaryan A. Clustering using i-m-t model framework: conformity function and its properties	38
Гамбаров Г.М. Подходы к классификации объектов в задаче моделирования связи показателей в зависимости от вида данных	39
Gamterman A. Predictive distribution for decision making	41
Гафарова Е.А. Оценка уровня развития трудового потенциала регионов РФ	42
Gevorkyan A.S., Sahakyan V.V. A new concept of constructing a statistical mechanics from the first principles of classical mechanics on the example of a disordered spin system	44
Герасимова Е.В. Формирование информационного обеспечения для мониторинга выполнения стратегии социально-экономического развития российской федерации	45
Герасимова И.А. Эконометрический анализ тенденций динамики социально-экономического неравенства на федеральном, региональном и муниципальном уровнях РФ	48
Gogolev S.L., Ozhegov E.M. Package downsizing effect estimation on the juice perm market	49
Головина С.Г. Социальный капитал аграрных хозяйств: возможности оценок и моделирования	51
Горошко И.В., Горошко Э.Г. Моделирование криминологических процессов в регионах Российской Федерации	53
Grigoryan S.K. Armenian banks' time series cross spectral analysis	55

<i>Davtyan T.M.</i> The optimal level of international reserves to cope with balance of payments crises	56
<i>Демидова О.А., Тимофеева Е.А.</i> Пространственные аспекты оценки кривой заработной платы в России	57
<i>Добронравова Е.П.</i> Моделирование трансмиссии шоков российской экономики в Евразийском экономическом союзе	59
<i>Дьячков Д.В.</i> Применение технологий машинного обучения при анализе микроданных в центральных банках	61
<i>Ермолова М.Д., Пеникас Г.И.</i> Возможна ли устойчивая теневая банковская система?	63
<i>Жуков Р.А.</i> Интегральная оценка функционирования иерархических социально-экономических систем на основе агрегированной производственной функции	64
<i>Ибрагимова З.Ф., Франц М.В.</i> Измерение неравенства возможностей: подходы, методы, результаты	66
<i>Исаева М.К.</i> Планирование машинных экспериментов на основе метода Байеса	69
<i>Камалян Р.А.</i> Оценка миграционных процессов Армении	70
<i>Karapetyan H.</i> The correlation between incomes and expenditures of the RA population	72
<i>Kartashyan H.</i> Structural and non structural approaches of output gap estimation.....	73
<i>Копыток В.К., Ратникова Т.А.</i> Использование излома в правиле участия для оценки эффекта воздействия (дизайн регрессии излома).....	74
<i>Котырло Е.С., Зайцев А.А.</i> Контрсанкции и динамика сельского хозяйства в регионах России: произошло ли ускорение?	75
<i>Крамков В.А., Максимов А.Г.</i> Инструментарий некаузальных авторегрессий в приложении к анализу динамики инфляции и процентных ставок в банковском секторе России	78
<i>Кудров А.В. Афанасьев М.Ю.</i> Экспоненциальный модели случайных графов для двухслойной сети регион-сектор	79
<i>Лугачев М.И., Скрипкин К.Г.</i> Парадокс производительности Солоу в условиях цифровизации.....	81
<i>Malinowski V.K.</i> Insurance solvency, value-at-risk, and inverse level crossing problem.....	82
<i>Малюгин В.И.</i> Модели с марковскими переключениями состояний и экзогенными переменными $ms-var$ и их применение для анализа бизнес-цикла белорусской экономики	83
<i>Маракуева М.А.</i> Практические вопросы применения скоринговых моделей при управлении кредитными рисками банка.....	85
<i>Месропян К.Э.</i> Экологически ориентированные оценки эффективности муниципальных образований	87
<i>Minasyan S.H., Shahnazaryan G.A., Zatikyan A.S.</i> Derivation background concentrations of hydrochemical parameters using probability distribution statistics (lake Sevan basin, Armenia)	89
<i>Мироненков А.А.</i> Многокритериальная классификация по Парето как механизм группировки признаков в построении интегральных индикаторов качества жизни населения	90
<i>Могилевич Е.О., Шведов А.С.</i> Сравнение различных методов кластеризации при построении систем нечетких правил в задачах прогнозирования цен акций	92
<i>Мхитарян В.С., Попова Г.Л.</i> Исследование влияния видов экономической деятельности региона на объем налоговых поступлений	95
<i>Мхитарян В.С., Сарычева Т.В.</i> Эконометрическое моделирование занятости в регионе по панельным данным	96
<i>Нанавян А.М.</i> Профессиональное образование занятых, безработных и лиц вне рабочей силы в регионах России	98
<i>Наринян Н.Е.</i> Статистическая группировка регионов России.....	101
<i>Невоструев П.Ю., Мхитарян С.В.</i> Ранжирование территорий мегаполиса в зависимости от обеспеченности парковочным пространством на примере г. Москвы.....	103
<i>Нуриманова И.Ф.</i> Взаимосвязи на рынке межбанковского кредитования: банки, пойманные в сети	105
<i>Олейник Е.Б., Захарова А.П., Юрченко Е.Г.</i> Моделирование и оценка факторов оттока населения из дальневосточного региона.....	107
<i>Ohanyan V.K.</i> Covariograms and related concepts	108
<i>Rapikyan A.</i> The financial accelerator model in Armenia	110

<i>Pastore F., Semerikova E.</i> It's the way people move! Internal migration as an adjustment device in Russia	112
<i>Петров Н.А., Ратникова Т.А.</i> Анализ совместного распределения биржевых и арт-индексов: попытка копулярного подхода	113
<i>Petrosyan G., Avetisyan A.</i> On some issues of the practical application of modeling and validation of Petri nets.....	114
<i>Петросян Г.Р., Габучян А. В., Шахбазян Л.Г.</i> К вопросу математической обработки одонтометрических данных посредством корреляционно-регрессионного анализа	116
<i>Petrosyan D.</i> The analyzes of development factors of countries through the clustering of human capital index	118
<i>Петухова М.С., Шелковников С.А.</i> Моделирование научно-технологического развития отрасли растениеводства России: ретроспектива и прогноз.....	118
<i>Проневич А. Ф. Хацкевич Г.А.</i> Голотетичные производственные функции по линейному экзогенному научно-техническому прогрессу	120
<i>Рослякова Н.А.</i> Подход к оценке неравновесных состояний региональных экономических систем.....	122
<i>Румянцева Е.В., Фурманов К.К.</i> Измерение точности вневыборочного прогноза при анализе дожития.....	124
<i>Саакян А.К.</i> Приоритетность туризма, как принцип госполитики Армении	125
<i>Саргсян Г.Л., Геворгян Р.А., Кочинян Н.С.</i> Передаточные механизмы воздействия конституционных изменений на социо-экономические показатели.....	127
<i>Саргсян С.Г.</i> Моделирование социальных и эколого-экономических взаимоотношений в Республике Армения.....	130
<i>Степанов В.С.</i> Связь уровня благосостояния граждан с показателями развития транспортной инфраструктуры региона и его макроэкономики	131
<i>Тавадян А.А.</i> Ключевые экономические индикаторы и их критические характеристики.....	133
<i>Tavadyan Ag.A.</i> The risk assessment of Armenian exchange rate	135
<i>Тевикян А.Р.</i> Модели байесовской нейронной сети.....	137
<i>Трофимова Н.А.</i> Анализ функционирования социального капитала в двухуровневых системах на основе применения методов МСА.....	139
<i>Халилеев А., Драйер П.</i> Оптимизация и эффективизация домашнего хозяйства с помощью мобильного приложения Tody	141
<i>Харин Ю.С.</i> Дискретные временные ряды: построение моделей, статистический анализ	142
<i>Хачатрян Н.К., Белоусов Ф.А.</i> Оценка влияния интеллектуальных беспилотных средств на состояние транспортной сети.....	143
<i>Хижняк А.В., Шенгелия А.Н.</i> Многомерный статистический анализ источников и механизмов привлечения кредитных и заемных средства сектора «Нефинансовые корпорации» Российской Федерации	144
<i>Хохлова О.А., Раков И.Д.</i> Модель структурной векторной авторегрессии (svar) оценки влияния валютной либерализации на экономику России	145
<i>Шаклеина М.В., Богатова И.Э., Варманов С.А., Денисова И.А., Турдыева Н.А., Чубарова Т.В., Полтерович В.М.</i> Социально-экономические детерминанты болезни Паркинсона: межстрановой эконометрический аспект	147
<i>Шаклеина М.В., Волкова М.И.</i> Методологические проблемы оценки сложных латентных категорий с использованием больших данных (на примере социальной комфортности)	148
<i>Shahnazaryan G.A., Minasyan S.H.</i> Development water quality objectives application multivariate statistical analysis (lake Sevan).....	150
<i>Shetyakin A., Benson S., Burroughs R., Mohr J., Zhang H.</i> Economic capital models in life insurance.....	151
<i>Ширяева Л.К.</i> О коэффициенте медиальной корреляции однопараметрической копулы Граббса	153
Сведения об авторах	156

АГЕНТНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ВЗАИМОВЛИЯНИЯ СИСТЕМ ОЗЕЛЕНЕНИЯ И ВРЕДНЫХ ВЫБРОСОВ НА ПРИМЕРЕ г. ЕРЕВАН, РЕСПУБЛИКА АРМЕНИЯ¹

Акопов А.С., Бекларян Л.А. (Москва)

Несмотря на возможности экологической модернизации предприятий в Республике Армения (Акоров и др., 2017), стоимость перехода к высокотехнологичному и малоотходному производству достаточно высока. Поэтому необходимо использовать системы класса *Natural Based Solutions*, в частности, зеленые насаждения, позволяющие снизить концентрацию вредных выбросов в отдельных городских районах, наиболее экономичным и экологически чистым способом.

Данная работа посвящена моделированию систем горизонтального и вертикального озеленения, взаимодействующих с вредными атмосферными выбросами на примере г. Ереван, Республика Армения. Особенностью предложенного подхода является комбинирование агент-ориентированной модели (АОМ) распространения вредных выбросов в городе с предложенной упрощенной Гауссовой моделью рассеивания вредных веществ в атмосфере. Разработаны и реализованы в *AnyLogic* агентные модели, учитывающие взаимодействие систем озеленения и вредных выбросов, и позволяющие, в частности, управлять характеристиками подобных систем на индивидуальном уровне кластеров озеленения (Рис. 1).

Рис. 1. Имитационная модель взаимодействия систем озеленения и вредных выбросов для г. Ереван, Республика Армения

¹Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта №18-51-05004.

Первая разработанная имитационная модель (Акопов и др., 2019а; Акопов и др., 2019b), позволяет, в частности, вычислять наилучшие конфигурации систем традиционного горизонтального озеленения, обеспечивая минимизацию концентрации вредных выбросов и бюджета на озеленение за счет посадки деревьев вокруг источников выбросов и защищаемых городских объектов (например, детских садов). К ключевым управляющим параметрам подобной системы относятся: геометрия посадки (например, простая окружность, арифметическая спираль и др.), тип дерева (например, тополь, клен, ель, вяз и др.), расстояние между деревьями и др.

Вторая предложенная модель (Акопов и др., 2020), позволяет, в частности, определять рациональные характеристики систем вертикального озеленения (СВО), обеспечивая минимизацию концентрации вредных выбросов и бюджета на озеленение за счет применения СВО на высотных зданиях, расположенных поблизости от социально значимых объектов. С помощью разработанного параллельного генетического алгоритма вычислены оптимальные по Парето решения, обеспечивающие минимизацию среднесуточной концентрации вредных выбросов и затрат на озеленение, определены координаты зданий для СВО. Проведенный эконометрический анализ результатов имитационного моделирования подтвердил значимость систем озеленения для эколого-экономической системы.

Литература

- Akopov A.S., Beklaryan L.A., Saghatelyan A.K.* Agent-based modelling for ecological economics: A case study of the Republic of Armenia // *Ecological Modelling*. 2017. Vol. 346, pp. 99–118.
- Akopov A.S., Beklaryan L.A., Saghatelyan A.K.* Agent-based modelling of interactions between air pollutants and greenery using a case study of Yerevan, Armenia // *Environmental Modelling and Software*. 2019. Vol. 116, pp. 7–25.
- Акопов А.С., Бекларян А.Л., Сагатеян А.К., Саакян Л.В., Беляева О.А., Тепяносян Г.О.* Система поддержки принятия решений для рационального озеленения города на примере г. Ереван, Республика Армения // *Программная инженерия*. 2019. Т. 10. № 2. С. 87–96.
- Акопов А.С., Бекларян А.Л., Сагатеян А.К., Саакян Л.В., Беляева О.А., Тепяносян Г.О.* Агентное моделирование сложной системы горизонтально-вертикального озеленения и вредных атмосферных выбросов на примере г. Ереван, Республика Армения // *Искусственные общества*. 2020. № 1 (в печати).

ВОССТАНОВЛЕНИЕ ПРОПУСКОВ В ПОКАЗАТЕЛЯХ БУХГАЛТЕРСКОЙ ОТЧЕТНОСТИ НА КВАРТАЛЬНЫЕ ДАТЫ ДЛЯ СЕКТОРА «ФИНАНСОВЫЕ КОРПОРАЦИИ» ПОДСЕКТОРА «ДРУГИЕ ФИНАНСОВЫЕ ОРГАНИЗАЦИИ»

Алиева П.Н., Борисенко А.А. (Москва)

С 2016 года Банк России публикует финансовые счета и балансы финансовых активов и обязательств, которые являются частью системы национальных счетов Российской Федерации и собираются на неконсолидированной основе в соответствии с методологией СНС-2008, на квартальной основе. Статистика квартальных финансовых счетов и секторальных балансов в разрезе финансовых инструментов и секторов экономики, формируемая на основе микроданных, является достоверной информационной основой для осуществления всестороннего и глубоко макроэкономического анализа. Большинство организаций сектора «Финансовые корпорации» (S12) предоставляют в Банк России отчетность на годовой и квартальной основе, но по некоторым из них, в том числе по организациям подсектора «Другие финансовые организации» (S125), данные по полному кругу доступны только на годовой основе. На квартальной основе доступна лишь малая часть отчетности этих организаций. В целях обеспечения полноты круга компаний при формировании статистики финансовых счетов и секторальных балансов необходимо восстановить пропуски в показателях бухгалтерской отчетности организаций на квартальные даты.

В работе были рассмотрены различные статистические методы и методы машинного обучения для восстановления пропусков в показателях бухгалтерской отчетности на квартальные даты. Индикаторами качества метода восстановления были выбраны, во-первых, способность метода прогнозировать значения на годовую дату, которая в данном случае рассматривалась как 4 квартал года, а во-вторых, обеспечение возможности аналитику понять, за счет каких факторов объясняется динамика агрегированного показателя. Был проведен сравнительный анализ результатов различных методов восстановления с текущим реализуемым методом заполнения пропусков, в частности, таких как: восстановление по индивидуальным темпам роста, восстановление по совокупным темпам роста, метод взвешивания, регрессионные деревья и генеративная нейросеть.

Анализ результатов, полученных с помощью вышеуказанных методов восстановления, показал, что в связи с сильной разреженностью предоставляемой подотчетными организациями информации, наиболее адекватные и объясняемые результаты продемонстрировали статистические методы, основанные на анализе индивидуальных темпов роста и случайного блуждания, которые реализуются в Банке России.

Литература

Board of Governors of the Federal Reserve System, 2000.

Chow G., Lin A. Best Linear Unbiased Interpolation, Distribution, and Extrapolation of Time Series by Related Series. The Review of Economics and Statistics. 1971. 53, pp. 372–375.

- Diederik P. Kingma, Jimmy Ba.* Adam: A Method for Stochastic Optimization. 2017.
- Fernández R.* A methodological note on the estimation of time series. *The Review of Economics and Statistics.* 1981. 63, pp. 471–478.
- Financial Accounts: History, Methods, the Case of Italy and International Comparisons, 2008. (pp. 118–122).
- Goodfellow Ian J., Pouget-Abadie J., Mirza M., Xu B., Warde-Farley D., Ozair S., Courville A. & Bengio Y.* Generative Adversarial Networks. 2014.
- Litterman R.* A random walk, Markov model for the distribution of time series. *Journal of Business and Economic Statistics* 1983. 1, pp. 169–173.
- Arjovsky M., Chintal S., Bottou L.* Wasserstein GAN. 2017.
- System of National Accounts 2008 (European Commission, United Nations, Organization for Economic Co-operation and Development, International Monetary Fund, World Bank).

ОСОБЕННОСТИ ТЕРРИТОРИАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ В РОССИИ¹

Андреев В.В. (Чебоксары)

Знание особенностей территориального распределения населения и тенденций её изменения, включая факторы, определяющие мобильность населения и трудовых ресурсов, важно для претворения в жизнь эффективной социально-экономической политики. В частности, такие знания ценны для планирования развития населённых пунктов и взаимоотношений между ними, а также при разработке проектов по улучшению связывающей их между собой транспортной сети. На разных временных этапах развития страны или региона распределение жителей по населённым пунктам может подчиняться различным статистическим закономерностям. Например, логнормальное распределение соответствует равновесной устоявшейся ситуации. Однако, имеется множество факторов, препятствующих достижению равновесия на больших территориях. Для достижения и установления равновесного состояния социально-экономической системы необходимо, в первую очередь, наличие хорошо развитой сети коммуникаций, включая высокоразвитую транспортную сеть, соединяющую все населённые пункты между собой. Вследствие этого не будет «труднодоступных», изолированных во времени и пространстве территорий, не охваченных общими для всех целями по дальнейшему развитию социально-экономической системы на единой территории. Государственное управление, исходя из целей эффективного использования бюджетных средств, должно способствовать оптимальному территориальному размещению населения с одновременным созданием необходимого числа рабочих мест, а также объектов социального, культурного и бытового назначения. При этом дру-

¹ Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-010-00631.

гой движущей силой становления системы городов и поселений с распределением жителей в них, согласно закону Гибрата, является свободная конкуренция. Отход от оптимальных стратегий принятия решений и управления социально-экономической системой ведёт к тому, что логнормальный закон территориального распределения населения будет нарушен. Такое, в частности, происходит в эпоху глубоких реформ, которые, с одной стороны, могут быть результатом целенаправленных действий по переводу социально-экономической системы с низкоэффективной формы организации к более высокоэффективной.

В данном исследовании с использованием, в частности, данных Всероссийской переписи населения 2010 года, содержащих информацию о 21276 населенных пунктах Российской Федерации, установлено, что единая укоренившаяся система территориального распределения населения по населенным пунктам в России в настоящее время отсутствует. За исключением Москвы и Санкт-Петербурга, насчитывается до 26 различных кластеров населенных пунктов. Внутри каждого из таких кластеров распределение населения по отдельным поселениям подчиняется распределению Парето с различными параметрами.

1. Распределение жителей по населенным пунктам ни в одном из российских субъектов не подчиняется логнормальному закону (т.е. закону Гибрата) и, следовательно, оно является неравновесным.

2. Для городов Москва и Санкт-Петербург закон Ципфа выполняется плохо, и, следовательно, размещение населения по численности в этих городах не является равновесным.

3. Для крупнейших городов, как в отдельных регионах, так и в целом по России закон Ципфа не выполняется, т.е. распределение жителей в них является неустановившимся.

4. Города Москва и Санкт-Петербург являются системообразующими образованиями, «находящимися» над другими крупными общероссийскими городами и, в определенной степени, играющими роль стабилизирующих элементов расселения и миграции населения в стране, так как при их исключении из рассмотрения для остальных крупнейших городов и областных центров отклонение от закона Ципфа становится еще более существенным. Областные центры по численности проживающих в них людей играют роль системообразующих населенных пунктов в пределах только своих областей, но не тянут на такие роли в масштабах всей страны.

5. Во всех российских субъектах имеет место высокая степень концентрации населения в нескольких крупнейших городах. Более половины населения в любом из регионов проживает в нескольких (как правило, не более 10–15) крупнейших городах. Во всех российских субъектах около четверти и более населения проживает в областных центрах и столицах Республик.

6. По сравнению с 2002 годом тенденция концентрации населения в крупнейших городах российских регионов, а также в городах Москве и Санкт-Петербурге усилилась.

ИССЛЕДОВАНИЕ СКРЫТЫХ ЗАВИСИМОСТЕЙ В МИКРОДАННЫХ ПО КРЕДИТАМ В ЦЕЛЯХ СОВЕРШЕНСТВОВАНИЯ МЕТОДОЛОГИИ РАСЧЕТА СТАТИСТИКИ ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК

Андронов Н.С., Дьячков Д.В. (Москва)

Процентная ставка по кредиту является одним из основных количественных параметров, характеризующих современные экономические системы и их состояние (Zou, Liu, 2017). Анализ процентных ставок по банковским кредитам на основе баз данных высокой степени грануляции (микроданных) может предоставить дополнительную информацию о параметрах ценообразования и скрытых зависимостях (Santos, 2013). Использование данных высокой степени гранулярности расширяет границы анализа динамики и структуры процентных ставок, а их результаты могут быть использованы для расширения набора официальной статистической информации об условиях банковского кредитования (Antunes, Correia, Lameira, 2014). Потенциал микроданных по кредитам безграничен: подобные данные могут быть использованы при анализе трансмиссии сигналов денежно-кредитной политики в реальный сектор экономики (Дьячков, Нуриманова, 2017), а также в целях улучшения экономического анализа за счет интегрированного управления базами данных. Данные, которые были использованы для анализа, сформированы на основе обезличенных микроданных по кредитам, полученным в составе отчетности по форме 0409303 «Сведения о ссудах, предоставленных юридическим лицам». В качестве зависимой переменной исследовалась величина процентной ставки по кредиту, предоставленному российскими банками нефинансовым организациям.

Большинство исследований в данной сфере опираются исключительно на макроэкономические факторы и тенденции в экономике, однако в результате проведенного исследования распределений процентных ставок по кредитам, предоставленным российскими банками нефинансовым организациям на основе микроданных, было подтверждено, что основное влияние на процентную ставку оказывают влияние параметры заемщика, банка, кредитного договора. В ходе исследования был рассмотрен набор моделей разной спецификации, полученные результаты позволяют сделать следующие выводы:

1. Заемщиков, относящихся к субъектам малого и среднего предпринимательства, для аналитических и статистических целей следует подразделять на три субкатегории: микропредприятия, малые и средние. В процессе исследования было выявлено, что процентные ставки значительно различаются для заемщиков из каждой субкатегории.

2. Была выявлена зависимость процентных ставок от региональной и отраслевой принадлежности заемщика. Данный результат свидетельствует о необходимости аналитического разделения процентных ставок в соответствии с групповыми принадлежностями.

3. В процессе анализа данных обнаружена зависимость между процентной ставкой и наличием залогового обеспечения по кредиту. Данные показатели традиционно не рассматриваются при аналогичных исследованиях.

4. Итоговая модель, полученная в результате исследования, предоставляет возможность прогнозирования величины процентной ставки по кредиту в зависимости от набора параметров, характеризующих кредитора и заемщика. Практическое значение такой модели проявляется как в возможности верификации исходных данных (т.е. поиск кредитов, не соответствующих модели), так и в возможности осуществлять сценарное моделирование динамики процентных платежей по кредитам нефинансового сектора при изменении структуры экономики или параметров заемщика / кредитора / условий кредитных договоров.

Литература

- Aaron M., Hogg D. The use of microdata to assess risks in the non-financial corporate sector, Financial System Review, December, Bank of Canada. 2005.
- Antunes P., Correia I., Lameira R. Is micro-data reporting the future for interest rate statistics? IFC Bulletins chapters, In: Bank for International Settlements (ed.), Proceedings of the Porto Workshop on "Integrated management of micro-databases".2014. V. 37, pp. 115–119, Bank for International Settlements.
- Carstens A. Micro-data as a Key Input to Designing Macro-prudential Policy: The Mexican Experience // Eighth European Central Bank Conference on Statistics. 2016. pp. 1–18.
- Santos C. Bank interest rates on new loans to non-financial corporations—one first look at a new set of micro data. Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies, 2013.
- Zou J. & Liu J. Analysis of the Effect of the Changes of Interest Rates on the General Profit Rate in China. Modern Economy. 2017. 8(5), pp. 726–744.
- Дьячков Д.В., Нуриманова И.Ф. Особенности формирования статистики процентных ставок по кредитованию нефинансового сектора на основе микроданных // Деньги и кредит. 2017. № 12. С. 64–72.

МОДЕЛИРОВАНИЕ КАПИТАЛИЗАЦИИ ЧЕЛОВЕЧЕСКИХ РЕСУРСОВ РЕГИОНА В УСЛОВИЯХ СОВРЕМЕННЫХ ВЫЗОВОВ

Антохонова И.В., Шапошников Е.С., Чойжалсанова А.Ц. (Улан-Удэ)

Стратегическая цель национальной экономики – формирование конкурентоспособных человеческих ресурсов, сохранение человеческого капитала, создающего высокую добавленную стоимость (Капелюшников, 2012), и обеспечивающего достижение целей устойчивого развития. Современные вызовы для социально-экономического развития регионов – рост уровня безработицы, возрастающий отток экономически активного населения, социализация и доступность информационных технологий, выходящих на широкий потребительский рынок массового спроса.

Основные проблемы в развитии человеческих ресурсов, представляющие угрозу национальной безопасности – снижение качества институционального образования и расширение рынка школьных образовательных услуг; репутационные издержки в сфере науки и образования; консерватизм и отставание государственного регулирования системы образования, отсутствие участия корпораций (Sharma, 2016).

Объект исследования – домашние хозяйства; предмет научного исследования – социально-экономические отношения, возникающие в процессе формирования, развития, использования и капитализации человеческих ресурсов. Научная новизна исследования заключается в оценке и измерении роли родителей, принимающих решения по бюджету домашнего хозяйства и будущей капитализации знаний и интеллекта, экологического воспитания с учетом рыночной и нерыночной сфер, ценностей в жизненном цикле индивидуума, права собственного выбора детьми.

Одной из наблюдаемых тенденций в регионах является отток способных абитуриентов в центральные вузы, опасения средних и слабых школьников не сдачи ЕГЭ и добровольный фокус на среднее специальное образование. Наиболее значимой представляется проблема неготовности родителей школьников стать полноценными партнерами в процессе обучения детей по разным причинам – занятости, инерции, недостатка знаний, доминирования экономической роли. Следствием таких отношений является межпоколенческое отчуждение, отсутствие основ формирования социального капитала и возрастная деформация общества между сельскими территориями, удаленными регионами и агломерациями и мегаполисами. Для анализа обозначенных проблем предлагается методология исследования системы образования, основной акцент в которой делается на семье, родителях и детях (Шульц, 1994).

Получены следующие результаты статистического анализа в региональном разрезе.

1) С целью оценки эволюции вовлеченности человеческих ресурсов в экономику регионов РФ по данным за 2013 и 2015 гг. выполнен кластерный анализ на основе социально-экономических показателей.

Таблица 1. Результаты кластеризации по уровню вовлечения человеческих ресурсов в регионах России

Кластер	Количество субъектов РФ	Качественные оценки вовлечения потенциала человеческих ресурсов
1	9	<i>Благоприятное</i> , в том числе г. Москва, г. Санкт-Петербург
2	1	<i>Кризисное</i> , Республика Ингушетия (аномалия)
3	5	<i>Ненадежное</i> , Республика Тыва, Республика Дагестан, Карачаево-Черкесская Республика, Кабардино-Балкарская Республика, Республика Калмыкия
4	23	<i>Надежное</i>
5	38	<i>Удовлетворительное</i>

2) Поскольку состав кластеров не изменился, для массового 5 кластера (38 субъектов РФ, включающего Республику Бурятия) с оценкой удовлетворительного вовлечения человеческих ресурсов по данным за 2015 год построена регрессионная модель капитализации человеческих ресурсов на раннем этапе жизненного цикла.

Полученные данные свидетельствуют о бюджетных проблемах домашних хозяйств, обострившихся после 2015г. В процессе формирования человеческого капитала непосредственно участвуют семьи и система образования. Оба участника не готовы дать достойный ответ на вызовы, прежде всего в силу доминирования устоявшихся моделей потребительского поведения и инерционности системы образования.

Литература

- Капелюшников Р.И.* Сколько стоит человеческий капитал России. Нац. исслед. ун-т «Высшая школа экономики». – М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2012. –76 с.
- Шульц Т.* Ценность детей // THESIS, 1994. Вып. 6. С. 43–45.
- Anita Sharma Samnol.* Capitalization of human resource expenditure. <http://msijr.msiggsip.org/wp-content/uploads/2016/12/Anita-Sharma.pdf>.

ПОВЕДЕНЧЕСКИЕ АСПЕКТЫ И ОСОБЕННОСТИ ПОТРЕБИТЕЛЕЙ МЕДИЦИНСКИХ ИННОВАЦИОННЫХ ТОВАРОВ И УСЛУГ

Архипова М.Ю., Сиротин В.П. (Москва)

Организации здравоохранения во всем мире сталкиваются с беспрецедентными проблемами, связанными с повышением качества жизни населения, снижением вреда и побочных эффектов от лечения, улучшением доступа к квалифицированному медицинскому персоналу, технологиям и препаратам, повышением эффективности лечения, устранением потерь и снижением затрат в процессе оказания медицинских услуг.

В последние десятилетия большинство инноваций в сфере здравоохранения были сосредоточены на разработке новых диагностических процедур, методов лечения, лекарств или медицинских устройств. Разрабатываемые в области медицины инновации, с одной стороны, направлены на улучшение качества жизни населения за счет увеличения продолжительности жизни и улучшения ее качества в случае особых жизненных ситуаций и медицинских показаний. С другой стороны, согласно ряду работ (см., например, Graboyes, Robert F., 2012; Goddeeris J.H., 1984) продолжительный рост медицинских инноваций может не только уменьшить благосостояние людей, но и полностью искоренить медицинское страхование. Это связано с тем, что при более высоких показателях эффективности лечения пациентов потребуются более высокие компенсации и франшизы, чтобы удержать пациентов от обращения за этим дорогостоящим лечением, что при определенных параметрах может уменьшить качество жизни людей.

Данные предположения требуют статистической проверки на основе реальных данных, позволяющих ответить на выдвинутые вопросы. С точки зрения используемых данных можно выделить два направления исследования. Первое из них опирается на объективные данные Росстата, второе – на субъективные данные, полученные с помощью опроса населения. В работе использованы данные Росстата, Российского мониторинга экономики и здравоохранения (РМЭЗ), проводимого НИУ ВШЭ, а также данные собственного опроса, проведенного авторами статьи в рамках проекта РФФИ №18-010-00564 «Современные тенденции и социально-экономические последствия развития цифровых технологий в России».

Изучение объективных данных Росстата позволяет с одной стороны, выявить точки роста инновационной активности в здравоохранении, с другой стороны, проблемы, возникающие в связи с развитием цифровых технологий. Сопоставление результатов, полученных на основе объективных и субъективных данных, позволяет оценить реакцию населения на происходящие изменения. Значительное внимание в рамках реализации данной задачи сфокусировано на удельном весе расходов на информационные технологии в медицине в объеме совокупных расходов домохозяйств с целью определения влияния цифровой трансформации на структуру расходов домохозяйств.

В целом результаты проведенного исследования показали, что современные россияне весьма восприимчивы к инновациям, в том числе в области медицины, что сопровождается достаточно высоким уровнем мобильности. Подавляющее большинство респондентов уже имеют значительный опыт использования инноваций в своей повседневной жизни, следят за инновациями, что позволяет определить желаемые перспективы развития инновационных технологий, которые могут повлиять на образ и качество жизни. Отношение респондентов к своему здоровью выявлялось с помощью самооценок его состояния, что позволило сделать ряд интересных с практической точки зрения выводов.

С использованием деревьев решений и алгоритма случайного леса была выделена группа людей наиболее открытых инновационным практикам в сфере здравоохранения и группа населения, имеющей консервативное отношение к инновациям и пассивное инновационное поведение. При разработке мер инновационной политики и политики в области здравоохранения необходимо уделить особое внимание именно этой группе людей, пока еще очень слабо использующих новые возможности, предоставляемые бурным развитием цифровых технологий.

Сложность выявления факторов, однозначно определяющих отношение к инновациям и их распространению, позволяет говорить о необходимости поиска и разработки новых интегральных индикаторов и использовании на этом пути методов статистического моделирования и снижения размерности.

Литература

- Arkhipova M., Sirotin, V.* Innovative Development and Quality of Life Interaction / Science, Technology and Innovation in the Emerging Markets Economy Proceedings of The 22th International Conference on Management of Technology IAMOT 2013 Porto Alegre, Brazil, 2013.
- Graboyes R.F.* Getting Better, Feeling Worse. Cure Rates, Health Insurance, and Welfare. FRB Richmond Working Paper No. 00-5, 2012.
- Goddeeris J.H.* Medical Insurance, Technological Change, and Welfare. *Economic Inquiry*. 1984. 22(1), pp. 56–67.
- Данные обследования РМЭЗ НИУ ВШЭ. URL: <https://www.hse.ru/rlms/spss> (дата обращения: 26.08.2019).
- Росстат РФ. URL: <http://www.gks.ru/> (дата обращения: 26.08.2019).

ПАРАМЕТР ФОРМЫ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ВЕЙБУЛЛА – КАК МЕРА СТРУКТУРИРОВАННОСТИ ЦИФРОВОГО ИЗОБРАЖЕНИЯ

Асатрян Д.Г.(Ереван)

Основной задачей, решаемой при автоматической обработке цифровых изображений, является результативный анализ и извлечение содержащейся в нём полезной информации. При этом сложность задачи связана с огромным разнообразием содержания и структуры изображений, получаемых к тому же разными типами технических средств и в разных условиях. Вследствие этого при выборе метода обработки приходится ограничиваться рассмотрением определённого класса изображений, имеющих близкие, по смыслу решаемой задачи, содержания. В этой связи представляет интерес попытка разработки метода оценивания структурированности изображения, позволяющего сравнивать изображения по степени наличия в них структурных элементов. Под понятием «структурный элемент» здесь понимается совокупность связанных пикселей, имеющих одинаковые или визуально близкие по смыслу характеристики. Более конкретно, мы рассматриваем совокупность краёв и границ в изображении, исходя из того факта, что любой структурный элемент имеет края и границы.

Следуя нашим предшествующим работам (Asatryan, 2018), оценим магнитуды градиентов изображения (МГ) с помощью оператора Собела, считая их совокупность как реализацию некоторого случайного поля, и примем для МГ в качестве простейшей модели двухпараметрическое распределение Вейбулла

$$f(x; \eta, \sigma) = \frac{\eta}{\sigma} \left(\frac{x}{\sigma} \right)^{\eta-1} \exp \left[- \left(\frac{x}{\sigma} \right)^{\eta} \right], x \geq 0, \quad (1)$$

где $\eta > 0$ – параметр формы, а $\sigma > 0$ – параметр масштаба. Многочисленные эксперименты по исследованию градиентного поля изображений различного типа при помощи модели (1) показали, что значения параметра η характеризуют степень размытия изображения (Асатрян, 2017). При этом для изображений натуральных сцен, в которых преобладают сегменты хаотического содержания, эти значения приближаются к 2, и в определённых случаях слегка превышают это значение, а для изображений с достаточно чётко выраженной структурой, содержащей много структурных элементов, параметр принимает малые значения вплоть до нескольких десятичных долей.

Настоящая работа является попыткой экспериментально показать полезность предложенного подхода при оценивании структурированности изображения.

На Рис. 1. приведены образцы изображений с низкими (верхний ряд) и высокими (нижний ряд) значениями параметра η , рассчитанные по методике (Асатрян, 2017), которые приведены под соответствующими изображениями. При визуальном анализе свойств этих изображений можно заметить, что в изображениях верхнего ряда достаточно чётко выделяются структурные элементы, в то же время в изображениях нижнего ряда видны сегменты с содержанием хаотического характера, что не позволяет уверенно выделять структурные элементы и/или их границы.

Описанная методика может быть применена в задачах классификации изображений по содержащейся в них структурной информации, при автоматической обработке больших баз изображений и видео, а также других задачах интеллектуальной обработки изображений.

Литература

Asatryan D.G. Gradient-based technique for image structural analysis and applications. Computer Optics. 2018. 43(2), pp. 245–250.

Асатрян Д.Г. Оценивание степени размытости изображения путём анализа градиентного поля. Компьютерная оптика. 2017. 41(6). С. 957–962.

ПРОИЗВОДСТВЕННЫЕ ФУНКЦИИ НАРОДНОГО ХОЗЯЙСТВА РОССИИ И ДОБЫЧИ ПРИРОДНОГО ГАЗА ГАЗПРОМОМ В 1985–2019 гг.¹

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

Проведено эконометрическое исследование МНК 2-х производственных функций:

1) народного хозяйства России в 1990–2018 гг.

$$Y_{t(1990)} = A(K_{t(1990)})^\alpha (L_t)^{1-\alpha} e^{\gamma p_{t(2010)}} \quad (1)$$

2) добычи природного газа Газпромом из месторождений Тюменской обл. в 1985–2018 гг.,

$$G_t = A \bar{\Phi}_{t-1(1990)}^{\alpha + \gamma G_{1963t-2}} \quad (2)$$

где $Y_{t(1990)}$ – ВВП России в сопоставимых ценах 1990 г., $K_{t(1990)}$ – среднегодовая стоимость основных фондов народного хозяйства в сопоставимых ценах 1990 г., L_t – среднегодовая численность занятых в экономике, $p_{t(2010)}$ – цена нефти марки "Брент" в сопоставимых ценах 2010 г., G_t – валовая добыча природного газа, $\bar{\Phi}_{t(1990)}$ – среднегодовая стоимость основных фондов в добыче газа в сопоставимых ценах 1990 г. в году t , $G_{1963t-1}$ – накопленная добыча природного газа с 1963 г. по год $t-1$, t – год. Получилось, что исследованные производственные функции адекватно описывают соответственно процесс расширенного производства народного хозяйства и добычи природного газа Газпромом как с точки зрения канонических критериев эконометрики, так и с точки зрения экономического смысла (табл.).

Таблица. Результаты эконометрического исследования функций (1) и (2)

Годы	A	α	γ	R^2	DW
Функция (1)					
1990–2000*	0,0006 (29)	0,76 (8)	0,003 (1)	0,92	1,80
1990–2017*	0,0006 (35)	0,81 (11)	0,003 (6)	0,96	1,26
1990–2018	0,0006 (37)	0,80 (12)	0,003 (6)	0,96	1,25
Функция (2)					
1985–1991*	100 (4)	0,56 (6)	$-5,12 \cdot 10^{-9}$ (–2)	0,99	1,52

*См. (Афанасьев, Пономарева, 2014, 2020) и (Афанасьев, 2014). В скобках t -критерий.

¹Работа выполнена при финансовой поддержке гранта РФФИ № 20-010-00629 А.

Кроме того, направление динамики *ex-post* прогнозных значений почти везде соответствует направлению динамики фактических значений, функции обладают хорошей прогнозной силой, почти везде имеют небольшие ошибки прогноза *APE* (рис. 1–4). Так, у функции (2), исследованной в 1985–1991 гг. ошибки прогноза *APE* на 2018 и 2019 гг. составляют 3,7% и 6,2% (рис. 2), а у функции (1), исследованной в 1990–2000 гг., ошибки на 2017 и 2018 гг. – 4,8% и 3,4% (рис. 4).

Рис. 1. Фактическая и *ex-post* прогнозная на 1992–2019 гг. добыча газа по функции (2), исследованной в 1985–1991 гг.

Рис. 2. Ошибки прогноза *APE* на 1992–2019 гг. по функции (2), иссл. в 1985–1991 гг.

Рис. 3. Фактический и *ex-post* прогнозный на 2001–2018 гг. ВВП России в сопоставимых ценах 1990 г. по функции (1), исследованной в 1990–2000 гг.

Рис. 4. Ошибки прогноза *APE* на 2001–2018 гг. по функции (1), иссл. в 1990–2000 гг.

Литература

- Афанасьев А.А. Устойчивость стратегических целей – необходимое условие развития Газпрома как глобальной энергетической компании // Газовая промышленность. 2014. № S704. С. 10–20.
- Афанасьев А.А., Пономарева О.С. Производственная функция народного хозяйства России в 1990–2012 гг. // Экономика и мат. методы. 2014. Т. 50, № 4. С. 21–33.
- Афанасьев А.А., Пономарева О.С. Народнохозяйственная производственная функция России в 1990–2017 гг. // Экономика и мат. методы. 2020. Т. 56, № 1. С. 67–78.

СТРУКТУРЫ СИЛЬНЫХ СЕКТОРОВ И ОЦЕНКИ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ СЛОЖНОСТИ РЕГИОНАЛЬНОЙ ЭКОНОМИКИ¹

Афанасьев М.Ю., Кудров А.В. (Москва)

Рассматриваются задачи группирования регионов по структуре сильных секторов, выявления особенностей сформированных групп и оценки их экономической сложности. Сравнительно недавно разработана процедура, которая позволяет измерять экономическую сложность структуры экономики (Hartmann, 2017; Hausmann, Hwang, Rodrik, 2006; Hausmann, Rodrik, 2003; Hidalgo, Hausmann, 2009). В ее основе концепция выявленных сравнительных преимуществ (Balassa, 1965), которая в авторской модификации применяется для формирования структуры сильных секторов региональной экономики.

В качестве элемента структуры экономики региона рассматривается сильный сектор, доля производства которого выше, чем для РФ в целом. Объем производства оценивается на основе данных о налоговых поступлениях по 82 секторам экономики². При этом удается избежать некоторых недостатков известного подхода к оценке сложности на основе данных об объемах экспорта продуктов (Любимов и др., 2017). Авторами использована метрика, позволяющая определить близость любых двух регионов по структуре сильных секторов. С использованием этой метрики построено минимальное покрывающее дерево, позволяющее сформировать группы регионов, близких по структуре сильных секторов. На этой основе выполнено группирование регионов. Для каждой группы (столбец 1 табл.1) выявлены сектора, являющиеся ее отличительной особенностью (столбец 2 табл.1), а также сектора, сильные для всех регионов группы (столбец 3 табл.1).

На основе известного подхода к оценке экономической сложности (Hausmann et al., 2011), с использованием данных о налоговых поступлениях по секторам экономики, построен индекс экономической сложности регионов РФ. Для каждой группы регионов, близких по структуре сильных секторов, получены усредненные оценки экономической сложности. В таблице 1 группы регионов, близких по структуре сильных секторов, упорядочены по убыванию групповых оценок экономической сложности.

Таблица 1. Группы регионов, близких по структуре сильных секторов

Группа структуры экономической сложности	Сильные сектора для всех регионов только этой группы	Сектора ³
(1)	(2)	(3)
Калужская область, Ставропольский край, Рязанская область, Брянская область, Курская область, Карачаево-Черкесская Республика, Ярославская область	1125 производство кожи и изделий из кожи	1095, 1203, 1250

¹ Работа выполнена при финансовой поддержке РФФИ, проект 20-010-00223.

²Предпосылка. Данные о налоговых поступлениях отражают пропорции объемов производства секторов экономики в стоимостном выражении.

³Сильные сектора для всех регионов группы. Коды секторов указаны в соответствии с https://www.nalog.ru/rn77/related_activities/statistics_and_analytics/forms/8826515/.

Вологодская область, Липецкая область, Белгородская область	1170 производство металлургическое и производство готовых металлических изделий; 1175 производство чугуна, стали и ферросплавов; 1135 производство бумаги и бумажных изделий	1020, 1090, 1100, 1110, 1165, 1250
Новгородская область, Ленинградская область, Краснодарский край, Алтайский край, Ивановская область, Псковская область	1090 производство пищевых продуктов	1020, 1315
Волгоградская область, Тульская область, Орловская область, Владимирская область, Челябинская область, Ростовская область, Саратовская область, Воронежская область, Свердловская область, Смоленская область	1160 производство резиновых и пластмассовых изделий; 1200 литье металлов	1020, 1165, 1261, 1305
г. Санкт-Петербург, Московская область, Новосибирская область, Тверская область, Кировская область	1120 производство текстильных изделий, одежды; 1140 деятельность полиграфическая и копирование носителей информации	1110, 1203, 1220, 1430
Республика Марий Эл, Чувашская Республика, Республика Мордовия, Республика Адыгея, Омская область, Пензенская область, Костромская область	1100 производство молочной продукции	1020, 1130
Республика Башкортостан, Тамбовская область, Ульяновская область, Нижегородская область	1205 производство машин и оборудования	1220
Республика Тыва, Республика Дагестан, Республика Северная Осетия – Алания, Республика Калмыкия, Республика Ингушетия, Чеченская Республика, Кабардино-Балкарская Республика	1345 деятельность почтовой связи и курьерская деятельность	1261, 1400, 1410, 1420
Кемеровская область, Амурская область, Забайкальский край, Республика Хакасия	1046 добыча и обогащение угля и антрацита; 1047 добыча и обогащение бурого угля; 1245 производство, передача и распределение электроэнергии	
Мурманская область, Хабаровский край, Республика Карелия, Архангельская область, Еврейская автономная область	1030 рыболовство, рыбоводство; 1081 добыча прочих полезных ископаемых	1305, 1315, 1340
Приморский край, Удмуртская Республика, Курганская область, Калининградская область, Республика Бурятия	1215 производство автотранспортных средств, и прицепов	1025
Камчатский край, Магаданская область, Республика Алтай, Сахалинская область, Чукотский автономный округ	1270 строительство; 1398 деятельность административная; 1330 деятельность воздушного и космического транспорта	1340
Астраханская область, Республика Коми, Томская область, Оренбургская область, Пермский край, Республика Татарстан, Самарская область, Иркутская область, Республика Саха (Якутия), Тюменская область, Красноярский край	1055 добыча сырой нефти и природного газа; 1084 предоставление услуг в области добычи нефти и природного газа	

При анализе специфики групп регионов, близких по структуре сильных секторов, проведено их сопоставление с кластерами регионов, представленными в работе (Айвазян, Афанасьев, Кудров, 2016), где по данным об отраслевой структуре ВРП, регионы были разделены на пять кластеров: «равномерно развитые», «добывающие», «обрабатывающие», «сельскохозяйственные», «развивающиеся». Показано, что «обрабатывающие» регионы входят в группы с наиболее высокими оценками экономической сложности. Экономическая сложность структуры сильных секторов «сельскохозяйственных» регионов ниже, чем «обрабатывающих», но выше, чем «развивающихся». Экономическая сложность структуры сильных секторов «развивающихся» регионов выше экономической сложности структуры сильных секторов «добывающих» регионов. *Результаты группирования регионов по структуре сильных секторов не противоречат ранее полученным авторами результатам кластеризации регионов по отраслевой структуре ВРП и позволяют уточнить структуру экономики регионов, ранее включенных в кластер «равномерно развитые».* Регионы этого кластера представлены во всех группах регионов, близких по структуре сильных секторов.

Полученные результаты конкретизируют роль концепции экономической сложности в неоклассической экономической теории и теории производства. Прикладное значение результатов определяется возможностями их использования при решении задач проектного управления (Макаров, 2010). Структуры сильных секторов, характеризующие представленные в работе группы регионов, можно рассматривать как базисные при выборе приоритетных направлений развития конкретного региона. При этом могут решаться задачи изменения структуры сильных секторов с целью роста благосостояния и повышения качества жизни.

Литература

- Balassa B.* Lafayrade Liberalization and “Revealed” Comparative Advantage // The Manchester School. 1965. Vol. 33, pp. 99–123.
- Hartmann D.* Linking Economic Complexity, Institutions, and Income Inequality // World Development 2017. Vol. 93, pp. 75–93.
- Hausmann R., Hidalgo C., Bustos S., Coscia M., Simoes A., Yildirim M.A.* The Atlas of Economic Complexity: Mapping Pathsto Prosperity. Cambridge: Center for International Development, Harvard University, MIT. 2011.
- Hausmann R., Hwang J., Rodrik D.* What you export matters. Journal of Economic Growth. 2006. 12(1), pp. 1–25.
- Hausmann R., Rodrik D.* Economic development as selfdiscovery. Journal of Development Economics. 2003. 72(2), pp.603–633.
- Hidalgo C.A., Hausmann R.* The building blocks of economic complexity. Proceedings of the National Academy of Sciences. 2009. 106(26), pp. 10570–10575.

- Айвазян С.А., Афанасьев М.Ю., Кудров А.В.* Модели производственного потенциала и оценки технологической эффективности регионов РФ с учетом структуры производства // Экономика и математические методы. М.: Наука, 2016. № 1. С. 28–44.
- Любимов И.Л., Гвоздева М.А., Казакова М.В., Нестерова К.В.* Сложность экономики и возможность диверсификации экспорта в российских регионах // Журнал НЭА. 2017. №2 (34), С. 94–122.
- Макаров В.Л.* Социальный кластеризм. Российский вызов. М.: Бизнес Атлас, 2010.

ОЦЕНКА РАЗВИТИЯ УРОВНЯ ЦИФРОВИЗАЦИИ НА ОСНОВЕ МЕЖДУНАРОДНЫХ ИНДИКАТОРОВ

Бакуменко Л.П. (Йошкар-Ола)

Непрерывное увеличение масштабов и количества видов экономической деятельности в мировой экономике обусловлено освоением цифровых технологий. На примере Евросоюза (ЕС) цифровизация будет способствовать росту экономического положения в размере 415 миллиардов евро в год и создаст сотни тысяч новых рабочих мест (Kenney M., Zysman J., 2019). Их растущее воздействие на экономическое развитие придаёт особую значимость измерению процессов цифровизации. Разработано и разрабатываются различные индексы, для обеспечения научно обоснованного вклада в оценку цифрового развития стран-членов ЕС, а также государств-членов, не входящих в ЕС. Значительным вкладом в такую работу внесли эксперты Еврокомиссии (DG CONNECT), разработав индекс DESI (The Digital Economy and Society Index), суммирующий соответствующие индикаторы цифровизации в европейских странах, который позволяет отслеживать состояние и эволюцию этих процессов и конкурентные позиции европейских государств в этой области [Digital Economy] и усовершенствованный международный индекс цифровой экономики и общества I-DESI (The International Digital Economy and Society Index), отражающий и расширяющий Индекс цифровой экономики и общества ЕС-28, используя 24 набора данных для анализа тенденций и сравнения цифровых показателей 45 стран. Сравнения были проведены по 5 измерениям (субиндексам), разработанными DESI (Foley P., Sutton D., Wiseman I., Green L., Moore J., 2018).

Используя методологию DESI-2018, можно рассчитать проектную оценку уровня цифровизации для страны X:

$$I - DESI_X = \text{Связь}_X * 0,25 + \text{Цифр. навыки}_X * 0,25 + \text{Исп. Интернета гражд.}_X * 0,15 \\ + \text{Интегр. цифр. техн. в бизнесе}_X * 0,2 + \text{Цифр. гос. услуги}_X * 0,15,$$

где X – наименование страны.

Для определения динамики развития цифровизации по выделенным субиндексам в данном исследовании был проведен сравнительный анализ стран по пространственному и временному признакам. Согласно иерархической классификации было выделено 2 группы

стран. С помощью метода k-средних выявлены особенности каждого кластера. Для определения взаимосвязи и оценки влияния факторов, характеризующих цифровое развитие, на уровень ВВП на душу населения по паритету покупательской способности (постоянный – 2011 год – международный \$), проведен корреляционно-регрессионный анализ по каждому кластеру (Zabashta, 2019). В качестве независимых переменных использованы главные факторы, полученные методом главных компонент из 20 индикаторов индекса I-DESI-2018. Проведенный анализ позволил определить вектор развития цифровизации и ее влияние на экономику стран Евросоюза, а также государств-членов, не входящих в ЕС.

Литература

- Kenney M., Zysman J.* Work and Value Creation in the Platform Economy. Research in the Sociology of Work Kovalainen A. and Vallas S. (Eds.). 2019.
- Foley P., Sutton D., Wiseman I., Green L., Moore J.* International Digital Economy and Society Index 2018 by the European Commission, Directorate-General of Communications Networks, Content and Technology. 2018. SMART 2017/0052. doi: 10.2759/745483.
- Zabashta E.* Theoretical fundamentals of formation of innovative development of entrepreneurship. Baltic Journal of Economic Studies. 2019. 5, pp. 97–104. doi: 10.30525/2256-0742/2019-5-4-97-104.

ДИНАМИКА ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ЭФФЕКТОВ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА РЕГИОНОВ РОССИИ¹

Балаш В.А., Балаш О.С., Чистопольская Е.В. (Саратов)

В докладе рассматривается проблема моделирования темпов экономического роста регионов России и оценивания величины межрегиональных спилловер-эффектов. Для этой цели мы используем модели пространственной эконометрики, которые исходят из предпосылки, что на экономический рост регионов влияет степень экономического развития соседних территорий. Их влияние проявляется как напрямую, например, через инновации, инвестиционные потоки, рынок труда, так и неявно – через взаимодействие на уровне предприятий или общественных институтов. Пространственные эффекты объясняются схожей реакцией на внешние макроэкономические шоки и территориальную неоднородность.

Модель условной бета-конвергенции с авторегрессионным пространственным лагом (SAR) предполагает, что существует взаимозависимость между значениями зависимой переменной в соседних регионах. Взаимное влияние зависит от элементов весовой матрицы W и величины коэффициента пространственной автокорреляции ρ :

¹Исследование выполнено при финансовой поддержке РНФ (грант №19-18-00199).

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln\left(\frac{y_{j,t+k}}{y_{j,t}}\right) + \beta_1 \ln y_{it} + \gamma X + \varepsilon_{i,t},$$

где $\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right)$ – логарифм темпов роста валового регионального продукта на душу населения, N – число регионов, c – пространственный лаг, $\sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln\left(\frac{y_{j,t+k}}{y_{j,t}}\right)$ – средневзвешенное значение логарифма темпа роста ВРП на душу населения во всех регионах с весами w_{ij} , X – контролирующие переменные, включаемые для контроля влияния инноваций и инвестиций на экономический рост регионов.

Модель с пространственной ошибкой (SEM) имеет вид:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) &= \beta_0 + \beta_1 \ln y_{it} + \gamma X + v_{i,t}, \\ v_{i,t} &= \lambda \sum_{j=1}^N w_{i,j} v_{jt} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned}$$

Эта модель предполагает, что пространственная зависимость существует в необъясненной части изменения ВРП на душу населения базисного года.

Модель SAC, включающая пространственный лаг и пространственную ошибку:

$$\begin{aligned} \ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) &= \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln\left(\frac{y_{j,t+k}}{y_{j,t}}\right) + \beta_1 \ln y_{it} + \gamma X + v_{i,t}, \\ v_{i,t} &= \lambda \sum_{j=1}^N w_{i,j} v_{jt} + \varepsilon_{i,t}. \end{aligned}$$

Если предположить, что пространственная корреляция существует в изменении ВРП для каждого региона, то используется модель Дарбина (SDM):

$$\ln\left(\frac{y_{i,t+k}}{y_{i,t}}\right) = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln\left(\frac{y_{j,t+k}}{y_{j,t}}\right) + \beta_1 \ln y_{it} + \gamma X + \delta \sum_{j=1}^N w_{i,j} \ln y_{jt} + \varepsilon_{i,t}.$$

Информационной базой исследования явились данные Росстата за 2010–2017 годы: ВРП на душу населения в рублях, *kapit* – инвестиций в основной капитал, млн. руб. и *texn_inn* – затрат на технологические инновации в регионах, млн. руб.

Сравнивались результаты для двух вариантов расчета весовых матриц: по данным о смежности географических границ регионов, а также по расстояниям между областными центрами (столицами) по автомобильным дорогам. Кроме этого, анализировалась устойчивость результатов оценивания во времени.

Модели 2010–2014 и 2014–2017 годов существенно различаются. Для периода 2010–2014 годов подтверждается гипотеза о значимости коэффициентов при базовом ВРП на душу населения. Результаты можно интерпретировать как подтверждение тенденции к сближению темпов экономического роста регионов России (бетта-конвергенция). Также значимо отличаются от нуля коэффициенты при контрольных переменных и пространственных эффектах.

Параметры моделей, построенных по данным за период 2014–2017 годов, существенно отличаются от результатов расчетов по данным предшествующего периода. Оценки коэффициентов при объясняющих переменных не значимо отличаются от нуля.

Ранее существующий тренд на выравнивание темпов экономического роста регионов сменяется тенденцией к усилению межрегиональных различий. При этом ослабевает пространственная автокорреляция и влияние переменных, отражающих характеристики инвестиционной и инновационной деятельности в регионах.

Выводы устойчивы к выбору весовых матриц и спецификации модели.

Литература

Balash V.A., Balash O.S., Faizliev A.R., Chistopolskaya E.V. Modeling the Spatial Effects of the Impact of Innovation on Regional Economic Growth. – Proceedings of the Fourth Workshop on Computer Modelling in Decision Making (CMDM 2019). Atlantis Press, 2019. Vol. 2, pp. 108–114.

НЕЧЕТКАЯ КЛАСТЕРИЗАЦИЯ В ЗАДАЧЕ УПРАВЛЕНИЯ БЕСПИЛОТНЫМИ ТРАНСПОРТНЫМИ СРЕДСТВАМИ¹

Бекларян А.Л. (Москва)

Данная работа посвящена разработке эволюционного алгоритма нечеткой кластеризации ансамбля взаимодействующих обычных и беспилотных транспортных средств (ОТС и БТС) с целью выявления зависимости между устойчивыми группами агентов и начальными параметрами моделирования.

Основой для разработки и внедрения алгоритма служит представленная ранее модель движения ОТС и БТС, обеспечивающая реализацию правил поведения и взаимодействия агентов интеллектуальной транспортной системы на индивидуальном уровне (Акопов и др., 2020а). Подобная модель основана на феноменологическом подходе Бекларяна–Акопова к моделированию поведения агентов (Акопов и Бекларян, 2015), в частности, на использовании конечно-разностных уравнений с переменной структурой для моделирования пространственной динамики БТС с учетом механизма автоматического перестроивания в зависимости от плотности дорожного потока.

Для упомянутой модели движения ОТС и БТС был разработан и имплементирован модифицированный алгоритм нечёткой кластеризации на базе ранее разработанного алгоритма кластеризации толпы (Beklaryan, Akopov, 2016), учитывающий сложную динамику ТС и позволяющий выработать более оптимальный режим функционирования БТС на основе плотностного анализа ближайших кластеров. Схема работы стандартного и модифицированного алгоритма нечеткой кластеризации представлена на рис. 1.

Программная реализация разработанной многоагентной системы, а также модуля нечеткой кластеризации выполнена в среде *AnyLogic*. Проведены численные эксперимен-

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

ты, нацеленные на анализ динамики кластеров ансамбля ОТС и БТС и их характеристик в зависимости от начальных параметров.

В результате внедрения алгоритма нечеткой кластеризации удалось построить новую модель движения ОТС и БТС, учитывающую эволюционную динамику плотности дорожных потоков при управлении БТС с использованием алгоритма нечёткой кластеризации (Акопов и др., 2020b). В подобной системе принятие индивидуальных решений о перестраивании БТС, изменении скорости и др. основано на оценке складывающейся дорожной ситуации, в частности, определении плотности агентов в кластерах, расположенных по ходу движения в собственной и прилегающих полосах.

Рис.1. Схема алгоритмов нечеткой кластеризации.

Литература

- Акопов А.С., Бекларян Л.А. Агентная модель поведения толпы при чрезвычайных ситуациях // Автоматика и телемеханика. 2015. № 10.С. 131–143.
- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Кузнецова Е.В. Многоагентная система управления наземными беспилотными транспортными средствами // Информационные технологии. 2020а. (в печати).
- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л. Система управления беспилотными транспортными средствами на основе нечеткой кластеризации // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2020b. (в печати).
- Beklaryan A.L., Akopov A.S. Simulation of Agent-rescuer Behaviour in Emergency Based on Modified Fuzzy Clustering, in: AAMAS'16: Proceedings of the 2016 International Conference on Autonomous Agents & Multiagent Systems. Richland: International Foundation for Autonomous Agents and Multiagent Systems. 2016. pp. 1275–1276.

АГЕНТНОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ДВИЖЕНИЯ АНСАМБЛЯ ВЗАИМОДЕЙСТВУЮЩИХ БЕСПИЛОТНЫХ ТРАНСПОРТНЫХ СРЕДСТВ¹

Бекларян Л.А., Акопов А.С. (Москва)

Данная работа посвящена моделированию движения ансамбля взаимодействующих обычных и беспилотных транспортных средств (ОТС и БТС) с целью обеспечения интенсивного и безопасного трафика, минимизации числа дорожно-транспортных происшествий и определения факторов, способствующих возникновению и устранению эффектов «турбулентности» и «дорожных заторов».

Разработаны агентные модели, позволяющие исследовать поведение взаимодействующих ОТС и БТС в интенсивном потоке с реализацией на примере системы кругового движения. Подобные модели основаны на ранее предложенном феноменологическом подходе Бекларяна-Акопова к моделированию поведения толпы в условиях чрезвычайных ситуаций (ЧС), в котором принятие индивидуальных решений основано на простых, но строго выполняемых правилах, в частности, учитывающих личное пространство каждого агента, сжимающегося в условиях высокой плотности (Акопов и Бекларян, 2015).

Выполнена программная реализация разработанной многоагентной системы в среде AnyLogic и проведены численные эксперименты, нацеленные на анализ сценариев развития дорожной ситуации с участием ансамбля ОТС и БТС (рис. 1).

Рис. 1. Имитационная модель движения ОТС и БТС

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

Первая разработанная имитационная модель (Акопов и др., 2020a), позволяет, в частности, определять количество ДТП с участием ОТС и БТС, а также трафик выходного потока при различных сценарных условиях, к которым, в частности, относятся, средние скорости транспортных средств, интенсивности входных потоков, частота обмена сообщениями между БТС и др. При этом, система управления БТС основана на простом анализе дорожной ситуации и не использует возможности интеллектуальной оценки плотности дорожного потока для эффективного маневрирования.

Вторая предложенная модель (Акопов и др., 2020b) учитывает эволюционную динамику плотности дорожных потоков при управлении БТС с использованием алгоритма нечёткой кластеризации (Акопов and Beklaryan, 2016). В подобной системе принятие индивидуальных решений о перестраивании БТС, изменении скорости и др. основано на оценке складывающейся дорожной ситуации, в частности, определении плотности агентов в кластерах, расположенных по ходу движения в собственной и прилегающих полосах. Кроме того, при возникновении ДТП БТС передают друг другу координаты мест возникновения ЧС для корректировки скорости и направления движения.

Проведенный эконометрический анализ результатов имитационного моделирования подтвердил эффективность разработанной системы принятия индивидуальных решений БТС для уменьшения числа «дорожных заторов», снижения количества ДТП, увеличения трафика выходного потока и др.

Литература

- Акопов А.С., Бекларян Л.А.* Агентная модель поведения толпы при чрезвычайных ситуациях // Автоматика и телемеханика. 2015. № 10.С. 131–143.
- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Кузнецова Е.В.* Многоагентная система управления наземными беспилотными транспортными средствами // Информационные технологии. 2020a. (в печати).
- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Фомин А.В.* Система управления беспилотными транспортными средствами на основе нечеткой кластеризации // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2020b. (в печати).
- Beklaryan A.L., Akopov A.S.* Simulation of Agent-rescuer Behaviour in Emergency Based on Modified Fuzzy Clustering, in: AAMAS'16: Proceedings of the 2016 International Conference on Autonomous Agents & Multiagent Systems. Richland: International Foundation for Autonomous Agents and Multiagent Systems. 2016. pp. 1275–1276.

УПРАВЛЕНИЕ ПАРКОМ ГРУЗОВЫХ ЖЕЛЕЗНОДОРОЖНЫХ ВАГОНОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ БЕСПИЛОТНЫХ ЛОКОМОТИВОВ¹

Белоусов Ф.А., Хачатрян Н.К. (Москва)

Использование беспилотных локомотивов позволяет повысить эффективность логистики на железной дороге. Выражается это в сокращении нормативов по времени транспортировки железнодорожных вагонов, а также в более четком исполнении предписанных расписаний. Кроме этого, в долгосрочной перспективе использование технологии беспилотного управления должно понизить издержки доставки грузов по железной дороге.

Представлена математическая модель управления парком грузовых железнодорожных вагонов транспортным оператором. Решается задача поиска оптимального плана железнодорожных грузоперевозок при заданном парке грузовых вагонов и списка заявок с указанием, в частности, ставки, характеризующей объем средств, который заплатит заказчик транспортному оператору за каждый перевезенный вагон указанного в заявке груза. Следует выбрать такие заявки из указанного списка, а также маршруты выполнения этих заявок, при которых будет максимизирована возможная ежемесячная прибыль транспортной компании при наличии ряда ограничений. Дана постановка такой математической задачи, которая может быть сведена к задаче линейного программирования большой размерности.

Литература

- Лазарев А.А., Мусатова Е.Г. Гафаров Е.Р., Кварацхелия А.Г.* Теория расписаний. Задачи железнодорожного планирования / Научное издание. – М.: ИПУ РАН, 2012. –92 с.
- Лазарев А.А., Мусатова Е.Г. Кварацхелия А.Г., Гафаров Е.Р.* Теория расписаний. Задачи управления транспортными системами. – М.: МГУ, 2012. –159 с.
- Лазарев А.А., Садыков Р.Р.* Задача управления парком грузовых железнодорожных вагонов. XII Всероссийское совещание по проблемам управления (ВСПУ 2014), Москва, ИПУ РАН, 2014.
- Стратонников А.А., Ширяев В.В.* Крупномасштабные задачи линейного программирования управления грузовыми вагонопотоками. // V Всероссийская конференция «Проблемы оптимизации и экономические приложения». Июль, Омск, 2012.

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

МОДЕЛИРОВАНИЕ ИНФЛЯЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ В РОССИИ НА РЕГИОНАЛЬНОМ УРОВНЕ

Березняцкий А.Н., Бродский Б.Е. (Москва)

С 10 ноября 2014 года Банк России упразднил действовавший механизм курсовой политики и отпустил рубль в «свободное плавание». Одновременно с этим был запущен механизм инфляционного таргетирования. В связи с этим возникает ряд вопросов научного и практического характера, в частности, об эффективности принятых мер, о том насколько изменился «режим» генерации статистических данных в экономике России.

В данном докладе представлена факторная модель динамики индексов потребительских цен в России (Айвазян и др., 2016), неизвестные параметры которой статистически оцениваются на длительном интервале функционирования экономики России 1994–2019 гг.

Спецификация модели по факторам произведена на основании эмпирического анализа поведения различных компонент индекса потребительских цен во времени в сравнении с ключевыми макроэкономическими показателями: валютный курс, денежные агрегаты, тарифы естественных монополий, доля импорта в структуре розничного товарооборота и т.д., анализа обширного библиографического материала (Oomes, Ohnsorge, 2005; Sosunov, Zamulin, 2007; Пономаренко, 2016; Трунин, Вашелюк, 2015; Кадыров, 2010).

Общая форма полученной модели представлена ниже:

$$y = c + \{\alpha_1 f_1 + \alpha_2 f_2 + \dots + \alpha_k f_k\} + \{\beta_1 m_1 + \beta_2 m_2 + \dots + \beta_l m_l\} + \{\alpha_{k+1} r_{k+1} + \alpha_{k+2} r_{k+2} + \dots + \alpha_j r_j\} + \varepsilon,$$

где

y – индекс цен (индекс потребительских цен в данной работе),

$\alpha_1 f_1 + \alpha_2 f_2 + \dots + \alpha_k f_k$ – блок факторов, отражающих шоки на рынке продовольствия и сезонность;

$\beta_1 m_1 + \beta_2 m_2 + \dots + \beta_l m_l$ – блок монетарных факторов (факторов денежно-кредитной и валютной политики центрального банка);

$\alpha_{k+1} r_{k+1} + \alpha_{k+2} r_{k+2} + \dots + \alpha_j r_j$ – блок факторов регулируемых тарифов;

c – константа;

ε – случайный остаток.

Применение процедуры поиска структурных сдвигов (Бродский, 2006) в отношении полученной регрессионной зависимости выявило ряд точек, которые могут быть связаны по времени с известными событиями в экономике России: кризис 1998 г., 2008 г., геополитический и экономический кризис 2014 г., введение режима инфляционного таргетирования в России.

Полученная форма модели была оценена на региональном уровне. При этом исследование на структурный сдвиг в денежно-кредитной политики Банка России производилось с помощью инструмента фиктивных переменных. При статистической оценке неиз-

вестных параметров в модель для каждого субъекта России включалась фиктивная (бинарная) переменная со значениями «0» до ноября 2014 года и «1» после. В случае статистической значимости данной переменной принималась гипотеза о наличии структурного сдвига в модели, возможно связанного с изменением режима денежно-кредитной политики Банка России.

Анализ статистических качеств полученных региональных моделей инфляции по коэффициенту детерминации R^2 выявил любопытную закономерность: снижение данного показателя для группы регионов Дальневосточного округа. Для этой группы регионов действуют некоторые, отличные от общероссийских, факторы инфляции. Примечательно, что подобный факт был также обнаружен и другими исследователями на основании применения иных статистических методов анализа индексов цен ((Gluschenko, 2013), при решении задачи обнаружения единого потребительского рынка в России).

Литература

- Gluschenko K.* Distribution Dynamics of Russian Regional Prices. — William Davidson Institute. — Working Paper Number 1061. 2013.
- Oomes N., Ohnsorge F.* Money Demand and Inflation in Dollarized Economies: the Case of Russia. IMF Working Paper. 2005. WP/05/144.
- Sosunov K., Zamulin O.* Monetary Policy in an Economy Sick with Dutch Disease. CEFIR/NES. Working Paper series 101. 2007.
- Айвазян С.А., Березняцкий А.Н., Бродский Б.Е.* Региональные модели ценовых индексов. Экономика и математические методы. 2016. 52 (4). С. 24–46.
- Бродский Б.Е.* Ретроспективный анализ структурных сдвигов на основе эконометрических зависимостей. Экономика и математические методы. 2006. 42 (4). С. 96–119.
- Кадыров М.Т.* Влияние валютного курса на цены при наличии структурных сдвигов // Прикладная эконометрика. 2010. № 3(19). С. 9–22.
- Пономаренко А.* О денежном предложении в странах с формирующимися рынками // Серия докладов об экономических исследованиях Банка России. 2016. № 10. С. 5–18.
- Трунин П.В., Ващелюк Н.В.* Анализ эндогенности предложения денег в России // Журнал Новой экономической ассоциации. 2015. № 1(25). С. 103–131.

КОМПОЗИТНЫЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЯ В ЭКОНОМИКЕ, В ЕСТЕСТВЕННЫХ НАУКАХ И В СОЦИОЛОГИИ

Благовещенский Ю.Н. (Москва)

Хорошо известно, что многие распределения в специальных координатах линейризуются, т.е. их график оказывается прямой линией. Для семейства $F(x, \theta)$, $\theta \in \Theta$, линейризуемость означает, что существуют независимые от параметров функции $g_F(x)$ и $\mathcal{G}_F(\lambda)$ та-

кие, что между λ -квантилем $X_F(\lambda, \theta)$ и $\mathcal{G}_F(\lambda)$ имеется линейная связь $\mathcal{G}_F(\lambda) = b \cdot g_F(X_F(\lambda, \theta)) + a$. Например, для $F(x, \theta) = H((x-a)/b)$, $b > 0$, где $\theta = (a; b)$, для $\lambda \in (0; 1)$ выполняется равенство: $H^{-1}(\lambda) = b \cdot X_F(\lambda, a, b) + a$. Наряду с типами распределений это свойство присуще и ряду других семейств, среди которых следует отметить распределения Парето, Вейбулла и логнормальное.

Доклад посвящен использованию для описания эмпирических данных кусочно линеаризуемых распределений, т.е. таких, которые в специальных координатах, например, $g_F(x)$ и $\mathcal{G}_F(\lambda)$, представляют ломаную. Такие распределения мы называем композитными или F -склейками, когда в основе лежит семейство $F(x, \theta)$, $\theta \in \Theta$.

Исторически впервые с F -склежкой мы столкнулись при анализе выборов в Государственную Думу (Благовещенский, Винюков, 2004), проверяя результаты голосований 24 избирательных блоков на согласие с законом Ципфа—Парето (один из блоков – голосование против всех). В координатах, линеаризующих распределение Парето, мы получили трехзвенную ломаную с хорошо интерпретируемыми сегментами: лига реальной борьбы за власть (7 блоков), второй эшелон с узкими политическими программами (тоже 7 блоков) и 10 аутсайдеров, мало знакомых избирателю.

Другой интересный пример – из анализа коррупционных рынков по данным опроса Россия-2005 (чуть больше 700 предпринимателей и вдвое больше граждан). Оказалось, что двойной логарифм размера взяток (бизнес чиновнику) на нормальной бумаге представляет ломаную: первый отрезок – взятки до 3 млн. руб., а второй (как бы "высшая" лига) – больше 3 млн., и это уже – другой бизнес и другие чиновники (Благовещенский, Сатаров, 2013).

Подобного рода распределения нередко встречаются в публикациях о распределении площадей тех или иных объектов, но авторы почему-то игнорируют наличие явного излома на их же собственных графиках в логарифмических координатах (линеаризация для Парето), пытаясь аппроксимировать их теми или иными обобщениями закона Ципфа—Парето. Характерным примером может служить интересная статья (Tebbens, Burroughs, 2005) о размерах лесных пожаров в Альберте (это регион западной Канады) за 1996-2000 годы, см. Fig.5 в указанной публикации.

В недавно проводимом исследовании (Благовещенский, Сатаров, 2019) мы столкнулись с композитными распределениями, в основе которых было распределение Вейбулла: $W(x|a, b) = 1 - \exp(-a \cdot x^b)$, $a > 0$, $b > 0$. Оно линеаризуется, если взять $g_F(x) = \ln(x)$ и $\mathcal{G}_F(\lambda) = \ln[\ln(1/(1-\lambda))]$. Нас интересовало распределение степеней узлов в графах связей между позициями, которые выбирали респонденты в процессе практически идентичных опросов населения в России, Казахстане и Эстонии в 1998 году. Оказалось, что эти распределения великолепно аппроксимируются четырехзвенными W -склежками, причем, разбиение на

сегменты хорошо интерпретировались в рамках представлений о массовом политическом сознании.

Кроме этого, приводятся примеры общеизвестных данных, чье распределение прекрасно описывается склейками, основанных на распределении Парето. Это ВВП 188-ми стран мира (данные от МВФ) и размер 116 островов площадью больше 5 тысяч кв. км. Из данных (<https://geo.koltyrin.ru/ostrova.php>) мы исключили Гренландию, чья площадь в 3.6 раза меньше Австралии и в 2.7 больше наибольшего из остальных островов (о. Новая Гвинея в Океании).

В докладе также даются процедуры состоятельного оценивания параметров и доказывается их асимптотическая нормальность, причем, у k -звенной склейки ровно столько же параметров, сколько у смеси распределений из того же семейства.

Литература

- Tebbens S.F., Burroughs S.M.* Forrest fire burn areas in Western Canada modeled as self-similar criticality. *Physica D* 211. 2005. pp. 221–234.
- Благовещенский Ю.Н., Винюков И.А., Каргер М.Л.* Анализ выборов в ГД-2003 и закон Ципфа-Парето. – Труды VI-й Международной школы-семинара "Многомерный статистический анализ и эконометрика" (Армения, Цахкадзор), Москва. 2004. С. 16–23.
- Благовещенский Ю.Н., Сатаров Г.А.* Характеристики рынков коррупции. В книге: Российская коррупция: уровень, структура, динамика. Опыты социологического анализа. // Под ред. Г.А. Сатарова. – Москва: Фонд «Либеральная Миссия», 2013. – 752 с.
- Благовещенский Ю.Н., Сатаров Г.А.* (2019). Сетевое моделирование массового политического сознания: метод. ПОЛИС. Политические исследования. 2019. 5. С. 96–118.

ВАЛИДАЦИЯ ТОЧНОСТИ МОДЕЛЕЙ БИНАРНОГО ВЫБОРА В СЛУЧАЕ КОРРЕЛИРОВАННЫХ ИСХОДОВ В ПРИЛОЖЕНИИ К ЗАДАЧАМ ОЦЕНКИ КРЕДИТНОГО РИСКА

Борzych Д., Пеникас Г. (Москва)

Оценка вероятности невозврата (probability of default, PD) кредита лежит в основе регулирования кредитного риска в рамках подхода на основе внутренних рейтингов соглашений Базель II-III. При разработке моделей PD регулятор требует, чтобы они обладали достаточной точностью, что можно проверить биномиальным тестом. Но он предполагает независимость случайных величин. (Blochwitz, Martin, & Wehn, 2006) делают попытку скорректировать тест для коррелированных исходов через расширение доверительного интервала (ДИ), что неверно, как будет показано в докладе.

Доверительные интервалы для проверки точности моделей бинарного выбора с коррелированными бинарными исходами будут получены на основе генераций

соответствующих распределений на основе непараметрического ("генетического") алгоритма (Курра, Lerenies, & Jung, 2018), поскольку он позволяет дополнительно получить явление с отрицательно коррелированными исходами, что недоступно в параметрическом подходе (Lunn & Davies, 1998) (результат см. пример на рисунке).

Тогда для случай существенно положительных коррелированных бинарных с.в. при $p=50\%$ и $R=50\%$ традиционный биномиальный тест предлагал бы использовать доверительный интервал (ДИ) примерно $[2; 8]$ (как для случая $R=0\%$), хотя по факту все реализации доли единичных исходов сконцентрированы либо около нуля, либо единицы, т.е. нужен двойной ДИ вида $[0; 3]$ и $[7; 10]$. Если бы корреляция была отрицательной ($R = -7\%$), то доверительный интервал сузился бы до $[3; 7]$.

Научная новизна предложенной статистической процедуры проверки точности моделей бинарного выбора, когда имеют место коррелированные исходы, включает:

1) При наличии коррелированных бинарных исходов и частной (предельной) вероятности исхода, отличной от 50% , ДИ должен быть смещен относительно центра, используемого в биномиальном тесте и интервале Джефриса, а не просто расширяться, как предлагает (Blochwitz, Martin, & Wehn, 2006, p. 295).

2) При высоких значениях положительной корреляции (как минимум, более 50%) более точным (более узким) является ДИ, состоящий из двух частей (отрезков), центрированных относительно появляющихся мод бимодального распределения бинарных исходов (долей исходов). Данный результат распада ДИ на две части никогда до этого не обсуждался в литературе, хотя само понятие бимодальности встречалось ранее (например, в (Witt, 2014), (Ермолова & Пеникас, 2018)).

Литература

Ермолова М.Д., Пеникас Г.И. Биномиальный тест для коррелированных бинарных случайных величин для проверки точности рейтинговой модели. Управление финансовыми рисками. 2018. 03 (55). С. 174–190.

Blochwitz S., Martin M., Wehn C. XIII. Statistical Approaches to PD Validation. B. Engelmann, & R. Rauhmeier (Ред.), The Basel II Risk Parameters. Estimation, Validation, Stress-

- Testing – with Applications to Loan Risk Management (pp. 289–306). London: Springer. 2006.
- Kruppa J., Lepenies B. & Jung K.* A genetic algorithm for simulating correlated binary data from biomedical research. *Computers in Biology and Medicine*. 2018. 92, pp. 1–8.
- Lunn A., Davies S.* A note on generating correlated binary variables. *Biometrika*. 1998. 2 (85), pp. 487–490.
- Witt G.* A simple distribution for the sum of correlated, exchangeable binary data. *Communications in Statistics – Theory and Methods*. 2014. 43, pp. 4265–4280.

МОДЕЛИРОВАНИЕ УРОВНЯ ЗАНЯТОСТИ В РЕГИОНАХ РФ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ОСНОВНЫХ МАКРОЭКОНОМИЧЕСКИХ ФАКТОРОВ

Гавриленко Ю.Е., Тихомирова Т.М. (Москва)

На сегодняшний день уровень жизни людей, издержки общества по обучению и профессиональному развитию работников, а также инвестиционная привлекательность отдельных регионов и их благосостояние в целом, зависят от уровня занятости населения. Одной из наиболее острых проблем экономики страны в настоящее время является недоиспользование трудовых ресурсов и, как следствие, низкая производительность труда и рост безработицы.

Представленные результаты эконометрического моделирования получены по данным статистических ежегодников РФ за период с 2000 по 2017 гг.. На первом этапе была построена множественная регрессионная модель, определяющая зависимость уровня занятости в регионах РФ от следующих показателей: среднедушевые денежные доходы населения (руб.), объем платных услуг населению на душу населения (руб.), стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг (руб.), коэффициент миграционного прироста на численность населения (чел.), средний размер назначенных пенсий на душу населения (руб.), оборот розничной торговли на душу населения (руб.), фактическое конечное потребление домашних хозяйств на душу населения (руб.), индекс промышленного производства (%), потребность в работниках, заявленная работодателями в органы службы занятости населения (чел.), инвестиции в основной капитал (руб.). Денежные факторы были приведены к сопоставимому виду с помощью индекса потребительских цен (%). Последовательно исключая незначимые факторы, была построена статистически значимая регрессионная модель с тремя объясняющими переменными (объем платных услуг на душу населения, оборот розничной торговли на душу населения и потребность в работниках, заявленная работодателями в органы службы занятости населения), коэффициент детерминации модели составил 0,78. При дальнейшем исследовании была построена регрессионная модель на главных компонентах (Тихомиров Н.П., Тихомирова Т.М., Ушмаев О.С., 2011). Были выявлены 4 главные компоненты: материальная обеспеченность

населения, уровень демографического развития региона, уровень социального развития региона, уровень конкуренции среди работоспособных жителей региона. Коэффициент детерминации модели составил 0,948. На следующем этапе была построена логит-модель с пятью объясняющими переменными: среднедушевые денежные доходы населения, объем платных услуг населению на душу населения, стоимость фиксированного набора потребительских товаров и услуг, фактическое конечное потребление домашних хозяйств на душу населения, потребность в работниках, заявленная работодателями в органы службы занятости населения (Тихомирова Т.М., Сукиасян А.Г., 2018). По результатам оценивания логит-модели число наблюдений, для которых предсказанные значения зависимой переменной совпали с фактически наблюдаемыми, составляет 85,33% от всей выборки. Полученные в ходе данного исследования модели зависимости уровня занятости от макроэкономических показателей позволяют определить степень влияния отобранных параметров на исследуемый процесс и спрогнозировать его изменения с целью выявления тенденции развития в будущем.

Далее была разработана устойчивая классификация регионов РФ на стандартизированных данных. Многомерная совокупность была разделена на три кластера, каждый из которых характеризуется негативным, средним и позитивным поведением регионов по выбранным признакам. Для расчета специфики поведения кластеров использовалась разница между центроидами кластеров и медианными значениями по всем основным макроэкономическим показателям по России. Также были выявлены нетипичные регионы РФ, к которым относятся г. Москва, Тюменская обл., Камчатский край, Магаданская обл., Сахалинская обл., Чукотский автономный округ. По итогам проведенных исследований была построена картограмма регионов РФ, разделенных на три кластера с учетом нетипичных значений.

Литература

- Тихомиров Н.П., Тихомирова Т.М., Ушмаев О.С.* Методы эконометрики и многомерного статистического анализа: учебник. – Москва: Экономика, 2011. – 647 с.
- Тихомирова Т.М., Сукиасян А.Г.* Модели дискретного выбора: учебное пособие / Т.М. Тихомирова, А.Г. Сукиасян. – Москва: РУСАЙНС, 2018. – 208с.

CLUSTERING USING I-M-T MODEL FRAMEWORK: CONFORMITY FUNCTION AND ITS PROPERTIES

Ghazaryan A. (Yerevan)

Current paper explores the possibility of application of the I-M-T model framework- a consumer behavior model, to the problems of categorical data clustering. The notion of economic subject's utility function (henceforth the conformity function) is used as a means of compari-

son between objects. The object is “selected” by the cluster so that to maximize the utility. It is shown that conformity function could be used to calculate the distance between two objects in terms of similarity. It is shown that the distance represented by the calculations of the conformity function is a Hamming distance, thus it is in line with the properties of metrics and can be used to compare the objects in the context of clustering.

It is further shown that this function could be used both as a means of comparisons between objects in the same cluster and between the objects in and out of the cluster. So, the conformity function is well-suited for the problems of clustering.

The modeling framework is discussed through the prism of set-theoretic approach, and a notion of auxiliary dummy subsets is presented. It allows the objects to be described by the qualities of the same dimension, e.g. the objects are described by $n \times m$ matrices.

Moreover, the economic choice model was also discussed in the settings of fuzzification in another paper, and it can capture both the numeric and categorical dimensions of object description. So, from this point of view, the utility function can also be applied in the settings of numerical description of objects and cover wider areas of clustering.

ПОДХОДЫ К КЛАССИФИКАЦИИ ОБЪЕКТОВ В ЗАДАЧЕ МОДЕЛИРОВАНИЯ СВЯЗИ ПОКАЗАТЕЛЕЙ В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ВИДА ДАННЫХ

Гамбаров Г.М. (Москва)

Для решения задачи предсказания неизвестных значений показателей (переменных) в новых периодах, а также выявления закономерностей в связи переменных в случае неоднородной совокупности, проводится ее разбиение на более однородные группы по близости измеренных переменных. Однако это не гарантирует сходство поведения объектов в новых условиях, поскольку близкими значениями показателей могут обладать объекты с совершенно различной структурой связи существенных показателей, которые и определяют реакцию объектов на внешние и внутренние изменения.

В работе проводится систематизация известных подходов к классификации объектов методами кластерного анализа в задаче построения модели связи показателей в зависимости от вида имеющейся информации, а также предлагаются новые подходы к решению данной задачи.

1. Задача построения модели связи показателей на основе данных о значениях m переменных совокупности N объектов, измеренных в одном периоде времени.

1.1. При использовании стандартных процедур (метод k -средних и др.) классификация объектов по близости значений показателей лишь одного периода высока вероятность ошибки первого рода: объекты с идентичной внутренней структурой связей будут признаны неоднородными.

1.2. К несколько лучшим результатам приводит использование алгоритма Перемещение с последовательным перемещением объекта из класса в класс и фиксацией разбиения с наибольшим значением средневзвешенного значения качества групповых моделей связи, в котором весом выступает численность класса. Здесь вероятна ошибка второго рода: в одну группу могут попасть неоднородные объекты – объекты с различной внутренней структурой и, как следствие, с различным поведением в новых условиях.

1.3. Наличие микроданных заметно улучшает ситуацию. Каждый объект в этом случае представляет собой совокупность элементов (микрообъектов), описываемых своими переменными. Это позволяет для каждого объекта строить пространственную модель связи и сходство объектов определять по сходству параметров этих моделей.

2. Задача построения модели связи показателей (например, построения панельной регрессии) на основе данных о значениях m показателей совокупности N объектов, измеренных за несколько (T) периодов времени.

2.1. Классификация объектов проводится на основе информации о всех значениях переменных всех показателей объекта, то есть на основе вектора длины $m \times T$.

Такой подход становится более или менее приемлем при достаточно большом числе объектов, значительно превышающем величину $m \times T$. При этом однородными можно считать лишь объекты, которые имеют близкие значения из периода в период, что позволяет утверждать, что близкими окажутся и модели связи показателей, отражающие внутреннюю структуру функционирования объектов. Однако доля таких объектов, как правило, незначительна и велика вероятность ошибок и первого и второго рода.

Только в частном случае, когда рассматривается лишь один показатель ($m = 1$) получаются приемлемые результаты классификации – когда близость объектов измеряется квадратом коэффициента корреляции между вторыми разностями исходных рядов, а классификация объектов проводится алгоритмом Перемещение, в котором в качестве функционала качества используется сумма указанных мер близости перемещаемого объекта с объектами рассматриваемого класса.

2.2. Для каждого объекта строится модель динамики его показателей (например, VAR модели), после чего классификация объектов проводится по параметрами полученных моделей. Следует отметить, что данный подход тем эффективнее, чем адекватнее модели динамики.

Заметим также, что в задаче оценки неизвестных значений показателя хорошие результаты могут быть получены без разбиения всей совокупности на группы: для объекта с неизвестными значениями показателя модель связи переменных может строиться по ближайшим соседям. Однако при таком подходе следует тщательно проверять однородность сформированной группы.

2.3. При наличии микроданных обилие информации позволяют строить наиболее адекватные модели связи показателей. В этом случае динамическая модель связи пере-

менных может быть построена для каждого элемента каждого объекта. После чего по параметрам полученных моделей следует провести классификацию всех элементов всех объектов. Далее для каждого объекта определяется доля его элементов в каждом из полученных классов. Таким образом, каждый объект характеризуется вектором, длина которого равна числу полученных классов, а значения равны долям элементов объекта в соответствующем классе. По сформированным векторам проводится классификация объектов для дальнейшего построения моделей связи.

Литература

Айвазян С.А. Классификация многомерных наблюдений. – М.: Статистика, 1974. –240 с.

PREDICTIVE DISTRIBUTION FOR DECISION MAKING

Gammerman A. (London)

The talk presents a recent development in the field of *conformal prediction* (Gammerman, Vovk, 2007; Vovk et al. 2005) – a review of conformal predictive distribution and its use for decision making. The classical Machine Learning problems of classification and regression are usually come up with a “point” predictions in the sense that, given a test object, they choose a single label from a discrete or a continuous set, respectively, that minimizes a given loss function. It can be argued that for various applications (e.g. decision making) the point prediction alone is inadequate and that a richer supply of information regarding the prediction is preferable.

Another popular way of regression output is prediction regions (typically, intervals) for a given significance level. The disadvantage of that is dependence on this level as a parameter, and that easy adaptation from one level to another is possible only if the distribution shape is simple enough (for example, normal).

Arguably, the most informative form of output for a prediction problem is a predictive distribution on the label space (Schweder, Hjort, 2016). Especially for decision making, the availability of predictive densities or predictive cumulative distribution functions has the fundamental advantage of decoupling the modelling and learning stage from the specific choice of loss function.

The critical issue with predictive distributions is that they are often not reliable in the sense of their validity (calibration) that means correspondence of the predicted and empirical probabilities. This happens because the standard methods of the prediction rely on some strong assumptions about the data generating mechanism. The technique of reliable prediction (conformal and Venn frameworks) developed in (Vovk, Petej, 2014) is a way of making predictions that are valid (calibrated) in a weak assumptions of data randomness under i.i.d. or exchangeability. A method based on conformal predictions approach has been developed and called Conformal Predictive Distributions – CPD (Vovk et al., 2017). CPDs are probability distributions for a future

value of a response variable satisfying a property of validity. One of the major advantages will be to connect probabilistic output with a utility function in order to make decisions.

The talk presents an overview of conformal predictors and then considers the main ideas of conformal predictive distribution. Several examples of application for decision making are also presented and discussed.

References

- Gammerman A., Vovk V.* Hedging prediction in Machine Learning. *Computer Journal*. 2007. v.50, Issue 2, pp. 151–163.
- Vovk V., Gammerman A., Shafer G.* Algorithmic learning in a random world. Springer Science and Business Media, 2005.
- Vovk V., Petej I.* Venn-Abers predictors. In: *Proceedings of the Thirtieth Conference on Uncertainty in Artificial Intelligence*. AUAI Press. 2014. pp. 829–838.
- Schweder T., Hjort Nils L.* Confidence, Likelihood, Probability: Statistical Inference with Confidence Distributions. Cambridge University Press, Cambridge, 2016.
- Vovk V., Shen J., Manokhin V., Xie M.* Non-parametric predictive distributions based on conformal prediction. *Proceedings of Machine Learning Research*, 2017. 60, pp. 82–102.

ОЦЕНКА УРОВНЯ РАЗВИТИЯ ТРУДОВОГО ПОТЕНЦИАЛА РЕГИОНОВ РФ

Гафарова Е.А. (Уфа)

На сегодняшний день можно говорить об отсутствии в научной литературе единой методологии исследования трудового потенциала региона: имеет место неоднозначность толкования понятия «трудовой потенциал», до конца не изучены методы его оценки, а также методы управления его формированием, воспроизводством, развитием и эффективным использованием. Учитывая сложность и многоаспектность понятия трудового потенциала в рамках любого подхода (ресурсного, факторного или комбинированного), оценить его на основе одного показателя не представляется возможным. Тем не менее, для сравнений в пространственном или временном разрезах задача оценки трудового потенциала региона является актуальной.

В работе представлены результаты оценки трудового потенциала в субъектах РФ на основе данных официальной статистики на основе разработанной методики оценки трудового потенциала, включающей следующие этапы: формирование системы показателей оценки трудового потенциала с применением методов корреляционного и дисперсионного анализа; классификация субъектов РФ по разработанной системе показателей с применением методов многомерной классификации; разработка типологии субъектов РФ по уровню развития трудового потенциала, определение соответствия уровня развития региона имеющемуся трудовому потенциалу на основе оценки соотношения «потенциал – результат».

Система сбалансированных показателей, которая получена по результатам корреляционного и дисперсионного анализа: численность рабочей силы в возрасте 15–72 лет (по данным выборочных обследований рабочей силы, тыс. человек); уровень безработицы населения в возрасте 15–72 лет по субъектам Российской Федерации (по данным выборочных обследований рабочей силы, %); численность работников списочного состава, работавших неполное рабочее время по инициативе работодателя или находившихся в простое по вине работодателя и по причинам, не зависящим от работодателя и работника (удельный вес в численности рабочей силы); удельный вес потребности в работниках для замещения вакантных рабочих мест в общем числе рабочих мест (%); смертность населения в трудоспособном возрасте (число умерших на 100 000 человек соответствующего возраста); численность занятого населения, выезжающего на работу в другие субъекты Российской Федерации (удельный вес в численности рабочей силы); доля занятых в экономике с высшим образованием (%); доля занятых в экономике со средним профессиональным образованием (%); выпуск специалистов среднего звена (в общей численности рабочей силы, %); выпуск бакалавров, специалистов, магистров (в общей численности рабочей силы, %); среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников по полному кругу организаций в целом по экономике (рублей); соотношение средней заработной платы 10% работников с наибольшей и 10% работников с наименьшей заработной платой (раз).

С помощью кластерного анализа осуществлено разбиение множества 83 регионов РФ на 7 кластеров на основе 12 показателей трудового потенциала в 2017 г. Полученные кластеры хорошо дифференцированы по каждому признаку. Далее экспертным путем кластеры упорядочены по уровню развития трудового потенциала (рис.).

Рис. Типы субъектов РФ по уровню развития трудового потенциала.

Группа субъектов РФ с высоким уровнем развития трудового потенциала представлена финансово-экономическими центрами страны, а также развитыми субъектами РФ с

диверсифицированной экономикой. Группа субъектов РФ со средним уровнем развития является неоднородной, состоит из трех кластеров. Не для всех регионов значения рассматриваемых показателей трудового потенциала находятся на среднем уровне. Поэтому об этих субъектах РФ будем говорить не с позиции анализа их преимуществ, а с позиции анализа их недостатков. Группа регионов с низким уровнем развития трудового потенциала образована отдельными высокоразвитыми экспортно-ориентированными, менее развитыми сырьевыми и среднеразвитыми аграрно-промышленными субъектами РФ Уральского и Дальневосточного федеральных округов. Критически низкий уровень развития трудового потенциала характерен для менее развитых аграрных субъектов РФ Северо-Кавказского федерального округа.

A NEW CONCEPT OF CONSTRUCTING A STATISTICAL MECHANICS FROM THE FIRST PRINCIPLES OF CLASSICAL MECHANICS ON THE EXAMPLE OF A DISORDERED SPIN SYSTEM

Gevorkyan A.S., Sahakyan V.V.(Yerevan)

We study the Heisenberg classic **3D** spin glass taking into account the final temperature of the medium in the framework of the model of nearest neighbors. The latter allows us to reduce the **3D** problem with a cubic lattice to the **1D** Heisenberg spin glass problem with a random environment. Using the classical Hamilton equations of motion, a recurrent vector equation was obtained that relates three spins in successive nodes to a random medium, which allows node-by-node construction of a spin chain, where all spins have local energy minima. The **1D** case was studied in detail in the absence of a random environment. It is shown that each disordered **1D** spin chain is a branch of some Fibonacci subtree.

Based on the developed approach, an algorithm is proposed for the numerical solution of the problem, the effectiveness of which we study on the example of the classic **1D** Heisenberg spin glass, suggesting that the spins are oriented in **3D** space. Using the recurrence equations (RE) obtained in the first part of the paper, a mathematical algorithm for calculating stable **1D** spin-chains has been created. It is proved that on each node of **1D** lattice there is a probability of a bifurcation of the solution of RE. Performing sequential calculations node-by-node at the n -th step, instead of one stable spin-chain, we get a set of spin-chains that form the Fibonacci subtree (graph). Estimating the complexity of calculating a single graph, it is shown that it $\sim 2^n K_s$, where n and K_s denote the height of the graph and the Kolmogorov complexity of the string, respectively. We have shown that a statistical ensemble can be represented as a set of random graphs, where the computational complexity of each graph of the class **NP**-hard. It is proved that all the strings in the ensemble have the same weight regardless of which tree they belong to, and in the limit of statistical equilibrium, an algorithmically **NP**-hard problem can be reduced to a problem **P**. Comparison of the statistical distributions of various parameters obtained using **NP** and **P** al-

gorithms shows an ideal coincidence of the corresponding curves. This, in turn, allows us to assert that it is possible to calculate all the parameters of a statistical ensemble from the first principles of classical mechanics without using any new considerations. Finally, using the formal similarity between the ergodic dynamical system and the ensemble of disordered spins, we formulate a new **1D** integral representation for the partition function without using the basic axiom of standard theory statistical mechanics, namely, the equiprobability of statistical states.

ФОРМИРОВАНИЕ ИНФОРМАЦИОННОГО ОБЕСПЕЧЕНИЯ ДЛЯ МОНИТОРИНГА ВЫПОЛНЕНИЯ СТРАТЕГИИ СОЦИАЛЬНО- ЭКОНОМИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Герасимова Е.В. (Москва)

После длительных обсуждений 13 февраля 2019 г. распоряжением Правительства Российской Федерации была утверждена «Стратегия пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 года» (https://www.economy.gov.ru/material/dokumenty/rasporyazhenie_ot_13_fevralya_2019_g_207_r.html). Разработка Стратегий пространственного развития проходит на всех уровнях государственного устройства Российской Федерации — федеральном, региональном и муниципальном (согласно Федеральному закону РФ от 28 июня 2014 г. N 172-ФЗ «О стратегическом планировании в Российской Федерации», http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_164841/). Обсуждение стратегий пространственного развития (также как и знакомство с ними) идет на сайте Ресурсного центра по стратегическому планированию (<http://www.stratplan.ru/>).

Незадолго до этого, 25 сентября 2015 года 193 страны — государства-члены ООН — приняли «Повестку дня в области устойчивого развития на период до 2030 года» (<https://www.un.org/sustainabledevelopment/ru/sustainable-development-goals/>), которая включает в себя 17 целей и 169 задач устойчивого развития, находящихся в тесной взаимосвязи и затрагивающих преобразование всех стран. Каждая из обозначенных 17-ти целей содержит ряд показателей, характеризующих успешность развития стран в течение 15 лет. Российская Федерация (РФ) наравне с другими государствами присоединилась к формированию «Повестки дня в области устойчивого развития на период до 2030 года» ООН, учитывая свои интересы и приоритеты, а также соответствие поставленных Целей устойчивого развития ООН (ЦУР ООН) Стратегии пространственного развития РФ до 2025 года. Контроль деятельности различных ведомств РФ в области ЦУР ООН ведет Межведомственная рабочая группа при Администрации Президента РФ.

Ответственным за разработку национального набора показателей ЦУР ООН для РФ для дальнейшего внедрения их в государственные стратегические документы, а также для мониторинга исполнения указанных ЦУР ООН, является Росстат. Большая часть этих показателей касается бедности, достойной работы, экономического роста, здравоохранения

и образования (обсуждаемый перечень национальных показателей ЦУР — https://www.gks.ru/storage/mediabank/cur_discuss.docx). Росстатом 20 декабря 2019 г. был выпущен первый статистический ежегодник «Цели устойчивого развития в Российской Федерации» (<https://www.gks.ru/sdg/report/document/69771>), в котором была представлена информация о показателях достижения ЦУР ООН в РФ (были использованы данные, всех основных Федеральных министерств и ведомств).

Основное направление наших исследований касается бедности, неравенства, условий труда населения РФ, что перекликается и с ЦУР ООН: ЦУР-1 «Ликвидация нищеты», ЦУР-8 «Достойная работа и экономический рост» и ЦУР-10 «Уменьшение неравенства» (<https://www.gks.ru/sdg/data/>). Эти социально-экономические проблемы рассматриваются нами на федеральном, региональном и муниципальном уровнях.

Мониторинг исполнения работ по реализации Стратегии пространственного развития РФ и ЦУР ООН должен опираться на объективные сопоставимые данные о состоянии социально-экономических процессов в федеральных округах, субъектах федерации, муниципальных образованиях. Статистический учет ведется на основании Федерального закона № 282-ФЗ «Об официальном статистическом учете и системе государственной статистики в Российской Федерации» (http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_72844/). Основным источником информации о социально-экономическом положении в РФ является Федеральная служба государственной статистики (<http://www.gks.ru/>), и, в частности, База данных «Показатели муниципальных образований» (http://www.gks.ru/free_doc/new_site/bd_munst/munst.htm) формирующаяся с 2008 года. Проблема формирования муниципальной статистики, как основного источника сбора и обработки данных на уровне муниципалитетов, заключается в основном в том, что муниципальная статистика не является частью государственной статистики. Также изменение числа муниципальных образований (согласно Федеральному закону № 131-ФЗ «Об общих принципах организации местного самоуправления в Российской Федерации», http://www.consultant.ru/document/cons_doc_LAW_44571/), введение новых видов муниципальных образований (таких как муниципальный округ), внесение уточнений в уже существующие формулировки муниципальных образований (таких как, например, «городской округ») затрудняют формирование сопоставимых временных рядов (эти ряды представляют индикаторы социально-экономического положения регионов) и оценку динамики социально-экономического развития как муниципальных образований, так и субъектов федерации, в состав которых они входят.

Проблема формирования муниципальной статистики не нова, и уже неоднократно затрагивалась рядом исследователей.

Литература

Герасимова И.А., Герасимова Е.В. Разнообразие и неравенство пространственного развития Российской Федерации. Часть 1. Об истории разработки «Стратегии простран-

- ственного развития Российской Федерации». // Вестник ЦЭМИ РАН, 2019. вып. 2. [Электронный ресурс]. Доступ для зарегистрированных пользователей. URL:<http://cemi.jes.su/s11111110000063-2-1>. DOI 10.33276/S265838870005281-2.
- Герасимова И.А., Герасимова Е.В.* Исследование социально-экономического потенциала субъектов и муниципальных образований Северо-Западного Федерального округа (в контексте реализации стратегий пространственного развития). // Доклад на VI международной научно-практической конференции «Перспективы социально-экономического развития приграничных регионов» 26–28 сентября 2019 года г. Петрозаводск. Петрозаводск: Федеральный исследовательский центр «Карельский научный центр Российской академии наук», 2019. С. 84–88.
- Герасимова Е.В.* Информационное обеспечение сравнительного анализа социально-экономического развития на региональном и муниципальном уровнях. // Доклад на VI международной научно-практической конференции «Перспективы социально-экономического развития приграничных регионов» 26–28 сентября 2019 года г. Петрозаводск. Петрозаводск: Федеральный исследовательский центр «Карельский научный центр Российской академии наук», 2019. С. 79–83.
- Сахаров А.Г., Колмар О.И.* Перспективы реализации Целей устойчивого развития ООН в России // Вестник международных организаций. 2019. Т. 14. № 1. С. 189–206 (на русском и английском языках). –DOI: 10.17323/1996-7845-2019-01-11.
- Жихаревич Б.С., Прибышин Т.К.* Стратегическое планирование на уровне поселений: Факты и мнения, 2016 г. // Вопросы государственного и муниципального управления. 2018. № 1. С. 47–67.
- Леонов С.Н.* Становление муниципальной статистики, ее современное состояние и соответствие потребностям исследования региональной экономики. // ВестникТомского государственного университета. 2015. № 400. С. 223–230. –DOI: 10.17223/15617793/400/36.
- Моляренко О.А.* Информационная основа деятельности органов власти на муниципальном уровне. // Вопросы государственного и муниципального управления. 2014. № 3. С. 162–176.
- Боговиз А.В., Моляренко О.А.* Совершенствование информационного обеспечения деятельности муниципалитетов. // Микроэкономика. Издательство: Научно-исследовательский институт экономических стратегий (Москва), 2014. № 6. С. 116–122. –ISSN: 1817–1591.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ТЕНДЕНЦИЙ ДИНАМИКИ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО НЕРАВЕНСТВА НА ФЕДЕРАЛЬНОМ, РЕГИОНАЛЬНОМ И МУНИЦИПАЛЬНОМ УРОВНЯХ РФ

Герасимова И.А. (Москва)

Проблема неравномерности социально-экономического развития регионов Российской Федерации активно обсуждается в академическом сообществе, на уровне законодательной и исполнительной власти уже с конца 90х годов XX века. В 2008 г. была утверждена «Концепция–2020». В ней важнейшей проблемой был назван *«высокий уровень социального неравенства и региональной дифференциации»*. В числе основных целей были названы «сбалансированное пространственное развитие», «снижение масштабов регионального неравенства», «обеспечение высокого уровня межрегиональной интеграции и территориальной мобильности населения». Сегодня, в год подведения итогов «Концепции 2020», эти проблемы не решены. Они вновь сформулированы в «Стратегии пространственного развития Российской Федерации на период до 2025 года», утвержденной Правительством РФ в феврале 2019 г. Согласно Федеральному закону N 172-ФЗ «О стратегическом планировании в Российской Федерации», для её выполнения разрабатываются стратегии социально-экономического развития (СЭР) субъектов РФ и входящих в них муниципальных образований (МО), вплоть до уровня сельских поселений. (Информация об их разработке представлена на сайте «Ресурсного центра по стратегическому планированию» <http://www.stratplan.ru/>).

И разработка стратегий СЭР, и мониторинг их выполнения должны опираться на репрезентативную и сопоставимую систему статистических показателей, адекватно отражающих социально-экономическое положение территорий, имеющих соподчиненный уровень управления. Это, прежде всего, субъекты федерации и муниципальные образования. Если данные о социально-экономическом положении субъектов федерации регулярно публикуются начиная с 1994 г., то БД по муниципальным образованиям на сайте ФСГС включает данные, начиная лишь с 2007 г. (Более детально проблемы формирования муниципальной статистики рассмотрены в работах Герасимовой Е.В.). Среди социально-экономических индикаторов только численность населения, численность занятых в организациях и их средняя заработная плата сопоставимы с данными по субъектам федерации. Ранее проведенный статистический анализ социально-экономического положения муниципальных образований Северо-Западного ФО свидетельствует об значительных различиях как в уровне, так и в тенденциях динамики их социально-экономического развития (см. публикации по теме в «Литературе»).

В настоящей работе представлены результаты сравнительного анализа двух вариантов расчета коэффициентов GINI, коэффициентов концентрации и расстояний между траекториями динамики показателей, характеризующих занятость и уровень благосостояния населения. В первом случае они рассчитаны как по данным для субъектов С-ЗФО РФ. Во

втором случае — по данным, характеризующим социально-экономическое положение муниципальных образований, образующих субъекты С-ЗФО.

Результаты сравнительного эконометрического анализа могут быть полезны для обоснования необходимости совершенствования методов, инструментов и информационного обеспечения, как местного самоуправления, так и мониторинга реализации стратегий пространственного развития на субъектном и федеральном уровнях. Дополнительным аргументом в обосновании необходимости их совершенствования может служить опыт работы и публикации NordRegio – научно – исследовательской организации при Совете Министров Северных стран (в неё входят Швеция, Норвегия, Финляндия, Дания, Исландия и ряд островов), объектом анализа которой являются именно муниципальные образования.

Литература

- Gerasimova I. & Dunford M.* Russian regional evolutions: comparative gross regional product dynamics of the subjects of the Russian Federation, 1995–2013, Area Development and Policy, 2017. 2:3, 332–359, DOI: 10.1080/23792949.2017.1359638.
- Grunfelder J., Norlén G., Randall L. (eds.) and Sánchez N. Nordic G.* State of the Nordic Region 2020. Council of Ministers 2020. <https://doi.org/10.6027/NO2020-001©>.
- Герасимова И.А., Герасимова Е.В.* Исследование пространственной неоднородности социально-экономического развития регионов России // Вестник ЦЭМИ РАН. 2018. Выпуск 1 [Электронный ресурс]. Доступ для зарегистрированных пользователей. – URL: <https://cemi.jes.su/s111111110000063-2-1/> (дата обращения: 11.02.2020). – DOI: 10.33276/S0000063-2-1.
- Герасимова И.А., Герасимова Е.В.* Исследование социально-экономического потенциала субъектов и муниципальных образований Северо-Западного Федерального округа (в контексте реализации стратегий пространственного развития). // Доклад на VI МНПК «Перспективы социально-экономического развития приграничных регионов» 26–28 сентября 2019 года г. Петрозаводск. Петрозаводск: Федеральный исследовательский центр «Карельский научный центр Российской академии наук», 2019, С. 84–88.

PACKAGE DOWNSIZING EFFECT ESTIMATION ON THE JUICE PERM MARKET

Gogolev S.L., Ozhegov E.M. (Perm)

The recent rapid development of digital technologies makes the fast-moving consumer goods (FMCG) market extremely competitive. Meanwhile, producers aim at keeping or even increasing their market share *via* the application of traditional marketing strategies. A widespread approach of securing FMCG market positions is maintaining the package price. At the same time, the price may be increased implicitly, since the producers may reduce the volume of the

package or the weight of the product without a corresponding change in the nominal package price. Despite following such downsizing strategy is a common practice, there exists a very limited number of practical studies devoted to the estimation of its effect on product demand or markets itself (Çakır, Balagtas, 2014).

The term “downsizing” is defined by scholars as the practice of reducing the contents of a package without a corresponding reduction in selling price (Gupta, Tandon, Debnath, Rominger, 2007). The downsizing influence on the market is thoroughly investigated by Cakır and Balagtas (2014) on the Chicago ice cream market in over a 10-year period. Authors show that 10 out of 14 main producers steadily decreased the weight of the package from standard 64-ounce packs to 48 ounces and benefited from implementing the strategy of downsizing at average. Similar results of preference for downsizing over price increase in terms of the effect on demand are achieved in other works (Ordabayeva, Chandon, 2013; Wilkins, 2016). Nevertheless, none of them estimate the downsizing effect on the market as a whole over time.

In our paper we follow Cakır and Balagtas approach extending it with the study of the effect variation in time, when the number of sellers employing downsizing increases. Previous researchers (for example, Aditya, 2001) pay attention to the fact that downsizing is preferable as long as consumers are unlikely to spend time studying the volume of the product. Based on the thesis, we hypothesize that the increase in the number of sellers employing downsizing is correlated to the increase in the consumer tendency to receive pre-purchase information about the product. The last leads to more correct calculating the unit price for the product purchased by a consumer at average and, therefore, results in a decrease in the number of popular customer misconceptions about benefits from purchasing a cheaper product with the higher actual price for the volume but not for the unit of package.

Thus, the main purpose of the study is to estimate the relation between producer effect from employing a downsizing strategy and the number of such producers. For this purpose we train sales prediction model on the actual sales data from a large retail grocery chain and estimate the average effect from implementing downsizing strategy under different market conditions.

We use juice sales data from the retail chain operating in Russia. We analyze sales of middle-package juice with the unit volume from 940 to 1000 ml. We include sales from all 80 stores located in Perm from 2009 to 2014. The unit of observation is a volume of sales of a stock-keeping unit (SKU) in a store in a week. Data have the structure of an unbalanced panel due to the differences in the assortment between weeks and stores. The dataset contains over three hundred unique SKUs resulting in 91604 weekly observations. Each SKU corresponds to one of the 25 unique producers.

We estimate a panel regression model of weekly sales on product and market characteristics and simulate two scenarios for each unique product for each week. The first scenario assumes that the price for the unit of the product is increased on 5% without any changes in other

characteristics, including the weight of the product in the package, while in the second one volume of the package is reduced by 5% but the price for the unit is maintained.

We compare model predictions from the two scenarios and reveal that the average producer effect from employing downsizing strategy is statistically significant in the whole period. Moreover, the effect is in inverse-square relation to the number of SKUs having the volume of the package below 1000 ml. The increase in the number of producers employing downsizing strategy is related to the increase in profit from such strategy up to some number, after that, the direction of the relationship changes.

This finding has a wide field of application in economics and marketing. Researchers and producers may follow the suggested methodology in order to study a market in terms of consumer loyalty and confidence to brands, sensitivity to downsizing in comparison to sensitivity to price, level of non-price competing for the customer, and others. Such results may be used in formulating marketing strategy and seeking opportunities for increasing profit at FMCG markets.

References

- Aditya R.N.* The psychology of deception in marketing: A conceptual framework for research and practice. *Psychology & Marketing*. 2001. 18, pp. 735–761.
- Çakır M., Balagtas J.* Consumer response to package downsizing: Evidence from the Chicago ice cream market. *Journal of Retailing*. 2014. 90, pp. 1–12.
- Gupta O., Tandon S., Debnath S. & Rominger A.* Package downsizing: Is it ethical? *AI Soc.* 2007. 21, pp. 239–250.
- Ordabayeva N. & Chandon P.* Predicting and managing consumers' package size impressions. *Journal of Marketing*. 2013. 77, pp. 123–137.
- Wilkins S., Beckenuyte C. & Butt M.* Consumers' behavioural intentions after experiencing deception or cognitive dissonance caused by deceptive packaging, package downsizing or slack filling. *European Journal of Marketing*. 2016. 50, pp. 213–235.

СОЦИАЛЬНЫЙ КАПИТАЛ АГРАРНЫХ ХОЗЯЙСТВ: ВОЗМОЖНОСТИ ОЦЕНОК И МОДЕЛИРОВАНИЯ

Головина С.Г. (Екатеринбург)

На начальном этапе реформ 1990-х годов и в последующий период сети взаимной поддержки в сельской России интенсивно изучаются как зарубежными, так и отечественными исследователями (O'Brien, 2005; Wegren, 2014; Wegren, 2018), которые в результате констатируют, что главы вновь созданных фермерских хозяйств в организации своей деятельности в большей мере полагаются на неформальные (личные) отношения, взаимную поддержку и специфический социальный (сельский) капитал. В свою очередь, неформальные (специфичные) институты постепенно приводят к созданию официальных институтов для взаимной поддержки. В ряде других теоретических исследований также имеют-

ся определённые выводы о взаимосвязи между степенью успешности деятельности аграрных производителей и их участием в различных социальных (и бизнес) сетях (Golovina, 2019; Wolz, 2016; Yanbyk, 2018).

Тестируемая в рамках данной работы гипотеза (исследование проведено на материалах Курганской области) заключается в том, что успешность фермерской деятельности в России позитивно коррелирует с качеством (состоянием) сложившихся сетей, в которых участвуют непосредственно сами фермеры, аналогичные сельскохозяйственные производители, несельскохозяйственные бизнес-партнёры, государственные и некоммерческие отраслевые организации, другие деловые, социальные и политические субъекты. Зависимой переменной выступает степень успеха фермеров. Причём, так как деятельность фермеров многофункциональна, и при оценке её успеха необходимо принимать в расчёт не только сугубо экономические её аспекты, то формируется она на основе субъективных оценок глав фермерских хозяйств (приблизительного дохода фермеров от сельскохозяйственной и несельскохозяйственной деятельности).

Независимые переменные касаются (1) характеристик самих фермеров, (2) особенностей деятельности фермерских хозяйств, вовлечённых в определённые фермерские сети, (3) каналов и содержания взаимодействия фермеров с различными партнёрами. После анализа и обработки они объединяются в более крупные группы («векторы»): I: Индикаторы общих институциональных условий; L: Трудовые отношения; S: Деловые навыки фермера, необходимые для ведения фермерской деятельности; Z: Фермерские партнерские (бизнес) организации; H: Совладельцы фермерского хозяйства; A: Виды помощи (взаимодействия) в организации и ведении фермерской деятельности; X: Характеристики фермерского хозяйства и его деятельности в целом. Полученный набор данных обобщается, систематизируется и анализируется с использованием описательной статистики и графических инструментов. Гипотеза, в свою очередь, верифицируется в многомерном контексте на основе обычных регрессий (методом наименьших квадратов) и упорядоченных пробит-регрессий.

Результаты регрессии показывают, что большинство значимых (с точки зрения влияния на успешность ведения фермерской деятельности) объясняющих переменных относятся не к особенностям фермерских хозяйств как таковых, а к институциональным характеристикам или атрибутам сетей. В целом же эмпирические данные и проведённый анализ подтверждают гипотезу о том, что успех деятельности отечественных фермерских хозяйств позитивно связан с (1) их мотивацией к соглашениям, взаимопомощи, сотрудничеству, (2) фактическим участием фермеров в профессиональных и социальных сетях, в которые вовлечены другие сельхозпроизводители, бизнес-партнёры по технологической цепи, различные государственные и общественные организации. В результате, институт частного фермерства в Курганской области успешен в той мере, в какой он действует непосредственно в рамках этих сетей.

Благодарность. Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 19-29-07315.

Литература

- Golovina S., Hess S., Nilsson J., Wolz A.* Networking among Russian farmers and their prospects for success // *Post-Communist Economies*. 2019. № 31 (4), pp. 484–499.
- O'Brien D.J., Phillips J.L., Patsiorkovky V.V.* Linking Indigenous Bonding and Bridging Social Capital // *Regional Studies*. 2005. №39 (8), pp. 1041–1051.
- Wegren S.* The “left behind”: Smallholders in contemporary Russian agriculture // *Journal of Agrarian Change*. 2018. Vol. 18 (4), pp. 913–925.
- Wegren S.K.* Human capital and Russia's agricultural future // *Post Communist Economies*. 2014. №26 (4), pp. 537–554.
- Wolz A. Golovina S., Nilsson J., Hess S.* Reviewing Changing Institutional Conditions for Private Farming in Russia // *Outlook on Agriculture*. 2016. №45 (2), pp. 111–116.
- Yanbykh R., Saraikin V., Lerman Z.* Cooperative tradition in Russia: a revival of agricultural service cooperatives? // *Post-Communist Economies*. 2019. № 31(6), pp. 751–771.

МОДЕЛИРОВАНИЕ КРИМИНОЛОГИЧЕСКИХ ПРОЦЕССОВ В РЕГИОНАХ РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Горошко И.В., Горошко Э.Г. (Москва)

В предлагаемом авторами подходе, моделирование криминологических процессов в регионах Российской Федерации, осуществлялось в ходе выполнения ряда последовательных этапов.

На первом из них происходил отбор социально-экономических факторов, влияющих на криминогенную обстановку, и показателей преступности, ее отражающих.

Группу социальных факторов составили факторы, характеризующие состояние человеческого развития (например, число пациентов, взятых под наблюдение с впервые в жизни установленным диагнозом алкоголизм и алкогольные психозы), факторы, отражающие процессы урбанизации в регионах (например, численность городского населения) и демографические процессы (численность молодежи в общей структуре населения). В группу экономических факторов предварительно были включены двенадцать факторов, среди которых: численность занятых в экономике, среднедушевые денежные доходы, среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций, валовой региональный продукт и т.п.

Включение в перечень исследуемых тех или иных показателей преступности производилось по критериям наименьшей латентности и высокой социальной значимости. В результате в данную группу вошли такие показатели, как количество преступлений, заре-

гистрированных по ст.ст.105, 111, 161 УК РФ и т.п., а также количество выявленных несовершеннолетних, совершивших преступления и число зарегистрированных преступлений, совершенных лицами, ранее совершавшими преступления.

На втором этапе решалась задача кластеризации регионов и проверки их однородности в группах, сформированных на основе одного или нескольких выбранных сопоставимых признаков. В качестве меры близости между объектами x_i и x_j (регионами) использовалось евклидово-расстояние, а в качестве признаков выступали поочередно, например, пары «численность населения» и один из показателей преступности, входящий в перечень, сформированный на первом этапе.

На третьем этапе осуществлялось построение математических моделей множественной регрессии на основе сформированных информационных массивов, в которые вошли сведения о состоянии преступности и результатах социально-экономического развития в отобранных регионах Российской Федерации, полученные из материалов государственной статистической отчетности, формируемой Минэкономразвития России, Росстатом и ГИАЦ МВД России. Исходный информационный массив составил 1840 позиций.

Важной задачей этого этапа являлась задача отбора немультиколлинеарных факторов, которая решалась построением корреляционных матриц. В итоговые уравнения включался только один из высоко коррелированных факторов, причем тот из них, который слабее всего связан с другими факторами (Айвазян, Мхитарян, 2001). Исключение высоко коррелированных факторов проводилось итерационно и на каждой итерации осуществляется пересчет корреляционной матрицы. В результате подобной процедуры остались факторы, некоррелированные между собой, которые и были использованы в моделировании.

Модельные расчеты проводились для всех отобранных социально-экономических факторов и показателей преступности, после чего результаты заносились в соответствующую таблицу и анализировались экспертами: криминологами и специалистами уголовного права с целью выявления противоречивости. По итогам, ни одна из двадцати восьми построенных моделей не вызвала возражений у специалистов.

Например, в результате моделирования было подтверждена гипотеза о том, что наибольшее влияние на показатели преступности оказывают факторы, характеризующие состояние человеческого развития, и отражающие потребление «вредных благ». При этом наблюдается высокая степень негативного влияния потребления наркотиков на все показатели преступности. Превышение значения параметра, характеризующего численность пациентов, взятых под наблюдение с впервые в жизни установленным диагнозом наркомания, над параметром, связанным с фактором алкоголизма, составляет от двух (для преступления по ст.111 УК РФ «умышленное применение тяжкого вреда здоровью») до десяти раз (ст.162 УК РФ «разбой») (уравнения $CR = 29,53 + 0,2 * AC + 0,44 * DG$ и $CR = 19,95 + 0,04 * AC + 0,35 * DG$ соответственно, где CR – зарегистрированные преступления,

АС – количество алкоголиков, DG – количество наркоманов). Наблюдается и наличие положительной связи между численностью молодежи и числом зарегистрированных преступлений, совершенных лицами, ранее совершавшими преступления, что позволяет сделать вывод об определенном снижении возраста рецидивиста.

Литература

Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. Основы эконометрики – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001.

ARMENIAN BANKS' TIME SERIES CROSS SPECTRAL ANALYSIS

Grigoryan S.K. (Yerevan)

The paper is devoted to the study of cross spectral analysis of time series of the banks in the Republic of Armenia. The cross spectral analysis of assessment is utilized in the study to observe the behavior of banking determinants' time series by implementing cross spectral analysis. In order to discover and interpret the relationship between several variables of banks, cross spectral methods have been highlighted from the outset.

It is a well-known fact that a spectral analysis is regarded to be a powerful tool for discovering and inspecting cyclical issues as well as observing lead-lag relations among series. In order to have a more insightful view of the structure of series and their cyclical behavior at different time scales, it is worth decomposing the series evolution in periodic contributions. Unlike the univariate spectral analysis, which allows to detect the movements inside each series, cross-spectral analysis makes it possible to describe pairs of time series in the frequency domain. It also decomposes their covariance in frequency components. The cross-spectral analysis is a simultaneous analysis of two time series and its main purpose is to identify the relationship between two time series as a function of frequencies.

The present paper which is based on the studies of Granger and Hatanaka (1972), Jenkins and Watts (1969), Iacobucci and Noullez (2002) etc, sketches the theory and practice of cross spectral analysis. Some typical concepts, as coherency and phase spectrum, are introduced in the paper.

For the analyses of time series of banks' main determinants, the real data has been utilized in the study. The analysis includes a data set of 17 Armenian banks and variables for the period of 2011–2018. Cross spectral analysis is applied to reveal a correlation between the variables in specific frequency bands although it doesn't occur in raw data.

The paper includes a concise description of cross spectral estimation with a recall of discrete Fourier analysis. Additionally, Shuster's periodogram is implied. In the study The analysis involves a technical estimation results of cross spectral analysis procedure.

As a result of the above-mentioned spectral analysis, daily intervals are found for time series of all the variables enabling to predict dynamic behavior of time series. Within each of the frequency bands phase relationships of time lags between the series are indicated and discovered.

References

- Granger C.W.J., Hatanaka M.* Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton University Press, Princeton, New Jersey, 1972.
- Iacobucci A., Noullez A.* Frequency Filters for Short Length Time Series, Working Paper IDEFI–IDEE, 2002. №1.
- Jenkins G.M., Watts D.G.* Spectral Analysis and Its Applications, Holden-Day, San Francisco, 1969.

THE OPTIMAL LEVEL OF INTERNATIONAL RESERVES TO COPE WITH BALANCE OF PAYMENTS CRISES

Davtyan T.M. (Yerevan)

Having an adequate level of foreign exchange reserves in stock is the key to ensuring financial and macroeconomic stability. Because of the financial inflows and outflows, the supply and demand of foreign currencies are constantly changing putting pressure on foreign exchanges. To stabilize the foreign exchange and to shun local currency devaluation the government or the central bank should have an appropriate level of foreign currencies. Although it seems very simple, in reality, it requires an effort to figure out the optimal level of foreign exchange reserves. This problem usually rotates around balance of payments crises during which foreign investments suddenly stop, and imports and other financial outflows couldn't find sources of funding which of course will put pressure on local currency and eventually devalue it.

There are several ways of finding the level of reserves which will help hinder crisis development. Some of them are based on simple arithmetic such as the level of reserves in relation to three-month imports, or short-term debt. Others use sophisticated mathematical models in conjunction with money demand and DSGE models. Although they are widely used by many central banks, they lack several important pillars that need to be in place when dealing with balance of payment crises. The most important fact that these models fail to consider is the forward-looking aspect of foreign exchange reserves: they simply assess the adequacy of the level of reserves just using historical or current data ignoring future developments. Another shortcoming of used models is the use of thresholds that lack theoretical explanations (such as, level of reserves needs to be equal to three-month import, but why three but not six months is uncertain).

To cope with the problems mentioned above we tried to use valuation and modeling techniques inherent to financial markets to develop a framework for assessing the optimal level of reserves. Specifically, it involves value at risk, expected shortfalls and credit default swaps, which are the cornerstones of financial risk management and derivatives strategy. Although, these tools

are far from macroeconomics, we've tried to somehow fit them to this problem mainly because of the fact that financial risk management and optimal level of international reserves somehow resemble each other. Value at risk and expected shortfall have been used to estimate the loss probabilities of foreign investments and hence international reserves. Credit default swaps have been used to assess the insurance value of reserves which would help find an appropriate level of foreign currencies to avoid a currency crisis.

Results show that international reserves of Armenia are at an adequate level both in terms of foreign investments and overall financial inflows and outflows in spite of the fact, that for some years these thresholds were breached.

ПРОСТРАНСТВЕННЫЕ АСПЕКТЫ ОЦЕНКИ КРИВОЙ ЗАРАБОТНОЙ ПЛАТЫ В РОССИИ

Демидова О.А., Тимофеева Е.А. (Москва)

Под кривой заработной платы (wage curve), применительно к региональным данным, обычно имеют в виду отрицательную зависимость между заработной платой и уровнем безработицы (с учетом контрольных переменных). Основополагающими в данной области являются работы Blanchflower and Oswald (1990, 1994). Однако регионы одной и той же страны обычно развиваются не независимо, для учета их взаимного влияния, как показано в статье (Kosfeld, Dreger, 2018), удобно использовать аппарат пространственной эконометрики. Существует немало работ российских исследователей, например, (Гришина и др., 2017), посвященных взаимосвязи заработной платы и безработицы, однако нам не известны работы в этой области с российскими данными, в которых учитывается взаимное влияние регионов, а это может привести к смещению в оценках параметров.

В данной работе оценена модель по панельным данным за 2005–2018 для $n = 81$ российских регионов, оценена модель Дарбина (более подробную информацию про пространственные модели можно найти в (Elhorst, 2014)) $Y = \rho WY + X\beta + WX\theta + \varepsilon$, где Y – логарифм заработной платы в базовых ценах 2005 с учетом паритета покупательной способности, X – матрица включенных в модель факторов, одним из которых является уровень безработицы, W – граничная взвешивающая матрица, ε – ошибки регрессии. Поскольку пространственный лаг зависимой переменной включен в правую часть уравнения и, очевидно, является эндогенным, то оценка параметров модели Дарбина была проведена методом максимального правдоподобия, и интерпретация влияния включенных в модель факторов только с помощью знаков и значимости оценок коэффициентов бета неправомерна. В этом случае рассчитывают предельные эффекты переменной X по формуле $\frac{\partial Y_i}{\partial X_j}$, $i, j = 1, \dots, 81$, однако их слишком много, а именно, $n \cdot n$. Поэтому, обычно, в работах

с использованием пространственно-эконометрического инструментария принято давать

интерпретацию средним эффектам (прямым и косвенным) для каждого фактора. А именно, прямой средний эффект переменной X вычисляют по формуле $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{\partial Y_i}{\partial X_i}$, а косвенный эффект переменной X – по формуле $\frac{1}{n} \sum_{\substack{i,j=1 \\ j \neq i}}^n \frac{\partial Y_i}{\partial X_j}$. Однако можно предположить, что предельные эффекты $\frac{\partial Y_i}{\partial X_j}, i, j = 1, \dots, 81$ могут достаточно сильно отличаться от средних.

Насколько? Мы попытались ответить на этот вопрос на конкретном примере.

Применительно к рассмотренному примеру были получены, в частности, следующие результаты: 1) при увеличении уровня безработицы на 1 пп, уровень заработной платы снижается в среднем на 0.2%, но в некоторых регионах (Хабаровский край, Республика Северная Осетия–Алания) – на 36% выше среднего, а в некоторых регионах – на 9% ниже среднего (Владимирская область, Тульская область), 2) если в Москве безработица увеличится на 1 п.п., то заработная плата снизится на 0.2% не только в Москве, но и в Калужской, Смоленской и Тульской области, а на Еврейскую АО и Приморский край это изменение фактически не повлияет, 3) если в Краснодарском крае безработица увеличится на 1 п.п., то сильнее всего заработная плата снизится в Адыгее (на 0.8%). По остальным переменным, включенным в модель, также были рассчитаны частные предельные эффекты, и они также зачастую достаточно сильно отличаются от средних.

Поэтому нам представляется интересным с теоретической и полезным с практической точки зрения при интерпретации результатов оценивания пространственно-эконометрических моделей применять описанный выше подход. С помощью частных предельных эффектов можно понять, насколько изменения, произошедшие в регионе j , повлияют на регион i . А это важно, например, для оценки последствий государственных программ и т.п.

Литература

- Blanchflower D.G. and Oswald A.J.* The wage curve, *Scandinavian Journal of Economics*. 1990. 92:2. pp. 215–35.
- Blanchflower D.G. & Oswald A.J.* The wage curve. MIT press. 1994.
- Elhorst J.P.* Spatial econometrics. Springer, Berlin, Heidelberg, 2014.
- Kosfeld R. & Dreger C.* Local and spatial cointegration in the wage curve—a spatial panel analysis for German regions. *Review of Regional Research*. 2018. 38(1), pp. 53–75.
- Гришина Е.Е., Казакова Ю.М. & Ляшок В.Ю.* Дифференциация заработной платы в России: региональный и профессиональный аспекты. *Вопросы статистики*. 2017. (11). pp. 45–52.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ТРАНСМИССИИ ШОКОВ РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКИ В ЕВРАЗИЙСКОМ ЭКОНОМИЧЕСКОМ СОЮЗЕ

Добронравова Е.П.(Москва)

В контексте Евразийского экономического союза стандартные способы оценки степени асимметрии бизнес-циклов и индивидуальных колебаний, используемых для оценки перспектив развития экономического союза (Дробышевский, Полевой, 2007; Кнобель, Миронов, 2015 и др.), не являются исчерпывающими. Данные методы, как правило, разработаны для анализа перспектив развития Европейского союза, и не учитывают ключевые отличия структуры ЕАЭС. Как показывает анализ статистических данных по размерам ВВП и объемам торговли между участниками ЕАЭС, представленных в предыдущем разделе, экономика Российской Федерации занимает около 88% всей экономики союза, во взаимной торговле большая доля торговых потоков также приходится на торговлю с РФ. При этом в экономике РФ торговые отношения с остальными членами ЕАЭС составляют всего 7% от общих объемов международной торговли государства. Выявление реакции макроэкономических показателей экономик стран-членов ЕАЭС на шоки РФ, таким образом, является одним из необходимых этапов анализа перспектив развития этого экономического объединения и разработки соглашений по гармонизации макроэкономической политики.

В существующей экономической литературе, как правило, международная трансмиссия бизнес-цикла и проводимой макроэкономической политики изучается на примере таких крупных мировых игроков как США и еврозона. Намного меньше внимания уделяется анализу механизмов и международных каналов трансмиссии шоков в рамках крупных региональных образований. Изменения, происходящие в крупных региональных экономиках, могут транслироваться на их менее крупных региональных партнёров посредством взаимодействия:

- 1) На товарных рынках через международную торговлю как конечными (Obstfeld, Rogoff, 1995; Betts, Devereux, 2000), так и промежуточными товарами, сырьём (Canova, DeNicolò, 2003; Barnett, 2007);
- 2) На финансовых рынках через международное кредитование, прямые иностранные инвестиции, покупку активов на фондовых рынках (Canova, 2005; Mumtaz, Suriko, 2009; Kazieta., 2013);
- 3) На рынке труда через канал трудовой миграции квалифицированных и неквалифицированных кадров (Mandelman, Zlate, 2012; Кнобель, Миронов, 2015; Винокуров и др., 2017).

При помощи эконометрического анализа, основанного на структурных моделях векторной авторегрессии (SVAR-моделях), различных методах идентификации структурных шоков, в том числе блочных идентификационных матрицах, знаковых ограничениях и проч. удалось выявить симметричную реакцию основных макроэкономических показате-

лей экономик ЕАЭС на процессы, происходящие в российской экономике. На основе полученных функций импульсного отклика выявлена преимущественная роль канала трудовой миграции в объяснении реакции данных показателей.

Литература

- Barnett A.* The effects of EU shocks on the newly acceded countries // *International Journal of Finance & Economics*. 2007. Vol. 12, №. 4, pp. 389–404.
- Betts C., Devereux M.B.* Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market // *Journal of international Economics*. 2000. Vol. 50, №. 1, pp. 215–244.
- Canova F.* The transmission of US shocks to Latin America // *Journal of Applied Econometrics*. 2005. Vol. 20, pp. 229–251.
- Canova F., De Nicolò G.* On the Sources of Business Cycles in the G-7 // *Journal of international economics*. 2003. Vol. 59, №. 1, pp. 77–100.
- Feldkircher M., Huber F.* The international transmission of US shocks – Evidence from Bayesian global vector autoregressions // *European Economic Review*. 2016. Vol. 81, pp. 167–188.
- Georgiadis G.* Determinants of global spillovers from US monetary policy // *Journal of International Money and Finance*. 20016. Vol. 67, pp. 41–61.
- Kazi I.A., Wagan H., and Akbar F.* The changing international transmissions of US monetary policy shock: is there evidence of contagion effect on OESD countries // *Economic Modeling*. 2013. Vol. 30, pp. 90–116.
- Mandelman F.S., Zlate A.* Immigration, remittances and business cycles // *Journal of Monetary Economics*. 2012. Vol. 59, №. 2, pp. 196–213.
- Mumtaz H., Suriko P.* The transmission of international shocks: a factor augmented VAR approach // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2009. Vol. 41, №. s1, pp. 71–100.
- Obstfeld M., Rogoff K.* Exchange rate dynamics redux // *Journal of political economy*. 1995. Vol. 103, №. 3, pp. 624–660.
- Винокуров Е.Ю., Демиденко М.В., Коршунов Д.А.* Потенциальные выгоды и издержки валютной интеграции в Евразийском экономическом союзе // *Вопросы экономики*. 2017. №. 2. С. 75–96.
- Дробышевский С.М., Полевой Д.И.* Финансовые аспекты валютной интеграции на территории СНГ: моногр. М.: Фонд «Институт экономической политики им. Е.Т. Гайдара», 2007. – 152 с.
- Кнобель А.Ю., Миронов А.К.* Оценка готовности стран СНГ к созданию валютного союза // *Журнал Новой экономической ассоциации*. 2015. №. 1. С. 76–101.

ПРИМЕНЕНИЕ ТЕХНОЛОГИЙ МАШИННОГО ОБУЧЕНИЯ ПРИ АНАЛИЗЕ МИКРОДАННЫХ В ЦЕНТРАЛЬНЫХ БАНКАХ

Дьячков Д.В. (Москва)

Появившаяся в последнее время возможность использования данных высокой степени гранулярности (микроданных) существенно расширяет границы анализа динамики и структуры кредитного рынка (Santos, 2013), что является одним из основных источников данных для огромного спектра аналитических задач (Morandi, Nicoletti, 2017) в центральных банках. Работа посвящена формулировке новых задач статистики кредитования в условиях новых возможностей и предложению способов их решения.

Анализ реальных распределений показателей, а не их искаженных агрегированием представлений (Aarón & Hogg, 2005) позволяет на более высоком уровне решать задачи статистики финансового сектора (Дьячков, Нуриманова, 2017), в том числе выявления секторальных рисков и информационно-аналитического обеспечения решений по контрциклическому буферу капитала (Carstens, 2016). В Банке России накоплена информация о всех кредитах юридическим лицам и индивидуальным предпринимателям, предоставленных российскими банками, то есть о более чем 3 миллионах кредитов за год, характеризующихся сотней параметров. Размеры анализируемой информации требуют автоматического анализа достоверности многообразного набора данных методами машинного обучения, что повышает качество данных и решений, принимаемых на их основе.

Кроме того, несмотря на все преимущества микроданных, их полноценному использованию препятствует ряд причин (Livraga, 2019), в числе которых и возможные проблемы с качеством информации (Osiewicz, Fache-Rousova & Kulmala, 2015). Данные, полученные по административным источникам, фактически относятся к более качественным (Crato & Paruolo, 2018), однако для максимизации их полезности следует выстроить процедуры верификации поступающих данных. Использование машинного обучения позволяет снизить затраты на производство статистики и повысить ее качество (Tam & Clarke, 2015).

Интерпретируемость, управляемость, возможность автоматического отбора информативных признаков деревьев решений и регрессий послужили причиной для их использования в качестве основного инструмента для эффективной классификации обработки больших объемов данных, поиска нетипичных значений для последующей фильтрации и выявления ошибочных значений в категориальных переменных.

В работе проводится анализ существующих подходов к классификации больших объемов микроданных методами машинного обучения, предлагаются новые способы решения прикладных задач по анализу данных больших объемов с целью повышения их качества и поиска нетипичных значений. Рассмотрены основные преимущества и недостатки использования деревьев решений, регрессионных деревьев и random forest в задачах классификации, предложен ряд моделей практического применения методов машинного

обучения. Особое внимание уделяется проблемам сбалансированности обучающих выборок микроданных.

Литература

- Aaron M., Hogg D.* The use of microdata to assess risks in the non-financial corporate sector, Financial System Review, December, Bank of Canada. 2005.
- Carstens A.* Micro-data as a Key Input to Designing Macro-prudential Policy: The Mexican Experience // Eighth European Central Bank Conference on Statistics. 2016. pp.1–18.
- Crato N. & Paruolo P. (Eds.)* Data-driven policy impact evaluation: How Access to microdata is transforming policy design. Springer, 2018.
- Livraga G.* Privacy in microdata release: Challenges, techniques, and approaches. In Data-Driven Policy Impact Evaluation (pp. 67–83). Springer, Cham. 2019.
- Morandi G. & Nicoletti G.* Using microdata from monetary statistics to understand intra-group transactions and their implication in financial stability issues. IFC Bulletins chapters, 2017. 46.
- Osiewicz M., Fache-Rousova L., & Kulmala K.M.* Reporting of derivatives transactions in Europe—Exploring the potential of EMIR micro data against the challenges of aggregation across six trade repositories. BIS Report, 2015.
- Santos C.* Bank interest rates on new loans to non-financial corporations—one first look at a new set of micro data. Economic Bulletin and Financial Stability Report Articles and Banco de Portugal Economic Studies, 2013.
- Tam S.M. & Clarke F.* Big data, official statistics and some initiatives by the Australian Bureau of Statistics. International Statistical Review. 2015. 83(3), pp. 436–448.
- Дьячков Д.В., Нуриманова И.Ф.* Особенности формирования статистики процентных ставок по кредитованию нефинансового сектора на основе микроданных // Деньги и кредит. 2017. № 12. С. 64–72.

ВОЗМОЖНА ЛИ УСТОЙЧИВАЯ ТЕНЕВАЯ БАНКОВСКАЯ СИСТЕМА?

Ермолова М.Д., Пеникас Г.И. (Москва)

В истории есть примеры, когда крупные банки, проводившие мошеннические операции подвергали систему кризису, что вело к высоким потерям для общества (например, Citi (Wilmarth, 2014), Goldman Sachs (Dorn, 2011), BCCI, Barrings Bank, Johnson Matthey Bank (Sikka, 2015), банк «ФК Открытие» (российская практика), Societe Generale (Bakere-tal., 2017) и др.). При этом известно, что количество мошеннических операций увеличива-лось при дерегулировании (например, дерегулирование в 1980 годы) (Sikka, 2015). Следо-вательно, политика регулятора позволяет сократить размеры мошеннической деятельно-сти и тем самым обеспечить финансовую стабильность. Однако в статье (Ordenez, 2018) появляется иной вывод. В частности, (Ordenez, 2018) утверждает, что действия регулятора могут стимулировать появление теневой экономики в банковской сфере, но теневая эко-номика, наоборот, повысит общее благосостояние общества.

В модели (Ordenez, 2018) существуют:

- три типа активов: безрисковые, низкорисковые и высокорисковые;
- три агента: инвесторы (вкладчики), регулятор и банки.

Уровень осведомленности о риске актива растет от инвестора к банкам. Банки умеют различать все три типа активов, регулятор может определить только, является ли актив безрисковым или рискованным (нет разделения на высокий и низкий риск), инвестор не умеет оценивать риск актива вовсе. Теневая экономика в модели (Ordenez, 2018) возникает то-гда, когда регулятор ставит запрет на вложения в рискованные активы. Поскольку доходность низкорисковых активов выше, банки, имеющие к ним доступ, всегда будут уходить в те-невую экономику. Оставшиеся банки, кто имеет доступ только к высокорисковым акти-вам, частично уйдут в теневую экономику, частично останутся в традиционной. инвесто-ры влияют на это распределение тогда, когда устанавливают ставку, по которой готовы вложить деньги в банки теневой экономики.

Предпосылки в модели по факту не отражают текущую действительность банков-ской системы США. По данным на 30.09.2019 к 2014 году 15 американских банков, кото-рые составляют 75% от активов всей системы, перешли на продвинутые подходы к оценке рисков. Последнее обязывает их публиковать отчетность, чтобы раскрывать уровень при-нятого риска, его оценки и сравнение с фактическими значениями компонентов риска. Это означает, что регулятор имеет возможность определить уровень риска, который банк на себя принимает. Это может значительно изменить выводы модели. Тем не менее, мы не отрицаем, что в оценках риска банка может быть намеренная или ненамеренная погреш-ность. В этом случае ставится вопрос – какой уровень погрешности в оценке считается допустимым.

Таким образом, в предлагаемой нами работе опровергаются выводы статьи (Ordenez, 2018). Мы выделяем одну из возможных причин некорректности рекомендаций автора:

неучет подхода оценки риска на основе внутренних моделей с целью расчета нормативов достаточности капитала.

Планируется провести общее сравнение с полученными результатами проекта статьи (Leonidov et al., 2019)].

Литература

- Baker C.R., Cohanier B. & Leo N.J.* Breakdowns in internal controls in bank trading information systems: The case of the fraud at Société Générale. *International Journal of Accounting Information Systems*, 2017. 26, pp. 20–31.
- Dorn N.* Reconstructing ‘conflict of interest’ in financial markets: Private management, public challenges, future prospects. *International Journal of Law, Crime and Justice*, 2011. 39(3), pp. 161–173.
- Leonidov A., Nechitailo V., Penikas H., Pilnik N., Ermolova M., Serebryannikova E.* The basic set-up of the Russian banking system agent-based model: implications for the interest rate spread, credit risk and capital adequacy regulation. In review. 2019.
- Ordenez G.* Sustainable Shadow Banking // *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2018. 10(1), pp. 33–56.
- Sikka P.* The corrosive effects of neoliberalism on the UK financial crises and auditing practices: A dead-end for reforms. In *Accounting Forum* (2015, March, Vol. 39, No. 1, pp. 1–18). Elsevier.
- Wilmarth Jr, A.E.* Citigroup: a case study in managerial and regulatory failures. *Ind. L. Rev.*, 2014. 47, 69.

ИНТЕГРАЛЬНАЯ ОЦЕНКА ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ ИЕРАРХИЧЕСКИХ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ НА ОСНОВЕ АГРЕГИРОВАННОЙ ПРОИЗВОДСТВЕННОЙ ФУНКЦИИ

Жуков Р.А. (Тула)

При моделировании развития иерархических социально-экономических систем (ИСЭС) актуальной остается проблема оценки результатов их функционирования с учетом конкретных условий состояния и воздействия на ИСЭС. Именно выполнение последнего требования позволяет обоснованно сравнивать соответствующие ИСЭС по однородным результативным признакам на разных уровнях иерархии.

Ряд исследований, связанных с конструированием частных и интегральных индикаторов оценки, например, индикаторов результативности (Жуков, 2019) и эффективности (Айвазян, Афанасьев, 2014), включают этап определения функциональной формы и параметров моделей, представляемых в виде производственных функций.

Для интегральной оценки функционирования ИСЭС используют: методы, основанные на процедуре усреднения частных показателей результата ее функционирования (средние характеристики различных видов, в том числе с использованием весовых коэффициентов); метод анализа среды функционирования; компонентный анализ. Вышеперечисленные методы не учитывают взаимного влияния частных показателей, которое, безусловно, характерно для сложных систем. В связи с этим предложено определять интегральный показатель как отношение обобщенного результата функционирования системы к нормативному (ожидаемому) значению, каждый из которых определяется как квадратный корень из суммы произведений частных результатов (фактических и нормативных), умноженных на соответствующие им значения коэффициентов корреляции. Для обеспечения сравнимости рассматриваемых систем (например, регионов), результаты функционирования представляются в виде стандартизованных (обеспечивает безразмерность индикаторов) и нормализованных (приведение к шкале от 0 до 1 снимает влияние эффекта масштаба) величин. В зависимости от значений частного или интегрального показателей результативности (больше, равны или меньше единицы) можно судить об удовлетворительных (или нет) результатах функционирования ИСЭС.

Стоящее в знаменателе выражение для вычисления нормативного (ожидаемого значения) есть не что иное, как агрегированная производственная функция, представляющая собой комбинацию производственных функций для оценки частных результатов функционирования ИСЭС. Параметры этих моделей могут быть найдены из эконометрических уравнений, где правые части представляют собой сумму неслучайной функции, зависящей от существенных факторов состояния и воздействия на ИСЭС, и стохастической компоненты, которая предполагается нормальной случайной величиной.

Оценку параметров агрегированной производственной функции можно осуществить двумя способами. Первый из них предполагает использование коэффициентов, полученных из эконометрических уравнений для каждого результата функционирования ИСЭС по отдельности. Второй способ основан на построении агрегированной случайной величины по алгоритму, применяемому при формировании числителя и знаменателя интегрального показателя результативности. Алгоритм включает формирование соответствующей плотности распределения за счет осуществления процедуры свертки по заданной области с использованием совместной плотности вероятности случайных величин, входящих в состав эконометрических уравнений.

В рамках исследования для двух случайных величин получено аналитическое выражение плотности вероятности. На примере регионов Центрального федерального округа по данным за 2007–2016 гг. определены соответствующие значения интегрального индикатора, характеризующего объем ВРП для сочетаний разделов С (добыча полезных ископаемых), D (обрабатывающие производства) и E (производство и распределение электроэнергии, газа и воды) по ОКВЭД (CD, ED и CE). Параметры производственных функций,

функциональная форма которых соответствует форме Кобба–Дугласа, были вычислены двумя способами, последний из которых был разделен на три варианта в зависимости от схемы построения агрегированной случайной величины, процесса поиска максимума логарифмической функции правдоподобия и введенных ограничений (использовались авторская экспертная система и программный пакет MathLab). Показано, что для большинства регионов наблюдаются незначительные расхождения в значениях интегрального индикатора, вычисленных на основе представленных способов определения параметров агрегированной производственной функции. Это позволяет сделать вывод о возможности использования сконструированного интегрального индикатора для оценки результатов функционирования ИСЭС.

Литература

- Айвазян С.А., Афанасьев М.Ю. Моделирование производственного потенциала на основе концепции стохастической границы. Методология, результаты статистического анализа. – М.: Красанд, 2014. –352 с.
- Жуков Р.А. Социо-эколого-экономические системы: теория и практика. Монография. – М.: ИНФРА-М, 2019. –186 с.

ИЗМЕРЕНИЕ НЕРАВЕНСТВА ВОЗМОЖНОСТЕЙ: ПОДХОДЫ, МЕТОДЫ, РЕЗУЛЬТАТЫ

Ибрагимова З.Ф., Франц М.В. (Уфа)

Теория равных возможностей сформировалась в результате развития эгалитарных теорий социальной справедливости. Согласно этой теории, детерминанты индивидуальных достижений следует разделять на две категории – обстоятельства, неконтролируемые индивидом (например, место рождения, пол) и усилия, зависящие от самого индивида (например, образование, миграционный статус). Неравенство, обусловленное факторами-обстоятельствами, называется неравенством возможностей и трактуется как несправедливое.

Поначалу теория равных возможностей развивалась в рамках социальной философии, но с начала XXI века начали разрабатываться методы практической оценки неравенства возможностей. С точки зрения того, как измеряется неравенство возможностей, существует два метода – прямой и косвенный. В случае прямого подхода получают контрфактическое распределение достижения W^c , в котором элиминирована вариация, возникающая благодаря неравенству усилий, и сохранена вариация, обусловленная неравенством возможностей. Затем с использованием какой-либо меры неравенства I оценивается неравенство в W^c , и величина $I(W^c)$ и используется в качестве абсолютной меры неравенства возможностей. Для оценки вклада неравенства возможностей в неравенство достижений рассчитывают относительную меру неравенства возможностей по формуле

$\theta_{direct} = I(W^c)/I(W)$, где W – фактическое распределение достижения. В случае косвенного подхода получают контрфактическое распределение W^e , в котором элиминирована вариация, возникающая благодаря неравенству обстоятельств, и сохранена вариация, обусловленная неравенством усилий. Затем с использованием какой-либо меры неравенства I оценивается неравенство в W^e , и величина $I(W) - I(W^e)$ используется в качестве абсолютной, величина $\theta_{indirect} = [I(W) - I(W^e)]/I(W)$ – в качестве относительной меры неравенства возможностей.

Кроме того, методы оценки неравенства возможностей отличаются тем, какие меры неравенства в них используются. Выбор меры неравенства в первую очередь определяется типом переменной, измеряющей индивидуальное достижение. В случае использования непрерывной переменной, используются индекс Джини, семейство обобщенных индексов энтропии GE (из которого наиболее широко используются L– и T– индексы Тейла), семейство индексов Аткинсона, в случае дискретной переменной достижения используются индексы диссимилиации.

Что касается России, то несмотря на то, что в целом тематика социально–экономического неравенства является одним из наиболее популярных направлений исследований, эмпирических работ российских ученых именно с позиций теории равных возможностей очень мало. В ряде наших работ на данных РЛМЗ волны 2011г. (Ибрагимова, Франц, 2019а; 2019b; 2020) выполнялась оценка вклада неравенства возможностей в неравенство доходов и заработной платы россиян. Согласно нашим расчетам, вклад неравенства возможностей в неравенство заработной платы составляет примерно 20%.

Относительно недавно специалистами ЕБРР на микроданных опроса LiTS III, проводившегося в 2015–2016 гг. (Transition report), была выполнена оценка вклада неравенства возможностей в неравенство заработной платы в 35 странах мира, в том числе в России. Согласно оценкам, вклад неравенства возможностей в неравенство заработной платы в РФ составляет 34,5%, что весьма значительно превышает наши оценки даже при учете меньшего количества факторов-обстоятельств. Такое большое отличие оценок ЕБРР от наших результатов побудило нас выполнить собственный расчет на данных LiTS III. В нашем анализе мы использовали различные варианты процедуры оценивания в рамках параметрического ex-ante подхода (таблица 1).

Таблица 1. Оценка неравенства возможностей с использованием различных мер неравенства

I	A(2)	A(1)	A(0.5)	GE(2)	GE(1)	GE(0)	GE(-1)	Gini	Gini (ЕБРР)
$I(W)$	0,3523	0,1869	0,0974	0,2490	0,2037	0,2069	0,2720	0,3475	0,376
прямой метод									
$I(W^c)$	0,0520	0,0265	0,0134	0,0279	0,0271	0,0269	0,0274	0,1309	0,130
θ_{direct}	14,76%	14,21%	13,77%	11,19%	13,28%	13,01%	10,08%	37,66%	34,5%
косвенный метод									
$I(W^e)$	0,3147	0,1650	0,0852	0,2019	0,1757	0,1804	0,2296	0,3277	
$\theta_{indirect}$	10,64%	11,72%	12,53%	18,88%	13,71%	12,84%	15,58%	5,69%	

Как видно из табл. 1, полученные нами оценки с использованием индекса Джини очень похожи на оценки ЕБРР. Вместе с тем, вклад неравенства возможностей в неравенство заработной платы с использованием индекса Джини получается гораздо большим, чем при использовании других индексов неравенства. Кроме того, разрыв между прямой и косвенной оценкой при использовании индекса Джини огромен (37,66% и 5,69% соответственно). Все это говорит о том, что использование индекса Джини в контексте расчетов по неравенству возможностей нежелательно. Косвенная и прямая оценка в случае использования других рассматриваемых мер неравенства получаются гораздо ближе друг к другу.

В целом, проведенные расчеты показывают, что результат оценки неравенства возможностей в значительной степени зависит от особенностей процедуры оценивания. Обоснование предпочтительности использования той или иной процедуры оценки неравенства возможностей, включая и выбор меры неравенства, является перспективной научной задачей.

Литература

- Transition report 2016–17* [Электронный ресурс] European Bank for Reconstruction and Development. Режим доступа: <https://2016.trebrd.com/inequality-of-opportunity/>.
- Ибрагимова З.Ф., Франц М.В. Неравенство возможностей в Российской Федерации: измерение и оценка на микроданных. Прикладная эконометрика. 2019а. Т. 54. С. 5–25.
- Ибрагимова З.Ф., Франц М.В. Неравенство возможностей в Российской Федерации: факторный анализ. Экономика и управление. 2019б. №5 (149). С. 10–15.
- Ибрагимова З.Ф., Франц М.В. Неравенство возможностей: теория и практика измерения на микроданных RLMS-HSE. Экономическая политика. 2020. №1. (в печати).

ПЛАНИРОВАНИЕ МАШИННЫХ ЭКСПЕРИМЕНТОВ НА ОСНОВЕ МЕТОДА БАЙЕСА

Исаева М.К. (Москва)

Проведение машинных экспериментов в режиме человеко-машинного диалога, в некотором смысле, представляет искусство и науку, поскольку такие процедуры, как отбор существенных факторов, введение упрощающих допущений и принятие решений в значительной мере опираются на эвристические способности человека: практический опыт, интеллект и интуицию лица, принимающего решение (ЛПР). Все еще остается немало спорного, как в самом методе построения имитационных систем, так и в практике проведения машинных экспериментов. Применение имитационного подхода часто представляется грубым силовым приемом или последним средством, к которому следует прибегать, но факт заключается в том, что этот метод остается одним из самых распространенных инструментов в исследовании операций (Шеннон, 1978).

Использование метода Байеса является одним из возможных методов принятия решений на основе машинных экспериментов. Применение этого метода основывается на знании предварительно полученных экспертных оценок (априорных) имеющихся вариантов решений и возможности их изменения (апостериорные оценки), при этом считается, что каждый вариант решения характеризуется некоторой выгодой. Процесс нахождения решения в этом случае может быть организован в виде определенной последовательности операций на иерархической модели, представляющей собой дерево решений. Решением в этом случае будет маршрут, проложенный по ветвям дерева и приводящий к наилучшей выгоде в соответствии с теорией Байеса.

Стремление построить дерево решений, с как можно большим числом ветвей, вступает в противоречие с размерностью задачи. Необходимо перед началом эксперимента построить план, требующий меньшего числа экспериментов, но не приводящий к потере информации. В нашем случае план эксперимента должен, во-первых, предусмотреть уменьшение числа ветвей дерева решений, а, во-вторых, иметь возможность характеризовать каждый вариант решения некоторой выгодой, фактически построить план поверхности реакции. Для решения первого вопроса предложены (Мангейм, 1970) формализованные алгоритмы правил «усечения» деревьев, требующие дополнительной информации. Представляется, что процедура «усечения» может быть организована на основе человеко-машинного диалога. Система человек и машина (ЭВМ) «является быстродействующей системой с огромной памятью и богатыми возможностями неформального анализа собственного акту творчества. Эта система обладает замечательной способностью следовать причудливым курсом человеческой мысли по дороге эффективно отбраковывать тупики и кривые тропки – неудовлетворительные варианты» (Моисеев, 1973). Поверхность реакции может быть построена как функция полезности на основе экспертных оценок до начала эксперимента. Применение такого метода позволяет на основе экспертных оценок вы-

брать эксперимент, результат которого приводит к решению с наилучшей выгодой в соответствии с теорией Байеса (Исаева, 2018). Но использование функции полезности, имеет существенный недостаток, т.к. приходится исходить из предположения, что предпочтения ЛПР совпадают с построенной функцией полезности, которая не меняется в течение всего цикла эксперимента. Работа на модельных тренажерах показала, что ЛПР во время эксперимента иногда перестает следовать критерию, реализованному в функции полезности (Житков, Исаева и др., 2004).

В настоящее время автором рассматривается решения этой задачи с привлечением методов теории распознавания образов, на основе которых можно представить правило, по которому ЛПР относит результат эксперимента к тому или иному виду («плохой», «хороший»). Выполнить такую классификацию можно на основе алгоритма персептрона (Тул, Гонзалес, 1978). Фиксируя действия ЛПР по оценке результатов эксперимента с помощью специальной программы, основанной на этом алгоритме, можно после определенного числа экспериментов построить формальную «решающую функцию», при этом результаты, отнесенные к классу «плохие», позволяют произвести «усечение» ветвей дерева решений.

Литература

- Житков В.А., Исаева М.К., Царфин Л.В.* Формализованный метод оценки менеджерского искусства. // ЭММ. 2004. т.40. №2.
- Исаева М.К.* Байесовский подход к принятию решений на основе экспертных оценок машинных экспериментов. //Вестник ЦЭМИ РАН. 2018. № 3.
- Мангейм М.Л.* Иерархические структуры. М.: Мир, 1970.
- Моисеев Н.Н.* Предисловие к русскому изданию Нейлор Т. Машинные имитационные эксперименты с моделями экономических систем. М.: Мир, 1975.
- Тул Дж., Гонзалис Р.* Принципы распознавания образов. М.: Мир, 1978.
- Шеннон Р.* Имитационное моделирование систем - искусство и наука. М.: Мир, 1978.

ОЦЕНКА МИГРАЦИОННЫХ ПРОЦЕССОВ АРМЕНИИ

Камалян Р.А. (Ереван)

Исследованы миграционные потоки Армении, Евразийская миграционная система и миграционная сеть, причины миграционных потоков, особенности влияния на них социально-экономического развития, динамика и структура использования трансфертов, а также рабочий процесс и структура РА, вопросы безопасности.

После распада СССР в СНГ и ЕАЭС сформировались многочисленные устойчивые и разнообразные миграционные потоки, для которых характерна стабильная географическая ориентация, составляющая основу единого миграционного пространства – Евразийской миграционной системы (Рязанцев С.В., 2014). Армения, являющаяся членом ЕАЭС и

страной-донором, включена в Евразийскую миграционную систему. Исследуя Евразийскую Миграционную Систему в контексте членства Армении в ЕАЭС определено ее воздействие на эмиграцию из Армении в другие страны Союза, с учетом сформировавшихся миграционных сетей.

Исследование показывает, что около 85% армянских мигрантов уезжают в Россию и другие страны ЕАЭС, где большинство составляют трудящиеся-мигранты. В результате, в течение определенного периода времени, с постоянно растущим потоком армянской рабочей силы в стране-получателе (прежде всего в России), появились сообщества рабочих-мигрантов и социальные сети. Институционализация миграции проявляется через формирование миграционных сетей.

Успешная социально-экономическая политика, проводимая государственными органами РА, должна быть в состоянии оценить масштабы миграционных потоков, и необходимо понимать факторы, определяющие миграцию.

Для оценки воздействия миграционных потоков на экономический рост РА сформулирована эконометрическая модель. Для анализа детерминантов эмиграции из Армении была использована оценка пробит-регрессионной модели. Модель имеет бинарные зависимые переменные, *emig* и пять независимых переменных.

$$emig = \beta + \beta_1 \cdot fam_incom + \beta_2 \cdot age + \beta_3 \cdot educ_year + \beta_4 \cdot unemp + \beta_5 \cdot w_diff + e,$$

где *emig* – это зависимая дихотомическая переменная, указывающая решение о миграции (равная «1» для мигрантов и «0» для немигрантов); *fam_incom* – семейный доход; *age* – возраст (переменная по возрасту); *educ_year* – образование; *unemp* – безработица; *w_diff* – доход и разница между живущей и принимающей странами (разница в заработной плате, *wemig* - *wnon_emig*). В табл. 1 приведены результаты оценки модели.

Таблица 1. Оценка детерминантов вероятности эмиграции

Probit				Log-likelihood=-82137.241		
emig	Coef.	Std. Err.	z	P>z	[95% Conf.	Interval]
w_diff	0.0899	0.00029	29.07	0.00	8.37E-02	9.55E-02
fam_incom	-0.0372	0.00481	-35.01	0.00	-1.80E-02	-1.61E-03
age	-0.0376	0.0005	-72.98	0.00	-0.0386	-0.0366
educ_year	0.0469	0.0013	34.81	0.00	0.0443	0.0495
unemp	1.5820	0.1434	11.03	0.00	1.3009	1.8631
_cons	-2.9615	0.0367	-84.11	0.00	-3.1620	-3.0181

Оценки позволяют сделать вывод, что если разрыв в оплате труда между отправляющей и принимающей странами увеличивается, вероятность миграции возрастает. Образование и безработица имеют положительный знак, то есть увеличение этих переменных приводит к увеличению вероятности миграции. Доход домохозяйства на душу населения

и возраст отрицательно коррелируют, и по мере увеличения этих переменных вероятность миграции уменьшается.

Литература

Рязанцев С.В. (под редакцией). Миграционные мосты в Евразии: Сборник материалов VI международной научно-практической конференции «Роль миграции в социально-экономическом и демографическом развитии посылающих и принимающих стран Евразии», М.: Изд-во «Экон-Информ», 2014.

THE CORRELATION BETWEEN INCOMES AND EXPENDITURES OF THE RA POPULATION

Karapetyan H.R. (Yerevan)

In the context of deepening global inequality and social polarity, comprehensive income and expenditure analysis of the population plays a key role. According to the National Statistical Yearbook (Statistical Committee of the Republic of Armenia 2019), the average household income and expenses per capita in Armenia in 2018 were 61047 and 45788 drams.

The aim of this article is to model the income and expenditure of the RA population through linear regression analysis. Regression and correlation analysis methods have emerged in biology research, further extending to socioeconomic phenomena. An analytical function (equation) is used to determine the statistical dependency trend, which shows the relationship between the explanatory and the explanatory variables. This function is known as a regression function (Prodan L., 2011). The classical linear regression model looks like this (Song H., Witt S. and Gang L., 2012):

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_t, \quad t = \overline{1, n}$$

where

x_t – explanatory variable

y_t – explained variable

β_0, β_1 – unknown parameters

ε_t – model error.

The linear regression model was compiled with the help of Eviews 8 software package which can be presented as follows:

$$\text{Log}(CPC) = 3.79 + 0.63 \text{Log}(IPC)$$

$\text{Log}(CPC)$ is the logarithmic value of the average monthly expenditure per capita of the RA population and $\text{Log}(IPC)$ is the logarithmic value of average monthly income per capita of RA population. The correlation coefficient (r) for this case is equal to 0.99, indicating a high dependency between the explanatory and explanatory variables (Damodar N. Gujarati, 2011). To verify the sig-

nificance of the linear correlation the t test (Student) coefficient is applied which verify the hypothesis of the significance of correlation, so $r_{y/x}$ is statistically significant and analysis model is correctly specified. The validity of this model is confirmed by regression test values F – statistic (higher value than table level is considered to be the benchmark in analysis validity of econometric models) and the degree of risk almost zero (reflected by test value Prob F – statistic).

There is a direct correlation between the incomes and expenditures of the RA population collected in 2008–2018 (Statistical Committee of the Republic of Armenia, 2009–2019). So we can say that a 1% increase / decrease in revenue leads to a 0.63% increase / decrease in expenses.

References

- Prodan L.* The correlation between GDP/ capita and employment rate of people – econometric model analysis, Academy of Economic Studies, Bucharest. 2011. pp. 1–2.
- Song H., Witt S. and Gang L.* The Advanced Econometrics of Demand, Routledge, London. 2012. pp. 13–35.
- Damodar N. Gujarati.* Basic Econometrics (Forth Edition), New York. 2011. 117 p.
- Statistical Committee of the Republic of Armenia (2009–2019), National Statistical Yearbook, Armenia.

STRUCTURAL AND NON STRUCTURAL APPROACHES OF OUTPUT GAP ESTIMATION

Kartashyan H. (Yerevan)

This paper discusses output gap estimation methods for Armenian economy.

Output gap is defined as the difference between actual and potential levels of gross domestic product (GDP). Potential output is the level, which corresponds to the maximal level of output without inflationary pressures in the economy. However, it is a challenge for policy makers to precisely assess output gap, as potential level is unobservable variable.

In the literature there are four main approaches to estimate potential output and output gap (Menashe and Yakhin, 2004):

- Direct measurement methods,
- Nonstructural methods: which includes all methods, that based on statistical processes, but not economic theory. For example Hodrick-Prescott filter, Baxter and King filter, univariate unobserved components method,
- Semistructural methods: In comparison to nonstructural methods, semistructural methods are based on economic theories: multivariate unobserved components method (multivariate Kalman filter), structural vector autoregressive method (SVAR), production function approach,
- Structural methods: Dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) approach, where potential output is the output in flexible price economy.

In this paper we calculate potential output and output gap using Bayesian-estimated DSGE model, multivariate Kalman filter and Hodrick–Prescott filter.

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ИЗЛОМА В ПРАВИЛЕ УЧАСТИЯ ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТА ВОЗДЕЙСТВИЯ (ДИЗАЙН РЕГРЕССИИ ИЗЛОМА)

Копыток В.К., Ратникова Т.А. (Москва)

Одной из главных задач, решаемых в прикладной эконометрике, является оценка эффекта той или иной политики на те или иные переменные. К настоящему моменту было разработано достаточно большое число методов, которые позволяют идентифицировать и оценивать каузальные связи (Athey, Imbens, 2017). К их числу относится дизайн регрессии разрыва (Regression Discontinuity Design), который впервые был применен в работе по психологии Thistlewaite and Campbell (1960). Основная идея этого метода – использование дискретного изменения вероятности быть подверженным воздействию политики (попасть в контрольную группу) для идентификации каузального эффекта воздействия. Дизайн регрессии разрыва получил дальнейшее развитие в методе «дизайна регрессии излома» (Regression Kink Design – RKD), который, как следует из названия, для идентификации каузальной связи использует разрыв уже в производной функции вероятности быть подверженным воздействию политики (излом в самой функции). Таким образом, RKD относится к непараметрическим методам оценивания. К первым работам, в которых обсуждался данный метод, относятся Nielsen, Sorensen, and Taber (2010) и Card, Lee, Pei, and Weber (2016). В настоящее время существует чуть больше 20 теоретических работ, в которых рассматриваются различные аспекты применения метода Regression Kink Design. Однако, метод не является уделом теоретиков, в последние 5–7 лет он активно используется в различных эмпирических исследованиях: от оценки эффективности школьного образования (например, Nielsen, Sorensen, and Taber, 2010) до оценки эффекта обязательной службы в армии на здоровье (например, Card, Yakovlev, 2015).

Впервые термин «Regression Kink Design» был использован в статье Nielsen, Sorensen, and Taber (2010). В основе метода – простая интуиция: если между переменной воздействия и целевой переменной есть причинно-следственная связь, то должен наблюдаться излом в функции зависимости целевой переменной от переменной участия. Предполагается, что вблизи точки излома объекты наблюдения слева и справа обладают в среднем схожими характеристиками, а следовательно, если наблюдается излом в функции зависимости целевой переменной от переменной участия, а все переменные, кроме переменной воздействия, ведут себя гладко вблизи точки излома, то весь наблюдаемый эффект в целевой переменной может быть списан на действие изучаемой политики.

Основная идея метода дизайна регрессии излома – оценить изменение наклона функции целевой переменной относительно переменной участия около точки излома, а

затем скорректировать его, на изменение наклона функции переменной воздействия относительно переменной участия. Если все остальные переменные около точки излома ведут себя гладко, то весь эффект изменения целевой переменной может быть приписан изменению политики.

В докладе рассматриваются основные теоретические и прикладные аспекты использования метода «дизайна регрессии разрыва». Выделяются задачи, в которых целесообразно использования метода для идентификации каузальных связей.

Литература

- Assey S., Imbens G.* The State of Applied Econometrics: Causality and Policy Evaluation. *Journal of Economic Perspectives*. 2017. 31(2), pp. 3–32.
- Card D., Lee D.S., Weber A.* Regression Kink Design: Theory and Practice. *Advances in Econometrics*. 2016. vol. 38 (Regression Discontinuity Designs: Theory and Applications) edited by Cattaneo M.D., Escanciano J.C. Working paper version: NBER Working Paper #22781.
- Card D., Yakovlev E.* Causal Effect of serving in Army on Health: Evidence from Regression Kink Design and Russian 2015. Data. Working paper. Источник: Официальный сайт НИУ ВШЭ https://www.hse.ru/data/2015/01/20/1106855448/Russian_Army_CY.pdf [Дата доступа: 23.01.2020].
- Nielsen H.S., Sørensen T., Taber C.R.* Estimating the Effect of Student Aid on College Enrollment: Evidence from a Government Grant Policy Reform. *American Economic Journal: Economic Policy*. 2010. 2(2), pp. 185–215.
- Thistlethwaite D.L. and Campbell D.T.* Regression-discontinuity analysis: An alternative to the ex post facto experiment. *Journal of Educational Psychology*. 1960. 51(6), pp. 309–317.

КОНТРСАНКЦИИ И ДИНАМИКА СЕЛЬСКОГО ХОЗЯЙСТВА В РЕГИОНАХ РОССИИ: ПРОИЗОШЛО ЛИ УСКОРЕНИЕ?

Котырло Е.С., Зайцев А.А. (Москва)

Работа посвящена количественной оценке влияния контрсанкций – российского агропродовольственного эмбарго 2014-го года и программ – на динамику сельского хозяйства в регионах России в 2014–2017 гг. на основе подхода Difference-in-differences.

С 2014 года для отечественного сельского хозяйства и пищевой промышленности сложились благоприятные условия развития. Помимо введения агропродовольственного эмбарго на «санкционные» страны (с августа 2014 г.) и двукратной девальвации рубля (в 2014–2015 гг.), укрепивших положение российских сельхозтоваропроизводителей, объемы финансирования по программам развития АПК в России и поддержки экспорта за

2013–2018 гг. были увеличены в 1,5 раза¹. Однако появились и новые сдерживающие факторы развития сельского хозяйства: падающий потребительский спрос на фоне общей стагнации российской экономики, а также существенный рост цен на промышленные товары и услуги и ряд продуктов промежуточного потребления², существенно повысивший издержки сельхозтоваропроизводителей из-за их сильной зависимости от импорта, доходящей до 80-90% (Цухло, 2016), (Митин, 2018). Совокупность названных факторов оказывали разнонаправленное влияние на динамику сельского хозяйства.

Стоит отметить, что при достаточно широком интересе к теме влияния внешних санкций на российскую экономику (Синяков и др., 2015), (Гурвич, Прилепский, 2016), (Прилепский, 2019), (Kholodilin & Netsunajev, 2016), количественной оценке влияния именно контрсанкций посвящено небольшое число работ (Волчкова, Турдыева, 2016), (Бородин, 2016, 2018), (Светлов и др., 2019), (Скрыпник и др., 2019). В последних оценки выполнены либо только для 2014/2015 гг., либо для отдельных рынков (рынки мяса) или отдельных регионов России, либо же проводятся сценарные расчеты (см. (Волчкова, Турдыева, 2016)). Эффекты от контрсанкционной политики моделируются либо только с учетом эмбарго, либо только с учетом господдержки и для отдельных регионов.

Таким образом, апостериорный анализ всего санкционного периода на настоящий момент отсутствует. Более того, данный вопрос не рассматривался на основе региональных данных. В настоящей работе предпринята попытка заполнить данный пробел. Для этого на основе региональных данных и подхода difference-in-difference оцениваются эффекты контрсанкций для динамики реальной валовой добавленной стоимости сельского хозяйства в 2014–2017 гг.

Методика и данные

В исследовании применяется метод difference-in-differences, предложенный (Ashenfelter, Card, 1985) и (Card, 1990), а также особый подход к формированию синтетической контрольной группы (Abadie, Gardeazabal, 2003). В качестве группы воздействия мы рассматриваем сельское хозяйство (раздел А+В ОКВЭД-1). Электроэнергетика, строительство и гостиничные услуги выступают как отрасли контрольной группы. Благодаря включению контрольной группы, мы исключаем влияние макрошоков, общих для всех отраслей, и получаем состоятельные оценки эффекта контрсанкций.

Источником данных служит ежегодная региональная статистика динамики валовой добавленной стоимости (ВДС) по основным разделам ОКВЭД³. Санкционный период

¹ Со 170 до 250 млрд. руб. План на 2019г. – 308 млрд. рублей. По данным МинСельхоза, цит. по (Ведомости, 2019).

²Особенно сильно выросли цены на корма, машины и оборудование, пестициды и удобрения в 2015 году. Индексы роста доходили до 15-25%. По данным Росстата (Индексы цен на промышленные товары и услуги, приобретенные сельскохозяйственными организациями https://www.gks.ru/storage/mediabank/bd_sx-indf11.htm).

³Сборники Росстата «Регионы России. Основные социально-экономические показатели», база данных Росстата ЕМИСС.

включает в себя 2014–2017 гг. Досанкционный — 2008–2013 гг. за исключением 2009–2011 гг. (кризисный год и засуха в 2010 г.), делающими предположение параллельного тренда необоснованным.

Мы используем метод фиксированных эффектов с коррекцией на автокорреляцию (Stata: xtregar). Модель представлена уравнением:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Agro_i + \beta_2 Year_t + \beta_3 Agro_i Reform_t + Region_i \cdot Industry_i + \varepsilon_{it},$$

здесь y_{it} – ИФО ВДС отрасли i , $Agro$ – dummy для различия сельского хозяйства (значение 1) и группы контроля (значение 0), $Reform$ – dummy для до/санкционного периода, $Region \cdot Industry$ – фиксированный эффект для конкретной отрасли в конкретном регионе. β_3 – различие между группами после санкций, интересующий нас показатель.

Результаты

Найден положительный, но убывающий эффект контрсанкций на темпы роста сельского хозяйства. Основной вклад пришелся на 2014–2015 гг. и составил +4.2 п.п. (по сравнению с контрольной группой), в 2017 г. он уже снизился до +1.4 п.п. Такой убывающий эффект контрсанкций, судя по всему, связан с краткосрочным действием эффекта эмбарго (основное сокращение импорта произошло в 2014–2015 гг.), ограничениями внутреннего рынка (слабая экспортная ориентация большинства сельскохозяйственных отраслей) и потребительского спроса.

Также, за счет оценки модели с и без взвешивания на долю региональной отрасли в общероссийском производстве получено свидетельство того, что небольшие с точки зрения объемов сельскохозяйственного производства регионы испытали большее влияние политики контрсанкций, нежели крупные аграрные регионы.

Литература

- Abadie A., Gardeazabal J.* The Economic Costs of Conflict: A Case Study of the Basque Country. *American Economic Review*. 2003. 93 (1), pp. 113–132.
- Ashenfelter O., Card D.* Using the Longitudinal Structure of Earnings to Estimate the Effect of Training Programs. *The Review of Economics and Statistics*. 1985. 67(4), pp. 648–660.
- Card D.* The Impact of the Mariel Boatlift on the Miami Labor Market, *Industrial and Labor Relations Review*. 1990. 43, pp. 245–57.
- Kholodilin K.A. & Netsunaev A.* Crimea and Punishment: The Impact of Sanctions on Russian and European Economies. Discussion Papers of DIW Berlin. 2016. <https://ideas.repec.org/p/diw/diwwpp/dp1569.html>.
- Бородин К.Г.* Влияние эмбарго и санкций на агропродовольственные рынки России: анализ последствий. *Вопросы Экономики*. 2016. 4. С. 124–143. <https://elibrary.ru/item.asp?id=25833989>.
- Бородин К.Г.* Оценка влияния продовольственного эмбарго и экономических санкций на товарные рынки (на примере рынков мяса). *Экономика и Математические Методы*.

2018. 4(54). С. 41–59. <https://elibrary.ru/item.asp?id=36708110> .
- Ведомости. Пятилетка контрсанкций: производство продуктов питания выросло, цены – тоже. 2019. <https://www.vedomosti.ru/business/articles/2019/08/06/808131-pyatiletka-kontrsanktsii> .
- Волчкова Н.А. & Турдыева Н.А. Микроэкономика российского импортозамещения. Журнал Новой Экономической Ассоциации. 2016. 4. С. 140–146. <ftp://ftp.repec.org/opt/ReDIF/RePEc/nea/journal/2016-32-140-146r.pdf>
- Гурвич Е.Т. & Прилепский И.В. Влияние финансовых санкций на российскую экономику. Вопросы Экономики. 2016. 1. С. 5–35.
- Митин С. Г. Какая у нас промышленность? Вольная Экономика. М., 2018. – июль-сентябрь.
- Прилепский И.В. Финансовые санкции: влияние на потоки капитала и экономический рост РФ. Журнал Новой Экономической Ассоциации. 2019. 3. С. 163–172. <http://www.eeg.ru/files/lib/2019/pages-nea-43.pdf>
- Светлов Н.М., Янбых Р.Г. & Логинова Д.А. О неоднородности эффектов господдержки сельского хозяйства. Вопросы Экономики. 2019. 4. С. 59–73.
- Синяков А., Ройтман А. & Селезнев С. Динамика потенциального ВВП России после нефтяного шока: роль сильного изменения относительных цен и структурных жесткостей (Банк России (ed.); Банк Росси). 2015.
- Скрыпник Д.В., Зайцев А.А. & Рязанов К.А. Контрсанкции и российская экономика: эффекты для экономического роста, импорта и продовольственных рынков. 2019. https://mpira.ub.uni-muenchen.de/96188/1/MPRA_paper_96188.pdf
- Цухло С.В. Импортозамещение: мифы и реальность. Ежегодный Доклад Франко-Российского Центра Обсерво. 2016. С. 92–103.

ИНСТРУМЕНТАРИЙ НЕКАУЗАЛЬНЫХ АВТОРЕГРЕССИЙ В ПРИЛОЖЕНИИ К АНАЛИЗУ ДИНАМИКИ ИНФЛЯЦИИ И ПРОЦЕНТНЫХ СТАВОК В БАНКОВСКОМ СЕКТОРЕ РОССИИ

Крамков В.А., Максимов А.Г. (Нижний Новгород)

Изучение динамики социально-экономических процессов, особенно на макроэкономическом уровне, представляет особую сложность ввиду неизбежности проблемы пропущенных переменных. Действительно, при моделировании поведения экономических агентов необходимо учитывать то, что их решения и действия основаны на анализе большого объема информации, которая часто не только не поддается наблюдению, но и не может быть квантифицирована должным образом. В этих условиях методология (векторных) авторегрессий как простых моделей временных рядов с небольшим числом переменных может давать несостоятельные оценки и приводить к неверным выводам в силу пропущен-

ных переменных, связанных с ожиданиями экономических агентов и их способностью предвидеть будущую динамику моделируемых переменных на основе внемодельной информации.

В данной работе для анализа российских макроэкономических и макрофинансовых переменных использована модель некаузальных авторегрессий, описанная, в частности, в работе (Lanne M., Saikkonen P., 2011), которая позволяет устранить вышеуказанные проблемы имплицитным моделированием динамики ожиданий. Применение этой методологии при анализе российской инфляции позволило оценить параметры неокейнсианской кривой Филлипса и подтвердить гипотезу о значимом влиянии инфляционных ожиданий на динамику текущей инфляции. Кроме того, та же методология позволила более корректно оценить механизм формирования процентных ставок в российском банковском секторе. В частности, была подтверждена значимость учета ожиданий будущей динамики процентных ставок при моделировании текущих процентных ставок.

Литература

Lanne M., Saikkonen P. Noncausal Autoregressions for Economic Time Series. *Journal of Time Series Econometrics*, 2011, 3(3), pp. 1928–1941, doi: 10.2202/1941-1928.1080.

ЭКСПОНЕНЦИАЛЬНЫЕ МОДЕЛИ СЛУЧАЙНЫХ ГРАФОВ ДЛЯ ДВУХСЛОЙНОЙ СЕТИ РЕГИОН-СЕКТОР

Кудров А.В., Афанасьев М.Ю. (Москва)

Сравнительно недавно была предложена методология, основанная на концепции экономической сложности структуры экономики, которая позволяет объяснить различия между доходами на душу населения между странами.

В работе (Afanasyev, Kudrov, 2020) исследуется экономическая сложность для регионов РФ. В методологии вычисления экономической сложности для регионов данные по секторальной структуре экономики представляются в виде двухуровневой сети, в котором узлы на одном слое отвечают регионам, а на другом – секторам. Ребра на этой сети соединяют только регионы с “сильными” секторами в их структуре экономики. Сектор называют “сильным” в регионе, если для него выполняется условие “выявленного преимущества”, см. (Balassa, 1965).

В данной работе для описания структуры двухуровневой сети регион-сектор мы рассмотрим экспоненциальные модели случайных графов, которые не обеспечивают всеобъемлющего описания графа, но имитируют некоторые особенности. Одной из хорошо известных и простых моделей из класса экспоненциальных моделей случайных графов является модель Бернулли, которая позволяет показать, что связи на двухуровневой сети ре-

гион-сектор, построенной по данным из работы (Afanasyev, Kudrov, 2020), не являются независимыми друг от друга.

Также будут рассмотрены модели из более широкого класса, так называемых, “экспоненциальных” моделей случайных графов. Эти модели основаны на строгой вероятностной модели. Экспоненциальные модели основаны на концепции статистического ансамбля, подразумевающего большую коллекцию всех возможных реализаций графа. С вероятностью $P(G) \sim \exp[H(G)]$ появляется конкретный граф из ансамбля графов, где $H(G)$ известна как гамильтониан графа. Впервые семейство экспоненциальных моделей для случайных графов было представлено в работе (Holland, Leinhardt, 1981). С момента введения экспоненциальных моделей случайных графов, были изучены различные их спецификации, которые включают в себя модели случайного графа, см. (Park, Newman, 2004(1)), двухзвездочную модель графа, см. (Park, Newman, 2004(2)), а также модели Штраусса для графа с кластеризацией, см. (Strauss, 1986). Намного больше сложные примеры экспоненциальных моделей случайных графов, включающие как эндогенные, так и экзогенные объясняющие переменные, представлены, например, в (Lusher, Koskinen, Robins, 2013). В работе (Wang, Pattison, Robins, 2013) была представлена экспоненциальная модель для двухслойных графов.

В работе будут показаны результаты применения некоторых экспоненциальных моделей двухуровневого графа регион-сектор, которые дают более детальное описание связей, а также позволяют получить достаточно точные прогнозы для потенциальных связей.

Литература

- Afanasyev M.Y., Kudrov A.V. Estimates of economic complexity in the structure of the regional economy. Montenegrin Journal of Economics, forthcoming. 2020.
- Holland P.W., Leinhardt S. An exponential family of probability distributions for directed graphs. Journal of the American Statistical Association. 1981, 76, pp. 33–50.
- Lusher D., Koskinen J., Robins G. Exponential random graph models for social networks: Theory, methods, and applications. Cambridge University Press, 2013.
- Park J., Newman M.E. Statistical mechanics of networks. Physical Review E 70, 066117 (2004 (1)).
- Park J., Newman M.E. Solution of the two-star model of a network. Physical Review E 70, 066146 (2004 (2)).
- Strauss D. On a general class of models for interaction. SIAM review 28, 1986, pp. 513–527.
- Wang P., Pattison P., Robins G. Exponential random graph model specifications for bipartite networks a dependence hierarchy. Social networks, 2013, 35, pp. 211–222.

ПАРАДОКС ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ СОЛОУ В УСЛОВИЯХ ЦИФРОВИЗАЦИИ

Лугачев М.И., Скрипкин К.Г. (Москва)

В октябре 2019 года немецкие исследователи из Passau Stefan Schweikl и Robert Obermaier опубликовали статью (Stefan Schweikl, 2019), в которой констатируют справедливость замечания нобелевского лауреата Роберта Солоу, сделанного еще в 1987 году: “То, что каждый воспринимал как технологическую революцию и радикальное изменение в нашей производственной жизни, сопровождалось везде, включая Японию, замедлением роста производительности труда. Вы можете увидеть компьютерный век везде, но не в статистике производительности” (Robert Solow, 1987). Это утверждение в начале нашего века было дезавуировано исследователями из MIT под руководством Эрика Бриньёлфссона: они показали наличие положительной связи в этой зависимости, описываемой моделью Кобба–Дугласа. (Erik Brynjolfsson, Adam Saunders, 2010). Похожие результаты для российских предприятий были получены в проекте IT-Value (Ананьин В.И. и др., 2013). Однако сегодня в новых условиях цифровизации ученые вновь возвращаются к исследованию экономической эффективности инвестиций в ИТ.

Авторы (Stefan Schweikl, 2019) на основании анализа 86 эмпирических исследований на уровне фирмы пришли к выводу о наличии нескольких возможных объяснений современного парадокса производительности: задержки в корректировке, проблемы измерения, преувеличенные ожидания, неправильное управление.

Современные технологии могут увеличить рост производительности, но менеджеры не всегда понимают, каким образом. С одной стороны, в настоящее время существует всеобщий ажиотаж вокруг потенциального применения современных технологий. С другой стороны, мало что известно о путях реализации этого потенциала.

Дело в том, что привлечение новых технологий нужно сейчас не для того, чтобы улучшить существующие процессы, но как инструмент формирования новых моделей бизнеса, создания цифровых продуктов и услуг, обеспечивающих долгосрочный рост. Замечено, что «посредственная технология, применяемая в рамках хорошей модели бизнеса может быть более ценной, чем самая передовая технология, используемая посредственной бизнес-моделью» (Chesbrough, 2010). Т.е., наличие самых передовых технологий и лучших бизнес-моделей еще не гарантируют повышения производительности корпораций. Решающую роль могут играть и комплементарные факторы в виде необходимых организационных практик и наличия квалифицированного персонала. Явным признаком неправильного управления является акцент на инвестиции в технологии без симметричных затрат на повышение квалификации, переобучение персонала и совершенствования оргструктуры. Вообще, увеличение инвестиций без устранения существующих узких мест в компании не приведет к росту производительности труда, но закончится стагнацией.

В России недостаточность применяемых методов управления цифровизацией экономики усиливается в первую очередь неудачным выбором проектного метода для реализа-

ции национальной программы. Проектный подход по самому определению понятия предназначен для решения конкретных проблем с четко определенными ожидаемыми результатами, которые необходимо получить за заданный конечный интервал времени. Так можно решить проблему проведения масштабных мероприятий, например – спортивных, как олимпийские игры, чемпионат мира по футболу. Масштаб цифровизации экономики России сродни прошедшим процессам индустриализации или электрификации, которые в свое время начинают реализовываться с большими трудностями и потерями, но никогда не заканчиваются. Для управления такими процессами необходима соответствующая промышленная политика – старый, проверенный аналоговый инструмент, усиленный сегодня феноменальными возможностями цифровых технологий.

Литература

- Ананьин В.И., Зимин К.В., Лугачев М.И., Скрипкин К.Г. Эффективность инвестиций в ИТ. Альманах лучших работ. СОДИТ Москва, 2013, ISBN 978-5-4465-0104-5.
- Schweickl S., Obermaier R. Lessons from three decades of IT productivity research: towards a better understanding of IT-induced productivity effects. Management Review Quarterly. Springer Nature Switzerland AG 2019, <https://doi.org/10.1007/s11301-019-00173-6>.
- Solow R. We'd Better Watch Out // The New York Times Book Review of the Myth of the Post-Industrial Economy, New York, 1987.
- Brynjolfsson E., Saunders A. Wired for Innovation: How Information Technology is Reshaping the Economy // MIT Press, 2010.
- Chesbrough H. Business model innovation: opportunities and barriers. Long Range Plann, 2010, 43, pp. 354–363.

INSURANCE SOLVENCY, VALUE-AT-RISK, AND INVERSE LEVEL CROSSING PROBLEM

Malinovskii V.K. (Moscow)

The Solvency II system is built on the Value-at-Risk basis. Usually, speaking of solvency, the *occurrence of ruin* within a year (and its probability) rather than the *capital deficit at the end of the year* (and its probability) is meant.

The sentence (see (Directive, 2009), Article 101: Calculation of the Solvency Capital Requirement) that the Solvency Capital Requirement “shall correspond to the *Value-at-Risk* of the basic own funds of an insurance or reinsurance undertaking subject to a confidence level of 99.5% over a one-year period” means something very different from what means the sentence from the same (Directive, 2009) that the Solvency Capital Requirement determines the value of the economic capital which an insurance company must hold in order to guarantee a one-year *ruin probability* of at most 0.5%.

To be particular, in the preambular paragraph 64 of (Directive, 2009) it is said as follows: "the Solvency Capital Requirement should be determined as the economic capital to be held by insurance and reinsurance undertakings in order to ensure that ruin occurs no more often than once in every 200 cases".

We are bringing this matter into clear focus and seek a scientific explanation, arguing from the standpoint of the mathematical theory of risk.

References

Directive 2009/138/EC of the European Parliament and of the Council of 25 November 2009 on the taking-up and pursuit of the business of Insurance and Reinsurance (Solvency II), Brussels, 25 November 2009.

МОДЕЛИ С МАРКОВСКИМИ ПЕРЕКЛЮЧЕНИЯМИ СОСТОЯНИЙ И ЭКЗОГЕННЫМИ ПЕРЕМЕННЫМИ MS-VARX И ИХ ПРИМЕНЕНИЕ ДЛЯ АНАЛИЗА БИЗНЕС-ЦИКЛА БЕЛОРУССКОЙ ЭКОНОМИКИ

Малюгин В.И. (Минск)

Многочисленные исследования циклов экономической активности (бизнес-циклов) нацелены на решение следующих основных задач: *идентификация бизнес-цикла и определение его поворотных точек; построение сводных опережающих индексов*, предназначенных для получения ранних сигналов о смене фаз бизнес-цикла; *разработка эконометрических моделей* для оценивания и прогнозирования поворотных точек бизнес-цикла и базового экономического индикатора с использованием сводных опережающих индексов.

Значительное место в исследованиях посвященных эконометрическому анализу бизнес-циклов занимают модели с переключениями состояний (Hamilton, 2008). Помимо статистического оценивания поворотных точек и идентификации фаз цикла, данные модели позволяют оценить апостериорные вероятности классов состояний экономической активности (фаз цикла) в текущий момент времени и матрицу переходных вероятностей, которая может использоваться для прогнозирования будущего состояния. При этом одновременно с оцениванием номеров классов состояний решается задача оценивания параметров моделей для каждого класса состояний, которые могут рассматриваться как предиктивные модели для базового экономического индикатора. Наибольшее распространение получили *векторные авторегрессионные модели с марковскими переключениями состояний (Markov-switching vector autoregressive model – MS-VAR)*, управляемыми ненаблюдаемой однородной цепью Маркова. Предложенные в (Krolzig, 1997) модели MS-VAR требуют априорного задания типа циклических изменений из двух альтернативных вариантов: (а) изменения происходят в векторе средних значений эндогенных переменных; (б) изменения происходят в векторе свободных членов. Возможны также одномоментные изменения в матрицах авторегрессионных коэффициентов и ковариационной матрице случайных

ошибок наблюдения. Данные модели не допускают использования экзогенных переменных, которые могли бы улучшить их статистические свойства, а также предиктивные способности при прогнозировании моментов переключения состояний и используемых экономических переменных. По этой причине в (Malugin V., Novopoltsev A., 2017) предложена модель MS-VARX, которая допускает такие обобщения модели MS-VAR, как: (а) возможность использования дополнительных экзогенных переменных; (б) отсутствие априорных ограничительных предположений относительно параметров моделей, подверженных циклическим изменениям. Важными моделями данного класса являются: одномерные модели MS-AR, MS-ARX; модель *многомерной линейной регрессии* (*multivariate linear regression*) с марковскими переключениями MS-MLR; модели IS-VARX и IS-MLR с независимыми переключениями (*independence switching*) состояний (Малюгин, 2014).

При практическом использовании моделей MS-VARX ключевую роль играет выбор экзогенных переменных. В качестве основной экзогенной переменной в данном исследовании используется опережающий индикатор – сводный индекс экономических настроений (ИЭН) белорусской экономики по опросным данным, построенный по прямому методу в соответствии с методикой ОСЭР-ЕК (Малюгин, Крук, Милевский, 2019). В представленных эконометрических моделях используются месячные временные ряды годовых темпов роста реального ВВП и индекса ИЭН Республики Беларусь, которые связаны долгосрочной коинтеграционной зависимостью, включающей линейный тренд. Показано, что модель с опережающей экзогенной переменной ИЭН (лаг опережения равен 4 месяца) и линейный тренд, позволяют более эффективно оценивать и прогнозировать поворотные точки цикла и значения базового экономического индикатора, по сравнению с моделями, не использующими экзогенные переменные, а также – по сравнению с традиционно применяемым фильтром Ходрика – Прескотта (Малюгин В.И., Макаревич А.С., 2020).

Литература

- Hamilton J.D. Regime switching models // In: S.N. Durlauf, L.E. Blume (eds), New Palgrave Dictionary of Economics, 2nd Edition, – Basingstoke: Palgrave Macmillan, 2008, pp. 1755–1804.
- Krolzig H.–M. Markov switching vector autoregressions, Modelling statistical inference and application to business cycle analysis, Berlin, Springer–Verlag, 1997, 360 p.
- Malugin V., Novopoltsev A. Statistical Estimation and Classification Algorithms for Regime-Switching VAR Model with Exogenous Variables // Austrian Journal of Statistics, – 2017, Vol. 46. pp. 47–56.
- Малюгин В.И. Методы анализа многомерных эконометрических моделей с неоднородной структурой. – Минск: БГУ, 2014. – 351 с.
- Малюгин В.И., Крук Д.Э, Милевский П.С. Индекс экономических настроений белорусской экономики: методические, модельные и инструментальные средства построения и

применения // Банковский вестник. Тематический выпуск «Исследования банка». 2019. №16. – 30 с.

Малюгин В.И., Макаревич А.С. Использование индекса экономических настроений в моделях с переключением состояний для анализа бизнес-цикла белорусской экономики. Банковский вестник. 2020. № 4/681.

ПРАКТИЧЕСКИЕ ВОПРОСЫ ПРИМЕНЕНИЯ СКОРИНГОВЫХ МОДЕЛЕЙ ПРИ УПРАВЛЕНИИ КРЕДИТНЫМИ РИСКАМИ БАНКА

Маракуева М.А. (Москва)

Модели кредитного скоринга представляют собой основу кредитных процедур банка и небанковских организаций для любого типа кредитования. Как модель предсказания дефолта скоринг участвует в оценке риска первичного и повторного кредитования, в CRM активностях, установлении кредитных лимитов. С другими зависимыми переменными рассчитывается скоринг возврата просроченного кредита, скоринг лояльности клиента, скоринг отклика на конкретное предложение, снятия кредитных денег, вероятности других актуальных для кредитной организации событий. Поскольку зависимая переменная обычно дуальная, то распространенными являются модели логистической регрессии, деревья решений, методы работы с панельными данными, методы опорных векторов (SVM) и др.

Сложность внедрения скоринговых моделей состоит в том, что эффективность их работы не ограничивается качеством математической модели. Однако критерии оценки практической значимости полученной модели до сих пор отсутствуют. В теории известен только расчет экономии на риске минус потери от ошибок I и II рода. На практике же важны такие критерии как соответствие принятым кредитным процедурам, устойчивость модели во времени и к изменениям кредитных процедур, минимизация наследования специфики предшествующих кредитных политик, учет характеристик кредитных продуктов, универсальность для разных процессов банка, сопоставимость оценок и преемственность версий. Рассмотрим примеры подробнее.

Для повышения точности и устойчивости моделей необходимо расширение предикторов внешними для банков данными. Клиентские Bigdata – это история поведения клиента в банке и других банках, данные социальных сетей, сотовых операторов, информация о передвижениях и покупках, голосовые базы и пр. В основном это панельные данные, зачастую довольно зашумленные. Но любые внешние для банков данные являются практически ортогональными внутренним и значимо увеличивают эффективность моделей.

Формирование новых переменных на основе клиентских Bigdata во многом определяет степень применения имеющейся информации и устойчивость моделей. Создание кросс-переменных необходимо при обнаруженных взаимодействиях факторов. Например,

склонность к риску с возрастом у мужчин и женщин меняется по-разному. Оптимально проверить все межфакторные взаимодействия перед построением модели после этапа биннинга (в случае логистической регрессии). Новые переменные дают богатую информацию, если понимать банковские процессы. Например, наличие даты последней выдачи кредита позволяет сформировать не менее 10 характеристик, описывающих кредитное поведение клиента, потребность и склонность к заимствованиям. Формирование переменных из массивов внешних данных – отдельная большая задача описания сути клиентского поведения, которое может коррелировать с кредитным риском.

Учитывать сдвиг выборок для построения и валидации вследствие изменения кредитных процедур необходимо, чтобы 1) скорректировать средний риск по выборке до значения генеральной совокупности и 2) правильно понимать работу факторов модели. Если в 2016 банк кредитовал пенсионеров, а в настоящей кризисной ситуации банки не идут на этот риск, то интервал переменной возраста от 65 лет будет пустым, что снизит эффект переменной и сдвинет оценку риска по модели. По этой же причине выборка для построения формируется из того временного интервала, в котором риск-аппетит и общая ситуация на рынке были идентичны периоду внедрения скоркарты. Другой пример: факторы одобренных ранее кредитов (давность, процент от заявок, сумма и пр.) несут субъективную оценку, если кредит выдавался в ручном режиме. Такие кредиты должны исключаться из выборки или учитываться с отдельной фиктивной переменной.

Другой пример настройки фильтров на исходную выборку для построения. Обычно банки не кредитуют клиентов с текущей просрочкой по кредитам – заявки не доходят до этапа скоринга и, соответственно, исключаются из выборки для моделирования. Однако при построении скоринга в БКИ для всего кредитного рынка этот фильтр неприменим из-за того, что скор БКИ применяется без запроса в БКИ и нет данных о текущих просрочках.

Выбор факторов не может зависеть только от их значимости. В эффективных для бизнеса моделях он полностью подчиняется задачам оскоривания. Например, включать в модель обычно значимую переменную запрошенной суммы кредита не нужно, если в конце процесса одобрения стоит риск-ориентированная процедура подбора суммы кредита.

Для обеспечения единого шкалирования результатов моделей скоринга в банке и несмещенности оценки риска при скоринге одного клиента по разным кредитным продуктам применяется не только унификация шкал, но и учет в моделях дополнительных факторов, таких как наличие действующих или погашенных других кредитных продуктов, лояльности к продукту, макроэкономических и региональных факторов.

Литература

Thomas L., Edelman D., Crook J. Credit scoring and its applications. Philadelphia. SIAM. 2002.
Лобанов А.А., Чугунов А.В. (ред.) Энциклопедия финансового риск-менеджмента. М.: Альпина Пабlishер, 2003.

ЭКОЛОГИЧЕСКИ ОРИЕНТИРОВАННЫЕ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЙ

Месропян К.Э. (Ростов-на-Дону)

Введение. Сбалансированная эколого-экономическая политика выступает для южных регионов России значимым фактором обеспечения устойчивого развития. Цель настоящего исследования состоит в выявлении точек внутрирегионального роста с учетом природоёмкости результатов экономической деятельности. Задачей исследования является сравнение муниципальных образований двух регионов – представителей «южного полюса роста» – Ростовской области и Краснодарского края, по уровню эффективности агрегированных производственных технологий в рамках анализа среды функционирования (АСФ)¹. Целью исследования является ответ на вопрос: «имеются ли межмуниципальные и межрегиональные различия, существенные для состояния окружающей среды, в экономическом развитии муниципальных районов Ростовской области и Краснодарского края?».

Методы исследования. В современных исследованиях данная проблематика достаточно распространена. Юсупов и др. (2019) проводят изучение межмуниципальной дифференциации, Демидовой (2014) исследуется неравномерность развития с применением индексов пространственной автокорреляции. В работе (Ruan et al., 2019) изучается взаимосвязь экономической эффективности и показателей воздействия на окружающую среду в рамках комбинированного подхода DPSIR-DEA («ДС-Д-С-В-Р-АСФ»). В настоящем исследовании используется определение и метод оценки DEA-эффективности производственного объекта (МО) по Парето-Купмансу с применением экологических переменных (Хрусталева, Ратнер, 2015; Førsund, 2018).

Проводится пространственный анализ и моделирование агрегированных технологий в виде неявно формулируемых производственных функций экономики МО с оценкой сравнительной эффективности по Парето-Купмансу (экологическая АСФ-эффективность) с применением индексов пространственной автокорреляции. Для каждого МО определяется технология: набор ресурсов и набор продуктов. Включены следующие показатели: 1) численность населения, тыс. чел.; 2) объём отгруженных товаров собственного производства, выполненных работ и услуг собственными силами – обрабатывающие производства, млн руб.; 3) объём отгруженных товаров собственного производства, выполненных работ и услуг собственными силами – обеспечение электрической энергией, газом и паром, кондиционирование воздуха, млн руб.; 4) объём работ, выполненных по виду деятельности

¹Согласно рейтингу AVRCI-2019, составленному консорциумом «Леонтьевский центр – AV-Group». Индекс конкурентоспособности регионов России 2019 AV RCI- 2019 beta. – Режим доступа: http://lc-av.ru/wp-content/uploads/2019/11/AV_RCI_2019_beta.pdf (дата обращения: 06.11.2019).

«Строительство», млн. руб.; 5) оборот розничной торговли (в фактически действовавших ценах), млн руб.; 6) инвестиции в основной капитал, млн руб.; 7) среднегодовая численность работников организаций, тыс. чел. (Месропян, 2014).

Агрегированные показатели экономической деятельности МО дополнены показателем воздействия на окружающую среду – выброшено в атмосферу загрязняющих веществ, отходящих от стационарных источников – всего, тыс. тонн. В основе критерия разделения МО на эффективные и неэффективные заложен расчет произведения вектора набора вышеперечисленных показателей и вектора коэффициентов. Вектор весовых коэффициентов является неизвестным в задаче линейного программирования. Получаемая система относительных оценок отражает для каждого МО уровень эффективности – наиболее высокий из возможных при условии, что его производственные возможности ограничены показателями всей оцениваемой совокупности МО. Далее рассчитываются и анализируются индексы Морана для набора показателей и полученных оценок.

Работа выполняется в рамках реализации ГЗ ЮНЦ РАН, № гр. проекта АААА-А19-119011190184-2.

Литература

- Førsund F.R.* Multi-equation modelling of desirable and undesirable outputs satisfying the materials balance // *Empirical Economics*, 2018, Vol. 54, №. 1, pp. 67–99.
- Ruan W., Li Y., Zhang S., Liu C.H.* Evaluation and drive mechanism of tourism ecological security based on the DPSIR-DEA model // *Tourism Management*, 2019, Vol. 75, pp. 609–625.
- Демидова О.А.* Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов (на примере Восточной и Западной части России) // *Прикладная эконометрика*. 2014. №2 (34). С. 19–35.
- Месропян К.Э.* Аналитическая поддержка системы стратегического планирования: методика оценки сравнительной эффективности экономики регионов ЮФО // *Региональная экономика. Юг России*. 2014. № 1. С. 126–133.
- Хрусталева Е.Ю., Ратнер П.Д.* Анализ экологической эффективности электроэнергетических компаний России на основе методологии анализа среды функционирования // *Экономический анализ: теория и практика*. 2015. 35. С. 33–42.
- Юсупов К.Н., Янгиров А.В., Тимирьянова В.М., Токтамышева Ю.С.* Оценка влияния территориального расположения на развитие муниципальных образований // *Экономика региона*. 2019. №3. С. 851–864.

DERIVATION BACKGROUND CONCENTRATIONS OF HYDROCHEMICAL PARAMETERS USING PROBABILITY DISTRIBUTION STATISTICS (LAKE SEVAN BASIN, ARMENIA)

Minasyan S.H., Shahnazaryan G.A., Zatikyan A.S. (Yerevan)

The determination of background concentration values of hydrochemical parameters in surface waters, to distinguish between natural concentration and anthropogenically-influenced concentrations, is a difficult task, but a most important one because of the definition of water quality standards (Hovhannisyan, Shahnazaryan, 2016; Minasyan, 2015; Pekarova, 2008).

Prior to determining the site-specific objectives for any river basin, the determination of background concentration (BGC) is necessary. In the literature, there are different methods to define the BGCs of hydrochemical parameters. For example, mean value plus two standard deviations, 90th percentile value, the median value, geochemical, statistical, combined methods. In the presented work BGCs are calculated using the statistical method with the theoretical distribution function. This method is quite simple, and for its calculation long-term data of water quality are not required (Hovhannisyan, Shahnazaryan, 2016).

The aim of this study is the calculation of BGCs, the application of BGCs in the derivation of water quality assessment system for the Rivers of the Lake Sevan Basin. BGCs were calculated for 8 main rivers of the Sevan Lake Basin: Dzknaget, Gavaraget, Martuni, Masrik, Vardenis, Karchaghbyur, Argichi, Sotq.

Since, in the nature the processes mainly are described by normal distribution function, and in mathematical statistics logarithmic variables ranks, regardless of their distribution law, seeking to normality, it is accepted as a theoretical distribution function observed the logarithmic normal distribution function (Pekarova, 2008).

Logarithmic normal density function is given as follows:

$$f(x) = \frac{1}{x\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2} \frac{(\ln(x) - \mu)^2}{\sigma^2}\right), \quad x > 0$$

where μ and σ are the location and scale parameters respectively, which can be estimated as follows:

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{i=1}^n \ln(x_i)}{n}, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\ln(x_i) - \hat{\mu})^2}{n}.$$

The lognormal distribution function percentile is calculated as follows:

$$x_p = F^{-1}\left(\frac{p}{100}\right), \text{ where } F(x) \text{ is the lognormal cumulative distribution function.}$$

First of all, for each river, the locations with natural or minimal anthropogenic influence, where water quality data are available, was chosen. For the calculation of BGCs water monitor-

ing data of eight sampling sites in the rivers for the period 2014–2019 were used. The sequence of steps in the implementation of the BGCs calculations is presented below:

- the hydrochemical monitoring data are aggregated,
- the μ and σ parameters are calculated;
- the percentile is calculated in the range of 50–90%;
- the logarithmic normal distribution curve then the trend is built;
- the BGCs values are estimated from the lognormal probability curve, as percentile, where sudden concentrations arisen appeared.

The estimated background concentrations for 2 parameters are presented in Table 1.

Table 1. Background concentration values of Cadmium and Lead in Sevan Bassin Rivers

Parameters	Dzknaget	Masrik	Sotq	Karchaghbyur	Vardenis	Martuni	Argichi	Gavaraget
	Concentration, $\mu\text{g/L}$							
Cadmium	0.0105	0.0083	0.0086	0.0115	0.0071	0.0107	0.0089	0.0099
Lead	0.187	0.098	0.211	0.097	0.434	0.090	0.122	0.147

Lognormal distribution function is an effective tool for the assessment of background concentrations. Application of background concentrations on the assessment of the river water quality has made it possible to estimate the pollution and the real impact on water quality.

References

- Hovhannisyan A.S., Shahnazaryan G.A.* Determination of background concentrations of hydrochemical parameters and water quality assessment in the Akhuryan River Basin (Armenia). J. Physics and Chemistry of the Earth, 2016, V 94, pp. 2–9.
- Minasyan S.H.* The new water quality standards for the rivers of Armenia. UNESCO-IHP European Regional Consultation Meeting “Water Quality in Europe: Challenges and Best Practice”, Book of Abstracts, Koblenz, Germany, 2015, pp.1–4.
- Pekarova P.* Development of the background concentrations for heavy metals in surface waters in Slovak Republic / et al., Part 4. SHMI, Bratislava, 2008.

МНОГОКРИТЕРИАЛЬНАЯ КЛАССИФИКАЦИЯ ПО ПАРЕТО КАК МЕХАНИЗМ ГРУППИРОВКИ ПРИЗНАКОВ В ПОСТРОЕНИИ ИНТЕГРАЛЬНЫХ ИНДИКАТОРОВ КАЧЕСТВА ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ.

Мироненков А.А. (Москва)

Работа с данными при построении интегральных индикаторов качества жизни населения в подходах «без обучения», как правило, состоит из следующих этапов:

- Этап 1. Определение числа интегральных индикаторов, необходимого для характеристики анализируемой синтетической категории;

- Этап 2. Разбиение анализируемого набора частных критериев на непересекающиеся блоки сильно связанных переменных;
- Этап 3. Построение блочных интегральных индикаторов отдельно по частным критериям в каждом из блоков;
- Этап 4. Построение сводного ИИ, характеризующего анализируемую синтетическую категорию КЖ.

Задачи второго этапа (разбиение переменных на блоки) производятся либо экспертно, руководствуясь содержательными соображениями (например, Жгун Т.В., 2017), либо с использованием процедуры экстремальной группировки признаков (Айвазян, Мхитарян, 2001, п.13.4.2). При этом первый путь требует привлечения экспертов и плохо соотносится с подходом «без обучения». Второй путь предполагает максимизацию по разбиению $S_1, S_2, \dots, S_k$ функционала

$$F = \sum_{x \in S_1} r^2(x, f^1) + \sum_{x \in S_2} r^2(x, f^2) + \dots + \sum_{x \in S_k} r^2(x, f^k),$$

где r – это коэффициент корреляции, а f^i – первая главная компонента i -того блока (Айвазян, 2012, стр. 99). Вычисление главных компонент предполагает поиск собственных векторов, что само по себе является ресурсоёмкой задачей. Нам требуется перебор всех возможных разбиений переменных и для каждого вычислить главную компоненту. При увеличении числа наблюдений при достаточно большом количестве переменных исследователь неизбежно сталкивается с невозможностью вычисления функционала F ввиду ограниченности вычислительных ресурсов.

В статье (Мироненков, 2020) отмечено два полезных свойства алгоритма классификации по Парето: он нетребователен к вычислительным ресурсам и количество получаемых Парето-классов прямо зависит от степени «согласованности» переменных. Рассмотрим случай двух переменных. Если они сильно коррелированы, то нарезка классов получается дробная, и количество классов сравняется с количеством наблюдений. Если же переменные противоположно направлены, то среди наблюдений нельзя указать доминирующие, и в этом случае все наблюдения будут отнесены в единственный Парето-класс.

Таким образом, автором предлагается решить поставленную на Этапе 2 задачу распределения переменных по блокам путём максимизации по всем возможным разбиениям $S_1, S_2, \dots, S_k$ функционала

$$F = N(S_1) + N(S_2) + \dots + N(S_k),$$

где $N(S_i)$ число Парето-классов, вычисленных по переменным i -того блока.

Литература

- Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. Т.1: Теория вероятностей и прикладная статистика. М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001.
- Айвазян С.А. Анализ качества и образа жизни населения: эконометрический подход. М.: Наука, 2012.

Жгун Т.В. Построение интегральной характеристики качества жизни субъектов Российской Федерации с помощью метода главных компонент / Т.В. Жгун // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. 2017. Т. 10. № 2. С. 214–235. – DOI: 10.15838/esc/2017.2.50.12.

Мироненков А.А. Иерархическая Парето-классификация регионов России по показателям качества жизни населения. Отправлена в редакцию. 2020.

СРАВНЕНИЕ РАЗЛИЧНЫХ МЕТОДОВ КЛАСТЕРИЗАЦИИ ПРИ ПОСТРОЕНИИ СИСТЕМ НЕЧЕТКИХ ПРАВИЛ В ЗАДАЧАХ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ЦЕН АКЦИЙ

Могилевич Е.О., Шведов А.С. (Москва)

В данной работе исследуется вопрос, как влияет метод кластеризации в моделях Такаги–Сугено TS (Takagi T., 1985) или TSK (Sugeno M., 1988) на используемый набор нечетких правил и ошибку при прогнозировании котировок акций. Сами TS-модели имеют ряд преимуществ перед традиционными моделями: использование системы правил позволяет уловить нелинейность в связях и построить разные типы зависимостей для одного набора данных, а добавление нечеткой логики «размывает» процесс перехода между этими зависимостями, что позволяет одному наблюдению принадлежать разным зависимостям с различной степенью принадлежности.

TS-модели наряду с моделями Мамдани лежат в основе нейро-нечеткого подхода, который нашел применение в трейдинге при прогнозировании цен финансовых инструментов, например, (Aiken, 1999), (Abraham A., 2001), (F., 2003), (Vlasenko A., 2018), (MacielL., 2016), (Nguyen N.N., 2010). В работе (Chang et al., 2004) был предложен подход, основанный на технических индексах: скользящем среднем, отклонении от скользящего среднего, индексе относительной силы и других. В работе (Chang, Liu, 2008) TS-модель на основе технических индексов была применена к прогнозированию индекса Тайваньской фондовой биржи и курса акций компании MediaTek Inc. По итогам расчетов TS-модель показала снижение средней ошибки прогноза примерно в 3 раза по сравнению с аналогичной моделью без применения нечёткой логики. В работе (Могилевич, Шведов, 2017) TS-модель строилась для индексов Московской биржи: ММВБ, РТС и отраслевого индекса нефти и газа, в качестве независимых переменных брались технические индексы. Исследование показало, что модель способна уменьшить ошибку прогноза приблизительно в 4 раза по сравнению с аналогичной моделью без системы нечётких правил.

Сам процесс построения TS-модели можно разделить на два этапа: идентификацию структуры модели и подбор параметров. Первый этап включает подзадачу выделения нечетких множеств и отбора оптимального набора нечетких правил, которая может быть решена разными способами, в том числе и с помощью применения алгоритмов нечеткой кластеризации. Выделяется несколько типов алгоритмов нечеткой кластеризации

(Celikyilmaz A., 2009): на базе нечетких связей, целевой функции и ковариационной матрицы, непараметрические методы (нечеткое обобщение алгоритма k-ближайших соседей), нейро-нечеткие методы кластеризации.

В литературе выделяется три типа алгоритмов, в основе которых лежит принцип минимизации целевой функции (Gosain A., 2016): с использованием нечетких множеств первого (НМТ1) и второго (НМТ2) типов и с использованием интуиционистской логики. В рамках данной работы было проведено сравнение некоторых наиболее распространенных методов нечеткой кластеризации, в основе которых лежит минимизация значений целевой функции, в том числе:

- Fuzzyc-means (Bezdek J.C., 1984), который является одним из самых простых и популярных алгоритмов нечеткой кластеризации. Он строится в предположении, что количество кластеров известно и требуется определить центры кластеров и степени принадлежности наблюдений к этим кластерам путем минимизации целевой функции.
- NC и PCM алгоритмы, в рамках N/PC1 – подхода, который позволяет бороться с чувствительностью к выбросам (Krishnapuram R., 1993).
- Fuzzyc-means алгоритм с использованием второго (НМТ2) типа нечетких множеств (Rhee F.C.H., 2001.).
- FCM- σ (Kaur P., 2012) с использованием евклидовой метрики, нормированной на средневзвешенное расстояние.

Рассмотрение проведено в рамках задачи по прогнозированию на разных промежутках времени для обыкновенных акций компаний, торгуемых на Московской бирже: Газпром, Сбербанк, МТС, Магнит, Яндекс и Аэрофлот. Каждый временной ряд делился на обучающую и тестовую выборки в пропорции приблизительно 7:3. Для сравнения моделей были выбраны временные ряды различных типов, с восходящим и с нисходящим трендом, с большой и с малой волатильностью, с большими перепадами в значениях независимой переменной (в том числе затрагивающие кризисы 2008 и 2014 гг.). Результаты исследования показали, что использование алгоритмов на базе множеств второго типа (НМТ2) при определении степеней принадлежности уменьшает, дает минимальную среднюю абсолютную ошибку (MAPE) при прогнозировании цен акций.

Литература

- Abraham A., Nath B., Mahanti P.K.* Hybrid intelligent systems for stock market analysis // International Conference on Computational Science, 2001.
- Aiken M., Bsat M.* Forecasting market trends with neural networks // Information Systems Management, 1999.
- Vlasenko A., Vlasenko N., Vynokurova O., Bodyanskiy Y.* An Enhancement of a Learning Procedure in Neuro-Fuzzy Model [Конференция] // System Analysis & Intelligent Computing (SAIC) IEEE First International Conference on, 2018.

- Bezdek J.C., Ehrlich R., Full W.* FCM: The fuzzy c-means clustering algorithm // *Computers & Geosciences*. 1984, 2–3, pp. 191–203, Vol. 10.
- Celikyilmaz A., Turksen I.B.* Modeling uncertainty with fuzzy logic: with recent theory and applications [Книга]. Springer–Verlag Berlin Heidelberg, 2009.
- Chang P., Liu C.A.* TSK type fuzzy rule based system for stock price prediction // *Expert Systems with Applications*, 2008, 34, №. 1, pp. 135–144.
- Chang P., Wang Y., Yang W.* An investigation of the hybrid forecasting models for stock price variation in Taiwan // *Journal of the Chinese Institute of Industrial Engineers*, 2004, 21, pp. 358–368.
- Shapiro A.F.* Market Forecasting and Trading Rules Based on Soft Computing Technologies //Penn State University, USA. 2003.
- Gosain A. Dahiya S.* Performance analysis of various fuzzy clustering algorithms: a review // *Procedia Computer Science.*, 2016, Vol. 79.
- Krishnapuram R. Keller J.M.* A possibilistic approach to clustering // *IEEE transactions on fuzzy systems*, 1993, – 2, pp. 98–110, Vol. 1.
- Maciel L. Gomide F., Ballini R.* Evolving fuzzy-GARCH approach for financial volatility modeling and forecasting // *Computational Economics*, 2016, Vol. 48, №. 3, pp. 379–398.
- Nguyen N.N. Quek C.* The 2010 International Joint Conference on Neural Networks (IJCNN) // Stock price prediction using generic self-evolving takagi-sugeno-kang (gsetsk) fuzzy neural network. – IEEE, 2010.
- Kaur P., Soni A.K., Gosain A.* Novel intuitionistic fuzzy C-means clustering for linearly and non-linearly separable data// *WSEAS Trans Comput.* 2012, – 3, Vol. 11.
- Rhee F.C.H., Hwang C.* A type-2 fuzzy C-means clustering algorithm, 2001, Vol. 4.
- Sugeno M., Kang G.* Structure identification of fuzzy model // *Fuzzy Sets and Systems*, 1988, – 1, pp. 15–33.
- Takagi T., Sugeno M.* Fuzzy identification of systems and its applications to modeling and control // *IEEE Transactions on Systems, Man, and Cybernetics*, 1985, №. 1, pp. 116–132.
- Могилевич Е.О., Шведов А.С.* Анализ динамики фондовых индексов с использованием нечетких моделей Такаги-Сугено // *Экономический журнал Высшей школы экономики*. 2017. Т. 21. № 3. С. 434–450.
- Шведов А.С.* О нечетких множествах типа 2 и нечетких системах типа 2 // *Итоги науки и техники. Современная математика и ее приложения. Тематические обзоры*. 2019. Т. 165. С. 114–122.

ИССЛЕДОВАНИЕ ВЛИЯНИЯ ВИДОВ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ РЕГИОНА НА ОБЪЕМ НАЛОГОВЫХ ПОСТУПЛЕНИЙ

Мхитарян В.С. (Москва), Попова Г.Л. (Тамбов, Москва)

Проблема роста налоговых поступлений в государственный бюджет тесно связана с вопросами экономической безопасности государства (регионов и муниципальных образований). Налоговая нагрузка в России, с целью реализации регулирующей функции налогов, дифференцируется в зависимости от видов экономической деятельности, что оказывает значительное влияние на объемы налоговых поступлений в консолидированные региональные бюджеты.

Таким образом, различие в объемах налоговых поступлений связано с индивидуальными особенностями регионов (структурой видов экономической деятельности, уровнем их развития, ожиданиями налогоплательщиков), дифференциацией налоговой нагрузки по видам экономической деятельности и другими факторами.

В работе исследовалась зависимость величины налоговых поступлений от сложившейся в регионах России структуры видов экономической деятельности. Источником информации стали статистические данные Федеральной службы государственной статистики и Федеральной налоговой службы за 2017 г.

Для исследования были выбраны по три вида экономической деятельности (ВЭД) с максимальной и минимальной налоговой нагрузкой:

- максимальной: «Деятельность по операциям с недвижимым имуществом» (Раздел L), «Предоставление прочих услуг» (Раздел S), «Добыча полезных ископаемых» (Раздел В);
- минимальной: «Торговля оптовая и розничная; ремонт автотранспортных средств и мотоциклов» (Раздел G), «Сельское, лесное хозяйство, охота, рыболовство и рыбоводство» (Раздел А), «Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха» (Раздел D).

Исследование проводилось на основе 12 показателей, характеризующие удельный вес вклада каждого из указанных видов экономической деятельности в ВРП и налоговые поступления в общем объеме налоговых поступлений региона.

С помощью компонентного анализа были отобраны 4 первые главные компоненты, вклад которых в суммарную дисперсию составляет 70,8 %. По матрице факторных нагрузок они интерпретированы, как:

- ключевые виды экономической деятельности;
- финансово-экономические характеристики сферы услуг;
- финансово-экономическое состояние ВЭД (Раздел D);
- уровень финансово-экономического развития сельского хозяйства.

Многомерная классификация регионов была проведена с помощью кластерного анализа по четырём первым главным компонентам. По ее итогам регионы РФ были сгруппированы в шесть кластеров, которые были проранжированы по убыванию суммарного

удельного веса видов экономической деятельности с максимальной налоговой нагрузкой в составе ВРП. В качестве примера покажем состав первого и шестого кластеров:

Кластер 1. В группе регионов (Ненецкий АО, Ханты-Мансийский АО, Ямало-Ненецкий АО, Астраханская, Оренбургская, Самарская, Тюменская области и др.), где удельный вес видов экономической деятельности с максимальной налоговой нагрузкой достигает наибольшей величины, вклад этих ВЭД в формирование объемов налоговых поступлений является максимальным (свыше 81%). В составе ВРП удельный вес ВЭД с минимальной налоговой нагрузкой является незначительным.

Кластер 6. Группа регионов с наименьшей долей ВЭД с максимальной налоговой нагрузкой (республики Дагестан, Ингушетия, Кабардино-Балкарская, Северная Осетия-Алания, Чеченская, Тыва и др.), удельный вес налоговых поступлений от данных видов экономической деятельности в общем объеме налоговых поступлений не превышает 16%.

Показано, что сложившаяся структура видов экономической деятельности существенно влияет на формирование объемов налоговых поступлений в регионах РФ.

Литература

- Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни населения / Центральный экономико-математический ин-т РАН. М.: Наука, 2012. – 432 с.
- Зарова Е.В.* Проблемы обоснованности пропорций бюджета индикаторами социально-экономического развития РФ // Вестник Российского экономического университета им. Г.В. Плеханова. 2012. № 10 (52). С. 27–30.
- Кузнецов В.И.* О дифференциации регионов Российской Федерации по уровню инвестиционной привлекательности / В.И. Кузнецов, Н.А. Владимиров, М.А. Сычева // Статистика и Экономика. 2019. Т. 16. № 2. С. 25–33.
- Попова Г.Л.* Налоговая нагрузка и налоговый потенциал региона: анализ взаимовлияния // Экономический анализ: теория и практика. 2017. т. 16. № 7. С. 1382–1396.

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЗАНЯТОСТИ В РЕГИОНЕ ПО ПАНЕЛЬНЫМ ДАННЫМ

Мхитарян В.С. (Москва), Сарычева Т.В. (Йошкар-Ола)

Совокупный спрос экономики любого региона на труд количественно может быть выражен через численность занятых. Структура спроса по видам экономической деятельности определяется экономической ситуацией в регионе и производственными мощностями предприятий и организаций. Статистический анализ влияния социально-экономических факторов на занятость в Республике Марий Эл в разрезе видов экономической деятельности проводился с использованием регрессионного анализа по пространственно-временным данным. В качестве значений результирующего признака (y_{it}) высту-

пали данные о среднегодовой численности работников предприятий и организаций по видам деятельности (i) в тыс. человек в период времени t . В качестве факторных использовались следующие факторы по видам экономической деятельности: отношение величины среднемесячной начисленной заработной платы работников по видам экономической деятельности к средней по региону ($x_{1_{it}}$); число предприятий и организаций государственной формы собственности ($x_{2_{it}}$); число предприятий и организаций частной формы собственности ($x_{3_{it}}$); производительность труда ($x_{4_{it}}$); фондовооруженность ($x_{5_{it}}$); степень износа основных фондов ($x_{6_{it}}$); индекс физического объема инвестиций в основной капитал ($x_{7_{it}}$) (Мхитарян В.С., Сарычева Т.В., 2019).

Наилучший результат аппроксимации показала модель со случайными эффектами, оценка коэффициентов которой проводилась с использованием обобщенного МНК. Тест множителей Лагранжа позволил определить преимущество данной модели перед моделью сквозной регрессии, так как значение $LM = 254,03$ статистически значимо (Балаш В.А., 2008). Проведенный тест Хаусмана позволил сделать выбор также в пользу модели со случайными эффектами относительно модели с фиксированными эффектами (Hausman J.A., 1981). Удаление незначимых факторных признаков (по z -критерию), позволило несколько упростить модель, в которой в результате остались пять факторных признака:

$$\hat{y}_{it} = 13,001 - 2,015x_{1_{it}} + 0,018x_{2_{it}} + 0,005x_{3_{it}} - 0,002x_{4_{it}} - 0,001x_{5_{it}}$$

(z - статистика) (-2,18) (4,20) (8,45) (-5,47) (-4,20)

Все коэффициенты в полученной модели статистически значимы, так как уровень значимости $p < 0,05$ для каждого из них. Значимость уравнения регрессии в целом при уровне значимости 0,05 была доказана с помощью статистики $Wald\ chi^2 = 42,68$. Регрессоры в модели некоррелированными с ненаблюдаемыми случайными эффектами, об этом свидетельствует значение $corr(u_i, X) = 0$ (*assumed*) (Sarycheva T.V., 2015).

Разработанная методика оценки численного состава занятого региона, основанная на регрессионной модели со случайными индивидуальными эффектами, позволила учесть влияние как объясняющих переменных, так и временные эффекты. Апробация данной модели на примере Республики Марий Эл показала, что одной из самых важных причин роста численности занятых в разрезе видов экономической деятельности в регионе является отношение величины средней заработной платы по видам деятельности к средней по региону. Величина средней номинальной заработной платы в Республике Марий Эл существенно отличается от среднероссийской и средней по Приволжскому федеральному округу. В 2017 г. их соотношения составили соответственно 65,0% и 87,2%, в то время как официальный прожиточный минимум в регионе сближается с общероссийским (в 2017 г. он составил 89,3% от среднего по России) и выше, чем в среднем по ПФО на 0,6%. На величину заработной платы существенное влияние оказывает спрос на рабочую силу, кото-

рый в Республике Марий Эл гораздо ниже, чем имеющиеся предложения, что приводит к тенденции занижения цены на рабочую силу и созданию условий для установления размеров оплаты труда, которые значительно ниже стоимости рабочей силы. Увеличению численности занятого населения в Республике Марий Эл будут способствовать меры, направленные на государственную поддержку крупных частных предприятий (x_2), которые играют существенную роль в продвижении экономических интересов региона.

Универсальность предложенных подходов и их адекватность целевому предназначению являются доказательством правомерности их использования в других регионах Российской Федерации.

Литература

Hausman J.A. Panel Data and Unobservable Individual Effects / J.A. Hausman, W. Taylor // *Econometrica*. 1981, № 49, pp. 1377–1399.

Балаш В.А. Пространственная корреляция в статистических исследованиях / В.А. Балаш, А.Р. Файзлиев // *Вестник Саратовского государственного социально-экономического университета*. 2008. № 4. С. 122–125.

Мхитарян В.С., Сарычева Т.В. Исследование структуры занятости по видам экономической деятельности в Российской Федерации / В.С.Мхитарян, Т.В.Сарычева // *Вестник Бурятского государственного университета. Экономика и менеджмент*. 2019. № 2. С. 31–50.

ПРОФЕССИОНАЛЬНОЕ ОБРАЗОВАНИЕ ЗАНЯТЫХ, БЕЗРАБОТНЫХ И ЛИЦ ВНЕ РАБОЧЕЙ СИЛЫ В РЕГИОНАХ РОССИИ

Нанавян А.М. (Москва)

Характерной чертой эволюции современной рабочей силы является рост ее образовательного уровня. Качественное профессиональное образование является необходимым условием наращивания экономического потенциала страны (региона), достойного труда и высокого уровня дохода человека. Однако увеличение численности лиц с профессиональным образованием и, в первую очередь, с высшим образованием, характерен не только занятым и безработным, но и для других категорий населения – лиц вне рабочей силы (экономически неактивного населения). При этом именно лица вне рабочей силы являются основным резервом роста уровня образования занятых (в частности, молодежь, которая по окончании обучения переходит в категорию занятых [или безработных]). Поэтому в работе произведен анализ структуры рабочей силы (занятых и безработных) и лиц вне рабочей силы по уровню профессионального образования и группировка регионов России по доле занятых с высшим образованием.

Регионы объединены в три группы: 1-я группа (28 регионов) – регионы, в которых доля занятых с высшим образованием составляет до 30%, что ниже среднероссийского значения [34,2%], 2-я группа (27 регионов) – доля занятых с высшим образованием от 30% до 34,2%, 3-я группа (27 регионов) – доля занятых с высшим образованием выше среднероссийского значения (рис. 1).

Рис. 1. Группировка регионов по доле занятых с высшим образованием, 2018 г., в % от численности лиц соответствующей категории

По соответствующему уровню профессионального образования рассчитаны средние значения по каждой группе регионов, которые представлены на рис.2.

Рис. 2. Структура занятых, безработных и лиц вне рабочей силы по уровню профессионального образования по группам регионов России, 2018г., средние значения, в %

На следующем графике (рис. 3) представлены данные о среднем возрасте занятых, безработных и лиц вне рабочей силы по этим группам регионов.

Рис. 3. Средний возраст занятых, безработных и лиц вне рабочей силы по группам регионов России, 2018 г., лет

Выводы

1. **высшее образование:** вариационный размах средних значений показателей 1-ой и 3-ей групп регионов больше, чем по другим уровням профессионального образования (10,9 – занятые, 2,5 – безработные, 3,4 – лица вне рабочей силы);

2. **специалисты среднего звена:** наибольшая доля лиц вне рабочей силы; разрывы по группам регионов меньше – вариационный размах составляет 1,7 (занятые), 2,5 (безработные), 2,6 (лица вне рабочей силы);

3. **квалифицированные рабочие:** в среднем доля занятых и безработных примерно одинаковая; дифференциация по группам регионов больше по категории занятых и безработным и составляет 5,3 и 6,3 по занятым и безработным соответственно, лица вне рабочей силы – 1,7;

4. в регионах с более высоким уровнем образования выше и средний возраст занятых, безработные же и лица вне рабочей силы, наоборот, моложе.

Литература

Рабочая сила, занятость и безработица в России. – М., Федеральная служба государственной статистики, 2018.

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

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ГРУППИРОВКА РЕГИОНОВ РОССИИ

Наринян Н.Е. (Москва)

Актуальность экономико-статистического изучения регионов России обусловлена выходом на мировую арену науки новой мировоззренческой парадигмы – глокализации, противовесной глобализации и способствующей движению экономики к равновесию между глобальным и локальным по различным параметрам (Благовещенский, 2016). Контурные исследования явлений глобального масштаба упускают из поля зрения многие частные нюансы и тенденции (Земцов С.П., 2020). Экономический анализ территориального распределения основных индикаторов методами статистической группировки позволяет восполнить имеющиеся пробелы. Необходимо понимать реальное статистическое распределение показателей экономического потенциала территорий. А это возможно в ранжировании по отдельным экономическим признакам, в понимании степени однородности совокупности, в проведении дисперсионного анализа, в выявлении корреляционных взаимосвязей между эмпирическими данными, и т.д. (Албегов, 2001).

Создавая группировку регионов по количеству предприятий в целом по всей экономике, в дальнейшем возможно сформировать многомерную группировку, включающую каждый основной вид экономической деятельности. Число крупных и средних организаций несёт в себе прямую информацию о потенциале региона. В настоящее время в России

крупных и средних предприятий не так много: 48,4 тыс. на I полугодие 2019г. (Росстат, 2019). Субъекты малого и среднего предпринимательства вместе с индивидуальными предпринимателями по своей численности измеряются несколькими миллионами, но они недолговечны и содержат в себе процент предприятий-однодневок. Однако и эти данные также возможно применить. Представляется, что изучение числа и экономических результатов крупных и средних предприятий в региональном распределении следует осуществлять отдельно от остальных хозяйствующих субъектов, как это практикуется в официальной статистике. Помимо отличия по масштабу и весу, крупные и средние предприятия имеют качественные особенности по своей внутренней структуре и организационному характеру.

Несмотря на то, что все экспериментальные группировки регионов РФ оказываются сильно неоднородными, существует вероятность отыскания адекватных результатов и выводов. Есть также шансы формирования краткосрочного прогноза по основным экономическим показателям в региональном разрезе. При условии, что крупные города федерального значения оказывают большое влияние на неоднородность всей совокупности, и коэффициент вариации в таком случае составляет 120,7%, в настоящем исследовании невозможно игнорировать эти мегаполисы. Известно, что такая практика имеет место, и при элиминации из совокупности крупных региональных субъектов РФ показатели разброса данных снижаются. Представляется, что стоит осуществлять данное региональное исследование без устранения из поля зрения крупных городов. При ранжировании игнорированы эмпирические данные по федеральным округам.

Рис. Группировка регионов России по числу крупных и средних предприятий, ед.

На рисунке изображена одна из экспериментальных группировок 82-х регионов РФ, состоящая из 10 групп. Все три субъекта-гиганта (Москва, Московская область и Санкт-Петербург) нашли своё место в 10-й группе «свыше 1800» крупных и средних предприятий. В 9-ю группу «1601 – 1800» вошёл лишь один Краснодарский край (1773 предприятия на I полугодие 2019г.) (Росстат, 2019). Группировка регионов РФ иллюстрирует факт

того, что большая часть субъектов РФ включает в себя максимум 600 крупных и средних предприятий – первые три группы.

Литература

Данные Росстата. 2019. – www.gks.ru.

Албегов М.М., Бурса Б.И., Истомина Р.П., Медведев В.Г., Онучак Т.С., Симонов А.Г., Тхайцухов А.А. Краткосрочное прогнозирование регионального развития в условиях неполной информации. / Под ред. М.М. Албегова. – М.: Эдиториал УРСС, 2001. – 160 с.

Благовещенский Ю.Н. Глокализация – новая парадигма в экономике. / Многомерный статистический анализ и эконометрика // Труды IX-й Международной школы-семинара. Цахкадзор / Под ред. С.А. Айвазяна. – М.: ЦЭМИ РАН, 2016. – 122 с.

Земцов С.П. Оценка эффективности российских региональных инновационных систем методом оболочечного анализа данных (DEA) / доклад на научном семинаре «Математическая экономика». ЦЭМИ РАНб, 2020.

РАНЖИРОВАНИЕ ТЕРРИТОРИЙ МЕГАПОЛИСА В ЗАВИСИМОСТИ ОТ ОБЕСПЕЧЕННОСТИ ПАРКОВОЧНЫМ ПРОСТРАНСТВОМ НА ПРИМЕРЕ г. МОСКВЫ

Невоструев П.Ю., Мхитарян С.В. (Москва)

Ранжирование округов мегаполиса на основании обеспеченности парковочным пространством является важной задачей для муниципальных властей с целью обеспечения комфортной среды проживания. Для ее решения целесообразно использовать результаты маркетинговых исследований (Скоробогатых, Ефимова, 2019). В представленном исследовании, проведенном в 2019 г. кафедрой маркетинга РЭУ им. Г.В. Плеханова, ранжирование административных округов Москвы осуществлялось на основании результатов анкетирования владельцев легкового автотранспорта (Sidorchuk, Mkhitaryan, Skorobogatykh, Stukalova, Lukina, 2020). Предварительно, на основании исходных данных анкетирования с помощью сводных таблиц были получены средние значения показателей для каждого округа.

Основными показателями для проведения ранжирования являлись:

- доля водителей, тративших на поиск места парковки менее 5 мин. по месту жительства;
- доля водителей, тративших на поиск места парковки более 10 мин. по месту жительства;
- доля водителей, тративших на поиск места парковки менее 5 мин. по месту работы;

– доля водителей, тративших на поиск места парковки более 10 мин. по месту работы.

Вспомогательными показателями для проведения ранжирования являлись:

- степень удовлетворенности тарифами парковки по месту жительства;
- степень удовлетворенности тарифами парковки по месту работы;
- степень удовлетворенности условиями парковки в целом по месту жительства;
- степень удовлетворенности условиями парковки в целом по месту работы.

Алгоритм ранжирования включает следующие этапы:

1. Расчет средних значений по месту проживания и работы долей водителей, тративших на поиск места парковки менее 5 мин. и более 10 мин. по каждому округу.
2. Определение рангов каждого округа по среднему времени поиска места парковки менее 5 мин. и более 10 мин.
3. Расчет единого ранга обеспеченности парковок на основании произведений рангов, полученных в п. 2.
4. Анализ связи, полученной ранжирования округов и дополнительных параметров степени удовлетворенности парковками.

Наибольшая средняя доля водителей, тративших на поиск места парковки менее 5 мин. – в ЮВАО (38%), наименьшая – в ЗелАО (27%). Поскольку данный показатель оказывает прямое влияние на обеспеченность парковочным пространством, ЮВАО присваивается соответствующий 1-ый ранг, ЗелАО – 10-ый.

Наибольшая средняя доля водителей, тративших на поиск места парковки более 10 мин. – в ЦАО (40%), наименьшая – в ЮВАО (29%). Поскольку данный показатель оказывает обратное влияние на обеспеченность парковочным пространством, ЮВАО присваивается соответствующий 1-ый ранг, ЦАО – 10-ый. Далее на основании произведения значений 2-х полученных рангов определяется ранг обеспеченности парковок в округе. 1-ое место по обеспеченности парковками в Москве занимает ЮВАО, 10-е место – ЦАО. В таблице округа отсортированы по рангу обеспеченности парковок.

Далее была определена взаимосвязь ранга обеспеченности парковок по округам и степени удовлетворенности парковками среди жителей Москвы. В результате были выявлены 2-е группы административных округов:

1. ЮВАО, САО, ЮЗАО, СЗАО, ЮАО, ВАО, ЗАО и характеризуется низкой степени удовлетворенности тарифами и слабым изменением степени удовлетворенности при изменении ранга по обеспеченности парковок.

2. ЗелАО, СВАО, ЦАО и характеризуется существенным изменением степени удовлетворенности тарифами при изменении ранга по обеспеченности парковок.

Был сделан вывод о том, что ранг обеспеченности парковок не влияет на степень удовлетворенности условиями парковки в целом, что, по-видимому, связано с наличием других значимых факторов, помимо заполненности и тарифа парковок.

Литература

- Sidorchuk R., Mkhitaryan S., Skorobogatykh I., Stukalova A., Lukina A.* Modeling of the need for parking space in the districts of moscow metropolis by using multivariate methods // *Journal of Applied Engineering Science*, 2020, Vol.18, no 1.
- Скоробогатых И.И., Ефимовой Д.М.* (под общ. ред.). Маркетинговые исследования и ситуационный анализ. Учебник, 2-е издание, коллектив авторов. М.: изд-во КНОРУС, 2019.

ВЗАИМОСВЯЗИ НА РЫНКЕ МЕЖБАНКОВСКОГО КРЕДИТОВАНИЯ: БАНКИ, ПОЙМАННЫЕ В СЕТИ

Нуриманова И.Ф. (Москва)

Большое количество исследований, посвященных изучению банковской системы и факторам, воздействующим на различные банковские показатели, преследуют важнейшую цель – определить стратегию поведения кредитных организаций в различных макро- и микроэкономических условиях (Gambacorta, Mistrulli, 2014; Дьячков, Нуриманова, 2017). Понимание стратегии каждой кредитной организации является ключом к решению большинства значимых задач, стоящих перед участниками финансового рынка, в том числе в реализации целей денежно-кредитной политики.

Динамическая сеть межбанковских кредитно-депозитных отношений способна охарактеризовать развитие внутреннего денежного рынка и раскрыть как модели общих «типичных» реакций кредитных организаций на макроэкономические шоки, так и уникальные «черты поведения» конкретного банка и преследуемую им стратегию.

Ресурсы, позволяющие проводить анализ динамических сетей рынка межбанковского кредитования на основе данных высокого качества в условиях соблюдения конфиденциальности информации, до начала XXI века оставались ограничены, в связи с чем на сегодняшний момент отсутствуют фундаментальные исследования социальных взаимосвязей между российскими кредитными организациями.

Данная работа посвящена применению динамических сетей в изучении рынка межбанковского кредитования на основе уникальных микроданных об операциях «овернайт» на денежном рынке, доступных Центральному банку Российской Федерации¹.

Теория графов используется в работе для изучения структуры направленной сети (внутреннего рынка межбанковского кредитования) и получения детальной информации об акторах (кредитных организациях), связях (объемах сделок и процентных ставках), значимых подгруппах сети (связанные кредитные организации, saniруемые и saniрующие банки, крупные участники финансового рынка и т.д.) и макроэкономических показате-

¹В статье отражена личная позиция автора, которая может не совпадать с мнением Банка России. Все ошибки, которые могут содержаться в работе, являются сферой ответственности автора.

телях, изменения которых воздействует на стратегию поведения банков (ключевая процентная ставка, налоги). Для проведения сетевого анализа применяется среда статистического программирования R с использованием пакетов *igraph*, *statnet*, *RSiena*.

Алгоритмы обнаружения сообществ позволяют выявить возникающие время от времени, устойчивые в краткосрочном периоде кластеры, формируемые престижными акторами – кредитными организациями, аккумулирующими большое количество денежных средств. Наличие престижных акторов в сети может говорить о наличии структурных особенностей, присущих сегментированному рынку. Результаты динамического сетевого анализа обнаруживают наличие взаимосвязи между появлением престижного актора и недостаточного объема краткосрочной или мгновенной ликвидности банка.

Анализ динамической сети также позволяет наглядно проиллюстрировать увеличение количества ребер в сети в период налоговых выплат, связанное с кратковременным увеличением оборота рынка межбанковских кредитов. В течение недели до принятия Советом директоров Банка России решения об изменении ключевой процентной ставки и в день принятия решения в сети наблюдается увеличение толщины ребер (увеличение объема сделки между двумя кредитными организациями) и появление кластеров с престижными акторами.

Также сеть рынка межбанковского кредитования характеризуется устойчивыми во времени связями между аффилированными организациями, сотрудничающими в рамках банковской группы или состоящими в отношениях «головная кредитная организация – филиал», «филиал – филиал». Сделки некоторых санируемых организаций в определенные длительные периоды времени могут ограничиваться только сделками со своими инвесторами (санирующими организациями).

Применение методов сетевого анализа позволяет повысить контроль над кредитными организациями и повысить стабильность финансовой системы. Изучение сети рынка межбанковского кредитования, в том числе в периоды финансового кризиса и ликвидации кредитных организаций, позволяет выявить «симптомы нездорового поведения» банка на рынке и служит основой для разработки новых пруденциальных мер.

Литература

- Gambacorta L., Mistrulli P.E.* Bank heterogeneity and interest rate setting: what lessons have we learned since Lehman Brothers? // *Journal of Money, Credit and Banking*. 2014, Vol. 46, № 4, pp. 753–778.
- Дьячков Д.В., Нуриманова И.Ф.* Особенности формирования статистики процентных ставок по кредитованию нефинансового сектора на основе микроданных // *Деньги и кредит*. 2017. №12. С. 64–72.
- Люк Д.А.* Анализ сетей (графов) в среде R. Руководство пользователя / Пер. с англ. А.В. Груздева. – М.: ДМК Пресс, 2017. – 250 с.: ил.

МОДЕЛИРОВАНИЕ И ОЦЕНКА ФАКТОРОВ ОТТОКА НАСЕЛЕНИЯ ИЗ ДАЛЬНЕВОСТОЧНОГО РЕГИОНА

Олейник Е.Б., Захарова А.П., Юрченко Е.Г. (Владивосток)

Дальневосточный федеральный округ (ДФО) является самым крупным по площади и самым малонаселенным федеральным округом России. Несмотря на внедрение новых экономических механизмов (территории опережающего развития, «свободный порт Владивосток»), население продолжает покидать территорию региона.

Для краткосрочного прогнозирования и оценки оттока населения из ДВФО в целом были построены две модели временного ряда: адаптивная модель Хольта-Уинтерса (Дегтярева, 2018) и модель ARIMA (Тихомиров, Тихомирова, Ушмаев, 2011), а затем выбрана лучшую по минимальной среднеквадратической ошибке. Сравнительный анализ ошибок позволил выбрать модель ARIMA (1,0,1). Результаты моделирования позволили сделать вывод, что к началу 2020г. отток населения возрастет на 12,4%.

Для прогнозирования оттока населения по субъектам ДВФО была построена модель панельных данных с фиксированными эффектами (Ратникова, Фурманов, 2014), в которой в качестве регрессоров были выбраны следующие показатели по каждому субъекту ДВФО: объем валового регионального продукта на душу населения, руб.; численность населения в регионе, тыс. чел.; среднедушевой доход в регионе, руб.; оборот розничной торговли на душу населения в регионе, руб.; объем инвестиций в регионе (в основной капитал), млн. руб. на 1000 чел. Проверка на аномальность значений выявила в качестве аутлаера Сахалинскую область: там наблюдается значительно больший, чем в других субъектах ДВФО объем ВРП на душу населения. В число регрессоров была добавлена категориальная переменная, *Climat*, которая характеризует климатические условия субъектов ДВФО. Также была сконструирована искусственная переменная $Vrp_Climat = Vrp_Persan * Climat$, которая характеризует ВРП на душу населения с учетом «поправки» на суровость климатических условий территории. В результате построения модели панельной регрессии с фиксированными эффектами были выявлены экономические факторы, сдерживающие миграционный отток. Наиболее значимым является прирост дохода на душу населения в каждом из рассматриваемых регионов, а также ВРП на душу населения с учетом климатических условий. Значение константы указывает на то, что воздействие ненаблюдаемых факторов будет удерживать миграционный отток на уровне 9,79% в год. Следовательно, на отток населения влияют не только экономические факторы развития ДВФО.

Возможность приобрести новое жилье – один из факторов, который может помочь остановить или уменьшить отток из региона квалифицированных кадров и привлечь на территорию новых жителей. Одним из способов приобрести жилье является ипотечное кредитование. Для анализа и прогнозирования объемов ипотечного жилищного кредитования (ИЖК) был выбран Приморский край, так как это наиболее активный субъект

ДВФО, с наибольшей численностью населения и относительно благоприятными климатическими условиями. Для моделирования объемов ИЖК были построены две модели: модель М1 – аддитивная модель временного ряда с выявлением тренда, расчётом сезонной компоненты и моделью AR(1) для случайной компоненты и модель М2 – это аддитивная модель множественной линейной регрессии для следующих значимых факторов: взвешенная процентная ставка, уровень безработицы, средняя цена 1 кв. м общей площади квартир на рынке жилья и модели временного ряда для остатков. С учетом минимальной ошибки была выбрана модель М1. Полученная модель позволила оценить ежеквартальный прирост объемов ИЖК, который составил 2%. Одновременно снижается количество выданных кредитов и наблюдается рост средней суммы ипотечного займа, что свидетельствует о снижении реальных доходов населения и уменьшении возможности накопления первоначального взноса. Рост объемов ИЖК на фоне уменьшения численности населения свидетельствует о том, что жители региона заключают большое количество ипотечных сделок на приобретение квартир за пределами Дальнего Востока. В целом ипотечное кредитование является перспективным направлением повышения миграционной привлекательности региона. Однако проблема уменьшения численности населения в ДВФО требует системного решения социальных, экономических и экологических проблем и не может быть решена только уменьшением процентных ставок на ипотечные кредиты.

Литература

- Дегтярева Н.А. Модели анализа и прогнозирования на основе временных рядов: монография / Н.А. Дегтярева. – Челябинск: Изд-во ЗАО «Библиотека А.Миллера, 2018. – 160 с.
- Ратникова, Т.А., Фурманов К.К. Анализ панельных данных и данных о длительности состояний. – М.: Изд. Дом высшей школы экономики, 2014. – 373с.
- Тихомиров Н.П. Методы эконометрики и многомерного статистического анализа: учебник для вузов / Н.П. Тихомиров, Т.М. Тихомирова, О.С. Ушмаев. – М.: Экономика, 2011. – 637 с. – (Сер. "Высшее образование").

COVARIOGRAMS AND RELATED CONCEPTS

Ohanyan V.K. (Yerevan)

Let $\mathbf{R}^n (n \geq 2)$ be the n -dimensional Euclidean space, $\mathbf{D} \subset \mathbf{R}^n$ be a bounded convex body with inner points, and V_n be the n -dimensional Lebesgue measure in $\mathbf{R}^n$. The function $C(\mathbf{D}, h) = V_n(\mathbf{D} \cap (\mathbf{D} + h))$, $h \in \mathbf{R}^n$, is called the covariogram of the body $\mathbf{D}$. Here $\mathbf{D} + h = \{x + h, x \in \mathbf{D}\}$. Very little is known regarding the covariogram problem when the space dimension is greater than 2. It is known that centrally symmetric convex bodies in any dimension

sion, are determined by their covariogram up to translations. For $n=3$ the problem is open. Let $\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D}$ be the orthogonal projection of $\mathbf{D}$ onto the hyperplane $\mathbf{u}^\perp$ (here $\mathbf{u}^\perp$ stands for the hyperplane with normal $\mathbf{u}$, passing through the origin). A random line which is parallel to $\mathbf{u}$ and intersects $\mathbf{D}$ has an intersection point (denoted by x) with $\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D}$. We can identify the points of $\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D}$ and the lines which intersect $\mathbf{D}$ and are parallel to $\mathbf{u}$. Assuming that the intersection point x is uniformly distributed over the convex body $\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D}$, we can define the following distribution function. The function

$$F(\mathbf{u}, t) = \frac{V_{n-1}\{x \in \Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D} : V_1(g(\mathbf{u}, x) \cap \mathbf{D}) < t\}}{b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u})}$$

is called orientation-dependent chord length distribution function of $\mathbf{D}$ in direction $\mathbf{u}$ at point $t \in \mathbb{R}^1$, where $g(\mathbf{u}, x)$ is the line which is parallel to $\mathbf{u}$ and intersects $\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D}$ at point x and $b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u}) = V_{n-1}(\Pi_{\mathbf{u}^\perp} \mathbf{D})$. Denote by $\mathbf{P}(L(\mathbf{u}, \omega) \subset \mathbf{D})$ probability, that random segment $L(\mathbf{u}, \omega)$ (of fixed length l and direction $\mathbf{u}$) entirely lying in body $\mathbf{D}$.

Proposition 1. (see (Aharonyan N.G., Ohanyan V.K., 2018)). The probability $\mathbf{P}(L(\mathbf{u}, \omega) \subset \mathbf{D})$ in terms of distribution function $F(\mathbf{u}, t)$ has the following form:

$$\mathbf{P}(L(\mathbf{u}, \omega) \subset \mathbf{D}) = \frac{V_n(\mathbf{D}) - l b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u}) + b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u}) \int_0^l F(\mathbf{u}, z) dz}{V_n(\mathbf{D}) + l b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u})}$$

while in terms of the covariogram of the body $\mathbf{D}$ has the form:

$$\mathbf{P}(L(\mathbf{u}, \omega) \subset \mathbf{D}) = \frac{C(\mathbf{D}, \mathbf{u}, l)}{V(\mathbf{D}) + l b_{\mathbf{D}}(\mathbf{u})}.$$

We considered the notation of fuzzy covariogram which we introduce in (Ohanyan V.K., et al., 2019) and (Ohanyan V.K., et al., 2020).

References

- Aharonyan N.G., Ohanyan V.K., Calculation of geometric probabilities using Covariogram of convex bodies, Journal of Contemporary Mathematical Analysis (Armenian Academy of Sciences), 2018, Vol. 53, (2), pp. 112–120.
- Ohanyan V.K., Bardakhchyan V.B., Simonyan A.R. and Ulitina E.I. Fuzzification of convex bodies in $\mathbf{R}^n$, Soft ware Systems and Computational methods, 2019, no. 2, pp. 1–10.
- Ohanyan V.K., Bardakhchyan V.B. and Ulitina E.I. Distribution of length of random segment and covariogram for fuzzy convex bodies, Journal of Contemporary Mathematical Analysis (Armenian Academy of Sciences), 2020, vol. 55(1), pp.43–56.

THE FINANCIAL ACCELERATOR MODEL IN ARMENIA

Papikyan A. (Yerevan)

The main goal of this work is to localize the Bernanke-Gertler Financial accelerator model (Bernanke, Gertler, 1989) for Armenia and show that general equilibrium models with financial frictions significantly amplify the dynamics of the main macroeconomic indicators. This in its turn requires different response of the monetary policy. So if the above mentioned factors are not considered in general equilibrium models the monetary policy based on the basic DSGE model is somehow underestimated (Erceg, Henderson, 2010).

The impulse response analysis show that the inclusion of financial accelerator in basic DSGE model enhances the impact of main macroeconomic variables on gross economic activity (during different economic shocks). This proves that, in markets with financial frictions, even relatively small economic shocks can have significant impact on gross economic activity, thus requiring significant changes in monetary policy interest rates.

We have designed expanded DSGE model for small open economy characterized by nominal and real stickiness and financial accelerator mechanism included. In other words we have optimization problem for five different institutional units: households, firms, entrepreneurs, central bank, government and rest of the world. Main equations of the model are described below¹.

➤ The present value of the life-time *utility function of households* $U = E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(C_t; L_t)$

➤ *Consumption basket of households* $C_t = \left[\alpha^{\frac{1}{\rho}} C_H^{1-\frac{1}{\rho}} + (1-\alpha)^{\frac{1}{\rho}} C_M^{1-\frac{1}{\rho}} \right]^{\frac{\rho}{\rho-1}}$

➤ *Consumer price index* $P_t = [\alpha P_H^{1-\rho} + (1-\alpha) P_M^{1-\rho}]^{\frac{1}{1-\rho}}$ $\rho > 0$

➤ *Non-Ricardian households* budget constraint $P_t C_t = W_t(j) L_t(j) - T_t, j \in [0, \lambda]$

➤ *Ricardian households* budget constraint

$$P_t C_t(j) + E[q_{t+1} d_{t+1}(j)] + \frac{e_t B_t^*(j)}{(1+i_t^*) \Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{x,t} X_t} \right)} + M_t(j) = W_t(j) L_t(j) + d_t(j) + e_t B_{t-1}^*(j) + M_{t-1}(j) + \Pi_t + T_t$$

➤ *Risk premium function* $\Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{x,t} X_t} \right) = \Theta \frac{\Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{x,t} X_t} \right) e_t B_t^*}{\Theta \left(\frac{e_t B_t^*}{P_{x,t} X_t} \right) P_{x,t} X_t} = \mu$

➤ *Euler Rule* $c_t = \frac{1}{1+h} E(c_{t+1}) + \frac{h}{1+h} c_{t-1} - \frac{1-h}{(1+h)\sigma} [i_t - E(\pi_{t+1})]$

➤ *Uncovered interest parity* $i_t = i_t^* + E(\Delta e_{t+1}) + \mu [rer_t + b_t - (p_{x,t} - p_t) - x_t]$

➤ *Nominal wage inflation* $\pi_t^w = \frac{(1-\beta\varphi_w)(1-\varphi_w)}{\varphi_w} [mrs_{C,L} - (w_t - p_t)] + \beta E\{\pi_{t+1}\}$

¹ It is worth to mention that besides general equation we also have supporting equations(identities) that are not included in this chapter.

- **New Keynesian Philips curve for home goods** $\pi_{Ht} = \frac{(1-\beta\varphi)(1-\varphi)}{\varphi(1+\beta\chi)} mc_{Ht} + \frac{\beta}{1+\beta\chi} E\{\pi_{H,t+1}\} + \frac{\chi}{1+\beta\chi} \pi_{H,t-1}$
- **New Keynesian Philips curve for imported goods**
 $\pi_{Mt} = \frac{(1-\beta\varphi^*)(1-\varphi^*)}{\varphi^*(1+\beta\chi)} (S_t + P_{Mt}^* - P_{Mt}) + \frac{\beta}{1+\beta\chi} E\{\pi_{M,t+1}\} + \frac{\chi}{1+\beta\chi} \pi_{M,t-1}$
- **Law of one price** $P_{Xt} = S_t P_{Xt}^*$
- **Production function** $Y_{H,t} = A_H K_{H,t}^\alpha L_{H,t}^{1-\alpha}$
- **Taylor rule** $R_t^n = \left(\frac{Y_t}{Y_{t-1}} \frac{1}{1+\bar{Y}}\right)^{\mu_Y} \left(\frac{P_{Ht}}{P_{H,t-1}} \frac{1}{1+\bar{\pi}_H}\right)^{\mu_{\pi H}} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \frac{1}{1+\bar{\pi}}\right)^{\mu_{\pi}} \left(\frac{S_t}{\bar{S}}\right)^{\mu_S} (\bar{R}^n)^{\mu_r}$
- **Fiscal rule** $\frac{T}{Y} \tau_t = \phi_b b_t^g + \phi_g \frac{G}{Y} (p_{H,t} - p_t + g_t)$
- **Optimization problem of entrepreneurs** $E \left\{ \left[1 - \mu \int_0^{\bar{\omega}^j} \omega dF(\omega) \right] U_{t+1}^{rk} \right\} E\{R_{t+1}^k\} Q_t K_{t+1}^j - R_{t+1} (Q_t K_{t+1}^j - N_{t+1}^j)$
- **Credit funds** $B_{t+1}^j = Q_t K_{t+1}^j - N_{t+1}^j$ N is the net worth of the entrepreneur
- **Capital stock** $K_{t+1} = \Phi\left(\frac{I_t}{K_t}\right) K_t + (1 - \delta) K_t$
- **External financing premium equation** $E\{R_{t+1}^k\} = s \left(\frac{N_{t+1}}{Q_t K_{t+1}}\right) R_{t+1}$.

References

- Bernanke B., Gertler M. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations. American Economic Review, 1989.
- Bernanke B., Gertler M. The Financial Accelerator in Quantitative Business Cycle Framework, 1998.
- Bernanke B., Gertler M. and Gilchrist S. The financial accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework, 1999.
- Ćorić B. The Financial Accelerator Effect: Concept and Challenges, Staffordshire University, 2010.
- Brzoza-Brzezina, Makarski Credit Crunch in a Small Open Economy, 2009.
- Bils M., Klenow P. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices, Journal of Political Economy 112, 2004, no. 5.
- Blanchard and Galí Real Wage Rigidities and the New Keynesian Model, 2007.
- Christiano L.J., Motto R. and Rostagno M.V. Financial factors in business cycle. European Central Bank, 2007.
- Erceg C., Henderson D. Optimal monetary policy with staggered wage and price contracts, 2000.

IT'S THE WAY PEOPLE MOVE! INTERNAL MIGRATION AS AN ADJUSTMENT DEVICE IN RUSSIA

Pastore F. (Naples), Semerikova E. (Moscow)

Mobility among labor market statuses as well as internal and international migration are key drivers of a potentially important and strong adjustment mechanism for economic shocks, if working properly. This is especially true for market economies that rely also on market forces to correct their internal imbalances. Therefore, it is critical to investigate to what extent migration can become an equilibrating tool in the labour market of all countries, but especially in emerging market economies. Unfortunately, studies addressing these aspects are rare when not missing at all, also due to the lack of suitable statistical data.

In this paper, we study the migration response to regional labour market shocks, by investigating whether migration contributes substantially to the adjustment to the region-specific labour demand shocks. Similar to what Jauer, Liebig et al. (2019) do for the EU, we investigate the statistical relationship between migration in a region and the relative unemployment rate along with the relative income in another region in the case of Russia. We focus explicitly on population changes as proxies for migration flows what allows us to analyze both internal and external migration flows. We also apply spatial econometrics methodology (Anselin 1988; LeSage and Pace 2010; Elhorst 2014), which allows us to distinguish the effect of changes in incomes and unemployment rates in the neighbouring regions from the rest. This represents an important innovation in the relevant literature, since it allows us to separate the effect of migration relative to distant regions from those relative to neighbouring ones.

We consider panel data models with individual and time effects:

$$\ln\left(\frac{pop_{it}}{pop_{it-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{ur_{it-1}}{ur_{nt-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{y_{it-1}}{y_{nt-1}}\right) + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it},$$

where pop_{it} is the number of people who live in the region i in year t , ur_{it-1} – unemployment rate in the region i in year $t-1$, ur_{nt-1} – national unemployment rate $t-1$, y_{it-1} is monthly income per capita in region i in year $t-1$, y_{nt-1} is a national monthly income per capita in year $t-1$. As determinants we include a relative unemployment rate in a region and a relative monthly income per capita. For the aims of our analysis we employ panel data for 80 Russian regions observed over the period from 2000 until 2015. The data are provided by the Federal State Statistical Office.

Additionally, we extend the models with spatial lags and estimate spatial error models and spatial durbin models. Spatial durbin model allows us to distinguish the effect of the relative unemployment rate and income in the neighbouring regions, whereas spatial error models account for the unobserved spatial connectedness of the neighbouring regions.

Spatial Error Model:

$$\ln\left(\frac{pop_{it}}{pop_{it-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{ur_{it-1}}{ur_{nt-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{y_{it-1}}{y_{nt-1}}\right) + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + u_i,$$

where W is a spatial matrix of inverse geographical distances between the regional centers or the continuity matrix and all other variables are defined as above.

Spatial Durbin Model:

$$\ln\left(\frac{pop_{it}}{pop_{it-1}}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln\left(\frac{ur_{it-1}}{ur_{nt-1}}\right) + \alpha_2 \ln\left(\frac{y_{it-1}}{y_{nt-1}}\right) + \alpha_3 W \ln\left(\frac{ur_{it-1}}{ur_{nt-1}}\right) + \alpha_4 W \ln\left(\frac{y_{it-1}}{y_{nt-1}}\right) + \eta_t + \mu_i + \varepsilon_{it},$$

where $W \ln\left(\frac{y_{it-1}}{y_{nt-1}}\right)$ and $W \ln\left(\frac{ur_{it-1}}{ur_{nt-1}}\right)$ are spatial lags of the relative monthly income per capita and relative unemployment rate, W is a spatial matrix of inverse geographical distances between the regional centers or the continuity matrix.

The spatial econometrics analysis shows a significant magnitude of spatial spillover effects for interregional migration flows, which being dependent on the welfare can reduce or increase inequality between regions. The relatively low degree of internal mobility coupled with poverty traps might explain why migration flows tend not to generate convergence, but rather divergence across Russian regions.

References

- Anselin L.* Spatial econometrics: methods and models. Dordrecht, Kluwer Academic Publishers, 1988.
- Elhorst J.P.* Spatial econometrics: from cross-sectional data to spatial panels. Springer Briefs in regional science, 1 online resource (vii, 119 pages), 2014.
- Jauer J. et al.* Migration as an adjustment mechanism in the crisis? A comparison of Europe and the United States 2006–2016 // *Journal of Population Economics*. 2019, Vol. 32, №. 1, pp. 1–22.
- LeSage J.P. and Pace R.K.* Introduction to spatial econometrics. Boca Raton, CRC Press. 2009.

АНАЛИЗ СОВМЕСТНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ БИРЖЕВЫХ И АРТ-ИНДЕКСОВ: ПОПЫТКА КОПУЛЯРНОГО ПОДХОДА

Петров Н.А., Ратникова Т.А. (Москва)

Цель работы состоит в исследовании связи традиционных финансовых и биржевых индексов с индексами, характеризующими доходность рынка объектов искусства (Kräussl, van Elsland, 2008). Обнаружение подобной связи позволяет оптимизировать выбор структуры инвестиционного портфеля и осуществлять хеджирование рисков (Петров, Ратникова, 2017). Применение традиционных инструментов анализа корреляционных зависимостей (например, VAR-моделей), опирающихся на гипотезу о наличии совместных нормальных распределений анализируемых показателей, здесь оказывается неэффективно.

Подход копул представляется более целесообразным из-за возможности учитывать нелинейные иерархические структуры взаимосвязей (Князев, Лепехин, Шемякин, 2016).

Для моделирования функции совместного распределения доходностей нескольких индексов (на полотна Матисса, на живопись в целом, цены золота, акций арт-компаний и индекса S&P500) в работе сделана попытка использования вложенных Архимедовых копул различных конфигураций. На основе имеющихся данных можно сделать вывод, что распределение доходностей перечисленных выше индексов чувствительно к конфигурации копулы. Анализ парных копул в большинстве случаев не позволил обнаружить связей между индексами. Однако учет иерархии в структуре копулы (Okhrin, Ristig, 2014) позволяет увидеть, что зависимость пары доходностей «финансовых» индексов (S&P500 и Shares) и индекса полотен Матисса выше, чем зависимость между этой парой и индексами Art Global (на живопись в целом) и Gold.

Литература

Kräussl R., van Elstrand N. Constructing the true art market index: A novel 2-step hedonic approach and its application to the German art market. CFS working paper 2008/11, Center for Financial Studies Frankfurt University. 2008.

Okhrin O., Ristig A. Hierarchical Archimedean copulae: The HAC package. SFB 649 Discussion Paper 2012–036, 2014.

Князев А.Г., Лепехин О.А., Шемякин А.Е. Совместное распределение биржевых индексов: методологические аспекты построения и выбора копулярных моделей. Прикладная эконометрика, 2016. 42 (2). С. 30–53.

Петров Н.А., Ратникова Т.А. Ценовой индекс на полотна Анри Матисса: чувствительность к методу построения и связь с биржевым и арт-индексами. Прикладная эконометрика, 2017. 47 (2). С. 49–73.

ON SOME ISSUES OF THE PRACTICAL APPLICATION OF MODELLING AND VALIDATION OF PETRI NETS

Petrosyan G. (Yerevan), Avetisyan A. (Gyumri)

The development of parallel systems is particularly difficult. The main reason is that these systems are parallel and non-deterministic, which means that such systems can be executed in many different ways, for example, depending on whether messages are lost during transmission, process planning, and the time at which input is received from the environment. Parallel systems are inherently complex and complex to design, test, and debug. In addition, for many parallel systems, such as systems built into nuclear power plants, aircraft control systems and hospital life support equipment, generally real systems, it is important that the system works correctly from the very beginning. Therefore, to cope with the complexity of modern parallel systems, it is extremely important to provide methods that allow you to debug and test the central parts of sys-

tem design before its implementation and deployment. It is known that one of the ways to solve the problem of developing parallel systems is to build a model of the system. Modeling is a universal method that can be used in many areas of the system. One striking example for developing a system is the Unified Modeling Language (UML) (Rumbaugh J., Jacobson I., and Booch G., 1999), which is becoming the standard for modeling a software language and which supports modeling of the structure and behavior of a system.

It is known that there are different mechanisms for modeling real systems, especially those systems where the question arises of solving the problems of effective parallelism. Such mechanisms are Neural networks (Беркинблит М.Б., Нейронные сети, 1993), Petri nets, etc (Reisig W., 1985). From the point of view of cybernetics, a Neural network is used in adaptive control tasks and as algorithms for robotics. From the point of view of the development of computer technology and programming, a Neural network is a way to solve the problem of effective parallelism (Беркинблит М.Б., Нейронные сети, 1993).

The paper is devoted to the practical application of modeling and validation of Petri nets, which are similar to Neural networks (Desel J. and Reisig W., 1998).

Petri Net is a graphical tool for formal description of the flow of activities in complex systems. If we examine and compare the other more popular techniques of graphical system representation, PN are particularly matched for representation of logical interactions among parts or activities in a system in a natural way. Typical situations that can be modelled by PN are: synchronization, concurrency and conflict (Reisig W., 1985; Desel J. and Reisig W., 1998).

Colored Petri net (CPN) is Classical Petri net modern expansion (Jensen K., 2001).

Colored Petri Nets (CP-nets or CPNs) is a modelling language developed for systems in which communication, synchronization and resource sharing play an important role. CP-nets combine the strengths of ordinary Petri nets with the strengths of a high-level programming language. CP-nets has an intuitive, graphical representation which is appealing to human beings. The graphical representation makes it easy to see the basic structure of a complex CPN model, i.e., understand how the individual processes interact with each other. CP-nets also has a formal, mathematical representation with a well-defined syntax and semantics.

The paper discusses in detail the relationship between the languages of Colored Petri nets and some traditional languages is shown, where the class of languages of Colored Petri nets includes a whole class of context-free and some other classes of languages, and therefore, the Venn-diagram of the Chomsky Hierarchy of Formal languages was modified by the author. The synchronization problem proposed by Patil was simulated using the Colored Petri nets, which cannot be represented using the well-known operations P and V or using the classical Petri nets, since the restriction of the mentioned mathematical properties does not allow simulating the mechanisms in which the process must be synchronized with an optimal distribution resources (Peterson J., 1981, 1991, 2019; Petrosyan G., 2019).

References

- Desel J. and Reisig W.* Place/transition Nets. In Lectures on Petri Nets I: Basic Models. Springer, 1998, Vol. 1491 of Lecture Notes in Computer Science, pp. 122–173.
- Jensen K. (ed.).* International Journal on Software Tools for Technology Transfer, 2001, Vol. 3, No. 4. Special section on coloured Petri nets.
- Peterson J.* Petri net theory and the modelling of systems, © 1981, 1991, 2019, 241 p., QA76.9. S88P47, ISBN 978-1-08-059117-6.
- Petrosyan G.* The Possibilities of Modeling Petri Nets and Their Extensions, chapter of monography Computer Simulation, Selection of our books indexed in the Book Citation Index in Web of Science™ Core Collection (BKCI), Web of Science, © 2019 The Author(s). Licensee Intech Open. DOI:<http://dx.doi.org/10.5772/intechopen.90275>
- Reisig W.* Petri Nets: An Introduction, Springer, 1985, Vol. 4 of EATCS Monographs on Theoretical Computer Science.
- Rumbaugh J., Jacobson I. and Booch G.* The Unified Modeling Language Reference Manual. Addison-Wesley, 1999.
- Беркинблит М.Б.* Нейронные сети. – М.: МИРОС и ВЗМШРАО, 1993. – 96 с. – ISBN 5-7084-0026-9.

К ВОПРОСУ МАТЕМАТИЧЕСКОЙ ОБРАБОТКИ ОДОНТОМЕТРИЧЕСКИХ ДАННЫХ ПОСРЕДСТВОМ КОРРЕЛЯЦИОННО-РЕГРЕССИОННОГО АНАЛИЗА

Петросян Г.Р. (Ереван), Габучян А.В. (Москва), Шахбазян Л.Г. (Ереван)

В ходе исследований, проводимых в области стоматологии и антропологии, очень важным остается вопрос точности измерений (Zubov A., 2006). Разработки для расчета точности измерений, получаемых на основе различных методологий данных, в вышеуказанных областях ведутся до сих пор. В нашем исследовании сечения изображений зубов были получены серией параллельных плоскостей в заданном направлении (этот подход называется одонтометрия). Совместные с антропологами исследования были направлены на измерения углов наклона скатов бугорков зуба. Данный подход имеет большой потенциал не только при измерении зубов, но и при описании формы зуба в цифровой форме. Как следствие возникает вопрос математической обработки информации с целью выявления как характерных закономерностей распределения полученных данных по поверхности зуба, так и групповых, индивидуальных, этнических и других характеристик, которые и будут составлять эффективность применения данного метода в стоматологических и антропологических исследованиях (Berman G. 2010; Correia G. 2014; Knyaz V.A. 2016).

В исследовании на основе корреляционно-регрессионного анализа рассмотрено сравнение некоторых одонтометрических параметров со стандартными (Гмурман В.Е. 2003; Мхитарян В.С., 2019). То есть на основе корреляционно-регрессионного анализа с

помощью коэффициента корреляции измеряется теснота связей показателей. При этом обнаруживаются связи, различные по силе (сильные, слабые, умеренные и др.) и различные по направлению (прямые, обратные). Если связи окажутся существенными, то будет целесообразно выявление их математического выражения в виде регрессионной модели и оценки статистической значимости модели. Регрессионный анализ будучи основным методом современной математической статистики используется для выявления неявных и завуалированных связей между данными наблюдений. Задача регрессионного анализа формулируется следующим образом: из совокупности результатов наблюдений один столбец соответствует показателю, для которого необходимо установить функциональную зависимость с параметрами объекта и среды, представленными остальными столбцами. Требуется установить количественную взаимосвязь между показателем и факторами. В этом случае задача регрессионного анализа понимается как задача выявления такой функциональной зависимости, которая наилучшим образом описывает имеющиеся экспериментальные данные, на основе чего выявляются оптимальные интервалы для подвижных точек. В настоящее время традиционная одонтометрия предлагает ограниченное количество измерений коронарных частей зуба, включая оценку мезио-дистального и вестибуло-орального диаметров, или измерения, на основе одного измерения максимального параметра. Принимая во внимание сложность, неравномерность и изменчивость формы зубов такие измерения недостаточны для интерпретации морфологии зуба. Для этого предлагается одонтометричный подход к получению данных из серии параллельных, одинаково разнесенных участков в сочетании с автоматическим обнаружением ориентиров, используемых для измерений. Эти разделы позволяют определить максимальные размеры зубов, а также собрать данные со всех частей зуба, чтобы описать его морфологически. Мезо-дистальный и вестибуло-оральный диаметры (то есть максимальные размеры в этих измерениях) зубов измеряли как вручную, так и цифровым автоматическим методом. Поскольку это был первый опыт применения двух вышеупомянутых методов для измерения антропологических образцов, нас интересовало сравнение оценочных параметров зубов.

Литература

- Berman, G.*, Tooth size measurements and Bolton analysis for fast-set plaster models versus computer-based models rendered from dual pour alginate impressions. Mds thesis. Pittsburgh, 2010.
- Correia G.D., Habib F.A., Vogel C.J.* Tooth-size discrepancy: a comparison between manual and digital methods. Dental Press J Orthod. Jul-Aug., 2014, 19(4), pp. 107–13.
- Knyaz V.A., Gaboutchian A.V.* Photogrammetry-based automated measurements for tooth shape and occlusion analysis // The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences, 2016, Volume XLI-B5, doi:10.5194/sprsarchives-XLI-B5-849-2016.

Zubov A. Methodological guidance for anthropological analysis of odontological materials. ETNO-ONLINE, Moscow, 2006.

Гмурман В.Е. Теория вероятностей и математическая статистика. 9-е изд., – М.: Высшая школа, 2003. – 479 с.

Мхитарян В.С., Шишков В.Ф., Козлов А.Ю., Искоркин Д.В. Теория вероятностей и математическая статистика с использованием MS EXCEL. Учебник и практикум. В 2 ч. Математическая статистика / М.: Курс, 2019. – 304с. ISBN 978-5-907228-09-2.

THE ANALYZES OF DEVELOPMENT FACTORS OF COUNTRIES THROUGH THE CLUSTERING OF HUMAN CAPITAL INDEX

Petrosyan D.(Yerevan)

Effective investments in human capital are central to development, delivering substantial economic benefits in the long run. This paper studies factors that lead to human capital development which, in turn, leads to the development of the country. The human capital index (HCI) is explored to understand what actions should be taken now to have great economic growth in the future. The main purpose of this paper is to find out which elements have the greatest weights in HCI and, consequently, which of them should be improved to ensure economic growth.

The clustering method is used to analyze the importance of various components of HCI of 157 countries to understand the main forces behind the high and low level of HCI and to offer policy actions. Although there are different methods of clustering, in this research, the K-Means algorithm is applied with the help of which HCI and its components are divided into four almost equal groups with inherent similarity among countries within the groups. It is worth mentioning that the first and fourth groups are the best and the worst respectively.

Thus, clustering shows which components prevent each country from appearing in the best group of HCI, and which ones foster the inclusion of the countries in the best group.

МОДЕЛИРОВАНИЕ НАУЧНО-ТЕХНОЛОГИЧЕСКОГО РАЗВИТИЯ ОТРАСЛИ РАСТЕНИЕВОДСТВА РОССИИ: РЕТРОСПЕКТИВА И ПРОГНОЗ

Петухова М.С., Шелковников С.А. (Новосибирск)

Цикличность развития экономики основывается на смене технологических укладов и возникновении технологических сдвигов. Это справедливо и для отрасли растениеводства, где анализ динамики урожайности (основного показателя, характеризующего уровень используемых технологий) за предыдущие 100 лет, позволяет выявить периодичность научно-технологического развития отрасли. Нами была исследована динамика урожайности зерна в СССР и России с 1946 по 2019 гг. Начало каждого периода совпадает с технологическими сдвигами, связанными с появлением новых технологий обработки сельскохозяй-

ственных угодий или уборки урожая и соответствующим увеличением показателя урожайности после его снижения в течение нескольких лет. Это подтверждают исследования Й. Шумпетера, согласно которым, наиболее восприимчивым к инновациям является период депрессии в экономике, а также то, что новые волны деловой активности вызываются именно «подрывными» инновациями, когда с рынка уходят устаревшие технологии и появляется, так называемый, «вихрь созидательного разрушения» (Шумпетер, 1982).

Для удобства назовем эти волны периодами с постоянным уровнем научно-технологического развития (далее ППУ НТР). Как показали проведенные исследования, начиная с 1946 г. в истории России наблюдалось 4 ППУ НТР. В настоящее время отрасль растениеводства находится на повышательной стадии пятого периода. Средняя продолжительность таких периодов составляет 16,8 лет. Как показал аналогичный анализ, проводимый для растениеводства США, наиболее часто встречающаяся продолжительность периода составляет 15 лет. Так как США на протяжении исследуемого периода развивались равномерно, без глубоких внутренних и внешних потрясений, не связанных с природно-климатическими катаклизмами, то 15 лет в данном случае будет являться эталонным значением.

Необходимость выявления циклов инновационной активности в развитии растениеводства для государства обуславливается появлением возможности предвидения периодов появления новых технологий в отрасли и активным содействием в развитии данного процесса (Акаев, 2011). Как уже говорилось выше, в периоды экономической депрессии именно инновации позволяют выйти отрасли из этого состояния и обеспечить качественный и количественный рывок в научно-технологическом развитии.

По нашему мнению, развитие отрасли растениеводства в настоящее время происходит в рамках одной парадигмы производства. Парадигма производства в растениеводстве – совокупность периодов с постоянным уровнем научно-технологического развития, основывающихся на схожих принципах и методах производства продукции отрасли. Радикальная смена принципов и методов выращивания растений, обусловленная достижением максимума возможностей земли, как основного фактора производства, приводит к появлению новой парадигмы производства продукции растениеводства.

Парадигма 1: Обработка почвы => Парадигма 2: Беспочвенное выращивание => Парадигма 3: Синтезирование продуктов питания.

Для прогнозирования будущих периодов с постоянным уровнем НТР необходимо определение таких показателей как скорость и ускорение изменения урожайности.

Ускорение изменения урожайности (или ускорение научно-технологического развития отрасли растениеводства) определяется по следующей формуле:

$$\frac{ds}{dt} = A(S - S_{\min})(S_{\max} - S),$$

где $s(t)$ – урожайность зерна, достигнутая используемой технологией; A – относительный показатель роста; $S_{\min}$ – минимально возможная урожайность при данной технологии; $S_{\max}$ – максимально возможная урожайность при данной технологии (Нижегородцев, 2004).

Как показывают расчеты, ускорение по каждому из периодов имеет тенденцию роста.

Период, когда ускорение примет отрицательное значение, станет переломным моментом в научно-технологическом развитии растениеводства и будет обозначать необходимость инвестирования в новые технологии следующей парадигмы, т.к. эффективность предыдущей технологии производства продукции растениеводства начнет свое снижение. Для государства понимание этого момента имеет стратегическое значение, что позволит вовремя поддержать финансирование исследований и разработок, которые станут перспективными в долгосрочном будущем.

Литература

- Акаев А.А. Анализ состояния и перспектив мирового экономического роста на основе теории Шумпетера–Кондратьева / Экономика и управление. 2011. №2(64). С. 9–15.
- Нижегородцев Р.М. Логистическое моделирование экономической динамики / Управление социально-экономическими системами. 2004. №1. С. 46–53.
- Шумпетер Й. Теория экономического развития. М.: Прогресс, 1982.

ГОЛОТЕТИЧНЫЕ ПРОИЗВОДСТВЕННЫЕ ФУНКЦИИ ПО ЛИНЕЙНОМУ ЭКЗОГЕННУМУ НАУЧНО-ТЕХНИЧЕСКОМУ ПРОГРЕССУ

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

Рассмотрим двухфакторную производственную функцию

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

которая в результате влияния (Варшавский, 1984) научно-технического прогресса (НТП), заданного функциями технического прогресса (Sato, 1980)

$$\bar{K} = \varphi(K, L, t), \bar{L} = \psi(K, L, t), \text{ при условии } \varphi(K, L, 0) = K, \psi(K, L, 0) = L, \quad (2)$$

трансформируется и переходит в функцию, зависящую от параметра t НТП,

$$\bar{Y} = F(\bar{K}, \bar{L}) = F(\varphi(K, L, t), \psi(K, L, t)) = \bar{F}(K, L, t).$$

В 60–70 годах XX столетия, после выхода двух работ (Solow, 1957; Stigler, 1961) будущих лауреатов Нобелевской премии по экономике Р. Солоу (1987 год) и Дж. Стиглера (1982 год), в научной литературе развернулась дискуссия по проблеме отличия влияния НТП от эффекта отдачи от масштаба для заданного производственного процесса. Полемика получила название «противоречие Солоу–Стиглера» (Solow–Stigler controversy) и была окончательно теоретически решена японским экономистом Р. Сато в 1980 году (Sato, 1980). Для решения данной проблемы Р. Сато предложена концепция голотетичной (holo-

thetic) производственной функции и использована теория непрерывных групп преобразований, созданная выдающимся норвежским математиком Софусом Ли (Ли, 2011).

Следуя (Sato, 1980), производственную функцию (1) относительно заданного экзогенного НТП (2) будем называть *голотетичной*, если карта изоквант производственной функции (1) при преобразовании (2) остается инвариантной. При этом, понятие голотетичной функции тесно связано с нейтральностью НТП по Хиксу (Sato, 1980).

Основной теоретический результат Р.Сато заключается в следующем (Sato, 1980): *эффект от влияния НТП и эффект отдачи от масштаба являются независимыми явлениями и различимыми тогда и только тогда, когда производственный процесс описывается не голотетичной производственной функцией относительно заданного НТП.*

В данной работе описано все множество голотетичных производственных функций и, тем самым, решено «противоречие Солоу-Стиглера», в случае линейного экзогенного НТП.

Основной результат. Пусть экзогенный НТП задан посредством линейных функций технического прогресса $\bar{K} : (K, L, t) \rightarrow A(t)K + B(t)L$, $\bar{L} : (K, L, t) \rightarrow C(t)K + D(t)L$, где непрерывно дифференцируемые функции A, B, C и D такие, что $A(0) = D(0) = 1$, $B(0) = C(0) = 0$ и $A(t)D(t) \neq C(t)B(t)$. Тогда класс голотетичных производственных функций относительно линейного экзогенного НТП имеет вид $Y = F(Q(f) + P(f, L))$, где Q – произвольная функция, $P(f, L) = P(\gamma, L)|_{\gamma=f(K, L)} = \int \frac{dL}{c \cdot K(\gamma, L) + d \cdot L}|_{\gamma=f(K, L)}$ (γ – постоянная), числа $a = A'(0)$, $b = B'(0)$, $c = C'(0)$, $d = D'(0)$ (штрих означает операцию дифференцирования), функция $K = K(\gamma, L)$ находится из уравнения $f(K, L) = \gamma$, а функция f определяется в зависимости от следующих случаев:

1) Если $\lambda_1 = 0$ есть собственное число матрицы $A = \begin{pmatrix} a & c \\ b & d \end{pmatrix}$, которому соответствует вещественный собственный вектор $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$, то $f(K, L) = \alpha_1 K + \beta_1 L$;

2) Если $\lambda_1, \lambda_2 \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$ – собственные числа матрицы A , которым соответствуют линейно независимые вещественные собственные векторы $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$ и $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$, то функция $f(K, L) = (\alpha_1 K + \beta_1 L)^{\lambda_2} (\alpha_2 K + \beta_2 L)^{-\lambda_1}$;

3) Если $\lambda_1 \in \mathbf{R} \setminus \{0\}$ двукратное собственное число матрицы A , которому соответствуют вещественные собственный $v^1 = (\alpha_1, \beta_1)$ и первый присоединенный $v^2 = (\alpha_2, \beta_2)$ векторы, то функция $f(K, L) = (\alpha_1 K + \beta_1 L) \exp \left(-\lambda_1 \cdot \frac{\alpha_2 K + \beta_2 L}{\alpha_1 K + \beta_1 L} \right)$;

4) Если $\lambda_1 = \hat{\lambda}_1 + \tilde{\lambda}_1 i$ – существенно комплексное ($\tilde{\lambda}_1 \neq 0$) собственное число матрицы A , которому соответствует собственный вектор $v^1 = (\hat{\alpha}_1 + \tilde{\alpha}_1 i, \hat{\beta}_1 + \tilde{\beta}_1 i)$, то функция

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

Литература

- Sato R.* The impact technical change on the holotheticity of production functions. Review of Economic Studies, 1980, Vol. 47, No. 4, pp. 767–776.
- Solow R.* Technological change and aggregate production function. Review of Economics and Statistics, 1957, Vol. 39, No. 3, pp. 312–320.
- Stigler G.* Economic problems in measuring changes in productivity. Output, Input, and Productivity Measurement (National Bureau of Economic Research, Princeton), 1961, pp. 47–78.
- Варшавский А.Е.* Научно-технический прогресс в моделях экономического развития: методы анализа и оценки. М. Финансы и статистика, 1984. – 208 с.
- Ли С.* Теория групп преобразований: В 3-х частях. – М.: Ижевск. ИКИ, 2011.

ПОДХОД К ОЦЕНКЕ НЕРАВНОВЕСНЫХ СОСТОЯНИЙ РЕГИОНАЛЬНЫХ ЭКОНОМИЧЕСКИХ СИСТЕМ

Рослякова Н.А. (Москва)

Несбалансированность является системным свойством территориального развития. В 90–00 гг. в Российской Федерации убедились на практике, что сами по себе рыночные механизмы не ведут к автоматическому выравниванию территориальных социально-экономических пропорций. Эти постулаты были теоретически обоснованы в рамках концепции новой экономической географии (Krugman, 1993). На этой основе через концепцию «центр-периферия» в ряде работ было доказано, что невозможно одновременное развитие всей периферии, что доказывает устойчивость сложившихся пространственных диспропорций (Head, Mayer, 2004). В современном научном дискурсе всё активнее говорят о наличии устойчивых неравновесных состояний, что требует отказа от таких теоретических предположений классической школы как равновесность экономических систем и стремление их к равновесию в случае его нарушения (Нижегородцев, 2016). На этой основе целесообразно изучение явлений рецессионного и инфляционного разрыва в региональных экономических системах.

По мнению исследователей, развитие инфраструктуры внутри страны может фундаментально изменить ценовые пропорции факторов производства в регионах (Iammarino, Rodriguez-Pose, Storper, 2018). Именно это является основой для регулирования состояния разрыва и обеспечения большей сбалансированности региональной экономической систе-

мы. Такие механизмы на основе развития транспортной инфраструктуры были разработаны автором в рамках диссертационного исследования (Рослякова, 2019).

Для выявления рецессионного и инфляционного разрыва были исследованы регионы России с целью выявить параметры взаимосвязи транспортных факторов и ВРП (как выразителя уровня экономического развития). На основе кластеризации и регрессионного анализа были обоснованы группы регионов, которые имеют принципиально отличные параметры, так в ряде регионов наблюдалось возрастание роли транспортной инфраструктуры для формирования регионального ВРП, что обуславливает рецессионный разрыв. Для другой, более многочисленной группы регионов, напротив, наблюдалось слабое и уменьшающееся воздействие инфраструктуры, что обуславливает состояние инфляционного разрыва. Это позволило обосновать состояние рецессионного и инфляционного разрыва в регионах в отношении фактора транспортной инфраструктуры.

Далее, с помощью инструментария DEA (подробнее см. (Ратнер, 2020)) стало возможно более детально проанализировать параметры сбалансированности уровней развития инфраструктуры и экономики региона. Так для немногочисленной группы регионов, пребывающих в рецессионном разрыве, была выявлена высокая степень достижения оптимального уровня ВРП и использования инфраструктуры и обосновано, что дальнейшее наращивание производства в таких регионах будет вести к уменьшению отдачи производственных инвестиций. В свою очередь, для регионов, пребывающих в состоянии инфляционного разрыва, параметры оптимальных уровня использования инфраструктуры и ВРП не достигнуты. Однако инфляционный характер экономических систем требует специальных усилий по стимулированию производственного процесса, так как заниженный уровень цен препятствует автоматическому росту предложения. Однако осуществление таких мероприятий будет вести к возрастающей отдаче производственных инвестиций.

Данные выводы имеют потенциал применения в сферах государственного регулирования пропорций территориального развития и разработки механизмов, направленных на социально-экономический рост и развитие.

Литература

- Head K., Mayer T.* The empirics of agglomeration and trade. The handbook of regional and urban economics, 2004, Vol. 4, pp. 2609–2669.
- Iammarino S., Rodriguez-Pose A., Storper M.* Regional inequality in Europe: evidence, theory and policy implications // Papers in Evolutionary Economic Geography (PEEG). Utrecht University, Department of Human Geography and Spatial Planning, Group Economic Geography, 2018, 55 p.
- Krugman P.R.* First nature, second nature, and metropolitan location // Journal of Regional Science, 1993, № 33 (2), pp. 129–144.

- Нижегородцев Р.М.* Парадигма неравновесия и задачи государственного управления в Российской Федерации в условиях импортозамещения институтов // Государственное управление. Электронный вестник. 2016. № 58. С. 39–53.
- Ратнер С.В.* Практические приложения анализа среды функционирования (Data Envelopment Analysis) к решению задач экологического менеджмента – М.: ИНФРА-М, 2020. – 231 с.
- Рослякова Н.А.* Механизмы обеспечения экономического роста регионов на основе развития транспортной инфраструктуры, дис. ... канд. экон. наук / Рослякова Наталья Андреевна. Москва. 2019.

ИЗМЕРЕНИЕ ТОЧНОСТИ ВНЕВЫБОРОЧНОГО ПРОГНОЗА ПРИ АНАЛИЗЕ ДОЖИТИЯ

Румянцева Е.В., Фурманов К.К. (Москва)

Прогноз дожития обычно рассматривается в одном из двух аспектов: как количественная оценка времени жизни (аналогично прогнозам в линейной регрессии) и как прогноз факта дожития до определённого срока или вероятности дожития (аналогично моделям бинарного выбора). И в том и в другом случае измерение точности прогноза затрудняется неполнотой данных, чаще всего – цензурированием справа: время жизни части наблюдаемых объектов в точности не известно, потому что на момент завершения наблюдения их жизнь продолжается. В результате, невозможно непосредственно ни рассчитать стандартные характеристики качества прогноза, такие как MAE, MSE, MAPE, ни построить классификационную таблицу для бинарного прогноза «выжил/не выжил». Слово «жизнь» здесь понимается в широком смысле – как любое состояние, продолжительность которого интересует исследователя. «Временем жизни» может быть длительность болезни до выздоровления или смерти, длительность периода безработицы, время между заключением договора страхования или ипотеки и его расторжением и т.д.

Распространённые меры качества прогноза дожития, учитывающие цензурирование, включают оценки коэффициентов ранговой корреляции фактических и прогнозируемых значений (Harrel et al., 1986), (Newson, 2010), (Uno et al., 2011) и кривых ROC – точнее, семейств кривых для различного времени прогноза (time-dependent ROC curves), (Hung, Chiang, 2010), (Kamarudin et al., 2017). Реже встречаются попытки адаптировать MAE/MSE для цензурированных данных (Zhang, Thomas, 2012), (Gupta et al., 2019).

В докладе рассматриваются достоинства и недостатки указанных мер и предлагаются альтернативы, опирающиеся на 1) выборочные квантили разности прогнозных и фактических продолжительностей жизни, полученные с применением оценки Каплана–Майера (Kaplan, Meier, 1958), 2) остатки Кокса–Снелла (Cox, Snell, 1968), рассчитанные по контрольной выборке. Эти альтернативы призваны частично устранить недостатки методов,

опирающихся на коэффициенты ранговой корреляции, и позволяют получить интерпретируемые оценки точности.

Предлагаемые методы иллюстрируются примером построения модели для прогноза досрочного погашения договоров ипотечного кредитования.

Литература.

- Cox D.R. and Snell E.J.* A General Definition of Residuals. *Journal of Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 1968, 30(2), pp. 248–275.
- Gupta G., Sunder V., Prasad R. and Shroff G.* CRESA: A Deep Learning Approach to Competing Risks, Recurrent Event Survival Analysis. In *Advances in Knowledge Discovery and Data Mining*, 2019, pp. 108–122.
- Harrell F.E., Jr., Lee K.L., Califf R.M., Pryor D.B. and Rosati R.A.* Regression Modelling Strategies for Improved Prognostic Prediction. *Statistics in Medicine*, 1984, 3, pp. 143–152.
- Hung H. and Chiang C.T.* Optimal Composite Markers for Time-Dependent Receiver Operating Characteristic Curves with Censored Survival Data. *Scandinavian Journal of Statistics*, 2010, 37(4), pp. 664–79.
- Kamarudin A.N., Cox T. and Kolamunnage-Dona R.* Time-dependent ROC curve analysis in medical research: current methods and applications. *BMC Medical Research Methodology*, 2017, 17. <https://doi.org/10.1186/s12874-017-0332-6>.
- Kaplan E. L., and Meier P.* Nonparametric estimation from incomplete observations. *Journal of American Statistical Association*, 1958, 53 (282), pp. 457–481.
- Newson R.B.* Comparing the predictive powers of survival models using Harrell's C or Somers' D. *Stata Journal*, 2010, 10(3), pp. 339–358.
- Uno H., Cai T., Pencina M.J., D'Agostino R.B., and Wei L.J.* On the C-Statistics for Evaluating Overall Adequacy of Risk Prediction Procedures with Censored Survival Data. *Statistics in Medicine*, 2011, 30, pp. 1105–1117.
- Zhang J. and Thomas L.* Comparisons of linear regression and survival analysis using single and mixture distributions approaches in modelling LGD. *International Journal of Forecasting*, 2012, 18(2), pp. 204–215.

ПРИОРИТЕТНОСТЬ ТУРИЗМА, КАК ПРИНЦИП ГОСПОЛИТИКИ АРМЕНИИ

Саакян А.К. (Ереван)

Развитие туризма является очень важным социально-экономическим процессом в экономике Армении, и это зафиксировано в законе РА «О туризме и туристической деятельности». Туризм в Армении имеет свою историю развития, он начал свое развитие с 1931 года. Необходимо подчеркнуть, после того, как Армения стала независимой страной, туризм имел свое перерождение, и началась новая эра в сфере туризма. Имея все возмож-

ности и географические, и исторические, и природные и т.д., Армения может стать центром туристического отдыха в этом регионе. На сегодня туристы в Армению прибывают из России, Ирана, США, Европы, однако, нашу страну не посещают большие потоки туристов из-за невысокого уровня обслуживания и неразвитой инфраструктуры. Жаль, что многие туристы знают Армению только по Эчмиадзину, Севану, Гарни–Гегарду. Будучи маленькой страной, в Армении много памятников старины, архитектурных сооружений, природных красивых мест. Последнее время в Армении развиваются такие направления, как кулинарный-гастрономический туризм, экстремальный туризм, горный (зимний) туризм. Первая проблема, на мой взгляд, это нехватка высококвалифицированных гидов-переводчиков. Считаю, что гидом-переводчиком может стать человек в душе художник, который замечает, чувствует красоту.

Пример №1.

Далее, хотелось бы отметить расширение работы представительств Армении, демонстрацию достижений туристической сферы республики на международном уровне, в частности, необходимо осуществление издание большого туристического путеводителя. Здесь очень хочется отметить первоочередную роль армянской молодежи в развитие турбизнеса. Наша молодежь не только грамотная, она высокоорганизованная, высокоразвитая, именно она может курировать этот бизнес.

В бизнесе есть такие хорошие слова: «Хорошая реклама – это хороший бизнес». Своевременная, правильная реклама может способствовать его активному продвижению. Армения должна иметь свой бренд, свою фишку не только по Эчмиадзину, Гарни–Гегарду, но, например, по самой длинной канатной дороге в мире, в Татеве или самого большого езидского храма в Акналиче, который может стать Меккой для всех езидов.

Пример №2.

Необходимо отметить роль госкомитета по туризму Армении, который разрабатывает новую стратегию до 2030 года. Госкомитет должен вести правильную маркетинговую политику, которая должна реализовываться по нескольким направлениям:

- повышение узнаваемости страны;
- активизация работы блогеров и т.д.

По данным маркетингово-социологических исследований, в Армении зарегистрирован резкий рост туристов за десять лет, который был обеспечен преимущественно за счет вложении частного сектора (рост в три раза – 600 тысяч туристов в 2009 году до 1,8 млн., по итогам 2019 года). Большим минусом развития турбизнеса в Армении является отсутствие дорожных и указательных знаков, соответствующих международными стандартами.

Пример №3.

Россия также помогает развитию туристической сферы в Армении. В селе Калаван, Гегаркуникской области открылся, на средства российского трастового фонда, Центр научно-приключенческого туризма. Как отметил представитель российской стороны

Дмитрий Марьясин, что Центр необычен тем, что созданы условия силами местной общины и сюда уже ездят научные экспедиции, туристы. Главное значение открытия Центра состоит в том, что дается возможность людям в Калаване жить, трудиться и развиваться у себя на родной земле. Дипломат отметил, что в Армении есть огромное количество уникальных мест, где при российском содействии реализуются различные проекты: создаются винные, сырные и другие гастродворики и туристические центры.

Факт, что несмотря на вышеуказанные проблемы, туризм развивается, и это подтверждают цифры. В 2019 году Армения приняла на 75 тысяч туристов больше, чем отпустила. К тому же увеличилось количество местных армян, которые предпочлиграничному отдыху местный. Более 159 тысяч граждан Армении выбрали гостиницы и пансионаты внутри страны.

По данным Госстата, больше всего туристов приехало в Армению из России (525 тысяч человек), на втором месте туристы из соседней Грузии (233 тысячи), из Ирана в Армению за 9 месяцев 2018 года приехало 132 тысячи туристов. А наиболее значимый рост в динамике зафиксировали Индия (рост – 131%), Китай (107%) и Казахстан (83 %). В итоге общее количество за 9 месяцев 2019 года составило более 1 млн. 200 тыс. человек, это на 8,8 5 больше туристов, чем за тот же период 2018 года.

Пример №4.....

Существует такая шутка, что библейского Ноя армяне называют первым туристом в Армении, и его путешествие длилось 150 дней. В этой шутке есть большая доля шутки.

Туризм в Армении развивается и еще больше будет развиваться, так как развитие туризма прямо и косвенно связано с развитием других отраслей экономики Армении.

ПЕРЕДАТОЧНЫЕ МЕХАНИЗМЫ ВОЗДЕЙСТВИЯ КОНСТИТУЦИОННЫХ ИЗМЕНЕНИЙ НА СОЦИО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ПОКАЗАТЕЛИ

Саргсян Г.Л., Геворгян Р.А., Кочинян Н.С. (Ереван)

В последние годы внесение изменений в основной закон страны и принятие новых конституций стало довольно частым явлением, особенно в странах с переходной экономикой. Очевидно, что эти изменения имеют не только чисто юридические последствия, но и влияют на социально-экономические процессы в стране (Harutyunyan, 2016). Для предсказания возможных социально-экономических последствий тех или иных изменений в конституциях важно понять суть передаточных механизмов, с помощью которых эти изменения влияют на социально-экономические показатели. Такие исследования можно проводить и на эмпирических данных (Саргсян, Геворгян, 2019), основой для которых может служить база данных о конституциях (Zachary E., et al.). В данном исследовании мы ис-

пользуем также базы данных «Всемирный обзор ценностей», WVS¹, «Всемирные индикаторы государственного управления»², «Индекс человеческого развития»³. Выборка из 56 стран – это те страны, которые есть во всех 4-х базах данных, используемых в данной работе.

Для характеристики конституционных изменений используются два показателя: «Количество лет существования конституции» и «Количество вносимых в конституции поправок» в течение определенного периода. В данном исследовании за период с 1991 по 2014 г. рассматривается влияние этих двух показателей на три аспекта социально экономического развития стран: 1) Индекс человеческого развития, 2) Развитие институтов (используется показатель «Эффективность управления») и 3) показатель «Интерес к политике», подсчитанный на основе опросов WVS.

Ниже приводятся графики, демонстрирующие влияние показателей конституционных изменений на социально-экономические показатели. Как видно из рисунков, заметно довольно сильное влияние количества лет с даты принятия новой конституции на индекс человеческого развития. Те страны, в которых конституционная систем существует дольше, в среднем имеют более высокое значение индекса человеческого развития. Мы можем сформулировать следующую гипотезу: принятие новых конституций требует определенного промежутка времени, пока новые правила и нормы адаптируются внутри социально-экономических процессов. В то же время количество вносимых поправок не имеет сколь-нибудь заметного влияния на Индекс человеческого развития. Это может означать, что внесение поправок не всегда приводит к необходимости адаптации системы социально-экономических взаимоотношений.

Практически та же картина и в случае показателя институционального развития.

¹<http://www.worldvaluessurvey.org>.

²<https://data.worldbank.org/data-catalog/worldwide-governance-indicators>.

³<http://www.undp.org/>.

На следующем рисунке показано влияние тех же показателей конституционной устойчивости на показатель интереса к политике. Частое внесение поправок в среднем приводит к увеличению интереса к политике, в то время как увеличение показателя количества лет существования конституции приводит в среднем к снижению интереса к политике.

Данное исследование показывает, что определение передаточных механизмов воздействия конституционных изменений на социально-экономические процессы не является тривиальной задачей. Для более детального объяснения этих механизмов требуются дополнительные исследования с использованием таких методов как, например «Event Study Analysis».

Литература

Harutyunyan G.G. Constitutional Culture: The Lessons of the History and the Challenges of the Time, republished with additions, Yerevan, 2016.

Саргсян Г.Л., Геворгян Р.А. Конституционные традиции, институты, поведенческие предпосылки и благополучие стран; Вестник Московского университета, 2019. Серия 6. Экономика. N1.

МОДЕЛИРОВАНИЕ СОЦИАЛЬНЫХ И ЭКОЛОГО-ЭКОНОМИЧЕСКИХ ВЗАИМООТНОШЕНИЙ В РЕСПУБЛИКЕ АРМЕНИЯ

Саргсян С.Г. (Ереван)

Экономическое развитие является одной из важнейших целей каждой страны, создавая основу для развития и процветания общества. Однако, наряду с экономическим развитием в мире обостряются проблемы окружающей среды, поскольку экономическое развитие часто происходит за счет чрезмерной эксплуатации природных ресурсов и истощения окружающей среды без учета социальных и экологических последствий. По мере развития общества и повышения уровня конституциональности в стране, проблемы социального развития и охраны окружающей среды выдвигаются на передний план.

Объект исследования - вопросы взаимодействия экономики и окружающей среды, а также ключевые проблемы, связанные с природоохранной деятельностью государства в условиях обеспечения возможности “экологически чистого экономического роста”. Данный аспект глобальной проблемы охраны окружающей среды является особенно острым для стран, находящихся в условиях перехода к рыночной экономике.

Нижеприведенный показатель (Рис.1) «содержания углерода в ВВП» в столбце «межпоколенческая справедливость и устойчивое развитие» в индексе инклюзивного развития в Армении и ряде стран региона за 2018г. свидетельствует о необходимости принятия мер по сокращению антропогенной нагрузки.

Рис. 1.Соотношение содержания углерода к ВВП в некоторых странах

В докладе будут приведены и проанализированы модификации некоторых классических моделей с учетом экологических факторов, оптимизационные модели а также модель замкнутой экономики (Мкртчян, Лиманова, 2008).

Нами будет представлена модель конфликтной ситуации, где конфликтующими сторонами являются экономика и природа, в которой интересы сторон расходятся. Эколого-экономическое статистическое моделирование выступает как инструмент оценки и управления взаимосвязей экономики и окружающей среды в РА.

Взаимодействие экономической системы в своих отношениях с окружающей средой нуждается в количественном анализе и управлении последствий выбросов вредных веществ в атмосферу. Экономические выгоды на разных этапах развития экономики доминируют над интересами окружающей среды, несмотря на то, что высокое качество окружающей среды приносит долгосрочные экономические выгоды.

Будет приведена также оценка влияния горнодобывающей промышленности на усугубление экологических и социальных проблем. Анализ динамики объема добычи полезных ископаемых и продукции горнодобывающей промышленности, а также анализ динамики выбросов вредных веществ по разным марзам позволили получить модели, содержащие факторы, влияющие на здоровье населения в разных регионах РА (марзах).

Анализируются возможности оценки справедливости и стабильности между поколениями на основе статистических данных содержания углерода в ВВП в индексе инклюзивного экономического роста РА 2018 года (The Inclusive Development Index, Summary and Data Highlights, 2018).

Обоснованы и предложены некоторые направления экореструктуризации и экологизации производства на современном этапе развития РА.

Литература

Мкртчян Г.М., Лиманова Е.Г. Экономика природопользования. Новосибирск, СОРАН.
The Inclusive Development Index, Summary and Data Highlights, 2018.

СВЯЗЬ УРОВНЯ БЛАГОСОСТОЯНИЯ ГРАЖДАН С ПОКАЗАТЕЛЯМИ РАЗВИТИЯ ТРАНСПОРТНОЙ ИНФРАСТРУКТУРЫ РЕГИОНА И ЕГО МАКРОЭКОНОМИКИ

Степанов В.С. (Москва)

Цель работы – построение эконометрической модели, которая связывает индикатор благосостояния населения региона РФ в год t с набором показателей, зависящих от региональной политики, а также – с измерителем *транспортной инфраструктуры* (ж/д пути и автодороги общего пользования в регионе, судоходные пути, объем транспортных услуг). Сначала для года t из $\{2016, \dots, 2018\}$ по 77 регионам РФ рассчитывался интегральный индикатор (ИИ) благосостояния Y ; он находился по методологии (Айвазян, 2012; с.95–

104, с.113–124), примененной в (Степанов, 2019) к данным с 10-ти показателями Росстата, сгруппированным в три блока. Этот индикатор используется ниже как критерий эффективности работы органов региональной власти.

Затем для года t , по другим данным Росстата, строился ещё один ИИ – как мера развития транспортной инфраструктуры (ТИ) в регионе – в виде линейной свёртки 12-ти переменных: 1. Доля длины “асфальтированных дорог” (АД) в протяженности всех дорог; 2. Доля длины “усовершенствованных АД” в протяженности всех АД; 3. Доля региональных, межмуниципальных дорог, что соответствуют нормативам; 4. Тоже для дорог местного значения; 5. Уровень пропускной способности для АД; 6. Густота региональной сети АД; 7. Густота сети ж/д путей; 8. Риск попасть в ДТП для водителя легкового автомобиля; 9. Тоже для шофёра грузового автомобиля; 10. Риск быть раненым в ДТП для жителя; 11. Объем транспортных услуг в расчёте на душу (и учётом прожиточного минимума); 12. Густота судоходных речных путей. Для идеального региона с наилучшей инфраструктурой ИИ ТИ, по построению будет 10, а для самого слабого – 0. Индикатор ТИ находится по методологии (Айвазян, 2012) на основе компонентного анализа в блочном варианте. Эта методология была немного улучшена нами для задач, когда число показателей сопоставимо с объёмом выборки; здесь используются асимптотические результаты В.И. Сердобольского. Такое улучшение может быть полезно при анализе качества социальной сферы (Айвазян, 2012; с. 320–331), в (Айвазян, 2008; с.21) и т.д. Объем выборки регионов был взят 76; были исключены два главных мегаполиса и некоторые республики.

Далее этот ИИ ТИ использовался в качестве одного из факторов (Z_6) в модели линейной регрессии. Кроме того, использовались другие факторы, от которых зависит Y ; на них могут влиять региональные органы власти (Степанов, 2019): Z_1 – *уровень безработицы* в регионе, Z_2 – *степень износа его основных фондов (ОФ)*, Z_3 – “*дотационность*” региона (т.е. соотношение безвозмездных поступлений в его бюджет с ВРП), Z_4 – *душевые инвестиции в основной капитал* (за исключением бюджетных средств). Наконец, вводился показатель *криминального риска* Z_5 , связанный с распространённостью в регионе в год t случаев убийства, причинения тяжкого вреда здоровью, насилия. Перед включением в модель, Z_2 , Z_4 подвергались нелинейному преобразованию вида (2.4), (Айвазян, 2012) и отображались в $(0, 10)$.

Параметры β_j , $j = 0, 1, \dots, 6$ и σ в линейной регрессионной модели (ЛРМ)

$$Y = \beta_0 + \sum_{j=1}^6 \beta_j Z_j + \varepsilon \quad \text{оценивались по МНК по выборке с показателями } Z_1, \dots, Z_6 \text{ для 64}$$

регионов за 2017 г., где β_j – неизвестные числовые коэффициенты; случайное возмущение ε по предпосылке имеет среднее “ноль” и неизвестную дисперсию σ^2 . В Таб.1 приводятся результаты оценивания β -параметров, модули t -статистик; оценки коэффициента детерминации (R^2, R_{adj}^2) и несмещённая оценка σ .

Таблица 1. Некоторые результаты оценивания параметров в ЛРМ

Y	Z_1	Z_2	Z_3	Z_4	Z_5	Z_6
<i>Const</i>	Безработица	% износа ОФ	Дотации	Инвестиции ОК	Криминал	Инфраструктура
4.9507	– 0.1681	0.0683	– 7.149	0.1351	– 0.0824	0.29018
(8.7)	(4.5)	(2.8)	(6.5)	(4.2)	(5)	(3.8)
R^2	83.6%	R^2_{adj}	82.2%		Оценка $\bar{b} = 0.45516$	

Оценка Y по ЛРМ и факторам Z_j за 2016,..., 2018 гг. приводит к достаточно малой относительной ошибке для большинства регионов из ЦФО, для $\frac{1}{2}$ регионов из СЗФО и ПФО, для троек-четверок регионов, взятых из СФО, ДФО; а также для трёх-четырёх – с юга РФ. При этом данные за 2016 и 2018 гг. не использовались при оценивании параметров ЛРМ. Значение средней ошибки аппроксимации, при её расчёте по 35-ти регионам, равно 4.3% и 3.6% (если подставить в ЛРМ их значения Z_j соответственно за 2016 или 2017 год); и аналогично – 5.0% – для 2018 года.

Литература

- Айвазян С.А. и др.* Россия в глобализирующемся мире.... Отчёт о НИР, М.:ЦЭМИ, 2008.
- Айвазян С.А.* Анализ качества и образа жизни: Эконометрический подход / ЦЭМИ. – М.: НАУКА, 2012. – 432 с.
- Степанов В.С.* Вестник ЦЭМИ, 2019. №2. Доступ после регистрации. [Электронный ресурс]. URL: <http://ras.jes.su/cemi/s265838870004976-6-1> (дата обращения: 06.11.2019).

КЛЮЧЕВЫЕ ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ИНДИКАТОРЫ И ИХ КРИТИЧЕСКИЕ ХАРАКТЕРИСТИКИ

Тавадян А.А. (Ереван)

Ключевые индикаторы представляют собой узлы, связывающие экономические процессы в единую систему. Связи ключевых индикаторов аккумулируют другие связи экономических процессов и представляют их в концентрированном виде. Для получения приемлемых результатов при исследовании экономических взаимосвязей в синтезе с анализом целей, нормативных ограничений, основных принципов регулирования в экономике необходимо выявление интервалов неопределенности ключевых индикаторов и их четкая стыковка.

Для эффективного функционирования экономической системы необходимыми условиями являются: 1. Определение возможных интервалов ключевых целевых, нормативных и регулирующих индикаторов. 2. Систематизация ключевых индикаторов и представление

их в виде единой макроэкономической задачи. 3. Принятие эффективных решений, соответствующих условиям экономического функционирования и их оценка¹.

Ключевая макроэкономическая задача имеет следующий вид:

Целевые индикаторы – индикаторы, к максимальным значениям которых следует стремиться, их пороги чувствительности выглядят следующим образом: Рост ВВП $\geq 1\%$ для развитых стран; Рост ВВП $\geq 5\%$ для стран с трансформирующейся экономикой; Экспорт товаров и услуг / ВВП $\geq 50\%$ для стран с малой экономикой; Сальдо торгового баланса ≥ 0 ; Занятость $\geq 90\%$.

Ограничения по нормативным индикаторам: $0\% \leq \text{Инфляция} \leq 2\%$ для развитых стран; $2\% \leq \text{Инфляция} \leq 5\%$ для стран с трансформирующейся экономикой; Государственный долг / ВВП $\leq 60\%$ для развитых стран; Государственный долг / ВВП $\leq 50\%$ для стран с трансформирующейся экономикой; Дефицит государственного бюджета / ВВП $\leq 3\%$; Уровень монетизации $\geq 50\%$, минимальный порог; Уровень монетизации $\geq 70\%$, благоприятный порог; $33\% \text{ Импорта} \leq \text{Золотовалютные резервы} \leq 100\% \text{ Импорта}$.

Допустимые интервалы регулирующих индикаторов: $0\% \leq \text{Номинальная ставка рефинансирования} \leq 4\%$, для развитых стран; $4\% \leq \text{Номинальная ставка рефинансирования} \leq 7\%$, для стран с трансформирующейся экономикой; $0\% \leq \text{Реальная ставка рефинансирования} \leq 2\%$; $0\% \leq \text{Норма резервирования} \leq 10\%$; $\$ \leq \text{Курс национальной валюты} \leq \bar{\$}$; $\underline{T} \leq \text{Уровень налогообложения} \leq \bar{T}$.

Регулирующие, также как нормативные индикаторы, должны иметь максимально возможно высокую вероятность нахождения в формируемом их минимальном интервале, ибо их выход за интервал, скажем курса валюты, сразу меняет правила игры в экономике – эффективность экспорта, импорта, инвестиций. Так что, принцип минимального интервала ключевых индикаторов имеет основополагающее значение. Фактически этим методом можно добиться максимума предсказуемости в экономике.

Волатильность экономических индикаторов в приемлемом интервале чрезвычайно важна. Жесткая устойчивость чревата крутыми и существенными изменениями в экономике. Это необходимое условие для всех нормативных и регулирующих индикаторов системы ключевых индикаторов.

Если в прогнозах не систематизированы экономические взаимосвязи, то может сработать эффект домино. Отдельно предложенная оценка экономического индикатора может спровоцировать цепь негативных последствий. Набор невзаимосвязанных, скоропалительных мер изначально не эффективен.

Неопределенность в экономике позволяет применить только интервальный подход к оценке ключевых индикаторов. Искусство регулирования экономических процессов состоит в формировании регулирующих индикаторов в допустимых интервалах для преодо-

¹ Задача сформулирована на основе разработанных А.А. Тавадяном и Аг.А. Тавадяном принципов, представленных в параграфах 2,3 главы 4 книги (Тавадян, 2019).

ления порогов чувствительности целевых индикаторов, при выполнении условия нахождения нормативных индикаторов в благоприятном интервале.

Рост экономики без учета ограничений нормативных индикаторов и приемлемых интервалов регулирующих индикаторов как правило носит случайный характер и неустойчив. Корректировка же регулирующих индикаторов в допустимых интервалах способствует развитию экономики и стабилизирует ситуацию.

Разница между максимально и минимально возможной величиной регулирующих индикаторов и определяет диапазон искусства регулирования экономических процессов. Искусство регулирования как раз-таки определяется в нахождении эффективного решения в допустимом диапазоне, представляющим собой эффект регулирования.

Литература

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

THE RISK ASSESSMENT OF ARMENIAN EXCHANGE RATE

Tavadyan Ag.A. (Yerevan)

There are around 66 countries that either peg their currency to the dollar or use the dollar as their own legal tender. The dollar is so popular because it's the world's reserve currency (LoveJames, 1986). World leaders gave it that status at the 1944 Bretton Woods Agreement (JamesHarold, 1996). The second major exchange which is chosen as a peg or legal trend is Euro. The eurozone members use it as their currency (Berka, Martin, Michael B. Devereux and Charles Engel, 2012). In 1945, Switzerland joined the Bretton Woods system and pegged the franc (CHF) to the US dollar.

AED	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
SAR	0.01	0.00	0.00	0.02	0.05	0.02	0.01	0.02	0.01
HKD	0.13	0.07	0.05	0.05	0.04	0.15	0.29	0.16	0.06
AMD	1.79	2.52	1.20	3.65	0.78	1.18	0.62	0.45	0.67
CHF	6.05	2.43	2.11	3.60	3.37	1.87	1.85	2.23	0.97
CNY	1.35	0.73	0.83	0.97	1.41	2.03	1.94	3.91	1.13
JPY	3.12	2.60	3.94	5.56	1.66	5.35	1.59	2.10	1.09
CAD	2.60	1.49	1.95	2.12	4.04	3.06	3.17	2.18	0.79
EUR	3.40	2.58	1.98	4.16	2.59	2.32	4.59	3.08	0.82
KGS	2.21	0.79	1.13	4.74	7.89	4.13	0.90	0.90	0.13
AUD	3.21	2.25	5.75	4.07	4.40	2.94	2.36	3.74	1.35
BYN	42.07	2.05	3.09	5.13	9.35	3.74	2.39	3.25	1.41
MXN	6.56	2.98	2.55	3.34	5.14	5.09	5.54	3.57	1.10
GEL	2.81	0.85	1.23	2.26	5.98	5.75	4.48	3.93	1.47
RUB	4.93	3.70	3.21	16.86	9.93	7.36	2.02	6.58	1.55
KZT	0.66	0.72	0.88	4.84	23.35	3.17	2.90	5.88	0.61
	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019

Figure 1. The Exchange Rate Coefficient of Variation to USD of chosen countries

The Armenian currency (AMD) on the other hand, being one of the currencies of EAEU countries, shows little yearly variation to USD. Officially Central Bank of Armenia declares dram as a freely floating exchange rate. But the data shows the contrary. Armenian dram's yearly coefficient of variation is more stable than the currencies of Switzerland (CHF) and China (CNY), which are officially pegged to USD; and it is more stable than the currencies of Canada, Japan and Eurozone which have grate economic ties and trade with USA. The behavior of Armenia's currency exchange rate to USD is more in line with currencies of Hong Kong and United Arab Emirates, which have accented and strong pegged exchange rates to USD. As seen in the Figure 1 Historically Armenian dram showed unchanged behavior compared to USD. De facto Armenian dram shows the behavior of a currency that is pegged to USD.

From 2012 till the end of 2014 Armenian dram was fixed in the region of 410 USD/AMD. In 2014 the Armenian FX reserves strongly declined to accommodate the regional economic shocks, which were caused by the significant drop in global oil prices and consequently depreciation of Russian ruble. In this situation of great economic uncertainty and volatility Armenian dram remained unchanged till the end of 2014 when the economy wasn't able to withstand, causing the "spring effect" to take place, collapsing the AMD. The AMD like a recoiled spring depreciated from around 410 up to 560 USD/AMD in couple of hours. This caused panic in the Armenian market, further damaging it. After few days the stress settled and exchange rate settled to around 480 USD/AMD. From the beginning of 2015 till now, after 4.5 years it remains relatively unchanged.

Armenia doesn't have strong economic ties with the USA. It Doesn't have permanent economic ties with China as well. During 2019 the exports of Armenia to USA were on 14th place, with 2.0% from overall, and to China on the 4th place, with 7.3% from overall. Armenia doesn't have oil and is not an oil exporter. It mainly trades with Russia, EU and the Middle East. The bulk of finished goods of Armenia are exported to Russia. 27.8% of overall exports of Armenia in 2019 went to Russia, and this indicator doubled in 4 years after Armenia become a member of EAEU in 2015. In 2019 22.3% of Armenia's exports went to the EU and 15.0% to the Measle East. So, it is more sensible for the prosperity of Armenian economy to have real floating exchange rate, which fluctuates in accordance to Euro and Russian ruble.

Besides keeping AMD de facto pegged to USD in case of instability is fraught with the "spring effect" with sudden and tangible depreciation of AMD, with lasting negative effects. USD/AMD exchange rate is around 480 drams over 4.5 years and more it stays unchanged the greater is the sudden possibility of change. The stable USD/AMD exchange rate can be linked to the percentage of dollarization ratio of deposits, included in broad money in Armenia is 51% by April of 2019 and has a declining trend, this is due to the stability in the Armenian market.

References

Love James. Currency of denomination and the measurement of export instability. *The Journal of Development Studies* 23.1, 1986, pp. 106–113.

James Harold. International monetary cooperation since Bretton Woods. International Monetary Fund, 1996.

Berka, Martin, Michael B. Devereux, and Charles Engel. Real Exchange Rate Adjustment in and out of the Eurozone. American Economic Review 102.3, 2012, pp. 179–85.

МОДЕЛИ БАЙЕСОВСКОЙ НЕЙРОННОЙ СЕТИ

Тевикян А.Р. (Ереван)

Модель *байесовской сети* (*Bayesian network*) была введена J. Pearl (Pearl, 1988). Это одно из известных семейств вероятностных графических моделей в искусственном интеллекте (ИИ).

Вероятностные графические модели особенно привлекательны из-за их естественной интерпретации. Учитывая, что байесовский вывод широко известен как одна из важных основ машинного обучения, байесовская сеть, по сути, является экспертной системой. Она может использоваться для моделирования причинно-следственных связей, неопределенного представления знаний, вероятностного вывода и ответа на вероятностный запрос.

Рассматриваемые динамические байесовские сети обобщают, так называемые, скрытые марковские модели (*hidden Markov models*, НММ) и линейные динамические системы, которые представляют из себя одновременно, скрытое (*когда выявляются неизвестные параметры на основе наблюдаемых*) и наблюдаемое состояние в терминах переменных состояния.

Байесовская сеть имеет широкое применение в биоинформатике и медицине, инженерии, классификации, слиянии данных и системах поддержки принятия решений. Хорошо известно применение в системах медицинской диагностики (Cooper, Herskovits, 1992), которые дают диагноз с учетом симптомов. Байесовские сети хорошо подходят для задач интеллектуального взаимодействия человек-компьютер, потому что они легко отображаются в понятном графическом сетевом представлении.

Особые случаи байесовских сетей были независимо изобретены многими различными сообществами, такими, как генетика (анализ связей), распознавание речи (скрытые марковские модели), отслеживание (оценка Калмана), сжатие данных (оценка плотности) и кодирование (турбокоды). Применяя **вероятностные реляционные модели** (Ngo, Haddawy, 1995), предоставляется возможность расширить стандартное представление байесовской сети, основанное на атрибутах, и включают гораздо более богатую реляционную структуру.

Хорошо известными эталонами алгоритмов обучения байесовской сети являются сети Asia, Insurance и Alarm (Du, Swamy, 2014). Asia сеть представляет собой небольшую сеть, которая изучает влияние нескольких параметров на частоту возникновения рака легких; страховая сеть изначально использовалась для оценки рисков автомобильного стра-

хования; сеть сигнализации используется в медицинской сфере для диагностики потенциальной анестезии в операционной.

В свою очередь, структура искусственной нейронной сети (*Artificial Neural Network*, ANN) была разработана для обработки информации, аналогичной тому, как мозг обрабатывает информацию. Большое количество тесно взаимосвязанных процессорных элементов (*нейронов*), работающих вместе, заставляет нейронную сеть решать сложные проблемы. Как люди учатся на собственном примере, так и нейронная сеть.

С растущим успехом *глубоких нейронных сетей* их надежность с точки зрения надежности (*например, в отношении различных видов состязательных примеров*) и оценки достоверности становится все более важной. Байесовские нейронные сети обещают решить эти проблемы, *непосредственно моделируя неопределенность оценочных весов сети*. Как известно, при *глубоком обучении*, стохастический градиентный спуск обычно приводит к точечным оценкам весов сети. Как таковые, эти оценки могут быть интерпретированы как максимальные вероятностные или максимальные апостериорные оценки (*потенциально с учетом априорных весов*). Байесовские подходы, напротив, стремятся оценить апостериорное распределение по весам. Сам апостериор может быть использован для количественной оценки неопределенности сетей, например, на ранее невиданных примерах распространения.

Обычные подходы к обучению сети основаны на минимизации функции ошибок и часто мотивируются неким базовым принципом, таким, как максимальное правдоподобие. Такие подходы могут страдать от ряда недостатков, даже в случае более сложных моделей.

Байесовская точка зрения обеспечивает общую и последовательную основу для статистического распознавания образов и анализа данных. Байесовские методы обеспечивают объективную и принципиальную основу для решения проблемы сложности модели (*например, как выбрать количество скрытых единиц в сети с прямой связью*), и позволяют избежать многих проблем переопределения, возникающих при использовании максимальной вероятности.

Обучение в нейронных сетях с байесовской точки зрения приводит к уникальному формализму, который в принципе прост в применении и который может привести к некоторым очень мощным результатам. Но есть и трудности, которые требуют тщательных аналитических приближений или сложных численных подходов для решения.

В заключение, хотелось бы отметить, что имеются многочисленные методы в Байесовском подходе к обучению нейронных сетей. Принцип байесовского подхода к обучению нейронным сетям может привести ко многим улучшениям.

Литература

- Pearl J.* Probabilistic Reasoning in Intelligent Systems: Networks of Plausible Inference (San Mateo, CA: Morgan Kaufmann, 1988).
- Cooper G.F., Herskovits E.A.* Bayesian method for the induction of probabilistic networks from data. *Mach. Learn.*, 1992, 9, pp. 309–347.
- Ngo L., Haddawy P.* Probabilistic logic programming and bayesian networks. In: *Algorithms, Concurrency and Knowledge (Proc. ACSC'95)*, LNCS 1023, Springer–Verlag, 1995, pp. 286–300.
- DuKe-Li, Swamy M.N.* Neural Networks and Statistical Learning. Springer, 2014.

АНАЛИЗ ФУНКЦИОНИРОВАНИЯ СОЦИАЛЬНОГО КАПИТАЛА В ДВУХУРОВНЕВЫХ СИСТЕМАХ НА ОСНОВЕ ПРИМЕНЕНИЯ МЕТОДОВ МСА

Трофимова Н.А. (Москва)

Современная экономика представляет собой сложную многоуровневую иерархическую структуру. Основной фактор, который характеризует эти уровни по поводу организационных форм и имущественных отношений, – индивид или группа индивидов, координация действий которых направлена на получение максимальной прибыли и повышение благосостояния. По нашему мнению понятие социального капитала предполагает наличие социальных связей, которые являются ресурсом для получения прибыли в результате снижения транзакционных издержек (Трофимова, 2017), т.е. экономическое значение социального капитала заключается в уменьшении издержек на формальные правила и бюрократические процедуры (Трофимова, 2018).

Проведенные исследования показали, что для успешной экономической деятельности фирм существенную роль играют три вида факторов: индивидуальные качества владельца фирмы, характеристика фирмы и стратегические инструменты, используемые при ведении бизнеса. Будем считать, что факторы, характеризующие фирму и стратегические инструменты, принадлежат к сфере общественного социального капитала, а факторы, характеризующие владельца фирмы, принадлежат к сфере индивидуального капитала. Таким образом, можно проследить связь индивида (1 уровень) и фирмы (2 уровень).

Оценка влияния факторов, характеризующих индивидуальный и общественный социальный капитал, проводилась на основе построения регрессионных моделей (пакет Stata 10.0) и применения кластерного анализа (пакет Statistica 6.0).

Для анализа использовались четыре вида регрессионных моделей, применяемых для исследования данных: сквозная регрессия, регрессия со случайными эффектами, регрессия с фиксированными эффектами и регрессия со смешанными эффектами.

Исследование проводилось отдельно для факторов, характеризующих индивидуальный социальный капитал, и для факторов, характеризующих общественный социальный капитал.

Для анализа факторов, характеризующих индивидуальный социальный капитал, количество объектов (российских предпринимателей) составило 1152 человека. Период наблюдений составил восемь лет (2008–2016 гг.). Показатель «удовлетворённость материальным положением» (*financial_satisfaction*) использовался в качестве зависимой переменной. Моделирование проводилось в три этапа. На первом этапе российские предприниматели рассматривались в качестве объекта исследования без разделения по гендерному признаку. На втором этапе анализ проводился отдельно для мужчин-предпринимателей и отдельно для женщин-предпринимателей. На третьем этапе исследовалось влияние факторов, не вошедших в общую модель. К ним относятся уровень доверия к коллегам по работе и образование. Для анализа использовались три вида регрессионных моделей, применяемых для исследования панельных данных: регрессия с фиксированными эффектами, регрессия со случайными эффектами и регрессия со смешанными эффектами. Как и предполагалось, лучший результат был получен при использовании регрессии со смешанными эффектами.

При анализе факторов, характеризующих общественный социальный капитал, индивидуальный социальный капитал владельца фирмы рассматривался как часть социального капитала самой фирмы. Были выдвинуты две гипотезы о положительном влиянии факторов, характеризующих индивидуальный и общественный социальный капитал, на эффективность деятельности фирмы. Для анализа использовались данные Российского мониторинга экономического положения и здоровья населения НИУ ВШЭ за 2016 г. (волна 25). Выборка составила более 15000 респондентов. В ходе исследования был использован агломеративный иерархический метод кластерного анализа, который позволил выявить владельцев фирм, не являющихся индивидуальными предпринимателями, самозанятыми и акционерами без участия в управлении компании. Расчеты проводились в пакете STATISTICA 6.0. Полученная выборка представляла собой пространственные данные. В результате наилучшей оказалась сквозная регрессия. Гипотезы H1 и H2 подтвердились.

Литература

- Трофимова Н.А.* Экономическая роль социального капитала в эффективной деятельности многоуровневых экономических систем // Искусственные общества. 2018. Т. 13, Вып. 4. [Электронный ресурс].
- Трофимова Н.А.* Индивидуальный социальный капитал предпринимателя: сущность, факторы и методы оценки // Проблемы теории и практики управления. 2017. №11. С. 120–132.

ОПТИМИЗАЦИЯ И ЭФФЕКТИВИЗАЦИЯ ДОМАШНЕГО ХОЗЯЙСТВА С ПОМОЩЬЮ МОБИЛЬНОГО ПРИЛОЖЕНИЯ TODY

Халилеев А., Драйер П. (Копенгаген)

«Это приложение изменило мою жизнь».

«Благодаря этому приложению чувствую себя спокойно, появилось больше свободного времени».

«Благодаря приложению понимаешь, что держишь ситуацию в руках».

Согласитесь, что лестно слышать подобные отзывы о своей работе – да еще и на многих языках. Чем же авторы их заслужили и о чем идет речь?

Все мы в той или иной степени вынуждены заниматься хозяйственными делами. Все мы делаем это с различной степенью нежелания и отвращения, (не)эффективности и халатности. Некоторые из нас пытаются каким-то образом эти дела спланировать, разбросать по календарю, составлять списки. Типичный результат таких усилий – стресс и разочарование.

В условиях глобализации и массового распространения смартфонов авторы увидели возможность облегчить человечеству бремя домашних забот и создали приложение Today.

Today – это не календарный планировщик с фиксированными сроками и датами. Когда пользователь создает план задач (дел), он (или чаще она) задает приблизительную периодичность задачи (например, мыть пол на кухне раз в 10 дней). Для каждой задачи Today вычисляет индикатор состояния и наглядно показывает, насколько «назрело» то или иное дело. Задачи в Today распределены по зонам, и для каждой зоны Today показывает обобщенный индикатор ее состояния. Таким образом, Today помогает быстро оценить положение дел на домашнем фронте и разумно расставить приоритеты. Пользователь избавлен от календарной тирании, стресса и чувства вины. Он чувствует, что контролирует ситуацию.

При первоначальном составлении плана домашних дел нужные зоны и задачи легко выбрать из стандартного набора, но при необходимости можно создать и свои собственные. В приложении есть возможность учитывать отпуска, сезонность отдельных задач, а также можно на время приостанавливать определенные задачи. Несмотря на общий «некалендарный» подход, можно определять задачи, которые требуют выполнения в определенные дни недели или месяца. Расчет индикаторов состояния задач и зон в режиме реального времени с учетом всех этих вариантов требует тщательной оптимизации вычислительных алгоритмов - авторы вложили в это немало усилий и добились впечатляющих результатов.

Приложение может работать в многопользовательском режиме. Это помогает справедливо распределить нагрузку между членами семьи, координировать усилия, а также вовлекать детей в домашние заботы и внести в домашнюю рутину соревновательный элемент.

Today поддерживает устройства, работающие на операционных системах Android (версия 8 и выше) и iOS. Приложение переведено на 10 языков. На момент написания те-

зисов приложение имеет около 100 тыс. пользователей и очень высокий рейтинг – 4.8 по пятибалльной шкале как в Google Play Market, так и в Apple App Store (рейтинг основан на нескольких тысячах отзывов). Примерно четверть пользователей проживает в России и других странах СНГ, четверть – в США, еще четверть – в странах Евросоюза, остальные разбросаны по всему миру.

У Today имеются сотни миллионов потенциальных пользователей. Авторы неустанно продолжают улучшать приложение и надеются, что в обозримом будущем миллионы людей смогут ощутить, как Today упрощает им жизнь. Если это произойдет, авторы с чувством выполненного долга смогут немного расслабиться и заняться запущенными домашними делами.

ДИСКРЕТНЫЕ ВРЕМЕННЫЕ РЯДЫ: ПОСТРОЕНИЕ МОДЕЛЕЙ, СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Харин Ю.С. (Минск)

Статистический анализ временных рядов глубоко развит для «непрерывных данных», когда пространство наблюдения A является подмножеством евклидова пространства с ненулевой мерой Лебега: $A \subseteq \mathbf{R}^m$, $\text{mes}(A) > 0$. На практике, однако, из-за цифровизации экономики и общества Статистику приходится иметь дело с дискретными временными рядами (ДВР) (Kharin, 2013; Weiss, 2018) $\mathbf{x}_t \in A$, когда дискретно не только время $t \in \mathbf{N} = \{1, 2, \dots\}$, но и пространство наблюдения $A = \{0, 1, \dots, N-1\}$, $N = |A|$ – число различных значений наблюдения, $2 \leq N \leq +\infty$.

Универсальной моделью ДВР является однородная цепь Маркова ЦМ(s) достаточно высокого порядка $s \in \mathbf{N}$, характеризующаяся $(s+1)$ -мерной матрицей одношаговых переходов $\mathbf{P} = (p_{i_1, \dots, i_s, i_{s+1}})$:

$$p_{i_1, \dots, i_s, i_{s+1}} = P\{\mathbf{x}_{t+1} = i_{s+1} \mid \mathbf{x}_t = i_s, \dots, \mathbf{x}_{t-s+1} = i_1\}, \quad i_1, \dots, i_{s+1} \in A.$$

Число параметров модели ЦМ(s) экспоненциально зависит от глубины памяти s : $D_{\text{MC}(s)} = N^s(N-1)$, поэтому статистический анализ ЦМ(s) имеет экспоненциальную сложность (по требуемому объему данных, памяти и времени вычислений). Предлагается (Kharin, 2013) строить мало-параметрические (parsimonious) модели с малым числом параметров $d \ll D_{\text{MC}(s)}$.

В докладе представлены два подхода к построению мало-параметрических моделей ДВР. Подход I базируется на сжатии множества различных значений элементов матрицы $\mathbf{P}$. Этому подходу соответствуют следующие модели ДВР: цепь Маркова порядка s с r частичными связями, цепь Маркова условного порядка, цепь Маркова переменного порядка. Подход II основан на использовании порождающего уравнения для условного распре-

ления вероятностей будущего состояния $\mathbf{x}_{t+1} \in A$ при условии его s -предыстории $\mathbf{X}'_{t-s+1} = (\mathbf{x}_{t-s+1}, \dots, \mathbf{x}_t)' \in A^s$. Этому подходу соответствуют следующие модели ДБР: модель Джекобса – Льюиса, MTD-модель Рафтери, $DAR(s)$, $BCNAR(s)$, $BiCNAR(s)$, $INAR(s)$, $PCNAR(s)$.

В докладе представлены состоятельные статистические оценки параметров, статистические тесты, прогнозирующие статистики для разработанных мало-параметрических моделей ДБР, иллюстрируемые результатами компьютерных экспериментов на модельных и реальных данных.

Литература

Kharin Yu. Robustness in Statistical Forecasting. – N.Y.: Springer, 2013, 302 p.

Weiss C. An Introduction to Discrete-Valued Time Series. – N.Y.: Wiley, 2018, 480 p.

ОЦЕНКА ВЛИЯНИЯ ИНТЕЛЛЕКТУАЛЬНЫХ БЕСПИЛОТНЫХ СРЕДСТВ НА СОСТОЯНИЕ ТРАНСПОРТНОЙ СЕТИ ¹

Хачатрян Н.К., Белоусов Ф.А. (Москва)

Данная работа посвящена эконометрическому анализу результатов экспериментов, проведенных с двумя агент-ориентированными моделями, описывающими движение наземных транспортных средств. В этих моделях присутствуют два вида участников дорожного движения: обычные транспортные средства (ОТС) и беспилотные транспортные средства (БТС). В первой модели (Акопов и др., 2020а) принципиальным отличием БТС от ОТС является поддержка информационного обмена между БТС для передачи сведений о наличии экстремальных ситуаций, что позволяет им корректировать скорость и направление движения. Во второй модели (Акопов и др., 2020b), помимо указанного выше отличия, БТС обладают дополнительным преимуществом, а именно, возможностью интеллектуальной оценки плотности дорожного потока для эффективного маневрирования. В указанных моделях на заданном участке кругового движения анализируются такие характеристики дорожного движения, как трафик выходного потока и количество дорожно-транспортных происшествий.

Основной задачей эконометрического анализа является исследование зависимости указанных характеристик дорожного движения от таких параметров модели, как средняя скорость транспортных средств, интенсивность входных потоков, частота обмена сообщениями между БТС, а также влияния эффекта, полученного от внедрения БТС с возможностью интеллектуальной оценки плотности дорожного потока. Для этого в рамках каждой модели проведен пул идентичных экспериментов. Множество экспериментов формирует-

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

ся в результате многократного прогона модели, в каждом из которых указанные параметры модели принимают значения в заданном диапазоне с заданным шагом. В результате для каждой модели сформирована база, состоящая из результатов более чем ста тысяч экспериментов.

На основе полученных результатов проведен эконометрический анализ: исследованы зависимости трафика выходного потока и количества дорожно-транспортных происшествий от параметров как в первой, так и во второй модели, а также оценен эффект, полученный в результате внедрения БТС с возможностью интеллектуальной оценки плотности дорожного потока, заключающийся в увеличении трафика выходного потока и уменьшении количества дорожно-транспортных происшествий.

Литература

- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Кузнецова Е.В.* Многоагентная система управления наземными беспилотными транспортными средствами // Информационные технологии. 2020а. (в печати).
- Акопов А.С., Бекларян Л.А., Хачатрян Н.К., Бекларян А.Л., Фомин А.В.* Система управления беспилотными транспортными средствами на основе нечеткой кластеризации // Вестник компьютерных и информационных технологий. 2020b. (в печати).

МНОГОМЕРНЫЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ИСТОЧНИКОВ И МЕХАНИЗМОВ ПРИВЛЕЧЕНИЯ КРЕДИТНЫХ И ЗАЕМНЫХ СРЕДСТВ СЕКТОРА «НЕФИНАНСОВЫЕ КОРПОРАЦИИ» РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ.

Хижняк А.В., Шенгелия А.Н. (Москва)

Кредитование является важной составляющей любой экономики. Благодаря банковским кредитам, организации, как правило, пополняют краткосрочные оборотные средства и финансируют инвестиционные проекты, которые имеют решающую роль по благосостоянию и росту экономики. Следовательно, роль финансирования в экономическом смысле является одной из ведущих как для организаций, так и для экономики страны.

Цель работы заключается в выявлении механизмов и источников привлечения кредитных и заемных средств среди российских компаний, используя инструменты многомерного статистического анализа:

1. Оценить роль взаимосвязи между кредитором/заимодавцем и организацией, а также факторы, влияющие на нее;
2. Оценить спрос корпоративных заемщиков на банковские кредиты, потенциал замещения межфирменных займов банковским кредитованием и возможные последствия данного тренда;

3. Провести анализ межсекторального кредитования на основе статистических показателей, сформированных по определенному финансовому инструменту, где балансовые позиции или финансовые операции секторов представлены в разрезе контрагентов;

4. Оценить эластичность корпоративного спроса на кредит к изменению процентных ставок.

Анализ охватывает период 2018–2019гг. и построен на основе микроданных годовой бухгалтерской отчетности, финансовых индикаторов долговой нагрузки компаний, данных высокой степени гранулярности кредитных организаций на основе формы отчетности “Сведения о ссудах, предоставленных юридическим лицам”, а также данных рынка долговых ценных бумаг. Полученные данные сгруппированы на основе кластерного анализа и экспертной оценки. Анализ основан на параметрических и непараметрических регрессионных моделях панельных данных.

Полученная в результате работы модель может быть использована для дальнейшего экономического анализа механизмов привлечения кредитных и заемных средств сектора «Нефинансовые корпорации» в системе национальных счетов Российской Федерации.

Литература

Anton S.G. Leverage and firm growth: an empirical investigation of gazelles from emerging Europe. *International Entrepreneurship and Management Journal*, 2019, 15, pp. 209–232.

Ducassy I., Guyot A. Complex ownership structures, corporate governance and firm performance: The French context. *Research in International Business and Finance*, 2017, 39, pp. 291–306.

ECB Firm or bank weakness? Access to finance since the European sovereign debt crisis, 2020.

Борисенко А.А., Хижняк А.В. Обзор сектора «Нефинансовые корпорации» на основе детальных данных бухгалтерской отчетности. – М.: РГЭУ, 2018. С. 17–27.

МОДЕЛЬ СТРУКТУРНОЙ ВЕКТОРНОЙ АВТОРЕГРЕССИИ (SVAR) ОЦЕНКИ ВЛИЯНИЯ ВАЛЮТНОЙ ЛИБЕРАЛИЗАЦИИ НА ЭКОНОМИКУ РОССИИ

Хохлова О.А. (Улан-Удэ), Раков И.Д. (Москва)

Изучение основных аспектов влияния валютной либерализации и внешних факторов на экономику России показало уязвимость экономики по двум направлениям. Во-первых, наблюдается высокая зависимость между внешними факторами и макроэкономическими показателями России. Во-вторых, увеличение степени валютной либерализации стимулирует отток капитала, а мировой кризис ухудшает ситуацию.

Валютная либерализация представляет собой процесс принятия политик, направленных на снятие валютных ограничений, которые могут оказывать сильное влияние на макроэкономические показатели страны в разных временных периодах. В связи с чем, в исследовании рассмотрен шок валютной либерализации с помощью структурной векторной

авторегрессионной модели (SVAR) (Айвазян, Мхитарян, 1998), позволяющей отследить реакцию макроэкономических показателей на шоки экономической политики и выявить адекватную теоретическую модель экономики. На первом этапе построения модели SVAR определены эндогенные и экзогенные факторы для включения в модель и длина лага. Выделены три группы показателей: валютной либерализации, экономического состояния страны и экзогенного фактора.

Показателем валютной либерализации или показателем, определяющим шок валютной либерализации, явилась сумма активов и пассивов с учетом международных резервов. В качестве показателей экономического состояния рассмотрены реальный ВВП, реальный эффективный валютный курс, индекс потребительских цен и процентная ставка заимствования, которые порождают следующие структурные шоки: шок предложения, валютный шок, монетарный шок и денежный шок спроса соответственно. Экзогенный фактор – мировой реальный ВВП. Все годовые статистические показатели были представлены в виде абсолютного прироста натуральных логарифмов за 1996–2018 гг.

Нахождение необходимой длины лага осуществлялось на основе информационных критериев Акаике (AIC) и Шварца (SC), которые показали необходимость использования в модели VAR лага, длиной в три года.

Оценка построенной модели производилась методом наименьших квадратов, далее модель была проверена на стационарность с помощью теста стационарности. Модель стационарна, так как все полученные обратные корни AR-полинома по модулю меньше единицы и находятся внутри круга.

Следующим шагом были введены дополнительные ограничения для оценки параметров SVAR модели A и B и нахождения структурных шоков. Обычно различают два вида ограничений: краткосрочные и долгосрочные ограничения, также существует возможность наложить оба вида ограничений на модель.

Краткосрочные ограничения накладываются непосредственно на параметры модели A и B: $A\varepsilon_t = Bu$. Оценка параметров A и B модели SVAR производилась с помощью метода максимального правдоподобия.

Идентификация модели с помощью долгосрочных ограничений осуществлялось наложением ограничений на матрицу C (долгосрочный динамический отклик). Вид модели: $C = [I - \Phi(L)]^{-1}B$.

Модель структурной векторной авторегрессии (SVAR) показала отрицательное влияние валютной либерализации на большую часть включенных макроэкономических показателей России.

Литература

Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика и основы эконометрики. – М.: Юнити, 1998. – 1000 с.

СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКИЕ ДЕТЕРМИНАНТЫ БОЛЕЗНИ ПАРКИНСОНА: МЕЖСТРАНОВОЙ ЭКОНОМЕТРИЧЕСКИЙ АСПЕКТ¹

*Шаклеина М.В., Богатова И.Э., Вартанов С.А., Денисова И.А.,
Турдыева Н.А., Чубарова Т.В., Полтерович В.М. (Москва)*

В число самых распространенных нейродегенеративных заболеваний входит болезнь Паркинсона (далее также – БП). До настоящего времени остается неизвестным происхождение болезни, а существующие методы лечения не могут остановить заболевание. Выявление социально-экономических детерминант БП поможет в улучшении диагностики на ранних стадиях развития болезни, а также разработки социальной политики в области здравоохранения.

Анализ работ по данной теме показал, что большинство исследований направлено на определение детерминант БП внутри отдельно взятой страны (Baldereschi M. et al., 2003; Yang F. et al., 2016; Frigerio R, Elbaz A, Sanft KR, et al, 2005 и др.). Комплексных межстрановых сопоставлений на выборке пациентов разных стран не было найдено. В этой связи новизной проводимого исследования является определение детерминант БП на межстрановом уровне, а именно в контексте развитых и развивающихся стран.

Методологической основой нашего исследования стала панельная регрессия. Исходная панель факторов риска БП формировалась с 1990 по 2017 год по 217 странам. Работа с различными базами данных, с одной стороны, расширила границы исследования, так как имела возможность использования самых разнообразных индикаторов для модели. Однако, с другой стороны, этот факт существенно ограничил поиск вследствие необходимости формирования базы данных единообразной по времени, наблюдаемым странам и по анализируемым факторам. Так, пришлось ограничиться временным интервалом 2010–2013 гг. в силу отсутствия необходимых показателей потребления продуктов питания на информационном ресурсе FAOSTAT после 2013 года. В результате исходные данные для моделирования представляли собой 102 страны среди них 33 развитых и 69 развивающихся стран по классификации МВФ. Перед моделированием все переменные были прологарифмированы. Эта процедура масштабирует исходные переменные, облегчает интерпретацию.

В результате исследования было построено несколько спецификаций панельной регрессии. Эконометрический анализ панельных данных показал, что характер воздействия ряда факторов зависит от принадлежности страны к числу развитых или развивающихся экономик. Для обеих групп заболеваемость болезнью Паркинсона растет с ростом продолжительности жизни и объема, вносимых в почву удобрений на гектар пахотной земли; заболеваемость снижается с увеличением доли курящего населения. Кроме того, для развитых стран доля больных падает с ростом душевого потребления рыбы и морепродуктов,

¹Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 18-00-00764.

а также овощей. Для развивающихся стран существенными факторами являются доля сельского населения и душевое потребление алкоголя, причем с ростом первого из этих факторов заболеваемость БП уменьшается, а с ростом второго – увеличивается. Полученные выводы сопоставляются с известными результатами исследований для отдельных стран. Результаты могут быть использованы в процедурах отбора пациентов для ранней диагностики БП.

Литература

- Baldereschi M. et al.* Lifestyle-related risk factors for Parkinson's disease: a population-based study // *Acta neurologica scandinavica*, 2003, Vol. 108, №. 4, pp. 239–244.
- Frigerio R, Elbaz A, Sanft K. et al.* Education and occupations preceding Parkinson disease: a population-based case-control study. *Neurology*, 2005, 65, pp. 1575–83.
- Yang F. et al.* Socioeconomic status in relation to Parkinson's disease risk and mortality: A population-based prospective study // *Medicine*, 2016, Vol. 95, №. 30.

МЕТОДОЛОГИЧЕСКИЕ ПРОБЛЕМЫ ОЦЕНКИ СЛОЖНЫХ ЛАТЕНТНЫХ КАТЕГОРИЙ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ БОЛЬШИХ ДАННЫХ (НА ПРИМЕРЕ СОЦИАЛЬНОЙ КОМФОРТНОСТИ)¹

Шаклеина М.В., Волкова М.И. (Москва)

Актуальность разработки теоретических аспектов латентной категории социальной комфортности, совершенствования методологии измерения её компонентов с помощью больших данных обусловлена, прежде всего, тем, что используемые в настоящее время макроэкономические статистические показатели совершенно не достаточны, чтобы оценить реальный уровень благосостояния в динамике и измерить истинное качество жизни людей, с учётом сложно измеримых ценностей, относящихся к определённому социально-экономическому контексту.

Появление новой латентной категории «социальная комфортность» расширяет положения теории качества жизни, так как позволяет анализировать индивида с точки зрения соотнесенности с социумом и осуществления различных видов деятельности.

Исследование эпистемологических основ термина «комфорт» показывает достаточно сложный характер данного явления. Социальная комфортность является латентной многомерной категорией, которая имеет динамичный характер развития и сочетающая в себе субъективные и объективные оценки (Stiglitz, 2010; McGregor, 2010; Allin, 2014). Измерение данного явления является нетривиальной задачей. В рамках данного исследования предполагается провести оценку социальной комфортности с использованием больших данных.

¹Исследование выполнено при финансовой поддержке РФФИ в рамках научного проекта № 20-310-70037.

Для разработки аспектов теории больших данных и категорий запросов, посвященных компонентам социальной комфортности, используется комплексный подход к анализу имеющихся в открытом доступе данных международных опросов, посвященных изучению благосостояния населения:

1) Опрос, проводимый организацией ОЭСР для построения «Индекса лучшей жизни» (исследование на его основе вопросов, посвященных оценке жилищных условий, работы, дохода, образования, экологии, гражданского права, здоровья, безопасности, отдыха);

2) Европейское социальное исследование. Базовыми темами для всех волн Европейского социального исследования являются: использование СМИ, отношение к политике, доверие государственным и общественным институтам, отношение к иммигрантам, взгляды на преступность, оценка личного здоровья, религиозность, социальное благополучие, жизненные ценности, демографические параметры. Опрос ESS проводится каждые два года и опирается на репрезентативную выборку населения старше 15 лет. Средний объем выборки в одной волне составляет около 2,5 тыс. человек.

3) Евробарометр. Система мониторинга общественного мнения населения стран-членов ЕС и государств-кандидатов на членство в ЕС. Опросы проводятся с 1970х годов под эгидой Еврокомиссии для всесторонней оценки условий жизни населения.

Понимание основ субъективной составляющей социальной комфортности обеспечит эффективное использование больших данных (Google Trends Data). Google Trends представляет собой инструмент, с помощью которого можно отслеживать популярность того или иного запроса за определенный промежуток времени. С его помощью можно проанализировать, какие аспекты социальной комфортности волнуют людей сейчас и как они менялись в прошлом (Reimsbach–Kounatze, 2015).

В рамках данного исследования проводится попытка систематизации актуальных международных опросов и формирование на их основе надежных категорий, обеспечивающих валидность результатов при построении системы семантического поиска информации о компонентах социальной комфортности.

В числе основных задач исследования: разработка методологических подходов к обработке больших данных, оценка социальной комфортности на основе пользовательских запросов (Google Trends Data) и международных баз данных; оценка перспективности использования ресурса Google Trends Data.

Литература

- Allin P., Hand D.J.* The Wellbeing of Nations: Meaning, motive and measurement. – John Wiley & Sons, 2014.
- McGregor A., Sumner A.* Beyond Business as Usual: What Might 3-D Wellbeing Contribute to MDG Momentum? // IDS Bulletin, 2010, Vol. 41, №. 1, pp. 104–112.

Stiglitz J.E. et al. Report by the commission on the measurement of economic performance and social progress // Paris: Commission on the Measurement of Economic Performance and Social Progress, 2010.

Reimsbach–Kounatze C. The Proliferation of “Big Data” and Implications for Official Statistics and Statistical Agencies, 2015.

DEVELOPMENT WATER QUALITY OBJECTIVES APPLICATION MULTIVARIATE STATISTICAL ANALYSIS (LAKE SEVAN)

Shahnazaryan G.A., Minasyan S.H. (Yerevan)

The water quality of Sevan Lake has been of great environmental concern for a number of decades since it is the greatest available freshwater resource not only for Armenia but also for the region. The lake consists of two morphometrically different basins - the deeper Minor and the relatively shallow Major Sevan. 29 rivers and Arpa-Sevan tunnel flow into the lake from the watershed and only the River Hrazdan flows out of the lake. Tributaries control the water regime and quality of the Lake Sevan. During the monitoring of water quality both of the Lake Sevan and its tributaries, a significant amount of data is generated, which often results in challenges in interpreting the dataset.

Multivariate statistical methods such as factor analysis and cluster analysis were applied to identify the main factors and pollution sources affecting on the water quality of the Lake Sevan and to evaluate spatial and temporal similarities and propose water quality objectives for the assessment water quality of Lake Sevan.

Water quality of 35 hydrochemical parameters has been considered for the period 2010–2019. Water samples of the Lake Sevan were collected from 17 sampling stations and 3-5 depths (surface, 5–7m, 20–30m and 60m). The water samples were taken May, July and October of each year. The following water quality parameters were included in these analyses: phosphate, total phosphorus, nitrate, ammonia, nitrite, transparency (Secchi disk depth), sulphate, chloride, total dissolved solids, main cations and heavy metals.

It has been demonstrated that the methodology efficiently classifies into various clusters as far as the present data set is concerned.

References

Hongmei Bu, Xianfang Song, Yuan Zhang. Using multivariate statistical analyses to identify and evaluate the main sources of contamination in a polluted river near to the Liaodong Bay in Northeast China, *Environmental Pollution*, 2019, Vol. 245, pp. 1058–1070.

ECONOMIC CAPITAL MODELS IN LIFE INSURANCE

Shemyakin A., Benson S., Burroughs R., Mohr J., Zhang H. (Minnesota)

Economic capital (EC) as a measure of the company's risk capital depends on a number of company-specific and external (both macroeconomic and industry-specific) risk variables and formulaic model constructs. The authors use a copula approach to build a predictive model estimating the amount of economic capital a life insurance company needs to protect itself against an adverse movement in interest rates, mortality, and other risk drivers. Predictive modeling requires a study of statistical dependence between diverse risks whose dependence can be expressed in terms of a joint distribution of risk variables using a copula function. Risk capital can then be estimated by value-at-risk (VaR) and expected shortfall (ES).

Economic capital modeling allows insurance companies to obtain better control of their risks and manage their business. A research paper sponsored by the SOA and Towers Perrin outlines the general EC framework for a life insurance company and the major types of risk facing an insurance company. Mortality risk (including catastrophic, volatility, estimation, and trend risks) and interest rate risk are specified as key liability and asset related risks. Due to the nature of insurance products underwritten by a life insurance company, implementing EC for interest rate risk requires developing an advanced way of calculating capital needs for a mixture of mostly fixed-income securities with various maturities and credit qualities.

Many large insurers and subsidiaries of European insurers are using EC and stress testing models for solvency and high-level capital planning considerations. However, there are many companies unfamiliar with implementing a model framework. One of the hurdles for new players is representing key independent variables by their distributions, since industry and company experience is usually stated as a deterministic best estimate value. Another major challenge is combining all modeled drivers of loss risk into a joint distribution. This is where the proper choice and use of a particular type of copula comes in. Morone et al. considered t-copulas for the analysis of a commercial bank portfolio of credit, market, and operational risks. Nguyen and Molinari used Archimedean copulas to represent life, non-life, and health underwriting risks, while Shim et al. discuss grouped t-copulas in the property and casualty insurance setting. Clearly, the choice of copula model is related to the nature of risks and particular choice of data.

Since the financial crisis of 2007–2009, the U.S. regulators adhere to the policy of maintaining interest rates at a very low level by historical standards. While this policy seems to produce a positive effect on overall economic development, it has created a challenging environment for the insurance industry. This effect is especially pronounced for life insurance companies struggling to gain investment returns that are sufficient for meeting their long-term liabilities. Therefore, our asset analysis is based on post-crisis years addressing the unique challenges of low interest markets.

In the period of December 2015 through December 2018, the Federal Reserve had raised interest rates nine times and signaled that it will continue raising rates in the nearest future.

Higher interest rates would provide much needed relief to the life insurers that experienced a serious asset-liability mismatch during the last ten years. However, in August of 2019 the FED reversed its course and lowered the target rate three times bringing it back to the levels that were not seen since 2008.

There are several factors that might lead to “preserving” the low interest rate environment for the years to come. Among them is the sheer size of funds the Federal Reserve induced into the financial markets during its large-scale purchases of long-term government bonds and other securities (quantitative easing program) in 2008, 2010 and 2012. This has created a market where too many dollars are chasing too few investment opportunities. The other factor is rather “modest” long-term economic growth expectations coming from the Federal Reserve and shared by the market participants.

Overall, there is a clearly observed long term down slope trend for the interest rates in the most developed countries. The historical data demonstrate that since the 1980-s, both long-term and short-term rates have been steadily declining, dropping from 20 percent in the 1980-s to close to zero in U.S. and even negative in Europe. Recently, some U.S. economists argued that negative rates are coming to the U.S. in the nearest future.

Keeping this in mind, our research develops a practical approach to EC that would help a life insurance company to calculate its capital needs in the low interest rate environment. In order to do so, we create an asset-liability framework modeling an insurance company portfolio. Then we use it to demonstrate how a copula-based approach can be applied to establish economic capital that would assist the company in sustaining an extended period of low interest rates. While such factors of life insurance risk as mortality and morbidity may not vary when the asset and/or interest rate market changes, other underwriting risks, such as the number of lapses in policies, may be interest rate market dependent.

In Section 2 we describe a one-year Economic Capital model with an emphasis on statistical aspects of model selection: choice of copula type (elliptic or Archimedean) and marginal distributions of the asset and liability variables. The study employs the time series structure of the asset variables allowing one to reflect monthly changes in the market and simultaneous changes in such underwriting risks as lapses. Our model also allows for the utilization of expert estimates or annual summaries of liability variables in absence of more frequent time series data.

The main model assumptions and limitations are summarized in Section 3 along with the variable selection for a practical illustration. Section 4 describes an application of our model to a set of nine asset and six liability variables. Time series parameters and correlation structure of the asset variables are estimated from the 15-year period 2003-2018 chosen to represent the low interest rate market environment. Development of the model framework employed for the project uses traditional life products to illustrate copula utility. For products with interest sensitivity, equity market or other asset/liability linkages, use of the model will require additional expertise from the end user that may include further correlation factor study, marginal distribution devel-

opment, use of R programming, etc. The severity of losses driving the ultimate economic capital levels is intended to be realistic in magnitude. As noted above, use of a low interest environment may also impact the severity of results.

When the model reflecting a company's investment portfolio and product mix is constructed, a Monte Carlo simulation introduced in Section 5 generates multiple future scenarios of one-year portfolio gains/losses, based on which value-at-risk and expected shortfall values are calculated. An interactive software tool allows for the adjustment of model inputs and parameters for the simulation in an Excel workbook format. Sample results of the simulation are provided in Section 6 along with the discussion of possible modifications of model inputs.

References

- Shemyakin A., Zhang H., Benson S., Burroughs R. and Mohr J.* Copula Models of Economic Capital for Insurance Companies, *Joint Risk Management Research Committee*, Society of Actuaries, 2019, pp. 1–30, online at <https://www.soa.org/resources/research-reports/2019/copula-models-economic-capital/>.
- Benson S., Burroughs R., Ladyzhets V., Mohr J., Shemyakin A., Walczak D. and Zhang H.* Copula Models of Economic Capital for Life Insurance Companies, *North American Actuarial Journal* (under review).

О КОЭФФИЦИЕНТЕ МЕДИАЛЬНОЙ КОРРЕЛЯЦИИ ОДНОПАРАМЕТРИЧЕСКОЙ КОПУЛЫ ГРАББСА

Ширяева Л.К. (Самара)

Рассмотрим статистики Граббса (Grubbs, 1950), т.е. экстремальные студентизированные отклонения наблюдений от среднего

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

вычисленные по выборке из n значений нормально распределенной случайной величины X .

Известно, что $P(T_{n(1)} < t) = P(T_n^{(1)} < t)$. Обозначим: $F_n^{(1)}(t) = P(T_n^{(1)} < t)$; $\Lambda_n(t_1, t_2) = P(T_{n(1)} < t_1, T_n^{(1)} < t_2)$. Рекурсивные соотношения для описания функций распределения $F_n^{(1)}(\cdot)$ и $\Lambda_n(\cdot)$ найдены в (Zhang, Keming, 2006) и (Ширяева, 2014) соответственно.

Согласно теореме Склара (Nelsen, 2006) существует единственная копула C_n , так что

$$\Lambda_n(t_1, t_2) = C_n \left(F_n^{(1)}(t_1), F_n^{(1)}(t_2) \right).$$

Для оценивания параметра n копулы Граббса может быть применен непараметрический аналог метода моментов. Первый шаг метода предполагает оценивание по выборке

из совместного распределения случайных величин некоторой меры их зависимости. Наиболее часто для этого используют коэффициенты ранговой корреляции Кендалла и Спирмена. В данной работе будет использован коэффициент медиальной корреляции β – Блумквиста (Blomqvist, 1950), так как вычисление его оценки требует на порядок меньше итераций, чем оценивание коэффициентов ранговой корреляции (Genest, Carabarin–Aguirre, Harvey, 2013). На втором шаге по найденной оценке находят оценку параметра копулы.

Для того, чтобы применить метод моментов следует найти теоретический коэффициент β –Блумквиста копулы Граббса. Формулу для вычисления Блумквиста копулы Граббса содержит

Теорема 1. Пусть $T_n^{(1,ts)} = \max(T_n^{(1)}; T_{n,(1)})$, $F_n^{(1,ts)}(t) = P(T_n^{(1,ts)} < t)$. Тогда коэффициент медиальной корреляции копулы Граббса равен

$$\beta_n = 4F_n^{(1,ts)}(Me_n) - 1,$$

где Me_n –медиана случайной величины $T_n^{(1)}$;

рекурсивное описание функции распределения $F_n^{(1,ts)}(\cdot)$ найдено в (Ширяева, 2014).

Для вычисления медианы Me_n применялись

Теорема 2. В случае $3 \leq m \leq 6$ медиана Me_n равна

$$Me_n = \frac{n-1}{\sqrt{n}} \sqrt{\frac{Q_{\frac{n-1}{n}}}{Q_{\frac{n-1}{n}+n-2}}},$$

где Q_s –квантиль уровня s случайной величины $F_{1,n-2}$, имеющей распределение Фишера – Снедекора с $k_1 = 1$ и $k_2 = n - 2$ степенями свободы.

Теорема 3. В случае $m > 6$ медиана Me_n является решением следующего уравнения

$$\int_{\tau_n^*}^{\frac{n-1}{\sqrt{n}}} f_n^{(1)}(t) dt = \frac{1}{2} - \frac{n}{2} P(F_{1;n-2} > \frac{(n-2)^2}{n}),$$

где $f_n^{(1)}(t) = \frac{dF_n^{(1)}(t)}{dt}$; $\tau_n^* = \sqrt{\frac{(n-1)(n-2)}{2n}}$.

В работе проведены численные расчеты коэффициента β –Блумквиста копулы Граббса. Полученные значения коэффициента были использованы для вычисления оценки параметра n копулы Граббса.

Литература

- Grubbs F. Sample criteria for testing outlying observations, Ann. Math. Statist., 1950, **21**:1, pp. 27–58.
- Genest C., Carabarin–Aguirre A., Harvey F. Copula parameter estimation using Blomqvist’s beta, Journal de la Société Française de Statistique, 2013, Vol. 154 No.1, pp. 5–25.
- Nelsen R. B. An introduction to copulas, Springer Series in Statistics, Springer-Verlag, New York, 2006.

Zhang J., Keming Y. The null distribution of the likelihood-ratio test for one or two outliers in a normal sample, TEST, 2006, **15**:1, pp. 141–150.

Ширяева Л. К. О нулевом и альтернативном распределении статистики критерия наибольшего по абсолютной величине нормированного отклонения, Изв. вузов. Матем., 2014. № 10. С. 62–78.

СВЕДЕНИЯ ОБ АВТОРАХ

- Акопов Андраник Сумбатович – ЦЭМИ РАН, Москва, akopovas@umail.ru;
- Андреев Всеволод Владимирович – ФГБОУ ВО ЧГУ им. И.Н. Ульянова, Чебоксары, andreev_vsevolod@mail.ru;
- Андронов Никита Сергеевич – ЦБ РФ, Москва, andronovns@cbr.ru; a_nik_96@hotmail.com;
- Антохонова Инна Владимировна – ФГБОУ ВПО ВСГУТУ, Улан-Удэ, iv.antokhonova@gmail.com;
- Архипова Марина Юрьевна – НИУ ВШЭ, Москва, archipova@yandex.ru;
- Асатрян Давид Гегамович – ИПИА НАН РА, Ереван, dasat@ipia.sci.am;
- Афанасьев Антон Александрович – ЦЭМИ РАН, Москва, aanton@cemi.rssi.ru;
- Афанасьев Михаил Юрьевич – ЦЭМИ РАН, Москва, miafan@cemi.rssi.ru;
- Бакуменко Людмила Петровна – МарГУ, Йошкар-Ола, lpbakum@mail.ru;
- Балаш Владимир Алексеевич – СГУ имени Н.Г. Чернышевского, Саратов, vladimir-balash@yandex.ru;
- Балаш Ольга Сергеевна - СГУ имени Н.Г. Чернышевского, Саратов, olgabalash@mail.ru;
- Бекларян Армен Леонович – НИУ ВШЭ, Москва, abeklaryan@hse.ru;
- Бекларян Левон Андреевич – ЦЭМИ РАН, Москва, beklar@cemi.rssi.ru;
- Белюсов Федор Анатольевич – ЦЭМИ РАН, Москва, sky_tt@list.ru;
- Benson S. – University of Minnesota, Minnesota, bens0104@stthomas.edu;
- Березняцкий Александр Николаевич – ЦЭМИ РАН, Москва, artandtech@yandex.ru;
- BurroughsR. – University of St. Thomas and Allianz, Minnesota, regina.burroughs@stthomas.edu;
- Благовещенский Юрий Николаевич – Фонд ИНДЕМ, Москва, ykbun@yandex.ru;
- Борzych Дмитрий Александрович – НИУ ВШЭ, Москва, dborzykh@hse.ru;
- Борисенко Анна Андреевна – ЦБ РФ, Москва, Borisenkoaa01@cbr.ru;
- Бродский Борис Ефимович – ЦЭМИ РАН, Москва, bbrodsky@yandex.ru;
- Волкова Мария Игоревна – ЦЭМИ РАН, Москва, frauwolf@gmail.com;
- Гавриленко Юлия Евгеньевна – ФГБОУ ВО РЭУ им. Г.В. Плеханова, Мытищи, yulya952@rambler.ru;
- Ghazaryan A. – Yerevan state university, Yerevan, amasyaghazaryan@yahoo.com;
- Гамбаров Георгий Михайлович – Банк России, Москва, GambarovGM@cbr.ru;
- Gammerman A. – University of London, London, aygammerman@gmail.com;
- Гафарова Елена Аркадьевна – ГАНУ ИСИ РБ, Уфа, gafarovaea@mail.ru;
- Геворгян Рубен Албертович – ЕГУ, Ереван, ruben_gevorgyan@yahoo.com;
- Gevorkyan A.S. – ИАР, NAS RA, Yerevan, g_ashot@sci.am;
- Герасимова Елена Владимировна – ЦЭМИ РАН, Москва, gerasimova_elena@mail.ru;
- Герасимова Ирина Александровна – ЦЭМИ РАН, Москва, irina.guerassimova@gmail.com;
- Gogolev S.L. (Гоголев Степан Леонидович) – НИУ ВШЭ, Пермь, s.l.gogolev@gmail.com;
- Головина Светлана Георгиевна – УрГАУ, Екатеринбург, kkrav84@mail.ru;
- Горошко Игорь Владимирович – Университет прокуратуры РФ, Москва, garrygo@mail.ru;
- Горошко Эмилия Григорьевна – ЦЭМИ РАН, Москва;

Grigoryan S.K. – Converse Bank CJSC, Yerevan, g_ashot@sci.am;

Davtyan T.M. – Yerevan state university, Yerevan, tigrandavtyan100@gmail.com; drejer@gmail.com;

Демидова Ольга Анатольевна – НИУ ВШЭ, Москва, demidova@hse.ru;

Добронравова Елизавета Петровна – МГУ имени М.В. Ломоносова, Москва, dobronravovalisa@gmail.com;

Драйер П. – Копенгаген, drejer@gmail.com;

Дьячков Дмитрий Викторович – ЦБ РФ, Москва, dyachkovdv@cbr.ru; grivium@gmail.com;

Ермолова Мария Дмитриевна – Банк России, НИУ ВШЭ, Москва, MErmolova@hse.ru; m.d.ermolova@gmail.com;

Жуков Роман Александрович – Тульский филиал Финансового университета при Правительстве РФ, Тула, pluszh@mail.ru;

Зайцев Александр Андреевич – НИУ ВШЭ, Москва, 4038949@gmail.com; alex.zaytsev@hse.ru;

Zhang H. – University of St. Thomas, Minnesota, zhan8273@stthomas.edu;

Zatikyan A.S. – Yerevan;

Захарова Алена Петровна – ДВФУ, Владивосток, zakharovaalena@mail.ru;

Ибрагимова Зульфия Фануровна – ФГБОУ ВО БГУ, Уфа, Badertdinova@mail.ru;

Исаева Марта Константиновна – ЦЭМИ РАН, Москва, misaeva@cemi.rssi.ru;

Камалян Роберт Арменович – Армянский государственный экономический университет, Ереван, robert.kamalyan@mail.ru;

Karapetyan H.R. – Armenian State University of Economics, Yerevan, h.karapetyan555@gmail.com;

Kartashyan H. – Central Bank of Armenia, Dilijan, hasmik.kartashyan@cba.am;

Копыток Витовт Константинович – АНО «ЦПУР», Троицк, ikopytok@gmail.com;

Котырло Елена Станиславовна – НИУ ВШЭ, Москва, ekotyrllo@hse.ru;

Кочинян Нарине Синараевна – ЕГУ, Ереван, akochinjan@mail.ru;

Крамков Вячеслав Андреевич – Волго-Вятское ГУ Банка России, НИУ ВШЭ-НН, Нижний Новгород, w.kramkov@mail.ru;

Кудров Александр Владимирович – ЦЭМИ РАН, Москва, kovlal@inbox.ru;

Лугачев Михаил Иванович – МГУ имени М.В. Ломоносова, Москва, mil@econ.msu.ru;

Максимов Андрей Геннадьевич – НИУ ВШЭ-НН, Нижний Новгород, amaksimov@hse.ru;

Malinovskii V.K. (Малиновский Всеволод Константинович) – ЦЭМИ РАН, Москва vsevo-lod.malinovskii@mail.ru;

Малюгин Владимир Ильич – БГУ, Минск, Malugin@bsu.by;

Маракуева Мария Андреевна – Москва, mariamar1@yandex.ru;

Месропян Каринэ Эдурдовна – ФИЦ Южный научный центр РАН, Ростов-на-Дону, carine@list.ru;

Minasyan S.H. – Institute of Chemical Physics, NAS RA, Yerevan, seyran_minasyan@yahoo.com;

Мироненков Алексей Алексеевич – МГУ имени М.В. Ломоносова Москва, Alexey.mironenkov@gmail.com;

Могилевич Елена Олеговна – НИУ ВШЭ, Москва, Elena.O.Mogilevich@yandex.ru;

Mohr J. – University of Minnesota and US Bancorp Minnesota, Jessmohr@gmail.edu;

Мхитарян Владимир Сергеевич – НИУ ВШЭ, Москва, vmkhitarian@hse.ru;

Мхитарян Сергей Владимирович – РЭУ им. Г.В. Плеханова, Москва, Mkhitarian.SV@rea.ru;

Нанавян Ашхен Мардиросовна – ЦЭМИ РАН, Москва, ashchenn@mail.ru

Наринян Наталья Евгеньевна – ЦЭМИ РАН, Москва, gorbatienkon@list.ru

Невоструев Петр Юрьевич – РЭУ им. Г.В. Плеханова, Москва, Nevosttruev.PY@rea.ru

Нуриманова Ирина Фагимовна – ЦБ РФ, Москва, nurimanovaif@cbr.ru, rainet93@mail.ru

Ozhegov E.M. (Ожегов Евгений Максимович) – НИУ ВШЭ, Пермь, tos600@gmail.com

Олейник Елена Борисовна – Дальневосточный федеральный университет, Владивосток, oleinik.elena@gmail.com

Ohanyan V.K. – Yerevan state University, Yerevan, victo@aua.am

Papikyan A. – Central bank of the republic of Armenia, Yerevan, Anzhela.papikyan@cba.am

Pastore F. – Университет Кампании Луиджи Ванвителли, Naples, francesco.pastore@unicampania.it

Пеникас Генрих Иозович – Банк России, Москва, penikas@gmail.com

Петров Никита Александрович – ВТБ Банк, Москва, le-snap@yandex.ru

Петросян Гоарик Размиковна – Ереванский филиал РЭУ им. Г.Плеханова, Ереван, petrosyan_goharik@list.ru

Petrosyan D. – Yerevan state university, Yerevan, diana.petrosyan@mail.com

Петухова Марина Сергеевна – Новосибирский ГАУ, Новосибирск, russian_basket11@mail.ru

Полтерович Виктор Меерович – ЦЭМИ РАН, Москва, polterov@mail.ru

Пономарева Ольга Станиславна – ЦЭМИ РАН, Москва, fondf@cemi.rssi.ru

Попова Галина Львовна – ТГТУ, Тамбов, НИУ ВШЭ, Москва, galina2011.popova@yandex.ru

Проневич Андрей Францевич – ГрГУ им. Янки Купалы, Гродно, pranevich@grsu.by

Раков Иван Дмитриевич – НИФИ, Москва, rid@live.ru

Ратникова Татьяна Анатольевна – НИУ ВШЭ, Москва, taratnikova@yandex.ru

Рослякова Наталья Андреевна – ИПУ им. В.А. Трапезникова РАН, Москва, roslyakovaNA@gmail.com

Румянцева Екатерина Владимировна – НИУ ВШЭ, департамент прикладной экономики Москва, evrumyantseva.2006@yandex.ru

Саакян Армен Коляевич – Ереванский филиал РЭУ им. Г.В.Плеханова, Ереван, Sahakian2004@mail.ru

Саргсян Гайк Левонович – ЕГУ, Ереван, sargsyan.ysu@gmail.com

Саргсян Сона Гайковна – ЕГУ, Ереван, sonahsargsyan@gmail.com

Сарычева Татьяна Владимировна – Марийский государственный университет, Йошкар-Ола, tvdolmatova@bk.ru

Semerikova E. (Семерикова Елена Вячеславовна) – HSE, Moscow, [lena.sem7@mail.ru](mailto:lana.sem7@mail.ru)

Сиротин Вячеслав Павлович – ВШЭ, Москва, vsirotin@hse.ru

Скрипкин К.Г. – МГУ им. М.В. Ломоносова, Москва, k.skripkin@gmail.com

Степанов Владимир Сергеевич – ЦЭМИ РАН, Москва, Stepanov@cemi.rssi.ru

Тавадян Ашот Агасиевич – АГЭУ, Ереван, tavadyan@yahoo.com

Tavadyan Ag.A. – Armenian State University of Economics, Yerevan, a.tavadyan@gmail.com

Тевикян Ашот Рамзесович – Центр аналитических исследований ГНКО «Центр общественных связей и информации» аппарата премьер-министра РА, Ереван, devkanc@mail.ru

Тихомирова Татьяна Михайловна – РЭУ им. Г.В. Плеханова, Москва, t_tikhomirova@mail.ru

Трофимова Наталья Аристарховна – ЦЭМИ РАН, Москва, nataly_trofimova@mail.ru

Франц Марина Валерьевна – УГАТУ, Уфа, tan-Marina@mail.ru

Фурманов Кирилл Константинович – НИУ ВШЭ, департамент прикладной экономики, Фрязино, furmach@rbcmail.ru

Халилеев Александр Анатольевич – Looploop ApS, Копенгаген, alex.khalileev@gmail.com

Харин Юрий Семенович – БГУ, Минск, kharin@bsu.by

Хацкевич Геннадий Алексеевич – Институт бизнеса БГУ, Минск, Khatskevich@sbmt.by

Хачатрян Нерсес Карленович – ЦЭМИ РАН, Москва, nerses@cemi.rssi.ru

Хижняк Антон Витальевич – Банк России, Москва, khizhnyakav@cbr.ru

Хохлова Оксана Анатольевна – Восточно-Сибирский государственный университет технологий и управления, Улан-Удэ, hohlovao@mail.ru

Чистопольская Елена Владимировна - СГУ имени Н.Г. Чернышевского, Саратов, elena.saratov@list.ru

Чойжалсанова Аюна Цыденовна – ВСГУТУ, Улан-Удэ, ayuna-777@mail.ru

Шаклеина Марина Владиславовна – МШЭ МГУ, Москва, shakleina.mv@gmail.com

Шапошников Евгений Сергеевич – ООО "Система Геткурс", Улан-Удэ, torfot@mail.ru

Шахбазян Лилит Гамлетовна – Ереванский филиал РЭУ им. Г.Плеханова, Ереван, lilitshahbazyan@rambler.ru

Shahnazaryan G. – Environmental Monitoring and Information Center SNCO Republic of Armenia, Yerevan, gayane_shahnazaryan@yahoo.com

Шведов Алексей Сергеевич – НИУ ВШЭ, ashvedov@hse.ru

Шелковников Сергей Александрович – Новосибирский ГАУ, Новосибирск, shelkovnikov1@rambler.ru

Shemyakin A. E. (Шемякин Аркадий) – University of St. Thomas, St. Paul, US, a9shemyakin@stthomas.edu

Шенгелия Александр Николаевич – Банк России, Москва, shengeliyaan@cbr.ru

Ширяева Людмила Константиновна – Самарский государственный экономический университет, Самара, Shiryeva_LK@mail.ru

Юрченко Елена Григорьевна – Дальневосточный федеральный университет, Владивосток, alenagr@mail.ru

ТРУДЫ
Часть 1

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

Цахкадзор, Республика Армения

Под редакцией *академика В.Л. Макарова*

Подписано в печать г.

Формат 60×90/16. Печ. л. 10,0. Тираж экз. Заказ № .
ФГБУН Центральный экономико-математический институт РАН
117418, Москва, Нахимовский пр., 47
Тел. 8 (499) 724-21-39
E-mail: ecr@cemi.rssi.ru
<http://www.cemi.rssi.ru/>

ISBN 978-5-8211-0786-2

9 785821 107862