ИНТЕЛЛЕКТ. ИННОВАЦИИ. ИНВЕСТИЦИИ
№ 12/2016

РЕДАКЦИОННАЯ КОЛЛЕГИЯ

Главный редактор
Ж.А. Ермакова, доктор экономических наук, профессор (г. Оренбург)
И.О. главного редактора
С.В. Панкова, доктор экономических наук, профессор (г. Оренбург)
Ответственный секретарь
А.П. Цыпин, кандидат экономических наук (г. Оренбург)

Члены редакционной коллегии

И.А. Беляев, д.ф.н., доцент (г. Оренбург)
И.Б. Береговая, к.э.н., доцент (г. Оренбург)
В.В. Боброва, д.э.н., доцент (г. Оренбург)
Н.К. Борисюк, д.э.н., профессор (г. Оренбург)
П.П. Володькин, д.т.н., доцент (г. Хабаровск)
Н.С. Захаров, д.т.н., профессор (г. Тюмень)
И.Г. Кирин, д.т.н., профессор (г. Оренбург)
И.Н. Корабейников, к.э.н., доцент (г. Оренбург)
Н.А. Кузьмин, д.т.н., профессор (г. Нижний Новгород)
А.Т. Кулаков, д.т.н., профессор (г. Набережные Челны)
О.Н. Ларин, д.т.н., профессор (г. Москва)
А.М. Максимов, д.ф.н., профессор (г. Оренбург)
Б.В. Марков, д.ф.н., профессор (г. Санкт-Петербург)
Тобиас Мартин, профессор, dr. rer. nat. (г. Лейпциг)
Л.В. Межуева, д.т.н., профессор (г. Оренбург)
В.В. Миронов, д.ф.н., профессор (г. Москва)
В.В. Носов, д.э.н., профессор (г. Москва)
В.С. Осипов, д.э.н., доцент (г. Москва)
А.Н. Поляков, д.т.н., профессор (г. Оренбург)
В.И. Рассоха, д.т.н., доцент (г. Оренбург)
Р.Ю. Рахматуллин, д.ф.н., профессор (г. Уфа)
Ю.В. Родионов, д.т.н., профессор (г. Пенза)
С.Ю. Соловых, к.т.н., доцент (г. Оренбург)
Н.З. Султанов, д.т.н., профессор (г. Оренбург)
Т.Л. Тен, д.т.н., профессор (г. Алматы)
Г.Л. Тульчинский, д.ф.н., профессор (г. Санкт-Петербург)
Т.Д. Федорова, д.ф.н., профессор (г. Саратов)
Д.М. Федяев, д.ф.н., профессор (г. Омск)
Клаус Хенссген, профессор, dr. rer. nat. (г. Лейпциг)
А.Г. Шеломенцев, д.э.н., профессор (г. Екатеринбург)
В.Н. Шепель, д.э.н., профессор (г. Оренбург)
А.С. Юматов, к.э.н., доцент (г. Оренбург)
Н.Н. Якунин, д.т.н., профессор (г. Оренбург)

Журнал «Интеллект. Инновации. Инвестиции» зарегистрирован в Федеральной службе по надзору в сфере связи, информационных технологий и массовых коммуникаций. Свидетельство о регистрации ПИ № ФС 77-63471 от 30.10.2015 г.

Журнал включен в список изданий, рекомендованных Высшей аттестационной комиссией Министерства образования и науки Российской Федерации для опубликования результатов диссертационных исследований. Журнал включен в базы данных eLIBRARY, ВИНИТИ РАН и имеет Российский индекс научного цитирования (РИНЦ).

Подписной индекс по каталогу Российской прессы «Почта России» – 16478

При перепечатке ссылка на журнал «Интеллект. Инновации. Инвестиции» обязательна.
Рукописи аспирантов печатаются бесплатно.
Все поступившие в редакцию материалы подлежат рецензированию.
Мнения авторов могут не совпадать с точкой зрения редакции.
Редакция в своей деятельности руководствуется рекомендациями Комитета по этике научных публикаций (Committee on Publication Ethics).
Условия публикации статей размещены на сайте журнала: http://intellekt-izdanie.osu.ru

СОДЕРЖАНИЕ

ГОСТЬ НОМЕРА

В.Н. Афанасьев
Профессия – «статистик» 4

ЭКОНОМИЧЕСКИЕ НАУКИ

В.Н. Афанасьев, А.В. Елагина
Агрегирование показателей волатильности при нелинейных трендах 8

И.А. Байтагулина
Статистическое изучение инвестиционного процесса в Оренбургской области 17

О.В. Баканач, Д.С. Данилин
Статистический анализ доходности и риска инвестиций в акции российских компаний 24

Л.П. Бакуменко, Е.В. Костромина
Эконометрическое моделирование экономического роста республики Марий Эл 30

С.С. Богословская
Статистический анализ различий доходов и потребительских расходов населения в субъектах Приволжского федерального округа 37

А.Л. Воробьев, В.А. Лукоянов
Статистические методы анализа качества услуг аварийных комиссаров 44

Н.С. Еремеева
Статистический анализ динамики потребительских цен на продовольственные товары в Российской Фередации 49

А.Ю. Колодяжная
Исследование динамических подвижек в структуре государственного долга субъектов РФ 54

Е.М. Крипак, В.В. Крипак, В.В. Семенов
Разработка системы сбалансированных показателей для оценки эффективности архитектуры предприятия коммерческого банка 58

Е.В. Лаптева
Статистический анализ и прогнозирование уровня доходов населения в Российской Федерации 64

Т.Н. Ларина
Измерение территориальной социально-экономической конвергенции муниципальных образований региона как индикатора качества жизни 70

Т.В. Лебедева
Исследование цикличности естественного и механического движения населения в Оренбургской области 76

Т.В. Леушина
Статистическая оценка факторной обусловленности кредитного поведения домашних хозяйств 81

С.Н. Морозова
Статистический анализ состояния рынка производства и потребления молока в России и Оренбургской области 84

С.В. Панкова, А.П. Цыпин, В.В. Попов
Статистические исследования некоторых аспектов продовольственной безопасности России 88

Ю.В. Рожкова, В.В. Попов
Статистическое исследование причин снижения таможенных доходов федерального бюджета 94

О.И. Стебунова
Подходы к анализу и моделированию пространственных закономерностей развития регионального рынка земельных ресурсов 98

И.В. Сыровацкая
Статистический анализ заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей 104

Л.М. Туктамышева, А.Р. Манбетов
Многомерный статистический анализ клиентской базы нефтеторговой компании 109

Л.Р. Фаизова
Эконометрическое моделирование и прогнозирование динамики объема кредитования домохозяйств Оренбургской области 113

Т.В. Харченко
Научная и инновационная деятельность в Оренбургской области 118

В.Н. Шепель, Н.В. Спешилова
Многокритериальные детерминированные задачи принятия решений подсистем высших учебных заведений 124

V.N. Afanasiev
The system of sustainability indicators of the food market 129

V. Lyubchich
Detecting time series trends and their synchronization in climate date 132

Sazcha Marcelo Olivera Villarroel,
Ricardo Hernández Murillo
Payment for environmental services: the forest resources management 138

ANNOTATION OF THE ARTICLES 145

ПРОФЕССИЯ – «СТАТИСТИК»

Современное общество – это информационное общество. Развитие информационных технологий, растущий спрос на количественные данные со стороны государства, бизнеса, науки, международных и общественных организаций предопределили объективно возросшее внимание к статистике во всем мире. Важно то, что знание статистики, основанное на статистической закономерности, позволяет эффективно управлять экономикой в условиях вероятностной среды.

Спрос растет не только на данные, но и на людей, которые могут с ними профессионально работать. Профессия «Статистик» занимает достойное место в Международной классификации профессий (ISC008) и Международной классификации направлений образования (ISCED). Так, в ISC0 профессия «Статистик» отнесена к разряду профессий с высшим уровнем образования.

Статистику преподают лучшие университеты мира. По данным Евростата, в Европе в настоящее время реализуется 703 магистерские программы по статистике (не считая бакалаврских) в 39 странах. В США профессия статистика на протяжении многих лет сохраняет высочайшие рейтинги по критериям оплаты, условиям труда и так далее, далеко опережая такие профессии, как финансист и экономист. По оценке компании Gartner в 2015 году количество рабочих мест в мире для специалистов по работе с большими массивами информации составит порядка 4,4 млн.

Российская статистика имеет вековые традиции и хорошую репутацию в мире. Статистика преподавалась в российских гимназиях, ей учили великих князей – наследников престола. Один из первых статистических конгрессов проводился в Санкт-Петербурге, на нем присутствовали великие ученые со всего мира. Русские были среди основателей Международного Статистического Института (ISI).

Статистика необходима всем людям, решившим посвятить себя предпринимательской или управленческой деятельности, требующей умения анализировать и прогнозировать ситуацию, давать количественные оценки, делать экономические расчеты, осуществлять информационно-статистическое обеспечение менеджмента, маркетинга, бизнеса в целом. В настоящее время статистика имеет своей целью отразить закономерности и тенденции развития рыночной экономики на макро– и микроуровнях, дать в руки предпринимателей и менеджеров инструмент, помогающий найти оптимальные направления коммерческой деятельности и управления производством, вооружить информацией, необходимой для конкурентной борьбы, сформировать банки данных и банки моделей маркетингового исследования и тому подобное.

Статистика нужна и работникам органов государственного управления, в том числе системы государственной статистики, поскольку рынок должен контролироваться, стимулироваться и регулироваться государством, а, следовательно, и тщательно изучаться.

Статистическая информация в условиях рынка – поистине ключ к успеху. Статистический анализ и прогнозирование играют роль лоцмана в море (довольно бурном) рыночной экономики. Сейчас отечественные предприниматели, по примеру зарубежных, убеждаются в том, что им необходимы подразделения конъюнктурного анализа, маркетингового исследования локальных рынков, статистического контроля качества продукции, мониторинга собственного рыночного потенциала и коммерческих возможностей, центров информационно-аналитического обеспечения разработки инвестиционной, производственной и торговой программ и тому подобное. Менеджмент невозможен без специально организованной статистической отчетности. Таким образом, отечественный бизнес и органы государственного управления в настоящее время испытывают потребность в статистиках (экономистах-аналитиках), обладающих умением применять статистическую методологию в исследовании бизнес-процессов.

Кафедра статистики и эконометрики Оренбургского государственного университета ведет подготовку экономистов – аналитиков (бизнес-аналитиков и статистиков), объектами трудоустройства которых являются:

– предприятия (организации), фирмы;

– муниципальные, региональные и федеральные организации;

– социальные структуры (здравоохранение, пенсионные фонды и т.д.);
– банки, страховые компании;
– органы государственной статистики;
– торговые сети;
– производственные корпорации;
– аналитические центры министерств и ведомств;
– СМИ (средства массовой информации);
– научные центры и учебные заведения.

Углубленные теоретические знания и практические навыки в области статистики и эконометрики, приобретаемые студентами в процессе обучения, позволяют выпускникам решать профессиональные задачи, связанные со статистическим наблюдением, анализом и прогнозированием в экономической, финансовой, маркетинговой, производственно-экономической областях деятельности.

С целью овладения указанными знаниями и навыками в учебный план для профиля «Бизнес-аналитика и статистика» включены следующие профильные дисциплины:

1. Статистика видов экономической деятельности – позволит приобрести студентам статистические теоретические знания и практические навыки применительно к различным видам экономической деятельности.

2. Статистика инноваций в бизнес-структурах и управление проектами. Данная дисциплина позволит уяснить применение сетевых графиков в управлении проектом, научиться составлять графики по данным отдельных действий, применять вероятностные методы в сетевом анализе, уметь сопоставлять основные методы построения сетевых графиков.

3. Анализ временных рядов и бизнес-прогнозирование.

Методы бизнес-прогнозирования являются важным инструментом в процессе принятия решений. Способность составить надежные оценки будущих показателей (спроса на товары, стоимости материалов, производственной себестоимости и затрат на рабочую силу) обеспечивает предприятиям преимущество в конкурентной борьбе;

4. Статистический анализ локального рынка товаров и услуг.

Этот курс позволит овладеть методологией статистического анализа складывающихся на локальном рынке товаров и услуг социально-экономических закономерностей, а также выявления тенденций в развитии тех или иных явлений или процессов в сферах производства и товарного обращения.

5. Статистические методы в страховании бизнес-рисков.

Дисциплина даст представление о структуре и основных блоках статистики страхового дела, познакомит с практическими возможностями использования статистических методов в страховании бизнес-рисков для исследования страхового дела на микро-, мезо– и макроуровнях, приоритетными направлениями исследования в данной области в современных условиях.

6. Многомерный статистический анализ и линейное программирование в бизнес-проектах.

Данная дисциплина позволит студентам сформировать научное представление о многомерных случайных величинах и методах их исследования, применить методы линейного программирования для решения различных задач оптимизации в условиях ограничения, проводить моделирование при анализе решений по вопросам управления запасами, овладеть методами моделирования при решении задач массового обслуживания.

7. Статистический анализ качества продукции и услуг.

Изучение данной дисциплины обеспечит овладение методикой проведения статистического исследования качества товаров и услуг, выявление особенностей применения статистических методов для изучения качества товаров и услуг.

8. Экономика и статистика фирм.

Целью изучения дисциплины является приобретение необходимых знаний по системному анализу показателей экономической деятельности предприятия; выработка умений по использованию статистических методов в практической деятельности предприятия для обеспечения ее эффективного функционирования.

9. Статистика финансов и анализ финансовой отчетности предприятий и организаций ознакомит студентов с основными теоретическими положениями статистики финансов, анализом важнейших показателей, характеризующих состояние и тенденции сферы финансов как на макроуровне, так и на уровне предприятий (организаций), позволит приобрести опыт в статистическом анализе финансовой отчетности предприятий (организаций) и прогнозировании основных характеристик финансовой деятельности и финансовых результатов.

10. Статистическое обеспечение инвестиционных программ производства продукции (услуг) и управление запасами в условиях риска.

Изучение данной дисциплины позволит освоить методологические основы анализа существующей

практики формирования и реализации инвестиционных строительных программ, уяснить основные характеристики моделей управления запасами, анализировать более сложные модели, в частности те, которые учитывают неопределенный спрос, овладеть практическими вопросами, связанными с определением политики управления запасами.

В результате освоения основной образовательной программы бакалавр экономики по профилю «Бизнес-аналитика и статистика» должен будет решать профессиональные задачи, связанные с экономикой, статистической оценкой, моделированием и прогнозированием в расчетно-экономической, аналитической, научно-исследовательской, организационно-управленческой и педагогической деятельности.

Бизнес-аналитик в процессе обучения, а также в дальнейшей профессиональной деятельности должен будет решать следующие профессиональные задачи в соответствии с видами профессиональной деятельности:

1. Расчетно-экономическая деятельность:

– проведение статистического наблюдения и подготовка исходных данных для выполнения расчетов экономических и социально-экономических показателей, характеризующих деятельность хозяйствующих субъектов;

– обработка информационных массивов, проведение расчетов обобщающих экономических и социально-экономических показателей на основе типовых методик с учетом действующей нормативно-правовой базы;

– построение математико-статистических моделей и прогнозирование производственных, финансовых и социальных процессов;

2. Аналитическая, научно-исследовательская деятельность:

– поиск информации по полученному заданию, сбор и анализ данных, необходимых для проведения конкретных экономических расчетов;

– обработка массивов экономических данных в соответствии с поставленной задачей, анализ, оценка, интерпретация полученных результатов и обоснование выводов;

– оценка характера распределения массовых данных, выявление статистических закономерностей в составе исследуемых процессов, явлений и объектов, относящихся к области профессиональной деятельности, анализ и интерпретация полученных результатов;

– анализ и интерпретация показателей, характеризующих социально-экономические процессы и явления на микро- и макро- уровнях как в России, так и за рубежом;

– подготовка информационных обзоров, аналитических отчетов;

– проведение статистических обследований, опросов, анкетирования и первичная обработка их результатов;

– участие в разработке проектных решений в области профессиональной деятельности, подготовке предложений и мероприятий по реализации разработанных проектов и программ;

3. Организационно-управленческая деятельность:

– участие в разработке вариантов управленческих решений, обосновании их выбора на основе критериев социально-экономической эффективности с учетом рисков и возможных социально-экономических последствий принимаемых решений;

– организация выполнения порученного этапа работы;

– оперативное управление малыми коллективами и группами, сформированными для реализации конкретного экономического проекта;

– участие в подготовке и принятии решений по вопросам организации управления и совершенствования деятельности экономических служб и подразделений предприятий различных форм собственности, организаций, ведомств с учетом правовых, административных и других ограничений;

4. Педагогическая деятельность:

– преподавание экономических дисциплин в общеобразовательных учреждениях, образовательных учреждениях начального профессионального, среднего профессионального, высшего образования.

Для современного руководителя все большую значимость приобретает применение основных методов представления и пояснения коммерческой информации, которые лежат в основе формирования имиджа и маркетинговой стратегии многих предприятий.

Обучение и выпуск студентов по профилю «Бизнес-аналитика и статистика» позволит удовлетворить отечественный бизнес и органы государственного управления в экономистах-аналитиках, обладающих умением применять статистическую методологию в исследовании бизнес-процессов.

Вместе с тем, жизнь вносит коррективы, совместная деятельность РАС и Росстата по приведению в соответствие с международными стандартами Общероссийского классификатора специальностей по образованию (ОКСО) привела к положительному результату, подготовка статистиков будет осуществляться не только по направлению Экономика, как сейчас это происходит, но и направлению Статистика.

8 декабря 2016 года руководителем Федерального агентства по техническому регулированию и метрологии (Росстандарт) подписан приказ № 2007-ст о принятии Общероссийского классификатора специальностей по образованию (ОКСО) ОК 009-2016 с датой введения в действие 1 июля 2017 года.

В принятом классификаторе направление образования Статистика присутствует в следующих разделах:

Раздел III. НАПРАВЛЕНИЯ ПОДГОТОВКИ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ – БАКАЛАВРИАТА

1.01.03.05 Статистика

Раздел IV. НАПРАВЛЕНИЯ ПОДГОТОВКИ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ – МАГИСТРАТУРЫ

1.01.04.05 Статистика

Раздел VI. НАПРАВЛЕНИЯ ПОДГОТОВКИ ВЫСШЕГО ОБРАЗОВАНИЯ – ПОДГОТОВКИ КАДРОВ ВЫСШЕЙ КВАЛИФИКАЦИИ ПО ПРОГРАММАМ ПОДГОТОВКИ НАУЧНО-ПЕДАГОГИЧЕСКИХ КАДРОВ В АСПИРАНТУРЕ

1.01.06.02 Статистика

Таким образом, принятый классификатор приведен в соответствие с международной стандартной классификацией образования в части направления высшего образования Статистика.

Первый набор студентов будет проводиться в 2018 году, ФГОС 3 принят.

Доктор экономических наук, профессор,
Избранный член Международного
Статистического Института (ISI),
Почетный работник высшего профессионального
образования РФ,
Заведующий кафедрой статистики
и эконометрики ОГУ

В.Н. Афанасьев

УДК 311.13

В.Н. Афанасьев, доктор экономических наук, профессор, заведующий кафедрой статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: vafanassyev@gmail.com

А.В. Елагина, кандидат экономических наук, ведущий экономист сектора банковского надзора, отдела банковского надзора ЦБ РФ по Оренбургской области
e-mail: annn888@mail.ru

АГРЕГИРОВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ВОЛАТИЛЬНОСТИ ПРИ НЕЛИНЕЙНЫХ ТРЕНДАХ

В статье рассматривается методика агрегирования волатильности производственных показателей при нелинейных трендах отдельных совокупностей с целью создания устойчивой совокупности в целом. Логическая сущность задачи заключается в том, что колебания изучаемого признака у разных единиц совокупности частично обусловлены общими признаками, а частично – разными, независимыми признаками, следовательно, колебания (волатильность) частично могут быть согласованными по величине и во времени, а частично - несогласованными. В таком случае, при агрегировании, то есть переходе к совокупности в целом, как правило, следует ожидать, что колебания агрегированного признака совокупности будут меньше, чем колебания в среднем для единиц совокупности (средние показатели колебаний у единиц совокупности). При этом, конечно, найдутся и такие единицы совокупности, для которых волатильность (колеблемость) меньше, чем в целом по совокупности, поскольку и показатели колеблемости (волатильности) внутри совокупности варьируют. Агрегирование снижает лишь среднюю величину колебаний, а значит повышает устойчивость признака. Проведенное исследование агрегирования волатильности (изменчивости) позволяет с уверенностью отметить ее снижение в совокупности, что имеет как научную, так и практическую значимость, например, в системе государственного регулирования агропродовольственного рынка.

Ключевые слова: *агрегирование волатильности, нелинейные тренды, агропродовольственный рынок, эффект агрегирования волатильности.*

Агрегирование показателей волатильности (колеблемости) в целях создания, например, устойчивого агропродовольственного рынка на региональном и межрегиональном уровнях требует теоретического обоснования статистической проблемы соотношения волатильности и устойчивости уровней у отдельных единиц совокупности и для совокупности в целом. Наша методика применима для любых показателей – производительности, себестоимости, прибыли, рентабельности, продуктивности, урожайности, различных совокупностей. Это может быть совокупность личных подсобных хозяйств, фермерских хозяйств, муниципальных образований в области, областей в крупном регионе и регионов в РФ, государств в мире. Исследование основывалось на работах В.Н. Афанасьева [1, 2, 3], Я.Я. Вайну [5], Т.И. Гуляевой [6], Т.В. Лебедевой [7], Н.С. Четверикова [8], Е.М. Четыркина [9], М.М. Юзбашева [10].

Различие между устойчивостью производства в крупном регионе и в отдельных административных районах, тем более в отдельных предприятиях, вовсе не сводится к чисто математическому соотношению. Вместе с тем, поскольку таковое существует, его необходимо выделить, изучить, измерить, чтобы отделить это формально-математическое свойство от социальных, экономических, технологических факторов, которые могут по-разному влиять на повышение (или даже на снижение) устойчивости конкретных показателей в конкретной совокупности.

Таким образом, когда мы предложили эту методику, то вовсе не сводили проблему устойчивости производственных характеристик на высоком уровне (совокупность, регион, страна) к чисто математической проблеме частичного погашения колебаний при агрегировании единиц совокупности (организаций, регионов, областей) [2, 3]. Сначала было предположено, что колебания изучаемого признака у всех единиц совокупности одинаковы по силе и строго единообразны во времени: уровни одновременно по всем единицам совокупности и поровну отклоняются от тренда вверх или вниз. Очевидно, что в таком крайнем случае никакой проблемы не существует: колебания признака в целом по совокупности точно равны колебаниям по каждой ее единице, а значит устойчивость уровней признака в совокупности в целом равна устойчивости в отдельных единицах этой совокупности.

Такого не может быть! Возразит любой экономист, специалист управленец, и он будет прав. В этом-то и состоит проблема, что крайне маловероятно строго согласованное и равное по всем единицам совокупности колебание какого-либо признака. Кроме общих причин, факторов, более или менее (но и то не точно одинаково) влияющих сразу на все единицы совокупности, то есть «макрофакторов», неизбежно есть и индивидуальные, особые

для каждой единицы совокупности причины колебаний («микрофакторы»), действие которых не согласовано и даже вовсе независимо для разных единиц совокупности.

Для волатильности урожайности сельскохозяйственных культур, например, макрофакторами для совокупности хозяйств административного района служат: температура воздуха, сумма осадков, которые внутри административного района колеблются одинаково; микрофакторами – нарушения агротехники в отдельных хозяйствах, применение отдельных агротехнических приемов, разное качество управления и организации производства, колебания финансового состояния хозяйства. А для крупного региона температура воздуха и сумма осадков уже не будут одинаковыми для составляющих этот регион областей и зон, вместе с тем макрофакторами колебаний финансовых показателей будут общие для страны изменения (колебания) ставок кредитования, налогов, рыночных цен, инфляция, дотации и тому подобное.

Итак, логическая сущность задачи заключается в том, что колебания изучаемого признака у разных единиц совокупности частично обусловлены общими признаками, а частично – разными, независимыми признаками, следовательно, колебания частично могут быть согласованными по величине и во времени, а частично – несогласованными. В таком случае, при агрегировании, то есть переходе к совокупности в целом, как правило, следует ожидать, что колебания агрегированного признака совокупности будут меньше, чем колебания в среднем для единиц совокупности (средние показатели колебаний у единиц совокупности). При этом, конечно, найдутся и такие единицы совокупности, для которых волатильность (колеблемость) меньше, чем в целом по совокупности, поскольку и показатели колеблемости (волатильности) внутри совокупности варьируют. Агрегирование снижает лишь среднюю величину колебаний, а значит повышает устойчивость признака.

Этот логический вывод полностью согласуется с положениями теории систем о том, что система не сводится к простой сумме составляющих ее единиц, поскольку взаимодействие элементов системы порождает новое качество – «системный эффект» («emergency»). Крупные системы, как правило, устойчивее мелких систем.

Перейдем к статистической постановке задачи. Имеется: совокупность из «*К*» единиц, для каждой из которых определен признак «*у*» по данным за «*n*» лет (например: валовый сбор зерна за *n* лет по *К* хозяйствам). Тренды по каждому хозяйству $\tilde{y}_j$ (j =1...*К*), оценки среднего квадратического отклонения от тренда для каждой единицы совокупности $S_{y_j}(t)$, суммарная величина признака для совокупности за каждый год:

$$y_{COBj} = \sum_{j=1}^{k} y_{ji}, \qquad (1),$$

ее тренд $\tilde{y}_{COB}$ и среднее квадратическое отклонение (также оценка с учетом степеней свободы колебания) $S_{y_{COB}}(t)$.

Спрашивается: как выразится тренд признака в совокупности через тренд для каждой ее единицы? Как выразится среднее квадратическое отклонение признака в совокупности через таковые для ее единиц?

В данной работе рассматриваются параболические тренды (параболы второго порядка вида $\tilde{y} = a + bt + ct^2$), линейные тренды рассмотрены ранее [2, 4]. Всякий линейный тренд можно рассматривать как параболу второго порядка с нулевым ускорением, то есть для нее $Ci = 0$.

Приводим вывод формулы, связывающей показатели колеблемости (волатильности) совокупности и ее единиц в общем виде для «*К*» единиц совокупности, опирающиеся на ранее доказанное свойство суммирования трендов [2]:

Имеем: $Y_i = \sum_{j=1}^{k} y_{ij}$; $\overline{Y}_I = \sum_{j=1}^{k} \tilde{y}_{ij}$, то есть для каждого года и фактический уровень признака в целом по совокупности является суммой фактических значений признаков всех ее единиц, и выровненный уровень тренда для совокупности в целом также есть сумма уровней трендов для данного года по всем единицам совокупности. Отсюда следует, что и отклонение фактического уровня по совокупности от тренда является суммой отклонений фактических уровней трендов по всем единицам совокупности то есть

$$U_i = \sum_{j=1}^{k} U_{ij}. \qquad (2).$$

Из (2) следует, что:

$$\sum_{i=1}^{n} U_i^{\,2} = \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{j=1}^{k} U_{ij}\right)^2 = \sum_{i=1}^{n}\left(\sum_{i=1}^{n} U_{ij}^{\,2} + 2\sum_{j=1}^{C_k^2} U_{im} \times U_{ip}\right)^2. \qquad (3).$$

$$m, p \in j; m \neq p.$$

Смысл правой части (3) таков: сумма квадратов отклонений от тренда по совокупности в целом равна сумме по годам (по *i*) сумм по единицам совокупности квадратов отклонений от трендов по всем годам и всем единицам совокупности плюс удвоенная сумма произведений отклонений от трендов по всем возможным парам единиц совокупности и по годам. Это общая формула квадрата сумм многих («*К*») слагаемых. Она состоит из «*К*» квадратов и числа сочетаний из «*К*» по два удвоенных произведений. Через «*m*» и «*p*» обозначены отклонения от трендов у «*m*»-ной и «*p*»-той единиц совокупности, *m* и *p* пробегают значения от 1 до «*К*», но $m \neq p$. Число сочетаний из «*К*» по 2, напомним, равно $\frac{k!}{(k-1)! \times 2!}$.

Произведения отклонений от трендов для раз-

ных единиц совокупности – это ковариация отклонений от трендов, которая является числителем парных коэффициентов корреляции между отклонениями от трендов:

$$r_{U_m U_P} = \frac{\sum_{i=1}^{n} U_{mi} U_{pi}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n} U_{mi}^{\ 2} \times \sum_{i=1}^{n} U_{pi}^{\ 2}}}, \qquad (4),$$

отсюда:

$$\sum_{i=1}^{n} U_{mi} U_{pi} = r_{U_m U_P} \sqrt{\sum U_{mi}^{\ 2} \times U_{pi}^{\ 2}}. \qquad (5).$$

Рассмотрим теперь наш основной объект анализа – оценки средних квадратических отклонений от трендов, то есть абсолютные показатели колеблемости (волатильности):

Для совокупности в целом, при параболическом второго порядка тренде:

$$S_Y(t) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} U_i^{\ 2}}{n-3}}, \text{ откуда } \sum_{i=1}^{n} U_i^{\ 2} = (n-3) \times S^2 Y(t)$$

Для каждой единицы совокупности:

$$S_{y_i}(t) = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} U_{ij}}{n-3}}, \text{ откуда } \sum_{i=1}^{n} U_{ij}^{\ 2} = (n-3) \times S^2_{\ ij}(t)$$

Равенство (4) можно переписать в виде:

$$\sum_{i=1}^{n} U_{mi} \times U_{pi} = r_{U_m U_P} \sqrt{\sum (n-3) S_{y_m}(t) \times (n-3) S_{y_p}(t)} = (n-3) \times S_{y_m}(t) \times S_{y_m}(t) \times r_{U_m U_p} \ (6).$$

Все полученные выражения сумм квадратов отклонений через средние квадратические отклонения (6) подставляем в (3):

$$(n-3) \times S_Y^{\ 2}(t) = \sum_{j=1}^{k} (n-3) \times S_{y_i}^{\ 2}(t) + 2 \sum_{j=1}^{C_k^2} r_{U_m U_p} \times (n-3) \times S_{y_m}(t) \times S_{y_p}(t)$$

Сократив обе стороны на (n - 3) имеем:

$$S_Y^{\ 2}(t) = \sum_{j=1}^{k} S_{y_i}^{\ 2}(t) + 2 \sum_{j=1}^{C_k^2} S_{y_m}(t) \times S_{y_p}(t) \times r_{U_m U_p} \quad (7)$$

Формула (7) является окончательным результатом, выражающим связь между величиной колеблемости (волатильности) признака по совокупности в целом и колеблемостью (волатильностью) его по отдельным единицам совокупности.

Дисперсия колебаний признака в целом по совокупности из «*К*» единиц равна сумме дисперсий по всем *К* единицам совокупности плюс удвоенная сумма всех сочетаний из «*К*» по 2 произведения пар средних квадратических отклонений на парные коэффициенты корреляции колебаний

Если все колебания признака у разных единиц совокупности были бы не связаны друг с другом (не содержали общих факторов, а случайные колебания погашались бы в бесконечно большой совокупности), тогда все коэффициенты корреляции отклонений от трендов были бы равны нулю, а дисперсия признака в совокупности была бы равна сумме дисперсий ее единиц.

При отсутствии связи колебаний, но в ограниченной совокупности коэффициенты корреляции колебаний будут незначимо отличны от нуля, а дисперсия признака в совокупности незначимо отличаться от суммы дисперсий ее единиц.

Если преобладает прямая связь колебаний, то есть имеются общие их факторы, то коэффициенты корреляции отклонений будут больше нуля, но меньше единицы, а дисперсия в целом по совокупности больше суммы дисперсий у ее единиц, но меньше суммы средних квадратов (так как второе слагаемое (7) меньше удвоенной суммы произведений!):

$$S_Y^{\ 2}(t) < \left[\sum_{j=1}^{k} S_y(t) \right]^2, \text{ т.е. } S_Y^{\ 2}(t) < n \times S_y^{\ 2}(t).$$

Если же преобладает обратная связь колебаний у единиц совокупности (случай агрегирования в совокупности районов с противоположными колебаниями или культур с противоположными колебаниями), тогда дисперсия колеблемости (волатильности) по совокупности в целом будет меньше суммы дисперсий у ее единиц, так как коэффициенты корреляции по преимуществу будут отрицательными (и значимо отличными от нуля), и все второе слагаемое правой части (7) будет отрицательной величиной. Так будет измерен эффект размещения федеральных заказов и квот в районах с противоположными колебаниями производства зерна, мяса и молока на душу населения [2].

Рассмотрим эффект агрегирования при нелинейных трендах на примере производства мяса на душу населения в Оренбургской и Самарской областях за тридцать лет (два пятнадцатилетних периода) – 1976–1990 и 1991–2005 годы [3].

Нелинейность производства мяса явно прослеживается за второй период (1991–2005 годы).

Обозначим производство мяса на душу населении в Оренбургской области – у1, в Самарской области – у2, ряды динамики даны за 15 лет, тренды параболические.

Тренды по единицам совокупности с 1976 по 1990 год – парабола второго порядка:

$$\tilde{y}_i = 82,14 + 1,571 \times t_i + 0,2653 \times t_i^2;$$

$$\tilde{y}_i = 53,87 + 1,8179 \times t_i + 0,0816 \times t_i^2$$

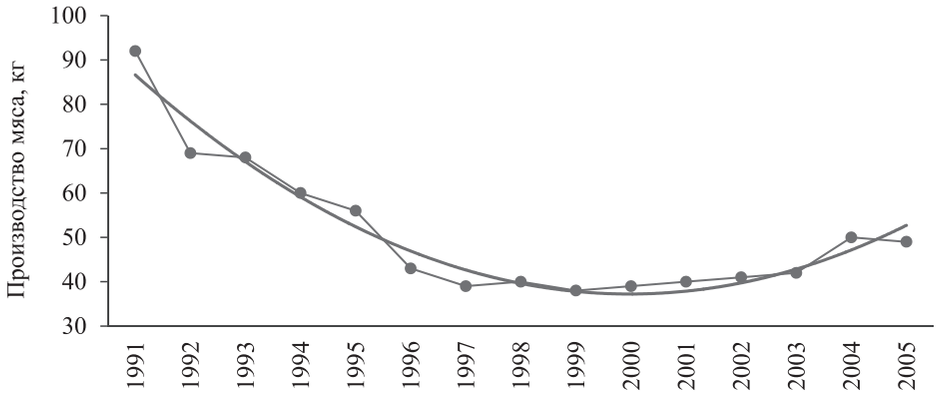

Рисунок 1. Производство мяса на душу населения в Самарской области за 1976–1990 годы

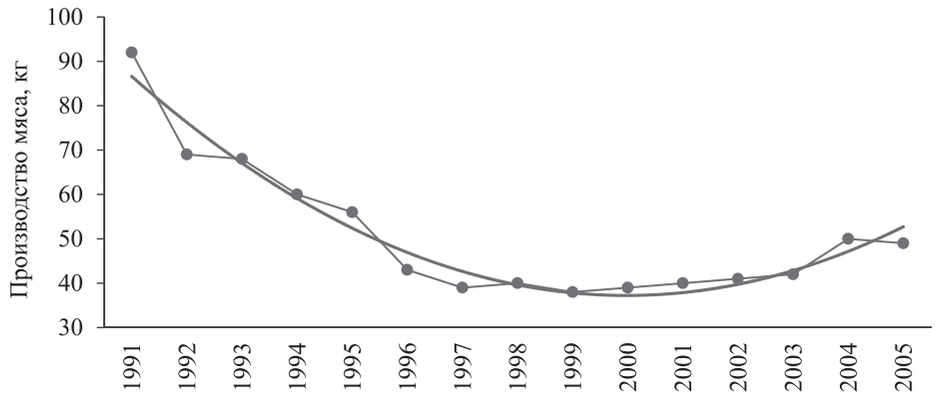

Рисунок 2. Производство мяса на душу населения в Оренбургской области за 1976–1990 годы

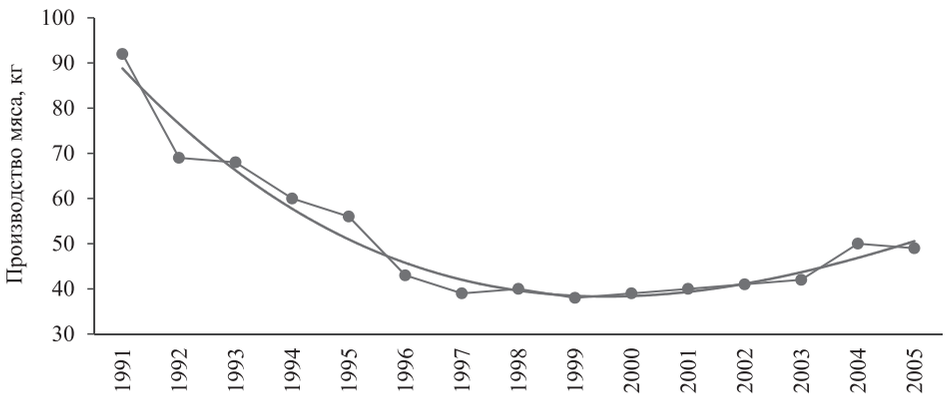

Рисунок 3. Производство мяса на душу населения в Самарской области за 1991–2005 годы

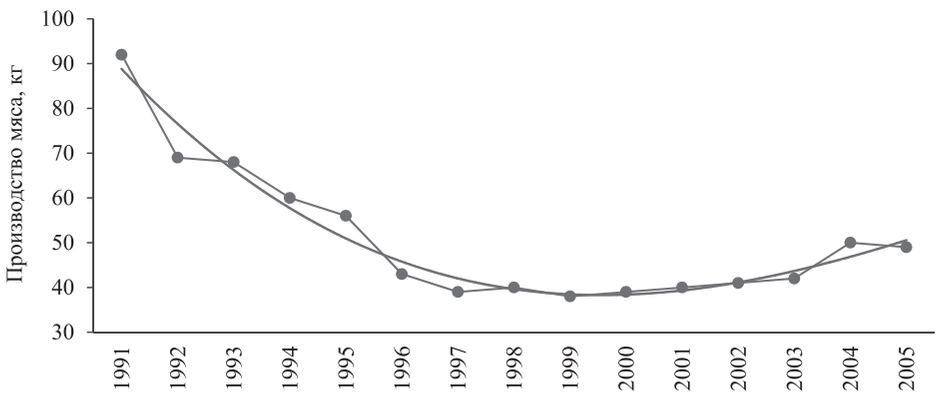

Рисунок 4. Производство мяса на душу населения в Оренбургской области за 1991–2005 годы

средние уровни: $\bar{y}_1 = 87,1....$; $\bar{y}_2 = 55,4...$; $\bar{y}_{СОВ} = 142,5...$

Вычислим параметры тренда по совокупности по ее ряду динамики:

$$b_C = \frac{\sum y_{Ai} t_i}{\sum t_i^2} = \frac{949}{280} = 3,389$$, что равно $b_1 + b_2$.

С помощью МНК рассчитаем параметры «*a*» и «*c*»:

$15a + 280c = 2137$

$280a + 9352c = 41341$

$a_c + 18,7...c_c = 142,5$

$a_c + 34,4c_c = 147,6$

отсюда: $14.7...c_c = 5,1$

$c_c = 0,3469$, что равно $c_1 + c_2$

$a_c = 136$, что равно $a_1 + a_2$

Итак, тренд по совокупности в целом есть сумма трендов по ее единицам:

$\tilde{y}_c = 136 + 3,389 \times t_i + 0,3469 \times t_i^2$, как требует теория.

Рассмотрим меры колеблемости (волатильности) и устойчивости:

По единицам совокупности:

$$S_y(t)_1 = \sqrt{\frac{1939}{15-3}} = 12,7 \text{ кг};$$

$$S_y(t)_2 = \sqrt{\frac{169}{15-3}} = 3,8 \text{ кг};$$

$$\vartheta_y(t)_1 = \frac{S_y(t)_1}{\bar{y}_1} = 14,6\,\% ;$$

$$\vartheta_y(t)_2 = \frac{S_y(t)_2}{\bar{y}_2} = 6,9\,\%;$$

Если из этих коэффициентов колеблемости (волатильности) вычислить среднюю взвешенную на знаменатели, то есть на $\bar{y}$, имеем:

$$\vartheta_y(t)_j = \frac{\sum_{j=1}^{2} \vartheta_y(t)_j \times \bar{y}_j}{\sum_{j=1}^{2} \bar{y}_j} = 11,6\,\% .$$

Прямое вычисление по совокупности в целом:

$$S_y(t)_A = \sqrt{\frac{2746}{15-3}} = 15 ;\ \vartheta_y(t)_A = \frac{S_y(t)_A}{\bar{y}_A} = 10,5\,\%.$$

Вычисление по формуле 19 через колеблемость (волатильность) единиц совокупности:

$$S_y{}^2(t)_A = 12,7^2 + 3,8^2 + 2 \times 12,7 \times 3,8 \times 0,5 = 223,99.$$

$$S_y(t)_c = 15$$

то есть точно совпадает с прямым расчетом, где ($r_{u_m u_P} = \frac{289}{\sqrt{327691}} = 0,5$) связь колебаний прямая, средняя.

Коэффициент колеблемости (волатильности) по совокупности в целом на 1,1 пункта (или на 9,5 %) ниже, чем средняя из коэффициентов колеблемости (волатильности) по единицам совокупности.

В примере средний показатель устойчивости уровней по единицам совокупности (взвешенный) равен 100 % - 11,6 % = 88,4 %, а показатель устойчивости уровней по совокупности в целом составил 100 % - 10,5 % = 89,5 %, то есть на 1,1 (или на 1,2 %) пункта выше. Различия в колеблемости (волатильности) и в устойчивости в «пунктах» одинаково по абсолютной величине, но могут быть противоположны по знаку, а в показателях темпов изменения в процентах, разумеется, разные, так как темпы исчисляются к разным базам.

Тренды по единицам совокупности за 1991–2005 годы также парабола второго порядка:

$\tilde{y}_i = 37,9 - 2,37 \times t_i + 0,653 \times t_i^2$;

$\tilde{y}_i = 28,55 - 2,175 \times t_i + 0,3878 \times t_i^2$

средние уровни: $\bar{y}_1 = 50,1....$; $\bar{y}_2 = 35,8...$; $\bar{y}_{СОВ} = 85,9...$

Вычислим параметры тренда по совокупности по ее ряду динамики:

$$b_C = \frac{\sum y_{Ai} t_i}{\sum t_i^2} = \frac{-1273}{280} = -4,546$$, что равно $b_1 + b_2$

С помощью МНК рассчитаем параметры «*a*» и «*c*»:

$15a + 280c = 1289$

$280a + 9352c = 28341$

$a_c + 18,7...c_c = 85,9$

$a_c + 34,4c_c = 101,2$

отсюда: $14.7...c_c = 15,3$

$c_c = 1,041$, что равно $c_1 + c_2$

$a_c = 66,4$, что равно $a_1 + a_2$

Итак, тренд по совокупности в целом есть сумма трендов по ее единицам:

$\tilde{y}_c = 66,4 - 4,546 \times t_i + 1,041 \times t_i^2$, как требует теория.

Рассмотрим меры колеблемости (волатильности) и устойчивости за период с 1991 по 2005 год.

По единицам совокупности:

$$S_y(t)_1 = \sqrt{\frac{142}{15-3}} = 3,4 \text{ кг};$$

$$S_y(t)_2 = \sqrt{\frac{54}{15-3}} = 2,1 \text{ кг};$$

$$\vartheta_y(t)_1 = \frac{S_y(t)_1}{\bar{y}_1} = 6,9\,\% ;$$

$$\vartheta_y(t)_2 = \frac{S_y(t)_2}{\bar{y}_2} = 5,9\,\%;$$

Из этих коэффициентов колеблемости (волатильности) вычислим среднюю взвешенную на знаменатели, то есть на $\bar{y}$, имеем:

$$\vartheta_y(t)_2 = \frac{\sum_{j=1}^{2} \vartheta_y(t)_j \times \bar{y}_j}{\sum_{j=1}^{2} \bar{y}_j} = 6,4\ \%.$$

Прямое вычисление по совокупности в целом:

$$S_y(t)_A = \sqrt{\frac{278}{15-3}} = 4,81;\ \vartheta_y(t)_A = \frac{S_y(t)_A}{\bar{y}_A} = 5,6\ \%.$$

Вычисление по формуле 6 через колеблемость (волатильность) единиц совокупности:

$$S_y(t)_A = 3,4^2 + 2,1^2 + 2 \times 3,4 \times 2,1 \times 0,53 = 23,14.$$

$$S_y(t)_c = 4,81$$

то есть точно совпадает с прямым расчетом, где ($r_{u_m u_P} = \frac{46}{\sqrt{7668}} = 0,53$) связь колебаний прямая, средняя.

Коэффициент колеблемости (волатильности) по совокупности в целом на 0,8 пункта (или на 12,5 %) ниже, чем средняя из коэффициентов колеблемости (волатильности) по единицам совокупности [3].

Обратим еще раз внимание на то, что колеблемость (волатильность) по совокупности в целом будет меньше, чем средняя (взвешенная) из показателей колеблемости (волатильности) по ее единицам не только при прямой связи колебаний между ее единицами, но даже и при обратной связи колебаний, то есть при наличии общих причин колебаний, но при $r_{u_m u_P} < 1$, то есть при наличии хотя бы части независимых факторов колебаний. Таким образом, на конкретных примерах нами подтвержден закон повышения устойчивости при агрегировании признака в совокупности единиц и для нелинейных трендов [2].

Колеблемость (волатильность) объемного (суммируемого) признака совокупности в целом всегда меньше, чем средняя из аналогичных показателей колеблемости (волатильности) ее единиц (взвешенная по средним значениям, объемного признака), а показатели устойчивости – больше.

В нашем примере средний показатель устойчивости уровней по единицам совокупности (взвешенный) равен 100 % - 6,4 % = 93,6 % , а показатель устойчивости уровней по совокупности в целом составил 100 % - 5,6 % = 94,4 % , то есть на 0,8 (или на 0,85 %) пункта выше. Различие в колеблемости (волатильности) и в устойчивости в «пунктах» одинаково по абсолютной величине, но противоположно по знаку, а в показателях темпов изменения в процентах, разумеется, разное, так как темпы исчисляются к разным базам.

При анализе изменения колеблемости (волатильности) и устойчивости в совокупности можно разграничить методом агрегатных индексов на три составляющие: 1) за счет изменения структуры, то есть распределения объемного признака между единицами совокупности; 2) за счет изменения колеблемости (волатильности) по каждой единице совокупности; 3) за счет применения тесноты связи между колебаниями признака у разных единиц совокупности. При этом «базисным» и «текущим» периодами нужно взять, как минимум, 9–11-летние ряды динамики (у нас 15-летние из 30-летних).

Чтобы провести индексный анализ, в качестве анализируемого общего признака-результата целесообразно взять коэффициент колеблемости (волатильности) по совокупности в целом $\vartheta_Y(t)$. Абсолютный показатель $S_Y(t)$ зависит по величине от произвольно взятых единиц измерения признака, а для разных признаков несравним.

Чтобы преобразовать основную формулу (7) для коэффициентов колеблемости (волатильности), выразим среднее квадратическое отклонение $S_y(t)$ через коэффициенты колеблемости (волатильности) $\vartheta_y(t)$ и средние значения признаков, при этом имея в виду, что для идеальных величин признака среднее значение объемного признака равно значению его по совокупности в целом, умноженному на долю данной единицы в суммарном значении признака: $\bar{y}_i = \bar{Y} \times d_j$, и следовательно: $S_y(t) = \vartheta_y(t)_j \times \bar{Y} \times d_j$ (8). Подставляя в (7), имеем:

$$(\vartheta_y(t)_j \times \bar{Y})^2 = \sum_{j=1}^{k} (\vartheta_y(t)_j \times \bar{Y} \times d_j)^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} (\vartheta_y(t)_m \times \bar{Y} \times d_m) \times (\vartheta_y(t)_p \times \bar{Y} \times d_p) \times r_{u_m u_p},$$

сократив все слагаемые на Y^2, и извлекая корень квадратный, получаем:

$$\vartheta_Y(t)_c = \sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_j{}^2 \times d_j{}^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_m \times d_m \times \vartheta_y(t)_p \times d_p \times r_{u_m u_p}} \quad (9).$$

Обозначая величины текущего периода подписным значком «1», а базисного периода – значком «0», построим систему индексов:

1. Общий индекс коэффициента колеблемости (волатильности) объемного признака по совокупности в целом:

$$J_{\vartheta_y(t)_c} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j1}{}^2 \times d_{j1}{}^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m1} \times d_m \times \vartheta_y(t)_{p1} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p1}}}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j0}{}^2 \times d^2{}_{j0} + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m0} \times d_{m0} \times \vartheta_y(t)_{p0} \times d_{p0} \times r_{u_m u_{p0}}}} \quad (10).$$

В первую очередь индексируется доля единиц совокупности в объемном признаке (индексируемая величина выделена рамкой, цветом)

2. Индекс за счет изменения структуры объемного признака:

$$J_{\vartheta_y(t)_c|d|} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j0}{}^2 \times d_{j1}{}^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m0} \times d_{m1} \times \vartheta_y(t)_{p0} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p0}}}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j0}{}^2 \times d^2{}_{j0} + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m0} \times d_{m0} \times \vartheta_y(t)_{p0} \times d_{p0} \times r_{u_m u_{p0}}}} \quad (11).$$

Затем следует индексировать влияние изменения колеблемости (волатильности) у отдельных единиц совокупности

$$3.\ J_{\vartheta_y(t)_c|U_y(t)_j|} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j1}{}^2 \times d_{j1}{}^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m1} \times d_{m1} \times \vartheta_y(t)_{p1} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p1}}}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j0}{}^2 \times d^2{}_{j1} + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m0} \times d_{m1} \times \vartheta_y(t)_{p0} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p0}}}} \quad (12).$$

Наконец, индексируется изменение связи между колебаниями признака по парам единиц совокупности (эффект агрегирования)

$$4.\ J_{\vartheta_y(t)_c|r_{u_m u_{p1}}|} = \frac{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j1}{}^2 \times d_{j1}{}^2 + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m1} \times d_{m1} \times \vartheta_y(t)_{p1} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p1}}}}{\sqrt{\sum_{j=1}^{k} \vartheta_y(t)_{j1}{}^2 \times d^2{}_{j1} + 2\sum_{1}^{C_k^2} \vartheta_y(t)_{m1} \times d_{m1} \times \vartheta_y(t)_{p1} \times d_{p1} \times r_{u_m u_{p0}}}} \quad (13).$$

Проиллюстрируем эту методику на примере с двумя единицами совокупности (Оренбургской и Самарской областям).

Таблица 1. Анализ изменения колеблемости (волатильности) производства мяса на душу населения в Оренбургской и Самарской областях

Показатели		Периоды	
		1976–1990 гг.	1991–2005 гг.
Доли единиц совокупности в объеме признака Y	d1 d2	0,61 0,39	0,58 0,42
Коэффициенты колеблемости признака Y	$\vartheta_y(t)_1$ $\vartheta_y(t)_2$	0,146 0,069	0,069 0,059
Коэффициент корреляции колебаний	$r_{u_1 u_2}$	0,5	0,53

Общий индекс коэффициента колеблемости (волатильности) в совокупности составил:

$$\frac{\vartheta_Y(t)_{1_c}}{\vartheta_Y(t)_{0_c}} = \sqrt{\frac{(0,069 \times 0,58)^2 + (0,059 \times 0,42)^2 + 2 \times 0,069 \times 0,58 \times 0,059 \times 0,42 \times 0,53}{(0,146 \times 0,61)^2 + (0,069 \times 0,39)^2 + 2 \times 0,146 \times 0,61 \times 0,069 \times 0,039 \times 0,5}} =$$

$$\sqrt{\frac{0,0016 + 0,0006 + 0,0010}{0,0079 + 0,0007 + 0,0024}} = \frac{0,0566}{0,1049} = 0,5396,$$

или 53,96 %.

абс. изменение = - 4,83 пункта.

Изменение коэффициента колеблемости (волатильности) за счет долей единиц совокупности, то есть снижения доли той, которая имела более высокую колеблемость (волатильность) (№ 2):

$$J_{\vartheta_{y(t)c}|d|} = \sqrt{\frac{(0,146 \times 0,58)^2 + (0,069 \times 0,42)^2 + 2 \times 0,146 \times 0,58 \times 0,069 \times 0,42 \times 0,5}{(0,146 \times 0,61)^2 + (0,069 \times 0,39)^2 + 2 \times 0,146 \times 0,61 \times 0,069 \times 0,39 \times 0,5}} =$$

$$\sqrt{\frac{0,0072 + 0,0008 + 0,0024}{0,0079 + 0,0007 + 0,0024}} = \frac{0,102}{0,105} = 0,9714,$$

или 97,14 %.

абс. изменение = - 0,3 пункта.

Изменение коэффициента колеблемости (волатильности) за счет коэффициентов по единицам совокупности (например, прогресса технологий) составило:

$$J_{\vartheta_Y(t)_c|\vartheta_y(t)_j|} = \sqrt{\frac{(0,069\times0,58)^2+(0,059\times0,42)^2+2\times0,069\times0,58\times0,059\times0,42\times0,53}{(0,146\times0,58)^2+(0,069\times0,42)^2+2\times0,146\times0,58\times0,069\times0,42\times0,5}} =$$

$$\sqrt{\frac{0,0016+0,0006+0,0010}{0,0079+0,0008+0,0024}} = \frac{0,0566}{0,10198} = 0,5550,$$

или 55,50 %.

абс. изменение = - 4,54 пункта.

Изменение коэффициента колеблемости (волатильности) по совокупности за счет изменения связи между колебаниями у ее единиц:

$$J_{\vartheta_Y(t)_c|r_{u_m u_p}|} = \sqrt{\frac{(0,069\times0,58)^2+(0,059\times0,42)^2+2\times0,069\times0,58\times0,059\times0,42\times0,53}{(0,069\times0,58)^2+(0,059\times0,42)^2+2\times0,069\times0,58\times0,059\times0,42\times0,5}} =$$

$$\sqrt{\frac{0,0016+0,0006+0,0010}{0,0016+0,0006+0,00099}} = \frac{0,0566}{0,0565} = 1,0018,$$

или 100,18 %.

абс. изменение = 0,01пункта.

В базисном периоде эффект агрегирования колебаний составил:

$$\vartheta_Y(t)_0 - \bar{\vartheta}_y(t)_{j0} = 0,1049 - 0,146\times0,61 + 0,069\times0,39 = -0,0111 \text{ или -1,11 \%.}$$

В текущем периоде эффект агрегирования составил:

$$\vartheta_Y(t)_1 - \bar{\vartheta}_y(t)_{j1} = 0,0566 - 0,069\times0,58 + 0,059\times0,42 = -0,0082 \text{ или -0,82\%.}$$

Таким образом, общий индекс эффекта агрегирования:

$$Jэ.а. = \frac{э.а._1}{э.а._0} = \frac{\vartheta_Y(t)_1 - \bar{\vartheta}_y(t)_{j1}}{\vartheta_Y(t)_0 - \vartheta_y(t)_{j0}} = \frac{-0,0082}{-0,0111} = 0,7387;$$

абс. изменение = -0,0029 или -0,29 пункта.

Эффект агрегирования вырос на 73,87 % или 0,29 пункта (не забудем, что эффект всегда величина отрицательная, а ее прирост может быть и положительным и отрицательным). Уменьшаемое в формуле (13), как уже показано, зависит от трех параметров: 1) долей единиц совокупности в итоге объемного признака; 2) коэффициентов колеблемости (волатильности) по отдельным единицам совокупности; 3) коэффициентов корреляции отклонений от трендов по парам единиц совокупности. Вычитаемое – средняя величина из коэффициентов колеблемости (волатильности) единиц совокупности, понятно, зависит только от двух первых факторов. Следовательно, и эффект агрегирования, как разность, тоже зависит от указанных трех факторов.

Подводя итог проведенному исследованию агрегирования волатильности (изменчивости) можно с уверенностью отметить ее снижение в совокупности, что имеет как научную в статистической методологии познания значимость, так и практическую – в системе государственного регулирования агропродовольственного рынка Российской Федерации, а также торговых взаимоотношений партнеров в мире, в том числе и таможенных союзах.

Литература

1. Афанасьев, В.Н. Развитие системы методов статистического исследования временных рядов / В.Н. Афанасьев // Вестник НГУЭУ. – 2012. – № 1. – С. 10–24.

2. Афанасьев, В.Н. Статистическое обеспечение проблемы устойчивости сельскохозяйственного производства. – Москва: Финансы и статистика, 1996. – 320 с.

3. Афанасьев, В.Н. Формирование устойчивого агропродовольственного рынка в Российской Федерации: статистические исследования / под ред. проф. В.Н. Афанасьева. – Москва: Финансы и статистика, 2008. – 288 с.

4. Афанасьева, А.В. Статистическая оценка динамики производства сельскохозяйственной продукции в системе государственного регулирования продовольственного рынка: диссертация ... кандидата экономических наук: 08.00.12 / А.В. Афанасьева. – Самара, 2008. – 250 с.

5. Вайну, Я.Я.-Ф. Корреляция рядов динамики / Я.Я.-Ф. Вайну. – Москва: «Статистика», 1977. – 119 с.

6. Гуляева, Т.И. Методика статистического анализа динамики урожайности с учетом качества продукции / Т.И. Гуляева, М.М. Юзбашев // Вестник статистики. – 1984. – № 4. – С. 55–59.

7. Лебедева, Т.В. Статистические методы прогнозирования урожайности зерновых культур в зоне рискованного земледелия: диссертация ... кандидата экономических наук: 08.00.12 / Т.В. Лебедева. – Оренбург, 2004. – 169 с.

8. Четвериков, Н.С. Статистические и стохастические исследования / Н.С. Четвериков. – Москва: ГОССТАТИЗДАТ, 1963. – 300 с.

9. Четыркин, Е.М. Вероятность и статистика / Е.М. Четыркин, И.Л. Калихман. – Москва: Финансы и статистика, 1982. – 319 с.

10. Юзбашев, М.М. Статистический анализ тенденций и колеблемости / М.М. Юзбашев, А.И. Манелля. – Москва: Финансы и статистика, 1983. – 207 с.

УДК 311(470.56)

И.А. Байтагулина, заместитель начальника отдела региональных счетов, балансов, строительства, инвестиций и жилищно-коммунального хозяйства, Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Оренбургской области
e-mail: comstat@esoo.ru

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИЗУЧЕНИЕ ИНВЕСТИЦИОННОГО ПРОЦЕССА В ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

Анализ показателей, характеризующих устойчивое развитие инвестиций в основной капитал: индекс физического объема инвестиций в основной капитал, инвестиции в основной капитал на душу населения, ввод в действие жилых домов. В статье представлены структурные изменения в инвестиционной деятельности за последние пять лет по видам основных фондов, формам собственности, направлениям инвестиций в основной капитал. Приведен анализ основных источников финансирования инвестиций в основной капитал, видов экономической деятельности по организациям, не относящимся к субъектам малого предпринимательства. С использованием пакета STATISTICA выполнена кластеризация субъектов Приволжского федерального округа по пяти признакам, характеризующим инвестиционную и строительную деятельность. В результате проведенного статистического анализа выявлены кластеры по степени активности обследуемых показателей, что позволило получить информацию о субъектах Приволжского федерального округа с высоким, средним и низким уровнем функционирования реального сектора экономики.

Ключевые слова: *инвестиции, инвестиционная активность, источники финансирования, кластер.*

Инвестиции в современных условиях выступают важнейшим средством обеспечения выхода экономики на новый уровень технического прогресса, повышения качественных показателей хозяйственной деятельности субъекта.

Поступательное вливание инвестиций в экономику области зависит от ее инвестиционной привлекательности, которая характеризуется различными факторами. Инвестиционная привлекательность региона во многом определяется величиной валового регионального продукта, благосостоянием населения, уровнем технологической базы производства, позволяющей выпускать конкурентоспособную продукцию, потенциалом трудовых ресурсов, хорошей транспортной инфраструктурой, удобным географическим положением.

Активизация инвестиционной деятельности является необходимым условием устойчивого экономического роста любого региона, поэтому инвестиции играют существенную роль в функционировании и развитии экономики [2, с. 13].

За последние пять лет конъюнктура на инвестиционном рынке Оренбургской области была неоднородной. В 2011–2012 годах наблюдались признаки оживления инвестиционной деятельности, выразившиеся в увеличении вложений в основной капитал (в 2011 году к предыдущему году – на 3,5 %, в 2012 году – на 25,0 %), в 2013–2014 годах по сравнению с предыдущими наблюдалось замедление инвестиционной активности [7, с. 18].

В 2015 году на развитие экономики и социальной сферы области направлено 168789,5 млн рублей инвестиций в основной капитал (по полному кругу организаций, включая досчеты на инвестиции, не наблюдаемые прямыми статистическими методами), что на 3,4 % больше, чем в 2014 году (таблица 1).

Таблица 1. Инвестиции в основной капитал

Год	Млн рублей (в фактически действовавших ценах)	В процентах к предыдущему году (в сопоставимых ценах)
2011	116657,7	103,5
2012	151250,2	125,0
2013	152876,9	92,0
2014	153978,9	97,8
2015	168789,5	103,4

Основной объем инвестиций в основной капитал по области формируется крупными и средними организациями, в 2015 году ими использовано 134106,8 млн рублей, что составило 79,5 % от общего объема инвестиций в основной капитал.

Рост физических объемов инвестиций в основной капитал за 2011–2013 годы обеспечен в большинстве субъектов Приволжского федерального округа [8, с. 6]. В 2014–2015 годах в ряде субъектов Приволжского федерального округа наблюдалось снижение инвестиционной активности. По Оренбургской области индексы физического объема инвестиций в основной капитал превышали среднероссийский уровень в 2012 и 2015 годах (рисунок 1).

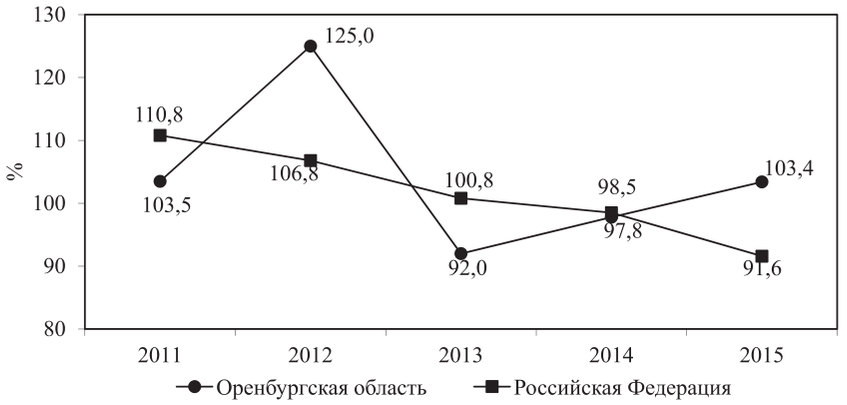

Рисунок 1. Индексы физического объема инвестиций в основной капитал по Оренбургской области и Российской Федерации (в сопоставимых ценах; в % к предыдущему году)

В расчете на душу населения в 2015 году по Оренбургской области инвестиции в основной капитал составили 84,5 тыс. рублей. Среди субъектов Приволжского федерального округа область по данному показателю в 2011 году находилась на 4 месте, в 2013 и 2014 годах – на 5 месте, в 2012 и 2015 годах – на 3 месте. Первую позицию по этому показателю на протяжении 2011–2015 годов занимала Республика Татарстан [5].

Из общего объема инвестиций в основной капитал существенная часть инвестиций направлялась на возведение жилищ, зданий (кроме жилых) и сооружений – 45,1 % (рисунок 2).

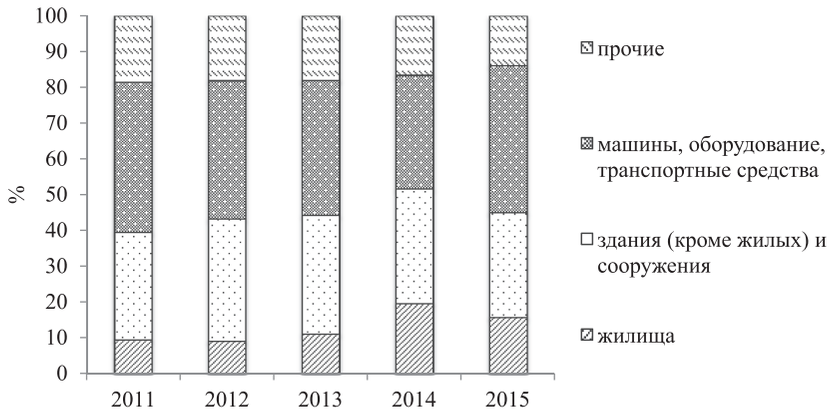

Рисунок 2. Инвестиции в основной капитал по видам основных фондов (в процентах к итогу)

На приобретение машин, оборудования, транспортных средств в 2015 году использовано 41,0 % от общего объема инвестиций в основной капитал.

От экономической ситуации, складывающейся в организации, зависит инвестиционная деятельность. Основными целями инвестирования в основной капитал в 2015 году, как и в предыдущие годы, являлись замена изношенной техники и оборудования, автоматизация или механизация существующего производственного процесса. Почти каждая третья организация промышленного производства (по данным исследования инвестиционной активности организаций) имеет машины и оборудование в возрасте до 10 лет, 48 % действующего оборудования находится в возрасте от 10 до 20 лет, 12 % – от 20 до 30 лет и 4 % – свыше 30 лет [4, с. 156].

К концу 2015 года средний возраст зданий составил 25 лет, сооружений – 21 год, машин и оборудования – 13 лет, транспортных средств – 11 лет.

Анализ изменений в структуре инвестиций в основной капитал по формам собственности организаций показал, что в 2015 году по сравнению с 2014 годом на 5,1 процентного пункта возросла доля частной формы собственности, на 2,0 процентного пункта – доля государственной формы собственности. Удельный вес смешанной российской формы собственности уменьшился на 2,3 процентного пункта, иностранной – на 1,9, совместной российской и иностранной – на 1,7, муниципальной формы собственности – на 1,4 процентного пункта (таблица 2).

Рассматривая процесс финансирования инвестиций в основной капитал, можно отметить, что в современных условиях сложилась ситуация фактического доминирования такого источника финансирования, как собственные средства организаций (без субъектов малого предпринимательства и объ-

Таблица 2. Инвестиции в основной капитал по формам собственности (в процентах к итогу)

Показатели	2011	2012	2013	2014	2015
Инвестиции в основной капитал – всего:	100	100	100	100	100
государственная	10,4	4,7	7,7	7,2	9,2
муниципальная	4,7	3,9	4,7	4,7	3,3
частная	49,0	52,2	54,5	61,0	66,1
потребительской кооперации	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
общественных и религиозных организаций (объединений)	0,1	0,1	0,2	0,2	0,0
смешанная российская	26,6	31,2	23,8	19,0	16,7
государственных корпораций	…	…	…	…	0,3
иностранная	4,5	3,8	6,1	4,9	3,0
совместная российская и иностранная	4,7	3,1	3,1	3,0	1,3

ема инвестиций, не наблюдаемых прямыми статистическими методами) [2, с. 222]. Удельный вес собственных средств в общем объеме инвестиций в основной капитал в 2015 году составил 63,5 %, в 2014 году – 67,0 %. За счет привлеченных инвестиционных ресурсов в 2015 году формировалось 36,5 % инвестиций в основной капитал, в 2014 году – 33,0 % (рисунок 3).

Рисунок 3. Инвестиции в основной капитал по источникам финансирования (без субъектов малого предпринимательства и объема инвестиций, не наблюдаемых прямыми статистическими методами; в % к итогу)

Наибольшую долю привлеченных средств составили бюджетные средства (11,6 %), по сравнению с 2014 годом их доля увеличилась на 4,9 процентного пункта. Также увеличилась по сравнению с 2014 годом доля заемных средств других организаций на 6,3 процентного пункта, а доля кредитов банков и средств организаций и населения на долевое строительство уменьшилась на 4,7 и 2,3 процентного пункта соответственно.

В 2015 году в структуре бюджетных средств преобладали средства федерального бюджета, доля их составила 7,5 % (в 2014 году – 2,4 %). Доля средств бюджета субъекта Российской Федерации составила 3,5 % (в 2014 году – 3,7 %), местных бюджетов соответствует уровню 2014 года – 0,6 % (таблица 3).

Основными факторами, сдерживающими инвестиционную активность организаций промышленного производства в 2015 году, являлись неопределенность экономической ситуации в стране (эту причину указали 73 % опрошенных руководителей), недостаток собственных финансовых средств (67 %), а также инвестиционные риски (59 %), высокий процент коммерческого кредита (50 %), низкая прибыльность инвестиций в основной капитал (48 %).

Результаты инвестиционной политики во многом определяются стратегией вложения средств. Инвестиционная привлекательность в современных условиях является одной из важнейших характеристик деятельности хозяйствующего субъекта, поскольку она прямо влияет на его перспективы развития, конкурентоспособность, финансовую устойчивость, кредитоспособность [2, с. 221]. В 2011–2015 годах значительных изменений в распределении инвестиций в основной капитал по видам экономической деятельности не произошло.

Таблица 3. Инвестиции в основной капитал по источникам финансирования (в процентах к итогу)

Показатели	2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.	2015 г.
Инвестиции в основной капитал – всего:	100	100	100	100	100
собственные средства	61,2	73,5	66,2	67,0	63,5
привлеченные средства	38,8	26,5	33,8	33,0	36,5
в том числе:					
кредиты банков	7,6	3,6	6,9	10,6	5,9
заемные средства других организаций	2,4	1,4	2,4	1,1	7,4
бюджетные средства	8,8	6,7	7,6	6,7	11,6
в том числе:					
из федерального бюджета	3,4	2,4	2,1	2,4	7,5
из бюджета субъекта Российской Федерации	4,5	3,4	3,9	3,7	3,5
из местных бюджетов	…	0,9	1,6	0,6	0,6
средства государственных внебюджетных фондов	0,1	0,3	0,4	0,1	0,1
средства организаций и населения, привлеченные для долевого строительства	…	3,4	3,8	5,5	3,2
прочие	19,9	11,1	12,7	9,0	8,3
Примечание: Без субъектов малого предпринимательства и объема инвестиций, не наблюдаемых прямыми статистическими методами					

Наиболее приоритетными для инвестирования в 2015 году оставались такие виды экономической деятельности, как «Добыча полезных ископаемых» (54,1 % от общего объема инвестиций в основной капитал), «Обрабатывающие производства» (12,2 %), «Транспорт и связь» (10,6 %). В общем объеме инвестиций в основной капитал удельный вес инвестиций этих видов деятельности составил более 76 %.

Более половины всех инвестиционных средств в 2015 году направлено организациями на строительство, доля инвестиций, используемых на приобретение новых основных средств, увеличилась по сравнению с 2014 годом на 10,4 процентного пункта (таблица 4).

Таблица 4. Направления инвестиций в основной капитал (в процентах к итогу)

Показатели	2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.	2015 г.
Инвестиции в основной капитал – всего	100	100	100	100	100
в том числе:					
строительство	53,9	60,4	51,2	64,7	55,3
модернизация и реконструкция	25,5	22,2	25,2	17,2	16,2
приобретение новых основных средств	20,6	17,4	23,6	18,1	28,5
Примечание: Без субъектов малого предпринимательства и объема инвестиций, не наблюдаемых прямыми статистическими методами					

Показатели, получаемые в ходе разработки сведений, содержащихся в статистических формах, позволяют проводить комплексное экономико-статистическое изучение инвестиционной деятельности, которое не только выявляет и оценивает динамику и структуру инвестиций по источникам и направлениям использования, но и осуществляет анализ результативности использования инвестиций на различные цели, их влияния на научно-техническое развитие [1].

Результатом инвестиционной деятельности являлись ввод в действие производственных мощностей и объектов, жилья, объектов социально-культурного назначения [9]. В 2011–2015 годах в области введены в действие нефтяные и газовые скважины, мощности по производству стали, цемента, пиломатериалов, конструкций и изделий сборных железобетонных, радиаторов и конвекторов отопительных, цельномолочной продукции, хлебобулочных изделий, колбасных изделий, мяса, масла растительного. Построены предприятия по первичной переработке нефти, трансформаторные понизительные подстанции напряжением 35 кВ и выше, линии электропередачи, нефтепроводы магистральные, автомобильные дороги, городские АТС, предприятия комбикормовые, помещения для содержания крупного рогатого скота и содержания свиней, зерносеменохранилища и хранилища для картофеля, овощей и фруктов, зерносушилки стационарные, волокнистооптические линии связи (передачи). Ежегодно осуществлялась сдача в эксплуатацию газовых и водопроводных сетей, предприятий торговли и общественного питания.

За счет всех источников финансирования за период с 2011 по 2015 год в области введено в действие 4580,3 тыс.кв.м общей площади жилых домов. За этот же период построены и реконструированы учебно-лабораторные здания образовательных организаций высшего профессионального и среднего профессионального образования площадью соответственно 11,0 и 1,6 тыс. кв.м, общеобразовательные организации на 1610 ученических мест, дошкольные образовательные организации на 3056 мест, мощности больничных организаций и амбулаторно-поликлинических организаций соответственно на 257 коек и 971 посещение в смену, учреждения культуры клубного типа на 574 места.

В целях развития спортивной инфраструктуры построен федеральный центр настольного тенниса площадью 6,4 тыс.кв.метров, стадионы на 3,5 тыс. мест, горнолыжная трасса протяженностью 587 метров, спортивные залы общей площадью 13,3 тыс. кв.метров, 15 физкультурно-оздоровительных комплексов, спортивные сооружения с искусственным льдом общей площадью 9,6 тыс.кв.метров, плоскостные спортивные сооружения (футбольные поля, игровые площадки и другое) общей площадью 4,4 тыс.кв.метров.

Уделяется внимание инвестированию природоохранного строительства. На эти цели в 2011–2015 годах направлено 9824,2 млн рублей инвестиций в основной капитал.

Для привлечения инвестиций на развитие экономики и обновление на современной технической основе производственных фондов, создание экономически эффективных производств необходима дальнейшая реализация комплекса мер, направленных на формирование благоприятного инвестиционного климата и повышение инвестиционной привлекательности области [3]. Для оценки эффективности деятельности органов исполнительной власти субъектов Российской Федерации включены такие показатели, как объем инвестиций в основной капитал (за исключением бюджетных средств); прирост инвестиций в основной капитал без учета бюджетных средств; инвестиции в основной капитал (без бюджетных средств) на душу населения.

С целью определения степени активности инвестиций в основной капитал субъектов Приволжского федерального округа в 2015 году проведена многомерная классификация территорий с использованием кластерного анализа.

С использованием ППП «Statistica» и применением метода k-средних выполнена кластеризация субъектов Приволжского федерального округа по 5-ти признакам [6, с. 486]. Перед выполнением классификации проведено нормирование исходных данных с целью приведения их к единому масштабу (исключается влияние различных единиц измерения).

Статистическая совокупность представлена матрицей из 14 строк-объектов. Система показателей анализируемых факторов приведена в виде

5 столбцов-признаков:

x_1 – инвестиции в основной капитал на душу населения;

x_2 – инвестиции в основной капитал (за исключением бюджетных средств) на душу населения;

x_3 – индекс физического объема инвестиций в основной капитал;

x_4 – ввод в действие жилых домов на 1000 человек населения;

x_5 – индекс ввода в действие жилых домов.

На основе графического представления средних значений показателей, характеризующих степень активности инвестиций в основной капитал, получена структура классифицируемых объектов [6, с. 468] (рисунок 4).

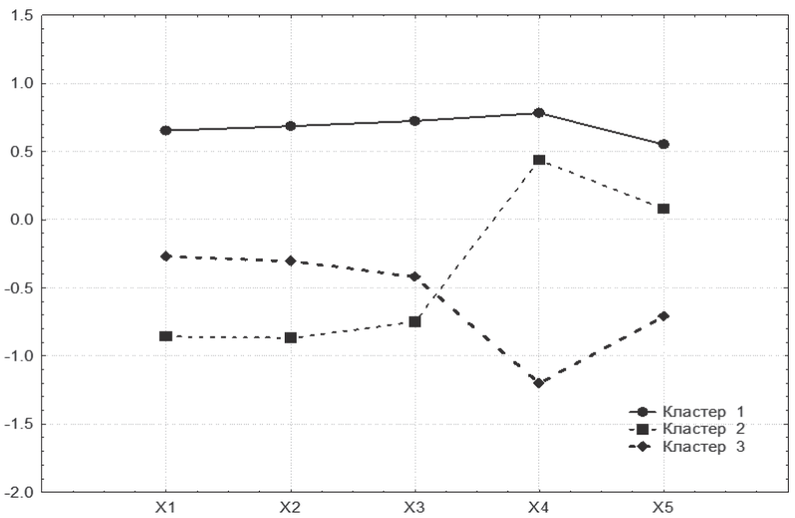

Рисунок 4. Распределение средних значений показателей по вводу в действие жилых домов и инвестициям в основной капитал в 2015 году

В результате классификации сформированы группы из схожих между собой объектов, образующих три кластера. Первый кластер включает 6 субъектов, второй – 3, третий – 5 субъектов. Наиболее представителен первый кластер, который содержит 42,9 % исследуемых объектов (таблица 5).

Таблица 5. Состав кластеров субъектов Приволжского федерального округа, характеризующих степень активности инвестиций в основной капитал в 2015 году

Кластер	Количество объектов	Наименование
1	6	Республика Башкортостан, Республика Татарстан, Оренбургская область, Пензенская область, Самарская область, Ульяновская область
2	3	Республика Марий Эл, Чувашская Республика, Кировская область
3	5	Республика Мордовия, Удмуртская Республика, Пермский край, Нижегородская область, Саратовская область

Субъекты, входящие в первый кластер, характеризуются высоким уровнем значений по всем анализируемым показателям. Второй кластер характеризуется средним уровнем по показателям ввода в действие жилых домов и низким уровнем по показателям инвестиций в основной капитал. У субъектов третьего кластера наблюдается средний уровень по показателям инвестиций в основной капитал и низкий уровень по показателям ввода в действие жилых домов (таблица 6).

Таблица 6. Характеристика кластеров по степени активности выбранных признаков в 2015 году

Кластер	Признаки				
	инвестиции в основной капитал на душу населения	инвестиции в основной капитал (за исключением бюджетных средств) на душу населения	индекс физического объема инвестиций в основной капитал	ввод в действие жилых домов на 1000 человек населения	индекс ввода в действие жилых домов
1	высокий	высокий	высокий	высокий	высокий
2	низкий	низкий	низкий	средний	средний
3	средний	средний	средний	низкий	низкий

В результате проведенного статистического анализа в сфере жилищного строительства и инвестиций в основной капитал выявлены кластеры по степени активности обследуемых показателей: ввод в действие жилых домов на 1000 человек населения, индекс ввода в действие жилых домов, инвестиции в основной капитал на душу населения, инвестиции в основной капитал (без бюджетных средств) на душу населения, индекс физического объема инвестиций в основной капитал. Это позволило получить информацию о субъектах Приволжского федерального округа с высоким, средним и низким уровнем функционирования реального сектора экономики. На основе выявленных кластеров возможны разработки направлений вложения инвестиций в строительство жилья.

Анализ инвестиционной деятельности показал, что положительная динамика инвестиционных процессов может быть обеспечена при улучшении экономического состояния организаций за счет увеличения собственных средств, активного участия банковской сферы в качестве кредитования инвестиционных проектов и уменьшения процентов по кредитам, а также стабильной экономической ситуации в стране.

Масштабный и постоянный приток инвестиций в реальный сектор экономики позволит обеспечить наращивание производственных мощностей, активнее модернизировать, обновлять основные фонды, составляющие основной элемент материального национального богатства.

Литература

1. Агеенко, А.А. Инвестиционная деятельность экономикообразующих организаций Омской области в периоды кризиса и посткризисного восстановления / А.А. Агеенко, С.В. Юркевич // Вопросы статистики. – 2012. – № 7. – С. 2–59.

2. Афанасьев, В.Н. Статистическое исследование банковского кредитования как источника инвестирования сельских товаропроизводителей / В.Н. Афанасьев, А.В. Афанасьева, Е В. Шеврина // Известия Саратовского университета. Новая серия. Серия: Экономика. Управление. Право. – 2013. – № 2. – Т. 13. – С. 176–186.

3. Гришина, И.В. Комплексная оценка инвестиционной привлекательности и инвестиционной активности российских регионов: методика определения и анализ взаимосвязей / И.В. Гришина, А.Г. Шахназаров, И.И. Ройзман // Инвестиции в России. – 2000. – № 4. [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://www.ivrv.ru – (дата обращения: 22.12.2016).

4. Елисеева, И.И. Общая теория статистики: учебник / под ред. И.И. Елисеевой. – Москва: Финансы и статистика, 2001. – 480 с.

5. Матраева, Л.В. Проблемы и перспективы развития статистики прямых иностранных инвестиций / Л.В. Матраева // Учет и статистика. – 2013. – № 3 (31). – С. 175–190.

6. Сошникова, Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике / Под ред. проф. В.Н. Тамашевича. – Москва: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.

7. Статистический сборник «Строительство и инвестиции», Оренбургстат. – Оренбург, 2015. – 123 с.

8. Статистический сборник «Инвестиционная и строительная деятельность Оренбургской области в сравнении с субъектами Приволжского федерального округа», Оренбургстат. – Оренбург, 2015. – 33 с.

9. Устюжина, О.Н. Анализ подходов и методов оценки инвестиционной привлекательности регионов / О.Н. Устюжина, С.В. Хусаинова // Вестник Адыгейского государственного университета. Серия 5: Экономика. – 2013. – № 2 (120). – С. 105–114.

10. Шевченко, Л.М. Проблемы оценки финансово-инвестиционной привлекательности российских регионов / Л.М. Шевченко // Вестник Тамбовского университета. Серия: Гуманитарные науки. – 2010. – № 7 (87). – С. 47–53.

УДК 311; 336.767

О.В. Баканач, кандидат экономических наук, доцент, заведующий кафедрой статистики, ФГБОУ ВО «Самарский государственный экономический университет»
e-mail: bakanach@mail.ru

Д.С. Данилин, магистрант программы «Статистика в бизнесе и государственном управлении», ФГБОУ ВО «Самарский государственный экономический университет»
e-mail: faberge-original@mail.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДОХОДНОСТИ И РИСКА ИНВЕСТИЦИЙ В АКЦИИ РОССИЙСКИХ КОМПАНИЙ

Акции - это один из основных и наиболее распространенных финансовых инструментов на российском фондовом рынке. Инвестиции в акции на длительном временном горизонте всегда дают положительный результат, а статистический инструментарий, разработанный для их анализа и оценки, вполне можно использовать при работе с иными финансовыми инструментами, например облигациями или паевыми инвестиционными фондами, конечно с учетом особенностей этих активов. Целью исследования является статистический анализ доходности и риска акций, как в индивидуальном порядке, так и в составе инвестиционного портфеля, а также разработка процедуры формирования эффективного инвестиционного портфеля с учетом предпочтений инвестора и специфических особенностей российского фондового рынка. Результаты проведенного исследования будут полезны широкому кругу аналитиков и исследователей, занимающихся проблемами моделирования и прогнозирования финансовых индикаторов.

Ключевые слова: *акции, показатели доходности и риска акций, методика отбора акций в инвестиционных целях.*

Нестабильное состояние экономической системы РФ, вызванное как политическими, так и экономическими факторами, привело к существенному ухудшению инвестиционного климата, повышению общего уровня риска на инвестиции, обесцениванию национальной валюты и снижению кредитного рейтинга [5]. Низкий уровень информационного обеспечения и отсутствие строгого контроля государственных органов в кредитно-финансовой сфере на фоне глубокого кризиса всех сфер общественной жизни привели к тому, что для большинства новых инвесторов практика торговли финансовыми инструментами обернулась ощутимыми потерями и утратой доверия к финансовым институтам. Опыт стран с развитой рыночной экономикой показывает, что наиболее надежным средством инвестирования в финансовые инструменты является диверсифицированный инвестиционный портфель, включающий различные активы. В рамках данного подхода разработан богатый статистический инструментарий для оценки риска и доходности финансовых инструментов. Портфельное инвестирование, в настоящее время, активно используется в деятельности российских финансовых агентов, однако довольно часто процедура формирования и отбора портфелей организована эмпирическим путем, без должного статистического обоснования.

Обобщая мнения таких авторов, как Бирюкова Е.А. [1], Гальперин М.А. [2, 3], Колясникова Е.Р. [4], Субботин П.Е. [6], Цыпин А.П. [7], Шагиев З.И. [8], Diebold F.X. [9], Eric Zivot [10] и других, можно утверждать, что в практике анализа фондовых рынков получили распространение два основных подхода – фундаментальный анализ и технический. Фундаментальный анализ структурно включает такие направления, как анализ макроэкономический, отраслевой и анализ конкретного эмитента. То есть для оценки перспектив развития в рамках данного подхода используются макроэкономические показатели и характеристики деятельности организации.

Технический анализ базируется на больших объемах статистической информации о динамике котировок и ориентирован на сценарное прогнозирование направления развития отдельной ценной бумаги или рынка в целом. В его основе лежат три принципа: отражения, тренда и повторяемости. Согласно принципу отражения, динамика цен несет в себе информацию как об общеэкономических тенденциях, так и о закономерностях развития конкретного эмитента. Принцип тренда основан на утверждении о существовании в динамике цен долгосрочных или краткосрочных периодов движения, формируемых спросом и предложением на рынке ценных бумаг, а принцип повторяемости предполагает, что те или иные события на рынке могут с определенной вероятностью повториться в будущем.

В рамках текущего исследования акцентируется внимание именно на портфельном инвестировании, поэтому основная часть расчетов связана с биржевыми котировками, однако здесь также учтены некоторые моменты фундаментального анализа на этапе отбора акций в портфель и при оценке рисков. Наглядное представление о системе показателей, использованных в ходе исследования, можно по-

лучить, изучив схемы, представленные на рисунке 1 и рисунке 2.

Базу аналитических расчетов составляют биржевые котировки с учетом дивидендов, консолидации и дробления, а также рассчитанные на их основе статистические показатели риска и доходности. Отдельно следует отметить ставки доходности по облигациям федерального займа, выступающие в качестве менее рискованной альтернативы вложения средств, по сравнению с акциями, процентные ставки по банковским кредитам, в том числе кредитам, выдаваемым ценными бумагами. Другую важную группу показателей составляют сводные биржевые индексы, показывающие движение рынка в целом. Их можно использовать в качестве бенчмарка в сравнительном анализе доходности и волантильности ценных бумаг, а также для оценки чувствительности акций конкретного эмитента к колебаниям рынка. Кроме того, анализ базы расчета индексов за несколько лет позволяет сделать вывод о степени концентрации на рынке акций компаний определенного вида экономической деятельности (например, нефтегазовых компаний), а также оценить структурные изменения, произошедшие на фондовом рынке за заданный период времени. Поскольку анализ проводился на основе рублевых котировок, в качестве основного биржевого индикатора был выбран индекс ММВБ.

Рисунок 1. Система основных статистических показателей

Первая проблема, связанная с расчетом доходностей – учет дивидендов и корректировка данных в случае проведения дробления или консолидации акций. В зарубежной практике рассчитывается специальная скорректированная цена закрытия (Adjusted Close), учитывающая эти факторы, доступная при импорте котировок например с Google Finance, причем доходность акции, полученная на основе данного показателя довольно близка к полной доходности [9].

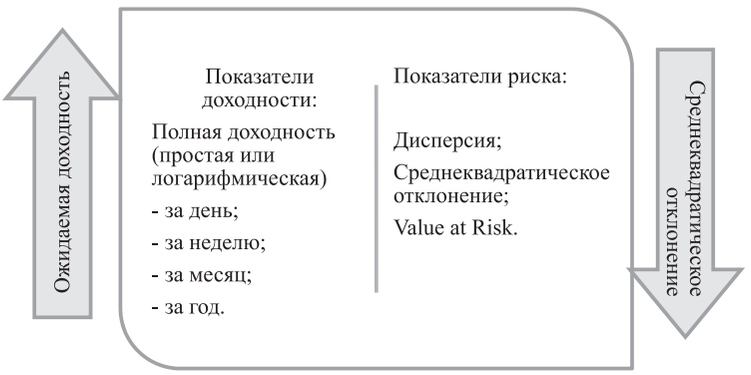

Рисунок 2. Показатели доходности и риска акций

Методика расчета этого показателя связана с корректировкой исторических данных после каждой дивидендной выплаты или изменения номинальной стоимости. Всякий раз при наступлении одного из вышеперечисленных событий каждая цена предшествующего периода умножается на величину, обратную коэффициенту консолидации или сплита. Например, если сплит проводился в отношении 2:1, то все цены за предшествующий период умножаются на 0,5. В случае выплаты дивиденда коэффициент корректировки (k_{div}) рассчитывается по следующей формуле [7]:

$$k_{div} = 1 - \frac{d_i}{P_{i-1}}$$

где di – величина дивиденда, выплаченного в i-м периоде;

Pi – цена закрытия в предшествующем периоде.

Использование этих поправок позволяет достаточно точно оценивать полную доходность как темп прироста цены, однако требует ручной корректировки данных. Несколько облегчает задачу тот факт, что котировки акций, рассчитанные по данной методике для многих крупных российских компаний, представлены на Yahoo Finance, откуда их можно импортировать в «готовом» виде.

Другим важным моментом определения базы расчета доходности является период оценки. Достаточно большое число перспективных акций выпущено в обращение сравнительно недавно, поэтому в целях обеспечения сопоставимости данных следует определить общий временной участок, на котором будут представлены цены всех акций в выборке без пропущенных значений. В настоящем исследовании используются недельные котировки за общий период с 05.12.2011 по 07.06.2015. Преимущество недельных котировок по сравнению с месячными – больший объем совокупности и, как следствие, более высокая точность вычислений числовых характеристик. Однако расчет усредненных значений доходности для оценки инвестиций большей длительности, например за месяц или за год, сопряжен с некоторыми трудностями ввиду мультипликативного характера взаимосвязи доходностей во времени:

$$R_T + 1 = (R_1 + 1) * (R_2 + 1) * \ldots * (R_t + 1),$$

где R_T – доходность за весь период инвестирования (например за год);

$R_1, \ldots, R_T$ – доходности внутри периода T (дневные, недельные и так далее).

Для удобства вычислений целесообразно использовать логарифмические доходности (continuously compounded returns – r_t), расчет которых основан на непрерывном начислении процентов [5]:

$$r_t = \ln(1 + R_t) = ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right);$$

Логарифмические доходности обладают свойством аддитивности во времени, например формула расчета логарифмической доходности за два периода имеет вид:

$$r_t(2) = ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}} * \frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right) = ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) + ln\left(\frac{P_{t-1}}{P_{t-2}}\right) = r_t + r_{t-1}.$$

Использование логарифмических доходностей позволяет рассчитывать ожидаемую доходность путем простой средней арифметической, а также, используя свойство аддитивности, агрегировать среднее во времени. Важно помнить, что логарифмическая доходность является аппроксимирующей величиной и всегда ниже обычной доходности, однако две эти величины довольно близки, так что при сравнительном анализе различных портфелей их можно считать взаимозаменяемыми. При расчете чистой прибыли от инвестирования следует переводить логарифмическую доходность в обыкновенную, что можно сделать с использованием следующей формулы:

$$R_t = e^{r_t} - 1$$

Ключевой вопрос инвестирования заключается в сопоставлении доходности и риска вложения денежных средств в актив, который выражается в степени волантильности цены этого актива. Простейшим показателем вариации является среднеквадратическое отклонение доходности, однако его использование сопряжено с проблемой агрегирования во времени. Если показатели доходности независимы, среднеквадратическое отклонение масштабируется путем умножения на квадратный корень из длины ряда, однако для доходности акций обычно характерна непостоянная дисперсия и в отдельных случаях автокорреляция, что искажает результаты вычислений [4].

Оптимальным вариантом решения проблемы является использование недельной расчетной базы для формирования портфеля с ориентировкой на агрегированную ожидаемую доходность.

Объединить ожидаемую доходность и среднеквадратическое отклонение в один показатель позволяет коэффициент Шарпа (SR – Sharpe Ratio), характеризующий степень покрытия риска, с учетом безрисковой ставки:

$$SR = \frac{\mu - r_f}{\sigma};$$

где μ – ожидаемая доходность;

σ – среднеквадратическое отклонение;

r_f – безрисковая ставка (доходность ОФЗ).

Несколько иной подход используется при расчете коэффициента Сортино, в знаменателе которого учитываются лишь «негативные» для инвестора отклонения доходности:

$$SR = \frac{\mu - MAR}{Ddev},$$

где MAR – минимально допустимая ожидаемая доходность (безрисковая ставка), а $Ddev$ – среднеквадратическое отклонение доходности от MAR, в случае, если $\mu < MAR$.

Оценить уровень риска вложений можно путем расчета специального показателя VaR (Value at Risk), который, исходя из характеристик совокупности, позволяет рассчитать возможные потери при заданном уровне вероятности. Если предположить, что доходности подчиняются нормальному закону распределения, то размер потерь на заданном горизонте инвестирования можно рассчитать по следующей формуле:

$$VaR_{\alpha*100\%} = V_0 * (-1) * q^{\alpha}_{\mu,\sigma};$$

где V_0 – начальная сумма инвестиций, а $q^{\alpha}_{\mu,\sigma}$ – $\alpha * 100\%$ квантиль нормального распределения с заданными параметрами математического ожидания и стандартного отклонения.

Для демонстрации методики отбора акций

в инвестиционных целях были выбраны обыкновенные акции двух эмитентов – ОАО «ЛУКОЙЛ» (тикер – LKOH) и ОАО «Челябинский цинковый завод» («ЧЦЗ», тикер – CHZN). ОАО «ЛУКОЙЛ» – вторая по объемам выручки компания в РФ после ОАО «Газпром», постоянный участник базы расчета индекса ММВБ. ОАО «ЧЦЗ» – представитель эмитентов «второго эшелона», продемонстрировавший отличные результаты по итогам 2014 года. Цены закрытия акций ОАО «ЛУКОЙЛ» и ОАО «ЧЦЗ» на 01.06.2015 составили соответственно 2570 и 493 руб. На первом этапе анализа необходимо оценить фактическую доходность активов. Результаты анализа наращенной стоимости показали, что если вложение в акции ОАО «ЛУКОЙЛ» за рассматриваемый период позволило бы увеличить капитал почти в 2,4 раза (с учетом дивидендов), то акции ОАО «ЧЦЗ» обеспечили бы более чем шестикратную доходность.

В результате анализа числовых характеристик было получено, что максимальная ожидаемая недельная доходность типична для акций ОАО «ЧЦЗ», однако уровень риска для них также является максимальным (таблица 1). Наличие положительной асимметрии проявляется в различии ожидаемой и медианной доходности. Так, логарифмическая доходность акций ОАО «ЧЦЗ», с присущей наибольшей положительной асимметрией, имеет среднее значение, превышающее медианное более чем в два раза. Значение робастной средней было определено на основе усеченной совокупности, полученной путем удаления 2,5 % наибольших и 2,5 % наименьших значений из выборки, как было предложено М.А. Гальпериным и Т.В. Тепловой [1].

Хорошо видно, что устранение «выбросов», с учетом положительной асимметрии доходности привело к снижению среднего значения. Числовые характеристики доходности индекса ММВБ подтверждают правильность решения о выборе данного индикатора в качестве бенчмарка.

Таблица 1. Числовые характеристики доходности акций ОАО «ЛУКОЙЛ» и ОАО «ЧЦЗ»

Эмитент	ОАО «ЛУКОЙЛ»	ОАО «ЧЦЗ»	Индекс ММВБ
Ожидаемая доходность (μ), %	0,36	1,03	0,09
Среднеквадратическое отклонение (σ), %	3,77	4,73	2,71
Робастная ожидаемая доходность (за вычетом 2,5 % наблюдений с обеих сторон)	0,34	0,91	0,11
Робастное среднеквадратическое отклонение (за вычетом 2,5 % наблюдений с обеих сторон)	3,14	4,05	2,38
Коэффициент асимметрии	0,24	0,99	-0,1
М-Медиана	0,1	0,43	0,09

Медианная и ожидаемая доходность совпадают, а различия фактической и робастной средней меньше, чем это наблюдается в данных по акциям. Оценка различий фактической и робастной ожидаемой доходности необходима для того, чтобы определить, какие параметры следует использовать в портфельном анализе.

У инвестора всегда есть возможность поместить свои средства в надежный банк или вложить их в относительно безрисковый актив, например в облигации федерального займа. Наличие альтернативной ставки доходности, не обременённой риском потерь, также необходимо учитывать при сравнении риска и доходности акций. Это позволяет сделать коэффициент Шарпа, учитывающий премию за риск. В качестве безрисковой ставки была использована годовая доходность ОФЗ на 01.06.2015, приведенная к логарифмической недельной с использованием формулы эффективной процентной ставки [3].

Расчетные значения коэффициентов, в том числе для робастных числовых характеристик, представлены в таблице 2.

Таблица 2. Расчетные значения коэффициентов Шарпа и Сортино

Эмитент	Коэффициент Шарпа (SR), %		Коэффициент Сортино (по фактическим μ и σ)
	Фактические μ и σ	Робастные μ и σ	
ОАО «ЛУКОЙЛ»	4,56	4,69	6,93
ОАО «ЧЦЗ»	17,80	17,70	35,20

Первое, что нужно отметить, это существенно более высокий коэффициент Шарпа для ОАО «ЧЦЗ». ОАО «ЛУКОЙЛ» занимает одну из лидирующих позиций по объемам капитализации на российском фондовом рынке и не может расти такими темпами, как акции «второго эшелона». Цена акции данного эмитента довольно высока, что ограничивает спрос на них. Однако плюсом данной акции, как представителя «голубых фишек», является надежность и стабильная выплата дивидендов, чего нельзя сказать об ОАО «ЧЦЗ», дивиденды, по акциям которого не выплачивались в течение трех последних лет.

Использование робастной ожидаемой доходности и среднеквадратического отклонения позволило улучшить коэффициент Шарпа ОАО «ЛУКОЙЛ», но привело к снижению аналогичного показателя ОАО «ЧЦЗ». Второй случай следует рассмотреть более внимательно, поскольку доходность акций данного эмитента характеризуется высокой положительной асимметрией, благоприятной для инвестора. Более точный результат можно получить при помощи коэффициента Сортино, который принимает в расчет только те отклонения, которые по значению меньше безрисковой доходности. Как видно из таблицы 2, значение данного показателя выше для обеих акций, однако в случае ОАО «ЧЦЗ» оно превышает значение коэффициента Шарпа почти в два раза.

Определить максимально возможную величину потерь от инвестирования с заданной вероятностью позволяет показатель VaR (Value at Risk). Поскольку фактическое распределение доходности существенно отличается от нормального, для расчета этого показателя был использован эмпирический аналог квантили нормального распределения – перцентиль вариационного ряда ($q^{\alpha}_{\text{эмпир.}}$) Так, если инвестировать 100 тыс. рублей в акции того или иного эмитента и использовать логарифмические показатели доходности, VaR можно будет рассчитать по следующей формуле:

$$VaR_{\alpha*100\%} = V_0 * (e^{q^{\alpha}_{\text{эмпир.}}} - 1).$$

На рисунке 3 видно, что использование квантили нормального распределения на основе робастных числовых характеристик завышает VaR ОАО «ЧЦЗ», что связано со значительной положительной асимметрией, и улучшает соответствующий показатель ОАО Лукойл, поскольку не учитывает экстремальные значения в начале рассматриваемого периода. 1 % VaR следует использовать для учета экстремальных отклонений, а 5 % VaR – для оценки типичного характерного для данной акции риска.

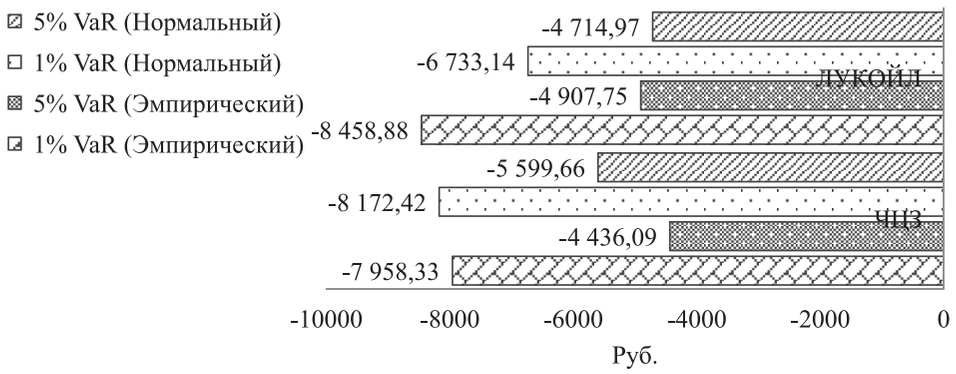

Рисунок 3. Нормальные и эмпирические показатели VaR акций ОАО «ЛУКОЙЛ» и ОАО «ЧЦЗ»

Таким образом, помимо стандартных показателей риска и доходности, при отборе акций в инвестиционный портфель необходимо использовать их робастные аналоги, позволяющие учесть особенности распределения и экстремальные значения. Для сравнения бумаг с учетом безрисковой ставки следует использовать не только коэффициент Шарпа, но и коэффициент Сортино, который в отдельных случаях дает более адекватный результат.

Используя коэффициенты Шарпа и Сортино, а также показатель VaR, потенциальный инвестор получает возможность оценивать эффективность вложений относительно безрисковой доходности, а также максимальный процент от вложенных средств, которые он может потерять.

Литература

1. Бирюкова, Е.А. Альтернативные теории риска портфельного инвестирования / Е.А. Бирюкова // Вестник Челябинского государственного университета. – 2010. – № 27. – С. 87–91.

2. Гальперин, М.А. Инвестиционные стратегии на дивидендных акциях российского фондового рынка: «собаки Доу» и портфели с фильтрами по фундаментальным показателям / М.А. Гальперин, Т.В. Теплова // Экономический журнал ВШЭ. – 2012. – № 2. – С. 218.

3. Гальперин, М.А. Инвестиционные стратегии на дивидендных акциях российского фондового рынка: «собаки Доу» и портфели с фильтрами по фундаментальным показателям / М.А. Гальперин, Т.В. Теплова // Экономический журнал Высшей школы экономики. – 2012. – № 2. – Т. 16. – С. 205–242.

4. Колясникова, Е.Р. Оптимизация портфеля на основе меры риска value at risk / Е.Р. Колясникова, Д.А. Гелемянова // Экономический анализ: теория и практика. – 2015. – № 35 (434). – С. 54–64.

5. Корнев, В.М. Моделирование и прогнозирование волатильности бескупонной доходности по однолетним ГКО ОФЗ / В.М. Корнев, Д.С. Данилин // Вестник Самарского государственного экономического университета. – 2016. – № 6 (140). – С. 112–118.

6. Субботин, П.Е. Показатели оценки эффективности финансовых инвестиций в рамках портфельных теорий / П.Е. Субботин // Актуальные вопросы экономических наук. – 2016. – № 50–2. – С. 54–59.

7. Цыпин, А.П. Сравнительный статистический анализ динамики индексов Доу Джонса и ММВБ / А.П. Цыпин // Системное управление. –2016. – № 1 (30). – С. 46.

8. Шагиев, З.И. Модель формирования портфеля ценных бумаг с учетом особенностей российского фондового рынка / З.И. Шагиев // Управление экономическими системами: электронный научный журнал. – 2012. – № 12 (48). – С. 1–16.

9. Diebold, F.X. Converting 1-Day Volatility to h-Day Volatility: Scaling by Root-h is Worse than You Think / F.X. Diebold, A. Hickman, A. Inoue, T. Schuermann. Wharton Financial Institutions Center, Working, 1998. – pp. 97–34.

10. Eric Zivot Introduction to Computational Finance and Financial Econometrics – Return Calculations, 2015 [Electronic resource] – Access: http://faculty.washington.edu/ezivot/econ424/returncalculationslides.pdf – (reference date: 22.12.2016).

УДК 330.354

Л.П. Бакуменко, доктор экономических наук, профессор, ФГБОУ ВО «Марийский государственный университет»
e-mail: lpbakum@mail.ru

Е.В. Костромина, аспирантка, ФГБОУ ВО «Поволжский государственный технологический университет»
e-mail: elenakor2004@mail.ru

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭКОНОМИЧЕСКОГО РОСТА РЕСПУБЛИКИ МАРИЙ ЭЛ

В современных условиях расширения хозяйственной самостоятельности регионов, существенного переноса центра ответственности в решении проблем комплексного социально-экономического развития на региональный и муниципальный уровень необходимым условием организации эффективного управления регионом является формирование адекватной системы наблюдения, оценки и прогнозирования социально-экономического развития. Цель данной статьи, как одного из этапов научно-исследовательской работы, заключалась в разработке и апробации методики оценки социально-экономического развития Республики Марий Эл путем построения эконометрических моделей основных показателей экономического и социального развития региона. Предложенные модели позволяют строить прогнозы основных показателей социально-экономического развития региона. Помимо этого оценка реального уровня социально-экономического развития регионов, полученная на основании данной методики, позволит более объективно распределять бюджетные ресурсы региона между муниципальными образованиями Республики Марий Эл.

Ключевые слова: *экономический рост, коэффициент корреляции, эконометрические модели, прогноз.*

Экономический рост – одна из центральных экономических проблем, стоящая перед всеми странами. Экономический рост занимает центральное место в воспроизводственном процессе. Это связано с тем, что, во-первых, экономический рост определяет уровень экономического развития страны, степень удовлетворения потребностей и уровень жизни; во-вторых, экономический рост определяет место страны среди других стран мира, ее конкурентоспособность, возможности влияние на мировое экономическое и политическое развитие; в-третьих, экономический рост определяет перспективы развития страны во всем их многообразии.

Из вышесказанного можно сделать вывод, что проблемы экономического роста являются важными как для экономики страны в целом, так и для каждого человека, проживающего в этой стране.

Опираясь на мнение таких ученых как Костромина Е.В. [2], Лаврут Н.С. [3], Лимонова Н.Г. [4], Носов В.В. [5], Панкова С.В. [6], Попков Ю.С. [7], Denton F.T. [10], Shoven J.B. [11] и других, а также учитывая накопленный опыт в рассматриваемой области коллектива авторов [1, 8, 9], проведем эконометрическое моделирование экономического роста Республики Марий Эл.

Важным показателем экономического роста в макроэкономике является уровень экономического развития конкретного региона. В широком смысле слова категория «уровень экономического развития региона» представляет собой синтез разных качественных и количественных характеристик.

В соответствии с международной методологией расчетов результатом экономической деятельности региона в денежном выражении является показатель валового регионального продукта (ВРП). ВРП создается в результате производства внутри региона и характеризует потенциально возможный объем предложения товаров и услуг. Данные о производственной деятельности регионов используются для регулирования экономики и в целях оценки места конкретного региона в экономической системе Российской Федерации, что обуславливает значимость показателя ВРП.

Ежегодная динамика ВРП Республики Марий Эл характеризуется увеличением показателя, однако, следует отметить, что в 2009 году, в период финансово-экономического кризиса, темп роста индекса физического объема ВРП в постоянных ценах снизился (рисунок 1).

Валовой региональный продукт Республики Марий Эл в 2014 году сложился в объеме 144,1 млрд рублей, индекс физического объема к уровню 2013 года вырос на 6,0 %. В целом за период с 1996 по 2014 годы реальный объем ВРП республики увеличился в 30 раз, с 2010 года – на 74,9 %. Индекс-дефлятор за 2014 год по отношению к ценам 2013 года составил 108,0 %.

Структура валовой добавленной стоимости Республики Марий Эл имеет свои региональные особенности, наибольшую долю составляют виды экономической деятельности: обрабатывающие производства (22,6 %), сельское хозяйство (18,0 %), строительство (10,7 %), оптовая и розничная торговля (10,2 %).

Так как одним из основных индикаторов, оце-

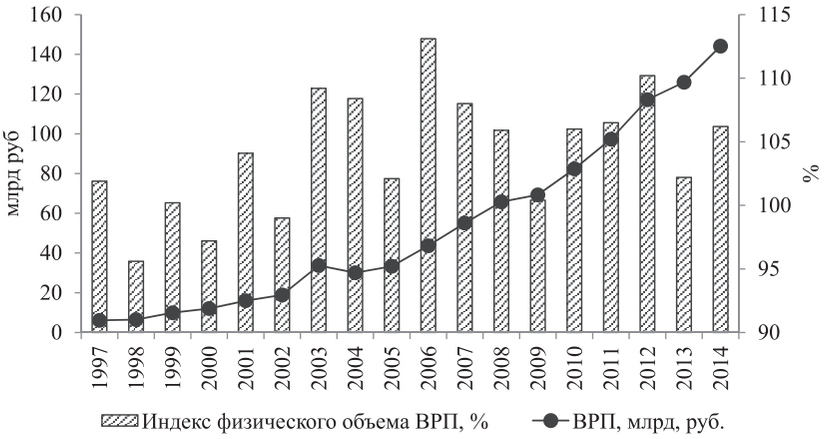

Рисунок 1. Динамика валового регионального продукта, 1996–2014 годы

нивающих темпы роста региональной экономики, является валовой региональный продукт, то для оценки в качестве обобщающего показателя уровня экономического развития региона (Y) в рамках регионального анализа был выбран показатель валового регионального продукта на душу населения (руб.).

В ходе абстрактно-логического анализа категории уровня экономического развития региона на основе данных, представленных в официальных статистических изданиях, были отобраны факторы, по нашему мнению, влияющие на уровень экономического развития Республики Марий Эл: Y – Валовой региональный продукт (ВРП), (млн руб.); X1 – среднегодовая численность занятых в экономике (тыс. чел.); X2 – среднедушевые денежные доходы (руб.); X3 – стоимость основных фондов в экономике (млн руб.); X4 – индекс промышленного производства (%); X5 – объем продукции сельского хозяйства (млн руб.); X6 – ввод в действие общей площади жилых домов в расчете на 1000 чел. нас. (кв. м.); X7 – оборот розничной торговли (млн руб.); X8 – инвестиции в основной капитал (млн руб.).

Анализ матрицы парных коэффициентов корреляции показал наличие мультиколлинеарности, то есть тесной зависимости между факторными признаками, включенными в модель. Дальнейший анализ следует проводить при исключении таких факторов.

Для получения регрессионной зависимости валового регионального продукта от выбранных факторов и в связи с наличием мультиколлинеарности применим гребневую регрессию и метод исключения факторов. Методом пошаговой регрессии, реализованной в пакете STATISTICA, были отобраны наиболее значимые для адекватного описания факторы (таблица 1).

Таблица 1. Результаты регрессионного анализа (значимость коэффициентов уравнения регрессии)

Показатели	β	Стандартная ошибка β	Коэффициент b	Стандартная ошибка b	t(20)-статистика Стьюдента	p-уровень
Свободный член			-67168,14	12708	-5,286	0,000
X7	0,556	0,092	1,034	0,172	6,019	0,000
X5	0,486	0,095	2,342	0,457	5,125	0,000
X4	0,105	0,020	567,315	106,345	5,335	0,000
Примечание: R =0,99; R^2 =0,994; F(3,20)=1134,900						

По данным таблицы видно, что для итогового уравнения регрессии, в котором все коэффициенты признаются статистически значимыми, так как все расчетные значения критерия Стьюдента по модулю больше табличной величины при уровне значимости 10 %, следует выбрать факторные признаки X7, X5, X4.

Уравнение регрессии можно признать статистически значимым, так как расчетное значение критерия Фишера больше критического значения данного критерия: F(3,20) = 1134,9 > F крит. = 2,129.

Это говорит о том, что такую модель можно использовать в практических целях.

Множественный коэффициент корреляции, равный 0,99, говорит об очень высокой взаимосвязи между результативным признаком Y и включенными в уравнение регрессии факторами.

Множественный коэффициент детерминации показывает, что 99 % вариации уровня экономического развития региона обусловлено вариацией факторных признаков, включенных в уравнение регрессии.

Коэффициенты уравнения множественной регрессии показывают абсолютный размер влияния факторов на уровень результативного показателя

и характеризуют степень влияния каждого фактора на анализируемый показатель при фиксированном (среднем) уровне других факторов, входящих в модель.

По значениям коэффициентов в уравнении регрессии (1) можно говорить о том, что при росте оборота розничной торговли (X7) на 1 млн руб. валовый региональный продукт увеличиться на 1,034 млн руб. Рост показателя объема продукции сельского хозяйства (X5) на 1 млн руб. приведет к росту ВРП на 2,342 млн руб., а рост показателя индекса промышленного производства на 1 % позволит увеличить валовой региональный продукт в республике на 567,315 млн руб.

Однако с помощью коэффициентов регрессии нельзя сопоставить факторы по степени их влияния на зависимую переменную из-за различия единиц измерения и разной степени колеблемости. Поэтому для устранения таких различий при экономической интерпретации применяется целая система показателей: коэффициент эластичности, бета-коэффициент или коэффициенты регрессии в стандартизированном масштабе.

В данном случае при увеличении оборота розничной торговли (X7) на 1 % его средней величины объем ВРП увеличится в среднем на 0,56 %; при увеличении объема продукции сельского хозяйства (X5) на 1 % его средней величины объем ВРП увеличится в среднем на 0,48 %; увеличение индекса промышленного производства (X4) на 1 % его средней величины приведет к росту объема ВРП в среднем на 0,105 %.

Таким образом, на рост ВРП в Республике Марий Эл наибольшее влияние оказывают рост розничного товара оборота, рост продукции сельского хозяйства и промышленного производства. Увеличивая данные показатели, можно добиться реального роста в экономике.

Анализ пространственной динамики в период экономического роста и в период кризиса показывает, что пропорции пространственного распределения экономической активности в разрезе муниципальных образований очень инертны и мало подвержены внешним воздействиям. Однако рост производства сельскохозяйственной продукции в республике, как показали расчеты, может значительно повлиять на экономический рост.

Для выявления основных факторов, влияющих на объемы производства сельскохозяйственной продукции, в республике были выбраны основные показатели: Yag – продукция сельского хозяйства в фактически действовавших ценах; Z1 – производство сельскохозяйственной продукции на душу населения – скот и птица на убой (в убойном весе); Z2 – производство сельскохозяйственной продукции на душу населения – молоко; Z3 – производство сельскохозяйственной продукции на душу населения – яйца; Z4 – урожайность сельскохозяйственных культур (в расчете на убранную площадь) – зерновые и зернобобовые культуры; Z5 – урожайность сельскохозяйственных культур (в расчете на убранную площадь) – зернобобовые культуры; Z6 – урожайность сельскохозяйственных культур (в расчете на убранную площадь) – овощи; Z7 – урожайность сельскохозяйственных культур (в расчете на убранную площадь) – картофель.

После отбора наиболее значимых переменных, имеющих статистические критерии выше максимальных, для построения регрессионной модели были оставлены показатели Z1, Z2, Z3, Z7 (таблица 2).

Таблица 2. Результаты регрессионного анализа (значимость коэффициентов уравнения регрессии)

Показатели	β	Стандартная ошибка β	Коэффициент b	Стандартная ошибка b	t(20)-статистика Стьюдента	p-уровень
Свободный член			6106,471	3991,130	1,530	0,142
Z1	0,420	0,027	124,304	7,940	15,655	0,000
Z2	-0,457	0,032	-78,092	5,545	-14,084	0,000
Z3	0,247	0,036	40,509	5,882	6,888	0,000
Z7	0,163	0,025	80,062	12,352	6,482	0,000
Примечание: R=0,996; R^2 =0,992; F(4,20)=642,610						

Таким образом, по результатам построенной модели можно сделать вывод, что на объем продукции сельского хозяйства в фактически действовавших ценах наибольшее влияние оказывают рост производства скота и птицы на убой (в убойном весе), производство яиц на душу населения и рост урожайности картофеля. Однако производство молока на душу населения не приводит к росту продукции сельского хозяйства в денежном выражении. Это связано с большими сокращениями в данной отрасли сельского хозяйства республики. Количество молока на душу населения в республике сокращалось с каждым годом. Если в 1990 году сельскохозяйственными предприятиями производилось 524 кг молока на душу населения, в 2000 году – 335 кг, 2010 году – 308 кг, то уже в 2014 году 285 кг на душу населения, а 2013 – 282 кг молока на душу населения. Количество заготавливаемых кормов в пересчете на кормовые единицы сократилось в республике с 220 тыс. тонн в 2000 году до 80 тыс.

тонн в 2013 году. Количество коров сокращалось: 119, тыс. гол. в 1990 году, 93,8 тыс. гол. в 2000 году, 45,5 тыс. гол. в 2010 году, и в 2014 году осталось 36, тыс. голов.

На экономический рост в регионе оказывают влияние не только экономические показатели, но и социальные. Насколько хорошо живет население республики такую отдачу от него можно и ожидать. Это касается и показателей уровня жизни – доходы населения, расходы на оплату платежей и взносов, каков потребительский рынок в республике, какие заработные платы. Значение имеют и факторы занятости и безработицы населения, уровень его здоровья, образования. Поэтому необходим анализ и данных показателей и их влияния на экономический рост в Республике Марий Эл.

В настоящее время для эффективного прогнозирования экономического роста и его последствий используются модели, отражающие влияние демографических показателей на экономику. Наиболее точное их название – «демоэкономические модели». На данных Республики Марий Эл были построены демоэкономические модели и составлен прогноз экономического роста Республики Марий Эл на 2035 год, используя модели и методы прогнозирования половозрастной структуры населения [1].

Применена модель Леффа, которая относится к структурным демоэкономическим моделям, отражающим зависимость макроэкономических показателей от микроэкономических и демографических факторов. Она основана на предположении о зависимости объема совокупных сбережений населения от возрастной структуры населения, которая может быть представлена формулой [8]:

$$GDS/Y=\alpha+\beta1Y/N + \beta2(Y/N)2 + \gamma(Y/N)^* + \delta1D1 + \delta2D2 + \varepsilon,$$

где GDS – валовые внутренние сбережения; Y – валовой внутренний продукт; N – численность населения; (Y/N)* – годовой темп роста среднедушевого ВВП; D1 – показатель демографической нагрузки детьми (отношение численности населения в возрасте 0–14 лет к численности населения в возрасте 15–64); D2 – показатель демографической нагрузки пожилыми (отношение численности населения в возрасте 65 лет и старше к численности населения в возрасте 15–64).

Для республики Марий Эл вместо валового внутреннего продукта был использован валовый региональный продукт (Yr), а в качестве параметра, отражающего рост внутренних сбережений региона (GRS), была взята разность накопления валового регионального продукта и совокупного объема фактического конечного потребления домашних хозяйств [1]:

$$GRS/Yr = - 65,756 - 0,007 \cdot Yr/N + 2,57 \cdot 10^{-08} \cdot (Y/N)^2 + 4,117 \cdot (Yr/N)^* - 2,828 \cdot D1 + 4,025 \cdot D2 + \varepsilon$$

Исследование социально-экономических показателей РМЭ подтвердило гипотезу о зависимости изменения валовых сбережений региона от возрастной структуры региона. Статистическая значимость модели подтверждается коэффициентом множественной корреляции, равным 0,957, и мерой определенности R-квадрат, равной 0,916. Тенденции изменения величины сбережений от коэффициентов демографической нагрузки схожи с общероссийскими.

Построенная модель дает возможность рассчитать величину сбережений республики Марий Эл на 2034 год. Данные по демографическим параметрам, необходимые для расчета, были получены компонентным методом (методом передвижки возрастов). Данный метод позволяет не только рассчитать общую численность населения на заданный период, но и получить его возрастно-половую структуру. В связи с этим метод компонент имеет большое значение для экономического и социального планирования [10].

Суть метода заключается в передвижении численности населения каждого возраста в следующий, более старший возраст, с учетом параметров рождаемости, смертности, миграции по формуле:

$$P_{x+n} = P_x \times \frac{L_{x+n}}{L_x} + МП_x$$

где P_{x+n} – прогнозируемая численность населения в возрасте « $x+n$ »;

P_x – исходная численность населения в возрасте «x»;

n – длина возрастного интервала (и одновременно – длина прогнозного шага);

L_x и L_{x+n} – числа живущих из таблиц смертности для двух смежных возрастных групп;

$МП_x$ – миграционный прирост соответствующего пола и возраста с положительным или отрицательным знаком.

Численность возрастной группы 0–5 лет рассчитывается с учетом уровня рождаемости и младенческой смертности. Проанализировав параметры рождаемости и смертности за прошедшие несколько лет, можно сделать предположение о величине соответствующих индикаторов в будущем [9]. Прогноз на 2034 год для республики Марий Эл представлен в таблице 3.

Коэффициент демографической нагрузки детьми равен 224,62 ‰, пожилыми – 432,78 ‰. Подставляя полученные результаты в уравнение 3, получим величину, выражаемую разностью ВРП и фактического конечного потребления домашних хозяйств. При сохранении текущих темпов роста ВРП к 2034 году эта величина достигнет 79 609,16 тысяч рублей. Если произойдет увеличение рождаемости, уровень сбережений начнет уменьшаться за счет увеличения нагрузки на трудоспособное население, но позже, когда дети, достигнут трудоспособных возрастов, компенсирует этот спад.

Положительная динамика совокупных сбереже-

Таблица 3. Прогноз численности населения на 2034 год для Республики Марий Эл

Возрастные группы	Мужчины	Женщины
0-9	22680	22680
10-19	41538	41947
20-29	42355	41026
30-39	32776	32319
40-49	52190	52213
50-59	44848	48316
60-69	31439	41300
70-79	26640	45224
80-89	5688	15341
90-99	297	1879
100 и старше	1	17

ний при увеличении демографической нагрузки лицами старших возрастов, не являющаяся стандартной для большинства европейских стран, говорит об иной форме старения населения – так называемом «старении снизу», когда увеличение численности населения из верхних уровней половозрастной пирамиды происходит не за счет роста продолжительности жизни, а из-за снижения рождаемости. Только вовремя принятые меры по улучшению здоровья населения, повышению рождаемости, правильная миграционная политика могут улучшить демографическую ситуацию, которая является важнейшим ресурсом экономического роста.

Согласно исследованиям канадских ученых Франка Т. Дентона и Байрона Г. Спенсера, объем валового внутреннего продукта напрямую зависит от занятости, экономической активности, численности трудовых ресурсов и общей численности населения [11]. Вклад каждого компонента в рост ВРП можно увидеть, изучая сумму темпов роста показателей.

$$\Delta lnV = \Delta lnN + \Delta ln\frac{T}{N} + \Delta ln\frac{E}{T} + \Delta ln\frac{Z}{E} + \Delta ln\frac{V}{Z}.$$

где V – объем валового регионального продукта;

N – численность населения;

T – численность трудовых ресурсов;

E – численность экономически активного населения;

Z – численность занятого населения.

Построенная модель влияния агрегированной производительности труда, уровня занятости, экономической активности, доли населения в трудоспособных возрастах и роста численности насения на валовый региональный продукт в Республике Марий Эл (по данным 2009–2014 годов) имеет вид:

0,146=-0,004-0,015+0,019+0,017+0,129

Темпы роста валового регионального продукта республики Марий Эл в 2009–2014 годах увеличивались (+0,146), несмотря на снижение численности всего населения (-0,004) и населения в трудоспособных возрастах (-0,015). Наибольший положительный вклад в рост ВРП региона внес показатель, характеризующий темпы роста агрегированной производительности труда (+0,129), представленной в расчете на одного занятого в экономике. Расчет на одного занятого в экономике объясняется рядом факторов: капиталовооруженностью, эффектом масштаба, состоянием научно-технического прогресса, долей высоко- и низкопроизводительных отраслей промышленности в общем объеме продукции, средней величиной рабочего стажа, а также квалификации и образования рабочей силы. Значимость этого фактора подтверждает высокую степень влияния человеческого капитала на экономический рост.

Эффективность взаимодействия населения и экономической подсистемы региона отражают показатели дохода и производства валового регионального продукта на душу населения, а также уровня потребления. Конечное потребление домашних хозяйств и органов государственного управления в городских округах и муниципальных районах определяется в соответствии с предполагаемой социальной политикой, а также особенностями формирования доходов населения, включая отраслевую структуру занятости, структуру получаемых доходов, социально-демографическую структуру населения, объемы социальных трансфертов. На величину среднедушевых доходов оказывают влияние показатель различного уровня, но в большей мере они зависят от показателей, характеризующих развитие сектора экономики в республике.

Предполагается, что в модель для прогнозирования ВРП обязательно должны войти факторы, отражающие используемый в производстве капитал и труд. Следовательно, фактор стоимости основных фондов FOND включим в регрессию как показатель, характеризующий капитал, к тому же он статистически значим.

Из всех факторов логично предложить среднемесячную начисленную заработную плату (ZARPL) как показатель, отвечающий за труд. Однако гипотеза о значимости фактора lnZARPL отвергается при уровне значимости a = 0,1. Но данный показатель имеет сильную положительную корреляцию со среднедушевыми доходами на душу

населения: corr(ln_ZARPL, ln_INCOME) = 0,94. Следовательно, оба показателя включать в модель нецелесообразно.

Методом проверки статистических гипотез из 9 логически выбранных факторов были включены в модель следующие показатели: INCOME – среднедушевые денежные доходы населения, руб. в месяц; INV – ннвестиции в основной капитал в фактически действовавших ценах, млн руб.; BUILDING – строительство жилых домов, тыс. кв. м.; AGRICULTURE – продукция сельского хозяйства в фактически действовавших ценах, млн руб.; FOND – стоимость основных фондов, млн руб.; INDUSTRY – индекс промышленного производства, %; ZANJAT – численность занятых в экономике, тыс. чел.

В результате окончательного решения было получено итоговое уравнение регрессии, в котором все коэффициенты признаются статистически значимыми, так как все расчетные значения критерия Стьюдента по модулю больше табличной величины при уровне значимости 10 %, расчетное значение критерия Фишера больше критического значения данного критерия: F(3,20) = 1114,9 >Fкрит. = 2,129 (таблица 4).

Множественный коэффициент корреляции, равный 0,99, говорит об очень высокой взаимосвязи между результативным признаком и включенными в уравнение регрессии факторами.

Множественный коэффициент детерминации показывает, что 99 % вариации уровня среднедушевых денежных доходов населения региона обусловлено вариацией факторных признаков, включенных в уравнение регрессии.

Таблица 4. Результаты регрессионного анализа (значимость коэффициентов уравнения регрессии)

Показатели	β	Стандартная ошибка β	Коэффициент b	Стандартная ошибка b	t(20)-статистика Стьюдента	p-уровень
Свободный член			6443,846	2575,717	2,502	0,021
BUILDING	0,218	0,057	11,712	3,075	3,809	0,001
FOND	0,817	0,057	0,048	0,003	14,294	0,000
ZANJAT	-0,079	0,019	-33,156	7,910	-4,192	0,000
Примечание: R=0,997; R^2 =0,994; F(3,20)=1114,900						

Из уравнения можно сделать вывод, что на рост среднедушевых доходов в Республике Марий Эл значимое влияние оказывают строительство жилых домов и стоимость основных фондов. Показатель численность занятых в экономике вошел в модель с отрицательным знаком. Рост численности занятых в экономике является положительным моментом, характеризующим экономический рос региона, однако существуют различные виды деятельности, где роста не наблюдается: рыболовство, сельское хозяйство, добыча полезных ископаемых, образование. Кроме того, происходит постарение населения, и на одного трудоспособного увеличивается нагрузка, которая в конечном счете нивелирует рост среднедушевых доходов населения. Существует и много других латентных зависимостей, которые, в конечном счете, оказывают влияние на доходы и благополучие населения.

Следует заметить, что, с одной стороны, население оказывает существенное воздействие на формирование и развитие экономической системы. От структуры населения, например, зависят объемы непроизводственного потребления, накопления мощностей и виды производств, объемы затрачиваемых природных и энергетических ресурсов. С другой стороны, экономическая подсистема использует население в качестве трудового ресурса, обеспечивая его оплачиваемой работой – занятостью.

При моделировании Экономического развития региона необходимо учитывать и проводить анализ всех экономических и социальных аспектов этого развития как в ретроспективном периоде с учетом степени реализации государственных программ, так и с учетом оценки текущего уровня жизни населения и его занятости, миграционных процессов и экологической ситуации.

Литература

1. Бакуменко, Л.П. Использование демоэкономических моделей для прогнозирования макроэкономических показателей республики Марий Эл / Л.П. Бакуменко, Е.В. Костромина // Статистические методы в экономических и гуманитарных науках: материалы международной научно-практической конференции. – Санкт-Петербург: Нестор-История, 2016. – С. 44–45.

2. Костромина, Е.В. Применение метода передвижки возрастов для прогнозирования демографической ситуации в Российской Федерации / Е.В. Костромина // Ценности и интересы современного общества: материалы международной научно-практической конференции. – Москва, 2013. – С. 110–114.

3. Лаврут, Н.С. Сравнительный анализ современных методических подходов к моделированию валового внутреннего продукта / Н.С. Лаврут, Т.А. Ночевкина // Экономика и предпринимательство. – 2014. – № 10 (51). – С. 257–259.

4. Лимонова, Н.Г. Статистическое моделирование влияния элементов национального богатства на ВРП на основе нейронных сетей / Н.Г. Лимонова // Экономика и предпринимательство. – 2013. – № 11 (40). – С. 376–379.

5. Носов, В.В. Моделирование влияния факторов на ВРП на основе искусственных нейронных сетей / В.В. Носов, А.П. Цыпин // Ученый XXI века. – 2016. – № 1 (14). – С. 40–43.

6. Панкова, С.В. Моделирование влияния социально-экономических факторов на валовой региональный продукт / С.В. Панкова, А.П. Цыпин // Экономический анализ: теория и практика. – 2015. – № 45 (444). – С. 2–14.

7. Попков, Ю.С. Математическая демоэкономика: макросистемный подход. – Москва: ЛЕНАНД, 2013. – 560 с.

8. Sarycheva, T.V. Assessment of the competitiveness of economic activities of the region in terms of employment / T.V. Sarycheva, L.P. Bakumenko, M.N. Shvetsov // Mediterranean Journal of Social Sciences. – 2015. – I. 6. – Vol. 3. – pp. 119–126.

9. Mikhaylova, S.S. Typology of rural territories of the Russian federation subjects / S.S. Mikhaylova, M.T. Budazhanayeva, T.V. Sarycheva, L.P. Bakumenko // Mediterranean Journal of Social Sciences. – 2015. – I. 6. – Vol. 3. – pp. 205–212.

10. Denton, F.T., Spencer, B.G. Population Change and Economic Growth: The Long-Term Outlook. – Hamilton: McMaster University, 2003. – 31 p.

11. Shoven, J.B. Demography and the Economy. A National Bureau of Economic Research. Conference Report. – Chicago: University Of Chicago Press, 2011. – 431 p.

Статья подготовлена в рамках выполнения гранта РГНФ № 15-02-00567 «Демоэкономический потенциал региона: макросистемный подход»

УДК 311

С.С. Богословская, заместитель начальника отдела сводных статистических работ и ведения Статистического регистра, Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Оренбургской области
e-mail: orenstat@esoo.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ РАЗЛИЧИЙ ДОХОДОВ И ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ РАСХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ В СУБЪЕКТАХ ПРИВОЛЖСКОГО ФЕДЕРАЛЬНОГО ОКРУГА

Изучение особенностей территориальных различий в условиях нестабильной экономики имеет все возрастающее значение в целях повышения уровня жизни населения, формирования условий для развития хозяйствующих субъектов. Одним из главных условий эффективности управления регионом на различных уровнях власти является определение и учет разнообразных диспропорций, поскольку они приводят к усилению неопределенности и изменчивости в направлениях социально-экономического развития. В этой связи целью данной статьи является оценка степени различий регионов ПФО по показателям доходов и потребительских расходов, так как это является важной составляющей социально-экономического мониторинга процессов на территории, позволяющего устранить или уменьшить негативные последствия от региональных диспропорций, а также оптимизировать решения, способные «сгладить» различия между территориями. Проведенный анализ показателей асимметрии и вариации распределения доходов и расходов населения субъектов ПФО свидетельствует о росте асимметричности территорий по уровню среднемесячной номинальной начисленной заработной платы работников и значительной вариации территорий округа по показателям среднедушевых денежных доходов и потребительских расходов населения.

Ключевые слова: *территориальные диспропорции, доходы и потребительские расходы, анализ различий, дифференциация доходов, коэффициент фондов, асимметричность распределения, региональная асимметрия.*

Жизненный уровень населения региона и страны в целом определяется как сложная социально-экономическая категория, отражающая степень удовлетворения потребностей населения в материальных благах и нематериальных услугах, а также условия, имеющиеся в обществе для развития и удовлетворения этих потребностей [5].

В сложившейся социально-экономической ситуации значительно возросла территориальная дифференциация уровня доходов и, как следствие, уровня потребления благ и услуг населением страны. Региональные диспропорции складываются под влиянием различий уровней экономического развития регионов, отраслевой структуры хозяйственного комплекса, особенностей социальной политики, проводимой в различных территориях, природно-географических факторов [9]. Немаловажным в решении данной проблемы является учет исторически сложившихся традиций потребления и особенностей развития региона.

Количественное определение глубины территориальной дифференциации предполагает рассмотрение показателей, отражающих наиболее существенные характеристики социально-экономического положения территории: объем производства на душу населения, показатели бюджетной обеспеченности (показатель доходов бюджета субъекта на душу населения), среднедушевые денежные доходы и расходы населения, объем капитальных вложений на душу населения, показатели обеспеченности населения жильем и так далее [3]. В данной статье проведем анализ различий доходов и потребительских расходов населения регионов ПФО, поскольку данные показатели характеризуют благосостояние людей и имеют значительную территориальную дифференциацию.

Доходы населения являются одним из определяющих параметров его материального положения. По уровню среднедушевого денежного дохода Оренбургская область в 2015 году занимала 7 место среди субъектов Приволжского федерального округа. Наиболее высокие среднедушевые денежные доходы населения были отмечены в Пермском крае (32692,2 рубля), низкие – в Республике Мордовия (17455,9 рубля).

Снижается разрыв в доходах населения «богатых» и «бедных» территорий. Так, если в 2005 году соотношение между максимальным и минимальным уровнем среднедушевых денежных доходов составляло 2,7 раза, то в 2015 году – 1,9 раза. В 2015 году по всем субъектам ПФО наблюдалось снижение темпов роста основных показателей денежных доходов населения в реальном выражении, тогда как 2010 год характеризовался увеличением данных показателей (таблица1).

Максимальное снижение реального размера денежных доходов населения и реального размера назначенных пенсий по сравнению с 2010 годом было отмечено в Самарской области на 17,0п.п. и 12,1п.п. соответственно, реальной начисленной заработной платы – в Чувашской Республике (на 15,7 п.п.). Следует отметить, что 2010 год характеризовался

Таблица1. Основные показатели денежных доходов населения в реальном выражении по субъектам Приволжского федерального округа (в процентах к предыдущему году)

Субъекты РФ	Реальные денежные доходы		Реальная начисленная заработная плата		Реальный размер назначенных пенсий	
	2010 г.	2015 г.	2010 г.	2015 г.	2010 г.	2015 г.
Российская Федерация	104,7	95,1	105,2	90,5	112,2	101,1
Приволжский федеральный округ	105,0	-	104,5	-	112,1	-
Республика Башкортостан	102,0	94,3	101,8	90,4	112,0	102,9
Республика Марий Эл	102,1	90,3	103,0	93,5	108,5	101,3
Республика Мордовия	107,7	95,4	101,4	94,8	111,7	102,5
Республика Татарстан	107,5	93,9	107,1	93,7	112,8	103,0
Удмуртская Республика	103,5	98,6	100,7	92,9	111,1	103,4
Чувашская Республика	105,6	96,1	105,3	89,6	111,5	103,6
Пермский край	100,2	101,6	106,8	90,5	111,6	101,2
Кировская область	109,6	95,8	102,7	91,2	111,6	102,5
Нижегородская область	105,1	95,3	103,6	89,9	112,0	102,9
Оренбургская область	104,2	95,5	105,5	92,0	111,2	103,5
Пензенская область	103,4	95,4	103,3	91,2	110,5	103,3
Самарская область	106,1	89,1	104,3	91,1	113,7	101,6
Саратовская область	106,5	97,7	104,3	89,7	112,7	102,2
Ульяновская область	110,7	89,8	105,9	91,7	111,1	101,9

ростом реальных доходов, где размер назначенных пенсий отмечен большими темпами, сохранив тенденцию и в 2015 году. Тогда как реальные денежные доходы и начисленная заработная плата демонстрировали существенное снижение по всем субъектам ПФО.

Уровень заработной платы в субъектах ПФО в 2015 году варьировал от 21369,4 рубля в Чувашской Республике до 29147,1 рубля в Республике Татарстан, соотношение между максимальным и минимальным размером заработной платы составило 1,4 раза, в 2005 году – 1,6 раза (таблица 2).

Таблица 2. Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций по субъектам Приволжского федерального округа

Субъекты РФ	2005 г.		2010 г.		2015 г.	
	рублей	ранг	рублей	ранг	рублей	ранг
Российская Федерация	8554,9	-	20952,2	-	34030,0	-
Приволжский федеральный округ	6473,3	-	15613,6	-	25632,0	-
Республика Башкортостан	6612,0	4	16377,7	4	25927,5	5
Республика Марий Эл	4938,2	14	12650,6	13	21946,8	13
Республика Мордовия	5060,7	13	11883,1	14	22028,5	12
Республика Татарстан	7067,8	3	17350,1	2	29147,1	1
Удмуртская Республика	6373,3	6	14291,1	9	24694,1	6
Чувашская Республика	5073,1	12	13004,4	12	21369,4	14
Пермский край	7748,9	2	17438,3	1	28527,9	2
Кировская область	5695,8	8	13292,6	11	22118,3	11
Нижегородская область	6533,4	5	16327,6	5	26480,7	4
Оренбургская область	6163,5	7	15199,6	6	24591,0	7
Пензенская область	5206,8	11	14423,6	8	23191,9	8
Самарская область	7764,9	1	16479,4	3	26849,2	3
Саратовская область	5439,3	9	14554,0	7	22528,2	10
Ульяновская область	5343,8	10	13339,0	10	22846,1	9

Из данных таблицы 2 видно, что позиции регионов в рейтинговой шкале размера среднемесячной номинальной начисленной заработной платы за рассматриваемый период существенно не менялись, по большинству субъектов ПФО сохранялась устойчивая тенденция.

Обеспеченность пожилого населения характеризует средний размер назначенных пенсий (рисунок 1).

Средний размер назначенных пенсий в ПФО на 31 декабря 2015 года составил 11452,2 рубля, при этом максимальный уровень в Пермском крае, минимальный – в Республике Марий Эл. В шести

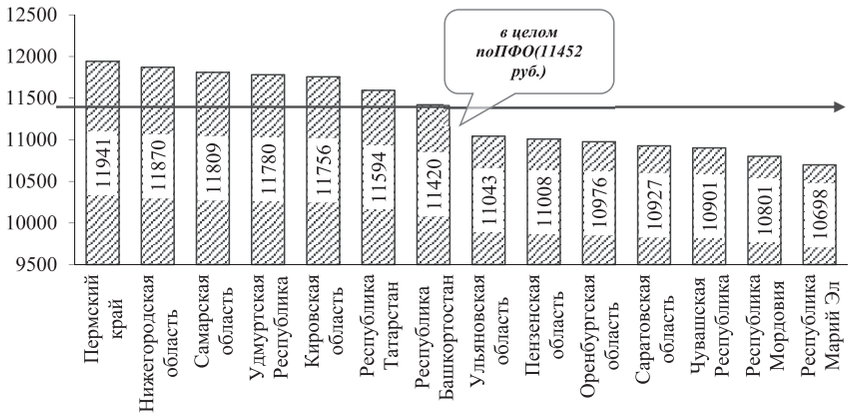

Рисунок 1. Средний размер назначенных пенсий по субъектам ПФО на 31 декабря 2015 года (рублей в месяц)

регионах средний размер назначенных пенсий сложился выше, чем в целом по ПФО, в 8 территориях – ниже. Среди субъектов Приволжского федерального округа Оренбургская область по данному показателю занимала 10 позицию. Соотношение максимального уровня среднего размера назначенных пенсий (в Пермском крае) к минимальному (в Республике Марий Эл) составило 1,1 раза.

Одним из показателей, характеризующим дифференциацию населения по уровню благосостояния, является численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума (рисунок 2). В 2015 году в Оренбургской области величина прожиточного минимума составила 8348 рублей в месяц, что ниже среднероссийского уровня на 16,0 % [6].

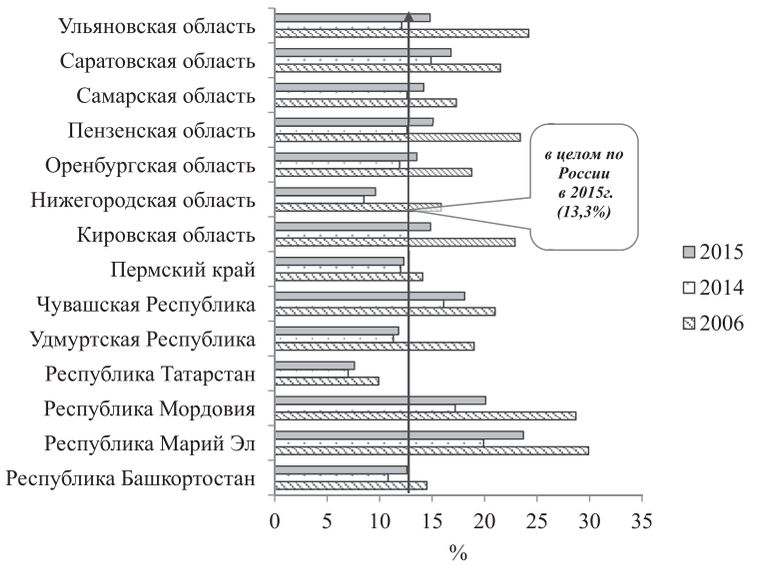

Рисунок 2. Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума (в процентах от общей численности населения соответствующего субъекта)

Несмотря на то, что в последние годы отмечалась устойчивая тенденция снижения уровня бедности, 13,6 % населения Оренбургской области имели в 2015 году доходы ниже величины прожиточного минимума, и по сравнению с 2014 годом произошло увеличение уровня бедности на 1,7 п.п.

По субъектам ПФО высокий уровень бедности сложился в республиках Марий Эл и Мордовия, для них характерна наибольшая доля лиц с доходами ниже величины прожиточного минимума – 23,7 и 20,1 % соответственно. Среди регионов округа Республика Татарстан отличается более низким уровнем бедности – 7,6 %.Однако категория населения, характеризующаяся доходами ниже прожиточного минимума, далеко не однородна. Уровень жизни этих людей также довольно сильно дифференцирован.

В числе характеристик дифференциации доходов населения широкое распространение получил коэффициент фондов, который в 2015 году в Оренбургской области составил 12,6 раза (в 2014 году – 13,6 раза). По России в целом дифференци-

ация несколько выше (16,0 раза). Отражая отношение удельных доходов крайних групп населения, коэффициент фондов является наиболее информативным критерием дифференциации [1, 4].

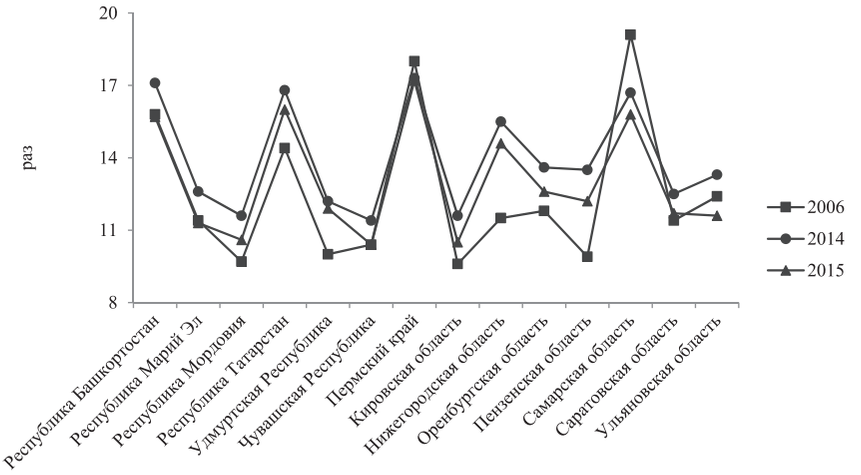

Рисунок 3. Динамика коэффициента дифференциации доходов по субъектам Приволжского федерального округа (в разах)

Разрыв между бедным и богатым населением по регионам ПФО характеризуется неравномерностью. Наибольшее значение коэффициента фондов сложилось в Самарской области, Пермском крае, республиках Башкортостан и Татарстан. В этих территориях наблюдается высокое отношение удельных доходов крайних групп населения, что говорит о значительном расслоении в обществе. За рассматриваемый период по всем регионам округа сохранилась сложившаяся тенденция динамики коэффициента фондов. Лишь в Нижегородской области за последние два года произошёл рост коэффициента дифференциации доходов.

Доходы населения отражают потенциальные возможности удовлетворения его потребностей в благах и услугах. Территориальные различия доходов выражают дифференциацию уровня потребления благ и услуг. Основную часть своих денежных доходов население использует на покупку товаров и оплату услуг [10]. В субъектах ПФО этот показатель варьировал в пределах от 10081,7 рубля на душу населения в месяц в Республике Мордовия до 23165,7 рубля в Республике Татарстан.

С помощью коэффициентов асимметричности и вариации проведём анализ и дадим оценку дифференциации регионов ПФО по доходным показателям (среднедушевые денежные доходы населения и среднемесячная номинальная заработная плата работников) и показателю среднедушевых потребительских расходов.

По данным, приведенным в таблице 3, можно отметить, что уровень территориальных диспропорций по среднедушевым денежным доходам в разрезе регионов ПФО имеет тенденцию к снижению: в 2008–2011 годах коэффициент асимметрии по доходам существенно превышал пороговое зна-

Таблица 3. Коэффициенты асимметрии доходов и потребительских расходов населения регионов Приволжского федерального округа за 2008–2015 годы

Год	Среднедушевые денежные доходы населения (в месяц)	Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций	Потребительские расходы в среднем на душу населения
2008	значительная (+)	умеренная (+)	значительная (+)
2009	значительная (+)	слабая (-)	значительная (+)
2010	значительная (+)	слабая (+)	значительная (+)
2011	значительная (+)	слабая (+)	умеренная (+)
2012	умеренная (+)	слабая (+)	умеренная (+)
2013	умеренная (+)	значительная (+)	умеренная (+)
2014	умеренная (+)	значительная (+)	умеренная (+)
2015	умеренная (+)	значительная (+)	умеренная (+)

Примечание: приведено смысловое значение коэффициентов асимметричности: слабая/умеренная/значительная асимметрия распределения, (+) означает положительное значение коэффициента, (-) означает отрицательное значение коэффициента [2]

чение 0,5 и был положительным (правосторонняя асимметрия), с 2012 года асимметричность в распределении данного показателя несколько уменьшилась, но сохранила правосторонний скос, что свидетельствует о преобладании значений ниже среднего. Аналогично характеризуется динамика асимметричности по потребительским расходам, где в течение трёх лет сохранялась значительная дифференциация регионов ПФО по данному показателю, которая с 2011 года сменилась на умеренную и сохранила тенденцию. Уровень дифференциации по среднемесячной номинальной начисленной заработной плате в разрезе территорий округа имеет тенденцию к росту: в кризисном 2008 году коэффициент асимметрии показал умеренную диспропорцию и имел положительное значение, в 2009 году асимметричность приблизилась к нулю, но была отрицательной (левосторонняя асимметрия). С 2013 года коэффициент асимметрии резко возрос, сохраняя тенденцию, и имел правосторонний скос.

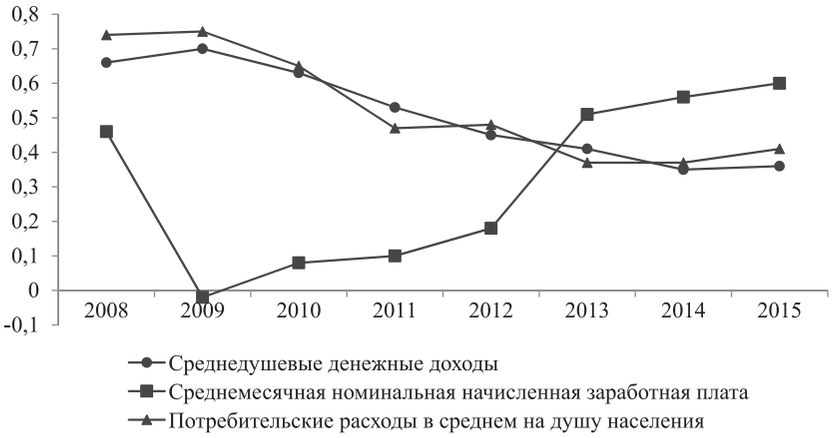

Рисунок 4. Динамика коэффициентов асимметрии доходов и потребительских расходов населения регионов Приволжского федерального округа за 2008–2015 годы

Что касается динамики диспропорций (рисунок 4) по показателю среднемесячной номинальной заработной платы, то следует отметить, что коэффициент асимметрии в 2009 году имел отрицательное значение, за исследуемый период ускорил темп роста и не повторял траекторию изменения соответствующего коэффициента по доходам. Коэффициент асимметрии распределения среднедушевых потребительских расходов населения в среднем по регионам ПФО был значительно отличен от нуля, до 2011 года имел высокие положительные значения, с 2011 года становится меньше 0,5 и колеблется около 0,4. Траектория его изменения во многом повторяет динамику коэффициента асимметрии по среднедушевым денежным доходам населения.

Таким образом, по рассчитанным значениям коэффициентов можно утверждать, что асимметричность распределения показателя среднедушевых денежных доходов населения среднего по ПФО является за исследуемый период значительной и имеет тенденцию к снижению. По показателю начисленной заработной платы степень дифференциации регионов округа характеризуется как слабая, но имеет тенденцию роста и приближается к значительной. Асимметричность распределения показателя средних потребительских расходов населения к середине периода снижается и колеблется на границе между умеренной и значительной.

Еще одним широко используемым показателем для характеристики территориальной дифференциации является коэффициент вариации.

По рассчитанным коэффициентам вариации, характеризующим глубину межрегиональной дифференциации доходов и потребительских расходов населения ПФО (таблица 4), можно сделать вывод, что вариация исследуемых показателей изменяется от средней до значительной и имеет тенденцию к снижению (рисунок 5).

Проведенный анализ показателей вариации и асимметрии распределения доходов и потребительских расходов населения регионов ПФО свидетельствует о снижении асимметричности территорий по уровню среднедушевых денежных доходов и росте по уровню среднемесячной номинальной начисленной заработной плате работников, а также значительной вариации территорий округа по показателям среднедушевых денежных доходов и потребительских расходов населения.

В Приволжском федеральном округе значительная вариация распределения доходов (коэффициент вариации 20–33 %) обусловлена высокими доходами населения Самарской области и Республики Татарстан – в 1,4 раза выше среднего значения доходов по округу. Асимметричность правосторонняя (доходы большей части регионов ниже среднего уровня по округу) и имела тенденцию к снижению от значительной до умеренной степени (0,66–0,36).

По показателю среднемесячной начисленной заработной платы для регионов округа характерна

Таблица 4. Коэффициенты вариации доходов и потребительских расходов населения регионов Приволжского федерального округа за 2008–2015 годы

Год	Среднедушевые денежные доходы населения (в месяц)	Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций	Потребительские расходы в среднем на душу населения
2008	значительная	средняя	значительная
2009	значительная	средняя	значительная
2010	значительная	средняя	значительная
2011	значительная	средняя	значительная
2012	значительная	средняя	значительная
2013	значительная	средняя	значительная
2014	значительная	средняя	значительная
2015	значительная	средняя	значительная
Примечание: приведено смысловое значение коэффициентов вариации: средняя/значительная вариация показателя [2]			

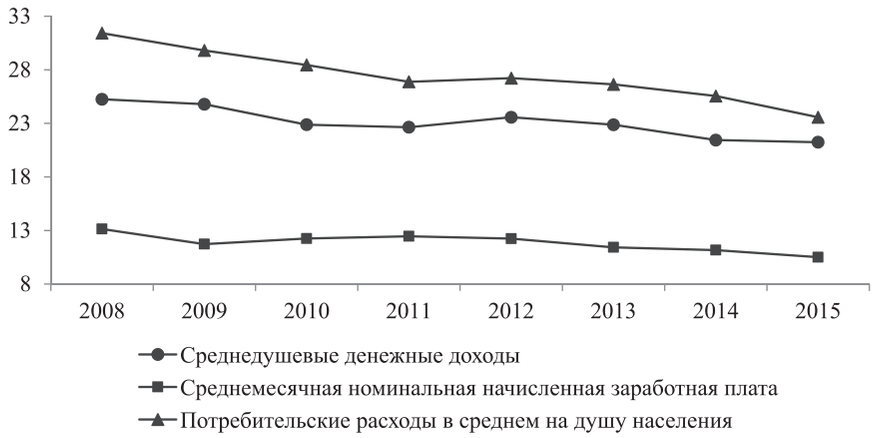

Рисунок 5. Динамика коэффициентов вариации доходов и потребительских расходов населения регионов Приволжского федерального округа за 2008–2015 годы

средняя степень вариации – 10–15 % и резко сменившаяся, от слабой до значительной, асимметричность распределения. Потребительские расходы населения распределены значительно и умеренно асимметрично (0,74–0,41) и варьировали в значительной степени – 20–33 %.

В целом для Приволжского федерального округа характерно преобладание регионов с доходами населения ниже среднего значения по округу (значительная правосторонняя асимметрия), что отражается на уровне и динамике коэффициентов дифференциации по среднедушевым потребительским расходам. Наблюдается повторение траекторий изменения коэффициентов асимметричности и вариации по среднедушевым денежным доходам и потребительским расходам, что свидетельствует о корреляционной зависимости между показателями.

Таким образом, статистический анализ территориальных диспропорций по показателям доходов и расходов населения регионов ПФО показал неравномерность территориального развития, которая во многом определяется наличием или отсутствием природных ресурсов, выгодностью геополитического положения, степенью освоения территории, благоприятными природно-климатическими условиями, уровнем развития конкурентоспособных производств региона.

Литература

1. Громыко, Л.Г. Об использовании коэффициента Джини в экономико-статистических исследованиях / Л.Г. Громыко, И.Н. Матюхина // Вопросы статистики. – 2015. – № 9. – С. 56–67.

2. Елисеева, И.И. Эконометрика: учебник / под ред. И.И. Елисеевой. – Москва: Финансы и статистика, 2005. – 576 с.

3. Зандер, Е.В. Оценка диспропорций территориального развития России как инструмент формирования региональной политики – Проблемы современной экономики [Электронный ресурс] / Е.В. Зандер, Е.В. Лобкова, Т.А. Смирнова. – Режим доступа: http://www.m-economy.ru/art.php?nArtId=5192 – (дата обращения: 6.10.2016).

4. Колмаков, И.Б. Методология расчёта и анализа интегральных оценок показателей поляризации денежных доходов населения / И.Б. Колмаков // Вопросы статистики. – 2015. – № 2. – С. 23–35.

5. Ларина, Т.Н. Статистическое обеспечение управления качеством жизни населения сельских территорий: монография. – Оренбург: Издательский центр ОГАУ, 2012. – 224 с.

6. Мартынов, А.П. Статистическая характеристика дифференциации населения Оренбургской области по уровню доходов / А.П. Мартынов // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. – 2016. – № 3 (59). – С. 230–233.

7. Полякова, Г.П. Интегральная оценка качества жизни населения регионов Приволжского федерального округа / Г.П. Полякова, Л.С. Тюкаева // Вопросы статистики. – 2013. – № 11. – С. 35–41.

8. Савельева, Н.А. Дифференциация заработной платы и её проблемы // Роль статистики в управлении социально-экономическим развитием территории: материалы научно-практической конференции, посвященной 200-летию образования государственной статистической службы в России (г. Н. Новгород, 30 июня 2011 г.) / Под ред. Г.П. Поляковой, Р.Г. Стронгина, Н.Р. Стронгиной. – Нижний Новгород: Нижегородстат – Нижегородский госуниверситет, 2011. – С. 124–127.

9. Сивелькин, В.А. Сравнительная оценка внутри региональной асимметрии в Оренбургской и Самарской областях по уровню развития социальной инфраструктуры / В.А. Сивелькин, Т.Н. Ларина // Вопросы статистики. – 2009. – № 6. – С. 53–58.

10. Энциклопедия статистических терминов в 8 томах. Том 5. Демография и социальная статистика. Москва: Федеральная служба государственной статистики, 2011. – 482 с. [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/rosstat/stbook11/book.html – (дата обращения: 28.09.2016).

УДК 311.1; 625.096; 656.081; 658.562.012.7

А.Л. Воробьев, кандидат технических наук, доцент, заведующий кафедрой метрологии, стандартизации и сертификации, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: objekt-777@rambler.ru

В.А. Лукоянов, заведующий лабораторией кафедры метрологии, стандартизации и сертификации, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: tjer2006@yandex.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЕ МЕТОДЫ АНАЛИЗА КАЧЕСТВА УСЛУГ АВАРИЙНЫХ КОМИССАРОВ

Актуальность исследуемой проблемы обусловлена постоянным присутствием на улицах городов дорожных заторов, вызванных большим количеством дорожно-транспортных инцидентов (ДТИ), последствия которых участники ДТИ довольно часто ликвидировать самостоятельно затрудняются. Цель работы заключается в проведении статистического анализа услуг аварийных комиссаров (АК) по фиксации и регистрации ДТИ, позволяющего выявить основные направления повышения оперативности ликвидации последствий дорожных инцидентов. При анализе были использованы отдельные инструменты статистических методов управления качеством, которые наглядно показали такие проблемы в деятельности служб АК, как низкая оперативность прибытия АК к месту ДТИ; отсутствие единой стандартизованной методики оформления документов; отсутствие должного доверия к специалистам АК со стороны участников дорожного движения; несовершенство режимов работы служб АК. Материалы статьи могут быть полезны при организации деятельности служб аварийных комиссаров и разработки к ним квалификационных требований.

Ключевые слова: *статистические методы управления качеством, безопасность дорожного движения, дорожно-транспортное происшествие, дорожно-транспортный инцидент, аварийный комиссар, дорожный затор.*

Одной из острейших проблем современных мегаполисов и крупных городов, влияющей на эффективность функционирования всей инфраструктуры города, является проблема уличных заторов, стремящаяся перерасти в транспортный коллапс – ситуацию, при которой каждое последующее нарушение правил движения приводит к практически полной остановке всего транспорта. Эту проблему человечество приобрело как побочный продукт развития современного индустриального мира в виде доступного автомобильного транспорта (АТ). И дальше, в связи с естественным и неотвратимым процессом урбанизации, ростом объема продаж автомобилей и увеличением плотности потока на городских улицах, ситуация с дорожными заторами будет только усугубляться.

Ни для кого не секрет, что основной причиной возникновения дорожных заторов является недостаточность пропускной способности дорог, которая может носить перманентный и эпизодичный характер. Постоянный дефицит пропускной способности дорог в решающей степени связан с некорректной конструкцией самих дорог и плохо выверенной организацией дорожного движения, что подразумевает ошибку системного плана и требует на свою ликвидацию больших временных и материальных затрат.

В списке случайных факторов, вызывающих снижение пропускной способности автомобильных дорог, кроме погодных условий и ремонта дорожного полотна, необходимо особо отметить дорожно-транспортные инциденты (ДТИ) и происшествия (ДТП), вероятность возникновения которых в разы превышает возможность появления других факторов.

В соответствии с ГОСТ Р ИСО 39001, ДТИ – это случай, вызванный нарушением составляющей системы дорожного движения и включающий в себя все события, начиная от неправильной парковки, заканчивая гибелью людей. ДТП – случай, являющийся определенным сегментом в структуре ДТИ и вызвавший гибель, ранение или телесное повреждение участников дорожного движения, поэтому на его регистрацию и ликвидацию должны выезжать исключительно сотрудники ГИБДД в отличии от простого инцидента, где его участники могут самостоятельно разобраться в сложившейся ситуации [9]. Таким образом, огромное количество дорожных инцидентов, являющихся факторами, вызывающими снижение пропускной способности автомобильных дорог, оказывается вне поля зрения ГИБДД, что значительно снижает оперативность ликвидации последствий аварии.

Данную ситуацию, по мнению авторов, могли бы отрегулировать службы аварийных комиссаров (АК), которые на сегодняшний день являются связующим звеном между ГИБДД, страховыми компаниями и автовладельцами и одним из необходимых элементов в структуре обеспечения безопасности дорожного движения [4]. Именно от их оперативного вмешательства в процесс ликвидации последствий ДТИ [3] в значительной степени уменьшает-

ся риск возникновения заторов на проезжей части. К тому же, как показали исследования [6], это не единственные достоинства использования служб АК в обеспечении безопасности дорожного движения на городском уровне.

Однако, как и любой процесс, услуги АК требуют постоянного улучшения и совершенствования, что невозможно без тщательного анализа и выявления обоснованных свидетельств, которые в соответствии с принципами менеджмента качества [2], необходимы для принятия решений по улучшению результатов деятельности АК.

В практике анализа производственных и технологических процессов широкое распространение получили статистические методы управления качеством, которые впервые были представлены членом Японского союза ученых и инженеров К. Исикава в 1979 году [7]. Авторы сочли целесообразным воспользоваться некоторыми из так называемых «семи простых инструментов контроля качества» [11] для анализа деятельности служб аварийных комиссаров. В частности, в качестве основного показателя статистического анализа услуг АК было выбрано время – как основной показатель качества этих услуг [3].

Источниками статистической информации выступили:

– копии заполненных бланков Европейского протокола;

– официальная статистика ГИБДД по совершению ДТИ за последние три года;

– результаты собственных натурных экспериментов.

Разработанная процессная модель услуг АК [5] позволила выделить нескольких временных отрезков, характеризующих определенный этап оказания услуги, и проанализировать их с помощью диаграммы Парето [8, 10], приведенной на рисунке 1.

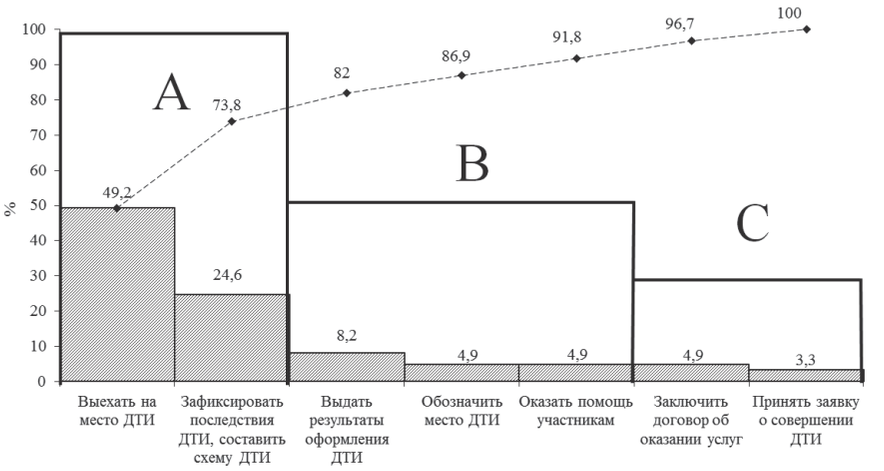

Рисунок 1. Диаграмма Парето времени оказания услуг аварийными комиссарами

Диаграмма позволяет визуализировать наиболее затратные по времени подпроцессы «Выехать на место ДТИ» и «Зафиксировать последствия ДТИ, составит схему ДТИ» и выделить их в группу факторов «А», оптимизация которых принесет наиболее эффективный результат в работе по улучшению временного показателя качества услуг АК. Второй по значимости задачей по сокращению времени оказания услуг будет уменьшение временных границ на этапах, объединённых в группу «В». В последнюю очередь, в соответствии с принципами Парето, необходимо проектировать мероприятия для этапов, включенных в группу «С», так как мероприятия по их совершенствованию дают наименьший эффект.

Для наиболее полного учета всех факторов, влияющих на оперативность оказания услуг АК, была разработана причинно-следственная диаграмма (диаграмма Исикавы) [7], которая позволила обобщить в себе всю имеющуюся у авторов информацию об условиях, прямо или косвенно оказывающих влияние на ключевой параметр процесса фиксации и регистрации последствий ДТИ – время (рисунок 2).

При помощи методики экспертных оценок с привлечением сотрудников служб АК, ГИБДД и специалистов в области транспортных процессов были определены коэффициенты весомости для каждой из шести категорий и составляющих их факторов в следующих пропорциях, как показано на рисунке 2.

Полученные коэффициенты весомости показывают, что эксперты наибольшее предпочтение по степени влияния факторов на время оказания услуг АК отдают категории «Человек». Это суждение является вполне логичным, так как являясь одним из главных показателей качества любого вида услуг, время их оказания складывается из операций и подпроцессов, выполняемых именно исполнителями этих услуг. Таким образом, чем выше уровень квалификации исполнителя, тем более выверенными и эффективными становятся его действия по достижению запланированного результата.

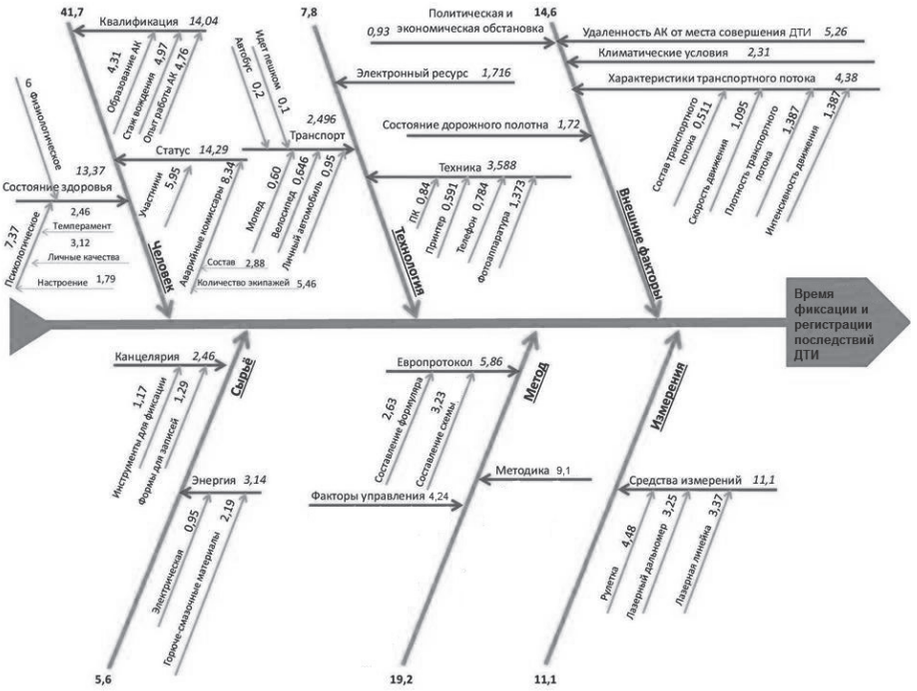

Рисунок 2. Диаграмма Исикавы времени фиксации и регистрации последствий ДТИ

Следующей по важности является категория «Метод», самой весомой «костью» которой (рисунок 2) является методика фиксации и регистрации последствий ДТИ. Естественно, что она косвенно связана с исполнителями услуг и их соблюдением регламента выполнения работ, однако на сегодняшний день не существует единой стандартизованной методики по наиболее рациональному и оперативному оформлению ДТИ, что в свою очередь приводит к разнообразию подходов к выполнению как самих этапов фиксации и регистрации последствий ДТИ, так и к их последовательности.

Однако не всегда время оказания услуг АК зависит только от уровня профессионализма комиссара и его знания процедуры оформления аварии, что демонстрирует третья по степени влияния категория «Внешние факторы» (рисунок 2). При этом входящие в данную категорию факторы можно условно разделить на две группы: факторы, которые несложно поддаются статистическому прогнозированию (удаленность АК от места ДТИ, характеристики транспортного потока и так далее) и условия (экономическая обстановка, климатические условия, нормативно-правовое поле и так далее), в которых конъюнктурно осуществляют свою деятельность службы АК. Очевидно, что основные усилия по совершенствованию услуг АК необходимо сосредоточить вокруг первой группы факторов.

Следующим этапом статистического анализа услуг АК стало исследование режимов работы этих служб в аспекте числа совершенных ДТИ. Для этого были построены гистограммы распределения количества ДТП в городе Оренбурге по часам суток и по дням недели в период с января по октябрь 2016 года (рисунок 3 и 4 соответственно).

Гистограмма на рисунке 3 демонстрирует пиковые значение количества ДТП, приходящиеся на пятницу и субботу, что позволяет сделать следующий вывод: количество экипажей АК в эти дни должны быть пропорционально больше чем в другие дни недели.

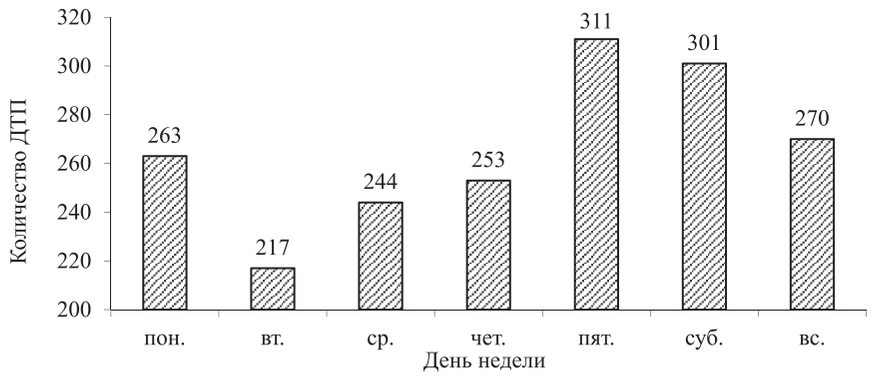

Рисунок 3. Гистограмма количества ДТП в Оренбургской области по дням недели

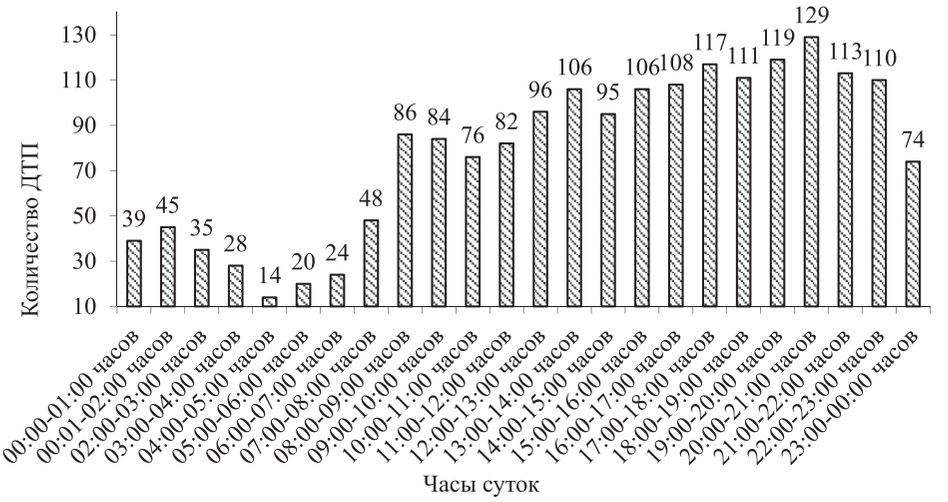

Рисунок 4. Гистограмма количества ДТП в Оренбургской области по часам суток

Похожая картина наблюдается при анализе гистограммы, приведенной на рисунке 4. Значительный рост количества ДТП приходится на вторую половину суток, причем пиковые значения количества ДТП распределены в интервалах времени с 18:00 до 23:00 часов, когда большинство служб аварийных комиссаров уже не работают. Это дает повод к соответствующему пересмотру режимов работы АК, которые на сегодняшний день не соответствуют распределению во времени объема потребностей в услугах по фиксации и регистрации последствий ДТИ.

Полученные результаты статистического анализа процесса оказания услуг АК позволяют сделать определенные выводы, которые могут быть использованы при оптимизации работы служб аварийных комиссаров и повышении эффективности оказываемых ими услуг по оформлению последствий ДТИ.

1. Самым трудоемким этапом в процессе оказания услуг АК является прибытие аваркомов к месту совершения ДТИ. Сокращение этого времени авторами представляется возможным при помощи разработки модели оптимального размещения экипажей АК по городской территории с учетом плотности распределения ДТИ.

2. Вторым по трудоемкости этапом является процедура регистрации ДТИ и оформления пакета документов для страховых компаний и службы ГИБДД. В работах [4, 5, 6,] уже были предприняты попытки по оптимизации процесса оформления и регистрации места совершения ДТП, позволяющие минимизировать временные затраты при помощи использования типовых бланков. Однако остается открытым вопрос с обоснованием последовательности определенных этапов оформления ДТИ, поскольку операцию по ликвидации последствий ДТИ аварийные комиссары либо не рассматривают, как свои функциональные обязанности, либо организуют после составления и оформления всех документов.

3. Режим работы и количество экипажей АК, находящихся единовременно на дежурстве, целесообразно устанавливать в соответствии с постоянным мониторингом тенденций изменения количества ДТИ в зависимости от времени суток, дней недели и времени года.

4. Уровень профессионализма и квалификация специалистов службы АК зачастую не удовлетворяют требованиям, которым должны соответствовать специалисты, участвующие в обеспечении одной из составляющих безопасности дорожного движения. При этом следует оговориться, что на сегодняшний день таких требований к персоналу служб АК не существует. Для повышения уровня доверия со стороны участников дорожного движения ко всему институту аварийных комиссаров и формирования необходимых компетенций у специалистов АК необходимы разработка и внедрение добровольной системы сертификации служб аварийных комиссаров как минимум на региональном уровне.

Литература

1. Барабанова, О.А. Семь инструментов контроля качества / О.А. Барабанова, В.А. Васильев, С.А. Одиноков. – Москва: МАТИ, 2002. – 93 с.

2. Володина, Н.Л. Процессный подход в системе менеджмента качества / Н.Л. Володина // Организатор производства. – 2016. – № 1 (68). – С. 95–100.

3. Воробьев, А.Л. Время как основной показатель качества услуг аварийных комиссаров / А.Л. Воробьев, И.В. Колчина, В.А. Лукоянов // Инновации и наукоемкие технологии в образовании и экономике: материалы I международной науч.-метод. конф. – Уфа: РИЦ БашГУ. – 2014. – С. 101–104.

4. Воробьев, А.Л. О необходимости нормативно-правового регулирования деятельности служб аварийных комиссаров / А.Л. Воробьев, И.В. Колчина // Проектирование и управление автомобильными дорогами: реформирование учебных программ в Российской Федерации: материалы международной науч.-практ. конф. – Оренбург: ООО «ИПК Университет», 2014. – С. 40–41.

5. Воробьев, А.Л. Оптимизация процесса оказания услуг аварийными комиссарами методом стандартизации на основе анализа процессной модели / А.Л. Воробьев, В.А. Лукоянов, И.В. Колчина // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2015. – № 4. – С. 18–23.

6. Воробьев, А.Л. Оценка эффективности процесса оформления дорожно-транспортного происшествия методом SWOT-анализа / А.Л. Воробьев, В.И. Рассоха, В.А. Лукоянов // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2016. – № 7. – С. 112–116.

7. Кумэ, Х. Статистические методы повышения качества / Х. Кумэ. – Москва: Финансы и статистика, 1989. – 301 с.

8. Леонов, О.А Использование диаграммы Парето при расчете внешних потерь от брака / Леонов О.А., Темасова Г.Н. // Вестник Федерального государственного образовательного учреждения высшего профессионального образования Московский государственный агроинженерный университет им. В.П. Горячкина. – 2004. – № 5. – С. 81–82.

9. Новикова, М.В Оформление страхового случая без участия сотрудников ГИБДД / М.В. Новикова // Научная палитра. – 2016. – № 2 (12). – С. 29.

10. Петрова, Е.И Современные методы управления качеством / Е.И. Петрова // Научный альманах. – 2015. – № 8 (10). – С. 864–868.

11. Сидорова, А.И. Применения статистических методов анализа и контроля качества при управлении технологическими процессами в производственных условиях / А.И. Сидорова, А.Н. Егорова // Актуальные направления научных исследований XXI века: теория и практика. – 2015. – № 7–2 (18–2). – С. 461–464.

12. Фролов, В.С. Стандартизация условных обозначений на схеме места совершения дорожно-транспортного происшествия / В.С. Фролов, А.Л. Воробьев, И.В. Колчина // Прогрессивные технологии в транспортных системах: сборник статей XII Международной научно-практической конференции, посвященной 60-летию Оренбургского государственного университета. – Оренбург: ОГУ, 2015. – С. 490–494.

УДК 311.519.23

Н.С. Еремеева, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: er78aleks@mail.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ДИНАМИКИ ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН НА ПРОДОВОЛЬСТВЕННЫЕ ТОВАРЫ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

В связи с переходом к рыночным отношениям в экономических процессах произошли изменения значения цены. Возникли новые подходы к изучению ценообразования, изменились принципы его регулирования. В современных экономических условиях цена становится ведущей рыночной категорией, а также важнейшим индикатором уровня жизни населения. В данной ситуации возрос интерес к статистическому анализу цен на товары и услуги. Статистические показатели, характеризующие изменения цен на рынке потребительских товаров и услуг, становятся наиболее значимыми при решении многих экономических и социальных проблем. Цены стали в равной степени важны и для предприятий и для населения. С точки зрения той или иной семьи цены на товары и услуги в условиях рынка определяют покупательскую способность ее доходов. Большинство важнейших экономических решений принимается под влиянием сложившихся на рынке цен. В связи с этим цель настоящей статьи заключается в статистическом исследовании динамики потребительских цен на продовольственные товары в РФ.

Ключевые слова: *потребительские цены, продовольственные товары, моделирование динамики, колеблемость, прогноз, ARIMA-модели.*

Важнейшим индикатором уровня жизни населения является цена. Она оказывает влияние на объем и структуру потребления, уровень реальных доходов различных социальных групп [1].

Изменение цены влечет за собой значительные последствия, такие как экономические, а также и социальные. Поэтому важное значение как для всего общества в целом, так и для отдельно взятых потребителей является информация о ценах, анализ закономерностей и тенденций их изменений.

Вопросам цены уделено значительное внимание в фундаментальных работах основоположников экономики: А. Смита, К. Маркса, Д. Рикардо, Дж. М. Кейнса, Евдокимовой Л.И. и других, в исследованиях перечисленных авторов выделены общие положения цены как экономической категории.

Экономико-математическое моделирование в области ценообразования в региональной экономике, анализ динамики осуществляется на основе широко известных экономико-математических методов и моделей. Весомый вклад в развитие современного экономического моделирования и анализа внесли авторы: С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян, Я.Р. Магнус, В.П. Боровиков, В.Н. Афанасьев и другие. Статистическим исследованием динамики производства продукции занимались В.Н. Афанасьев, И.П. Бойко, А.Я. Боярский, Е.В. Зарова, О.П. Крастинь, А.И. Манелля, И.С. Пасхавер, А.А. Френкель, Н С Четвериков, М.М. Юзбашев, которые в основном разработали и сформировали методологические положения, создали систему статистических показателей оценки колеблемости и устойчивости уровней и тенденции динамики.

Домашнее хозяйство, как и любой хозяйствующий субъект, интересует не только абсолютные результаты его деятельности, но и относительные. То есть цена на какой–либо продовольственный товар, приобретаемый домашним хозяйством, имеет значение не только как некая сумма денег, с которой придется расстаться, но и с точки зрения того, как она соотносится с ценами других предлагаемых товаров, а также какую долю она занимает в общих расходах потребления домохозяйств [9].

Введем условные обозначения.

Средние потребительские цены на отдельные виды продовольственных товаров (на конец года, рублей за кг, в масштабе цен соответствующих лет):

x_1 – говядину;

x_2 – свинину;

x_3 – кур охлажденных и мороженых;

x_4 – рыбу мороженую неразделанную;

x_5 – подсолнечное масло;

x_6 – молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5-3,2 % жирности, за л;

x_7 – яйца куриные, за 10 шт;

x_8 – хлеб и булочные изделия из пшеничной муки высшего сорта;

x_9 – картофель;

x_{10} – водку крепостью 40% об. спирта и выше, за л.

Анализ показателей потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров производится путем построения динамических рядов и исчисления показателей динамики [2].

Характерной чертой временных рядов потребительских цен на продовольственные товары за 2000–2015 годы является увеличение их уровней по отношению к 2000 году.

При этом в среднем за анализируемый период цена на говядину составляла 163,92 р., на свинину 162,76 р., при этом она увеличилась в среднем за год на 14,64 р. или на 11,57 %, а на свинину на 10,8 %.

Средние показатели динамики на продовольственные товары показывают, что за 2000–2014 годы в РФ цены на кур выросли на 7,08 %, на рыбу – 9,2 %, на подсолнечное масло – 8,43 %, на молоко – 10,57 %, на яйцо куриное – 8,81 % и на хлеб и хлебобулочные изделия – 11,05 %.

Наибольшее увеличение цен за последние 16 лет наблюдалось на картофель – 11,53 % и на водку – 13,3 %.

На следующем этапе анализа проведем аналитическое выравнивание средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2015 годы. Результаты аналитического выравнивания временного ряда средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2015 годы по основным видам кривых роста, а также рассчитанные значения выбранных критериев точности модели представлены в таблице 1.

Таблица 1. Результаты аналитического выравнивания средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2015 годы

Показатели	Уравнение тренда	$\lvert\bar{\delta}\rvert$,%
x_1	$\hat{x}_{1t} = 0,405 \cdot t^2 + 10,2 \cdot t + 39,37$	5,67
x_2	$\hat{x}_{2t} = -0,009 \cdot t^2 + 14,338 \cdot t + 41,8$	5,91
x_3	$\hat{x}_{3t} = -0,002 \cdot t^2 + 5,489 \cdot t + 44,58$	4,36
x_4	$\hat{x}_{4t} = 0,233 \cdot t^2 + 1,898 \cdot t + 31,91$	3,42
x_5	$\hat{x}_{5t} = -0,068 \cdot t^2 + 3,479 \cdot t + 22,26$	9,61
x_6	$\hat{x}_{6t} = 0,072 \cdot t^2 + 1,252 \cdot t + 8,03$	5,60
x_7	$\hat{x}_{7t} = 0,139 \cdot t^2 + 0,602 \cdot t + 17,46$	6,82
x_8	$\hat{x}_{8t} = 0,087 \cdot t^2 + 2,087 \cdot t + 8,73$	4,36
x_9	$\hat{x}_{9t} = -0,011 \cdot t^2 + 1,457 \cdot t + 3,16$	14,32
x_{10}	$\hat{x}_{10t} = 2,738 \cdot t^2 - 17,774 \cdot t + 130,15$	6,43

Как видно из таблицы 1, все критерии точности модели незначительно отличаются для всех кривых роста, поэтому, руководствуясь правилом выбора более простой модели для описания тенденции динамики средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ, нами выбраны параболические уравнения тренда, также они не противоречат сути изучаемого явления.

Тенденция динамики средней потребительской цены на говядину, рыбу, молоко, яйца, хлеб в РФ описывается параболой, параметры которой свидетельствуют о тенденции к ускоренному росту уровней на 0,81 р., на 0,47 р., на 0,14 р., на 0,28 р. и на 0,17 р. соответственно.

Параметры уравнений средней потребительской цены на свинину, на кур, на подсолнечное масло и на картофель в РФ за 2000–2015 годы (таблица 1) говорят о том, что мы имеем восходящую ветвь с замедляющимся на 0,02 р., на 0,004 р., на 0,136 р. и на 0,022 р. ростом уровней соответственно.

Параметры полученного уравнения средней потребительской цены на водку в РФ за 2000–2015 годы отражают обе ветви параболы, с ускоренным снижением уровней на 5,476 р.

Таблица 2. Показатели колеблемости средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2015 годы

Показатель	Амплитуда колебаний	Среднее линейное отклонение	СКО	Коэффициент колеблемости, %
x_1	29,17	7,19	8,96	5,82
x_2	44,54	8,44	11,83	7,61
x_3	23,99	4,10	5,63	6,38
x_4	13,99	2,45	3,44	5,27
x_5	26,49	5,02	6,47	11,80
x_6	5,18	1,26	1,52	6,35
x_7	10,47	2,46	3,07	9,11
x_8	7,44	1,15	1,73	5,31
x_9	16,85	2,26	3,84	27,18
x_{10}	163,76	19,62	37,33	17,49

Колебания уровней временного ряда могут иметь разную форму, разное распределение по времени, разную частоту и амплитуду, для их характеристики нами рассчитаны показатели колеблемости. Результаты расчетов представлены в таблице 2.

Сравнивая значения показателей, представленных в таблице 2, можно сделать вывод, что более устойчивым относительно выбранного уравнения тренда является временной ряд за период 2000–2015 годов по числу средних потребительских цен на говядину, рыбу, хлеб.

В целом для рассматриваемого периода можно сделать вывод о незначительной колеблемости всех средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ (таблица 2).

Для анализируемых временных рядов характерна случайно распределенная во времени колеблемость, о чем свидетельствуют коэффициенты автокорреляции 1-го порядка, не превышающие по абсолютной величине 0,3.

Для прогнозирования временного ряда случайно распределенная во времени колеблемость неблагоприятна, так как в данном прогнозируемом периоде могут наблюдаться как положительные, так и отрицательные отклонения от тренда.

Проверим нулевую гипотезу о случайном различии величин S(t) для временных рядов средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ в выделенных периодах. Для решения задачи о различии двух или более дисперсий (то есть $S(t)^2$) применялся критерий Бартлетта М (таблица 3).

Из таблицы 3 видно, что расчетные значения критерия по числу потребительских цена на кур, рыбу, картофель и водку больше критического, следовательно можно считать, что колеблемость в последние 8 лет (2008–2015 годы) выше, чем в первые 8 лет (2000–2007 годы) изучаемого периода.

Таблица 3. Расчет «М» – критерия Бартлетта для средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2014 годы

Показатель	Средняя арифметическая дисперсия	Средняя геометрическая дисперсия	Критерий Бартлетта «М»	Средняя ошибка критерия Бартлетта «С»	М/С
x_1	79,99	76,07	0,76	1,07	0,71
x_2	146,81	117,02	3,40	1,07	3,19
x_3	34,17	21,44	6,99	1,07	6,55
x_4	12,80	5,71	12,11	1,07	11,35
x_5	41,91	41,34	0,20	1,07	0,19
x_6	2,48	2,37	0,68	1,07	0,64
x_7	10,13	8,73	2,23	1,07	2,09
x_8	2,81	2,68	0,70	1,07	0,66
x_9	15,95	6,08	14,46	1,07	13,55
x_{10}	1515,44	124,66	37,47	1,07	35,11
χ^2 (0,05;1)=3,84					

Для показателей потребительских цен на говядину, свинину, подсолнечное масло, молоко, яйцо и хлеб значение критерия значительно меньше критического, следовательно можно считать, что колеблемость в выделенных периодах отличается несущественно.

Основные инфляционные риски превышения данного прогноза остаются высокими, это можно связать с возможным дальнейшим ослаблением рубля при его волатильной динамике. На этом фоне повышается вероятность снижения предложения и сохранения разбалансированности рынков, что будет оказывать давление на рост цен.

Результаты экстраполяции выявленной тенденции в динамике средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров на 2016–2018 годы представлены в таблице 4.

С вероятностью 95 % доверительные границы прогноза средних потребительских цен на говядину (кроме бескостного мяса) по Российской Федерации, при условии сохранения до 2016 года выявленной тенденции, составят от 280 до 318 рублей за кг, в 2017 году – от 302 до 340 рублей за кг, а в 2018 году – от 324 до 362 рублей за кг.

При условии сохранения выявленной тенденции доверительные границы прогноза средних потребительских цен на свинину (кроме бескостного мяса) по Российской Федерации с вероятностью 95 % в 2016 году составят от 241,9 рублей за кг до 291,7 рублей за кг, в 2017 году – от 255,4 до 305,2 рублей за кг, а в 2018 году – от 268,8 до 318,6 рублей за кг.

Также прогнозируется рост средних потребительских цен по Российской Федерации на кур охлажденных и мороженых (от 118,6 рублей за кг в 2016 году до 152,4 рублей за кг в 2018 году), рыбу мороженую неразделанную (от 101,8 рублей за кг в 2016 году до 128,6 рублей за кг), подсолнечное масло (от 71,8 рублей за литр в 2016 году до 105 рублей за литр в 2018 году), молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5–3,2 % жирности (от 42,5 рублей за литр в 2016 году до 55,9 рублей за

Таблица 4. Экстраполяция тенденции динамики средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ

Показатель	2016 г.			2017 г.			2018 г.		
	точечный	нижняя	верхняя	точечный	нижняя	верхняя	точечный	нижняя	верхняя
x_1	299,3	280,4	318,1	321,0	302,1	339,8	343,3	324,4	362,1
x_2	266,8	241,9	291,7	280,3	255,4	305,2	293,7	268,8	318,6
x_3	130,5	118,6	142,3	135,5	123,7	147,4	140,5	128,7	152,4
x_4	109,1	101,8	116,3	115,1	107,9	122,4	121,3	114,1	128,6
x_5	85,4	71,8	99,1	88,5	74,9	102,1	91,4	77,8	105,0
x_6	45,7	42,5	48,9	49,1	45,9	52,3	52,7	49,5	55,9
x_7	61,9	55,4	68,3	67,3	60,9	73,8	73,3	66,8	79,7
x_8	64,3	60,6	67,9	69,2	65,6	72,9	74,3	70,6	77,9
x_9	28,9	20,8	37,0	32,1	24,0	40,2	35,6	27,5	43,7
x_{10}	478,2	399,4	557,0	538,3	459,5	617,1	606,0	527,2	684,8

литр в 2018 году), яйца куриные (от 55,4 рублей за 10 шт. в 2016 году до 79,7 рублей за 10 шт.), хлеб и булочные изделия из пшеничной муки высшего сорта (от 60,6 рублей за кг в 2016 году до 77,9 рублей за кг), картофель (от 20,8 рублей за кг в 2016 году до 43,7 рублей за кг) и водку крепостью 40 % об. спирта и выше (от 399,4 рублей за литр в 2016 году до 684,8 рублей за литр в 2018 году).

Уровни временных рядов средних потребительских цен в какой-то степени будут зависеть от развития процесса в прошлые моменты времени. Таким образом, для их прогнозирования целесообразно применить авторегрессионные модели [2].

Для описания анализируемых временных рядов в случае их нестационарности используем модель авторегрессии – проинтегрированного скользящего среднего ARIMA (p,d,q) (модель Бокса-Дженкинса).

Результаты оценивания параметров ARIMA-модели для временного ряда средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ за 2000–2015 годы говорят о том, что только один временной ряд хорошо аппроксимируется моделью скользящего среднего первого порядка (x_7), для всех остальных временных рядов подобраны ARIMA-модели первого и второго порядков. Оценки параметров полученных моделей статистически значимы, остатки независимы друг от друга, имеют нормальный закон распределения, следовательно модели можно применять для прогнозирования средних потребительских цен на продовольственные товары.

Прогноз средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров по РФ на 2016–2018 годы по полученным моделям представлен в таблице 5. Как видно, в прогнозируемом периоде, с учетом предысториии ряда, ожидается рост показателей.

Таблица 5. Результаты прогнозирования средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ по ARIMA-модели на 2016–2018 годы

Показатель	2016 г.			2017 г.			2018 г.		
	точечный	нижняя	верхняя	точечный	нижняя	верхняя	точечный	нижняя	верхняя
x_1	292,7	261,7	323,6	-	-	-	-	-	-
x_2	292,0	258,2	325,7	311,6	263,4	359,7	331,2	271,7	390,7
x_3	125,9	110,6	141,3	155,0	133,3	176,7	144,8	107,2	182,4
x_4	126,8	115,5	138,1	140,0	116,6	163,3	150,7	114,3	187,1
x_5	82,4	63,8	100,9	86,6	58,6	114,6	90,9	54,5	127,2
x_6	46,1	41,8	50,4	48,4	42,1	54,7	50,7	42,7	58,7
x_7	28,5	-9,7	66,7	-	-	-	-	-	-
x_8	61,4	56,2	66,6	63,3	52,9	73,7	64,7	49,0	80,4
x_9	32,6	17,5	47,7	36,9	11,8	61,9	42,2	1,8	82,7
x_{10}	707,1	676,4	737,8	867,1	785,3	948,9	1027,1	881,1	1173,2

Вместе с тем, хотелось бы отметить широкие доверительные границы для показателя x_9 (средние потребительские цены на картофель) и x_5 (средние потребительские цены на подсолнечное масло), а также снижение прогнозного значения в 2018 году по сравнению с 2017 годом для показателя x_3 (средние потребительские цены на кур охлажденных и мороженых) (таблица 5).

Можно заметить, что в 2017 году опережающими темпами продолжат расти цены на продовольственные товары. Основной рост цен на товары будет приходиться на первое полугодие 2017 года.

Анализ прогноза средних потребительских цен на отдельные виды продовольственных товаров в РФ по модели Хольта показал, что в 2016 году прогнозируется рост на 1–5 % относительно уровня 2015 года средних потребительских цен на говядину, хлеб и булочные изделия из пшеничной муки высшего сорта, молоко питьевое цельное пастеризованное 2,5–3,2 % жирности и яйца куриные; на 23 % средних потребительских цен на водку крепостью 40 % об. спирта и выше, снижение на 3–6 % цен на свинину (кроме бескостного мяса), кур охлажденных и мороженых, рыбу мороженую неразделанную и картофель. В 2019 году прогнозируется наибольший рост средних потребительских цен на водку крепостью 40 % об. спирта и выше – в 2,2 раза относительно уровня 2014 года, на 10– 20 % прогнозируется рост цен свинину (кроме бескостного мяса), кур охлажденных и мороженых, рыбу мороженую неразделанную и картофель. На прочие рассматриваемые продовольственные товары цены к 2019 году увеличатся на 23–30 % относительно уровня 2015 года.

Данные факторы оказывают влияние на увеличение цен продовольственных продуктов, в первую очередь, социально значимых, низко эластичных к спросу, в результате этого динамика цен будет опережать инфляцию. Можно заметь, что в первом полугодии ежемесячная динамика продовольственной инфляции начнет замедляться в связи усилением спросовых ограничений при снижении покупательной способности населения. Во втором полугодии рост цен на продукты существенно снизится, особенно с началом массированного поступления продукции нового урожая и увеличения предложения более дешевой отечественной продукции вследствие импортозамещения.

В заключении хочется отметить, что статистический анализ цен на товары и услуги в домашних хозяйствах был и остается весьма актуальным исследованием. Выявление взаимосвязей между потреблением в домашних хозяйствах товаров и услуг и ростом цен, тенденций, закономерностей, структуры и динамики уровня индексов цен крайне необходимо. Особенно сейчас, когда важнейшей задачей современного этапа социально-экономического развития России становится формирование сильной, ориентированной на интересы граждан социальной политики, направленной на создание условий, обеспечивающих достойное и полноценной развитие человека.

Литература

1. Афанасьев, В.Н. Развитие системы методов статистического исследования временных рядов / В.Н. Афанасьев // Вестник НГУЭУ. – 2012. – № 1. – С. 10–29.

2. Афанасьев, В.Н. К методологии статистического исследования временных рядов / В.Н. Афанасьев, В.В. Любчич // Экономика, статистика и информатика. Вестник УМО. – 2010. – № 5. – С. 9–21.

3. Афанасьев, В.Н. Развитие методологии статистического анализа продовольственной безопасности / В.Н. Афанасьев // Вопросы статистики. – 2015. – № 3. – С. 17–26.

4. Афанасьев, В.Н. Синхронность и асинхронность колебаний производства продукции как признак выбора партнера по рынку продовольствия / В.Н. Афанасьев, В.П. Ковалевский // Финансы и бизнес. – 2009. – № 1. – С. 108–117.

5. Буреш, О.В. Статистические особенности исследования цен на рынке хлебобулочной продукции / О.В. Буреш, Л.Р. Давлетшина // Экономические науки. – 2010. – № 3. – С. 113–115.

6. Евдокимова, Л. И. Структуризация терминологических значений видов цен в создании современной экономики России / Л.И. Евдокимова // Экономические науки. – 2009. – № 10. – С. 291–292.

7. Евдокимова, Л.И. Проблемы формирования системы цен России и задачи классификации видов и разновидностей цен / Л.И. Евдокимова // Экономические науки. – 2009. – № 9. – С. 152–154.

8. Еремеева, Н.С. Статистический анализ динамики и прогнозирования индекса потребительских цен в Российской Федерации / Н.С. Еремеева // Наука и образование: фундаментальные основы, технологии, инновации: сборник материалов Международной научной конференции, посвященной 60-летию Оренбургского государственного университета. – Оренбург: ООО ИПК «Университет», 2015. – С. 146–150.

9. Леушина, Т.В. Статистический анализ динамики потребительских цен на основные продукты питания в Тюменской области / Т.В. Леушина // Перспектива. – 2004. – № 4. – С. 163–168.

10. Никоноров, В.М. Импортозамещение в торговле продовольственными товарами РФ / В.М. Никоноров // Российское предпринимательство. – 2016. – № 6. – С. 775–786.

УДК 336.27: 311.175

А.Ю. Колодяжная, старший преподаватель кафедры финансов и кредита, Оренбургский филиал ФГБОУ ВО «РЭУ им. Г.В. Плеханова»
e-mail: kolodyazhnaya_89@mail.ru

ИССЛЕДОВАНИЕ ДИНАМИЧЕСКИХ ПОДВИЖЕК В СТРУКТУРЕ ГОСУДАРСТВЕННОГО ДОЛГА СУБЪЕКТОВ РФ

Регулярно возникающие финансовые кризисы оказывают негативное влияние на экономическое состояние регионов России, в результате многие из них не могут самостоятельно бороться с последствиями, используя лишь внутренние ресурсы, и вынуждены прибегать к заимствованию, отсюда следует цель написания статьи, которая заключается в измерении изменений в структуре государственного долга субъектов Российской Федерации. Для достижения поставленной цели использовались следующие методы: табличный и графический, а также описательные статистики. В качестве основных результатов можно назвать следующие: наблюдается рост государственного долга субъектов федерации; наибольшую долю госдолга занимают бюджетные кредиты и кредиты коммерческих организаций; лидерами по уровню государственного долга являются Центральный и Приволжский Федеральный округа; проблема невозврата долга не стоит остро, так как во всех субъектах наблюдается превышение доходов над объемом госдолга. Считаем, что направлениями дальнейшего исследования разрабатываемой темы, с позиции статистической науки, является выявление и измерение влияния социально-экономических факторов на государственный долг субъектов федерации.

Ключевые слова: *государственный долг, консолидированный бюджет, структура, динамика, дефицит, экономическая безопасность.*

В условиях нестабильной экономики на первый план выходят вопросы, связанные с обеспечением экономической безопасности регионов. В этом направлении главенствующую роль играет федеральный бюджет, который обеспечивает финансовую поддержку субъектов в кризисных ситуациях. Но в последнее десятилетие сформировалась негативная тенденция роста государственного долга регионов, что в конечном итоге может привести к печальным последствиям и стать причиной внутригосударственного кризиса.

Обобщая вышесказанное, можно сформулировать цель написания научной статьи, которая заключается в количественном измерении изменений в структуре государственного долга субъектов Российской Федерации, с привлечением статистического инструментария.

Стоит отметить, что изучением тенденций изменения величины государственного долга занимались такие ученые, как Александрова О.Г. [1], Владыка М.В. [3], Терентьев А.Л. [12]. Управление госдолгом нашло отражение в статьях: Казаковцевой М.В [6], Медведевой И.А. [10], Хухия Р.А. [13]. Региональный аспект рассматривался такими учеными, как Солдаткин С.Н. [11], Матвеев Д.М. [9], Ермакова Е.А. [5], Башлыкова А.С. [2]. Большое количество научных статей, посвященных выделенной тематике, указывает на актуальность выбранной темы исследования.

Прежде чем непосредственно перейти к результатам проведенного исследования, стоит указать источники информации, на основе которых оно базировалось, это, прежде всего, раздел «Финансы» статистических ежегодников «Российский статистический ежегодник» и «Регионы России. Социально-экономические показатели», а также раздел «Государственный долг» официального сайта Минфина РФ.

Агрегируя данные, представленные в указанных выше источниках, можно рассмотреть проблему государственного долга с нескольких сторон. Во-первых, рассмотреть траекторию движения государственного долга России, для этого наилучшим образом подойдет графический и табличный метод, дескриптивные (описательные) статистики; во-вторых, проанализировать изменения в структуре, при этом государственный долг можно рассмотреть в разрезе элементов и в разрезе федеральных округов (субъектов РФ); в-третьих, выявить и измерить влияние комплекса социально-экономических факторов на вариацию госдолга регионов, для этого планируется использовать корреляционно-регрессионный метод. Стоит отметить, что ввиду лимитированного объема статьи ограничимся раскрытием результатов по первым двум направлениям, а эконометрическое моделирование влияния факторов на государственный долг представим в будущих публикациях.

Обратимся к динамике, представленной на рисунке 1, и проанализируем темп роста уровня государственного долга РФ.

За последние 10 лет объем государственного долга увеличился в 6,4 раза, что указывает на возникновение риска потери экономической безопасности. Этот вывод косвенно подтверждается значительным снижением удельного веса расходов на обслуживание госдолга, так в отчетном году относительно базисного показатель потерял 1,3 процентных пункта.

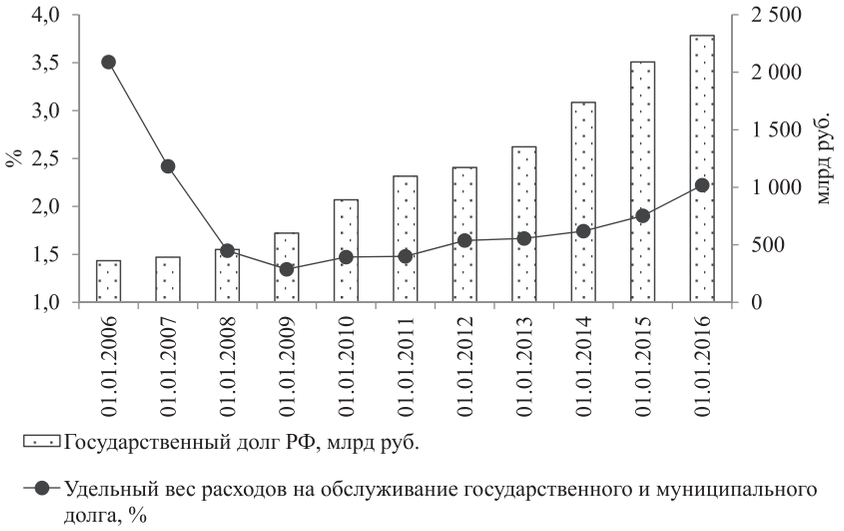

Рисунок 1. Динамика государственного долга субъектов РФ и удельного веса расходов консолидированного бюджета на обслуживание госдолга

Причиной роста показателя является трудная экономическая ситуация в стране, напрямую связанная с кризисами 2008 года и 2014 года.

Далее обратимся к рисунку 2, на котором представлена структура госдолга в разрезе видов обязательств. Так, в 2005 году и 2010 году наибольшим удельным весом обладает категория «государственные ценные бумаги субъектов РФ» (более 35 %), но в отчетном периоде позиция была потеряна и на первый план выходят бюджетные кредиты (около 35 %) и кредиты, полученные от кредитных организаций (более 40 %).

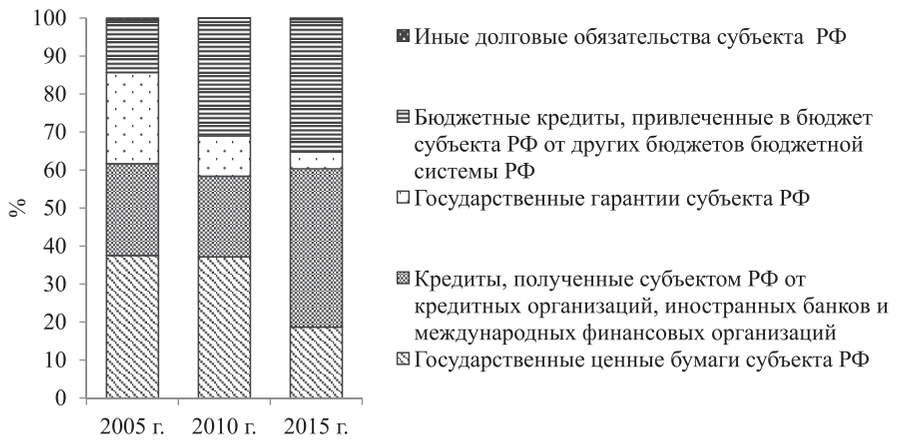

Рисунок 2. Структура государственного долга субъектов Российской Федерации, %

Соответственно наблюдаем изменение источников заимствования, что является следствием отсутствия спроса со стороны бизнеса и населения на государственные ценные бумаги. Эта тенденция присуща всему фондовому рынку и является следствием нестабильности в экономике страны [7, 8].

Самыми крупными заемщиками являются Центральный и Приволжский федеральные округа, соответственно в 2015 году величина их долга составляла 582,9 и 523,7 млрд рублей (таблица 1).

Если первый регион был «лидером» на всем протяжении рассматриваемого периода, то второй сделал значительный «рывок» в конце 2000-х годов, что вызывает определенные опасения за потерю экономической безопасности этого региона. Также быстрыми темпами наращивает свой долг Южный и Уральский ФО, так темп роста в 2015 году относительно 2010 года и в том и другом регионе составил 4,9 раза.

Если обратится к таблице 2, то можно выявить лидирующие субъекты по уровню государственного долга.

Как видим из представленной в таблице 2 информации, состав субъектов практически не меняется в 2010 году и 2015 году, лишь меняются позиции. При этом субъекты, входящие в ТОП10, являются представителями ЦФО и ПФО. Этот факт объясняется значительным количеством населения проживающего в этих регионах и развитой промышленностью, что требует финансовых вливаний.

Таблица 1. Динамика государственного долга субъектов РФ, млрд руб.

Федеральные округа	2005 г.	2010 г.	2015 г.	Коэффициент роста	
				2010 г. к 2005 г.	2015 г. к 2010 г.
Центральный	163,9	576,5	582,9	3,5	1,0
Северо-Западный	26,7	86,0	222,0	3,2	2,6
Южный	15,4	54,6	266,7	3,5	4,9
Северо-Кавказский	5,9	22,2	82,1	3,7	3,7
Приволжский	56,7	210,7	523,7	3,7	2,5
Уральский	16,0	33,4	162,9	2,1	4,9
Сибирский	45,8	76,6	334,8	1,7	4,4
Дальневосточный	37,2	36,0	143,0	1,0	4,0
Итого	361,7	1096,0	2318,6	3,0	2,1

Таблица 2. Рейтинг субъектов РФ по уровню государственного долга

2005 г.	2010 г.	2015 г.
г. Москва	г. Москва	Краснодарский край
Московская область	Московская область	г. Москва
Республика Татарстан	Республика Татарстан	Московская область
Республика Саха (Якутия)	Нижегородская область	Республика Татарстан
Кемеровская область	Самарская область	Красноярский край
Красноярский край	Краснодарский край	Нижегородская область
Хабаровский край	Саратовская область	Свердловская область
г. Санкт-Петербург	Кемеровская область	Самарская область
Новосибирская область	Вологодская область	Кемеровская область
Нижегородская область	Калужская область	Саратовская область

Для оценки наличия угроз потери экономической независимости необходимо рассмотреть вариацию коэффициента покрытия госдолга, для этого объем долга необходимо соотнести с доходами бюджетов региона (таблица 3).

Согласно представленным сведениям, во всех субъектах РФ доходы превышают государственный долг, то есть отсутствуют риски невозврата. При этом в Тюменской области доходы в 132,9 раз превышают задолженность, что объяснимо, так как данный субъект является одним из лидеров в добывающей отрасли.

Таблица 3. Вариация коэффициента покрытия государственного долга субъектов РФ в 2015 году

Субъекты РФ	ТОП10 лучших значений коэффициента покрытия долга	Субъекты РФ	ТОП10 худших значений коэффициента покрытия долга
Тюменская область	132,9	Амурская область	1,7
Алтайский край	39,1	Республика Хакасия	1,7
г.Санкт-Петербург	30,4	Вологодская область	1,7
Ханты-Мансийский автономный округ	19,0	Республика Карелия	1,6
Ненецкий автономный округ	18,5	Краснодарский край	1,6
Владимирская область	15,2	Удмуртская Республика	1,6
Приморский край	13,9	Астраханская область	1,5
Ленинградская область	13,9	Костромская область	1,4
Чеченская Республика	13,3	Смоленская область	1,3
Камчатский край	13,0	Республика Мордовия	1,1

Подводя промежуточный итог оценки структурных подвижек в объеме государственного долга субъектов Российской Федерации, можно сделать ряд выводов: во-первых, наблюдается непрерывный рост государственного долга, при этом в посткризисные периоды происходит ускорение роста; во-вторых, в 2015 году по сравнению с предшествующими периодами наблюдается структурный сдвиг в источниках заимствования и на первый план выходят бюджетные кредиты и кредиты, полученные от кредитных организаций; в-третьих, лидерами по заимствованию являются Центральный и Приволж-

ский Федеральные округа, что объясняется высокой долей населения (более 50 % от общероссийского показателя) и развитой промышленностью; в-четвертых, рассчитанные значения коэффициента покрытия задолженности указывают на тот факт, что все субъекты способны расплатится по долгам, а следовательно отсутствует проблема утраты экономической независимости.

Литература

1. Александрова, О.Г. Оценка тенденций изменения государственного долга субъектов РФ / О.Г. Александрова, Т.А. Захарова // В сборнике: Проблемы устойчивого развития российских регионов материалы. – Чебоксары, 2014. – С. 174–176.

2. Башлыкова, А.С. Структура государственного долга субъектов Российской Федерации / А.С. Башлыкова // Economics. – 2015. – № 8 (9). – С. 55–57.

3. Владыка, М.В. Факторы роста государственного долга региональных субъектов Российской Федерации / М.В. Владыка и др. // Научные ведомости Белгородского государственного университета. Серия: Информатика, прикладная математика и управление. – 2014. – Т. 32. – № 21–1 (192). – С. 53–58.

4. Демидова, С.Е. Долговые проблемы регионов России / С.Е. Демидова // Вестник Псковского государственного университета. Серия: Экономика. Право. Управление. – 2015. – № 2. – С. 81–85.

5. Ермакова, Е.А. Система качественных критериев для оценки эффективности долговой политики субъекта РФ / Е.А. Ермакова // Финансы и кредит. – 2013. – № 46 (574). – С. 27–33.

6. Казаковцева, М.В. Эффективное управление государственным долгом субъекта РФ / М.В. Казаковцева // Вестник Марийского государственного университета. Серия: Сельскохозяйственные науки. Экономические науки. – 2015. – № 3. – С. 60–65.

7. Колодяжная, А.Ю. Государственный долг субъектов российской федерации: динамика, структура, проблемы управления / А.Ю. Колодяжная // В сборнике: Инновационное развитие российской экономики. IX Международная научно-практическая конференция. Российский экономический университет имени Г.В. Плеханова; Российский гуманитарный научный фонд, 2016. – С. 283–286.

8. Левин, В.С. Государственные облигации российской федерации как источник покрытия дефицита бюджета: история и современность / В.С. Левин, А.Ю. Колодяжная // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. – 2015. – № 3 (53). – С. 260–263.

9. Матвеев, Д.М. Современное состояние долговой нагрузки субъектов РФ / Д.М. Матвеев, Г.С. Лещенко // Экономика и бизнес: теория и практика. – 2015. – № 2. – С. 39–43.

10. Медведева, И.А. О методах управления государственным долгом субъектов РФ / И.А. Медведева // Вестник Тверского государственного университета. Серия: Экономика и управление. – 2016. – № 1. – С. 114–120.

11. Солдаткин, С.Н. К вопросу о факторах долгового финансирования российских регионов в среднесрочной перспективе / С.Н. Солдаткин // Известия Иркутской государственной экономической академии. – 2014. – № 1. – С. 52–59.

12. Терентьев, А.Л. Прогнозирование государственного долга субъекта Российской Федерации с использованием регрессионных моделей / А.Л. Терентьев, Е.В. Радковская // В сборнике: Труды уральского государственного экономического университета. – Екатеринбург, 2016. – С. 211–217.

13. Хухия, Р.А. Финансовый менеджмент государственного долга субъекта РФ / Р.А. Хухия // Terra Economicus. – 2009. – Т. 7. – № 2–3. – С. 197–199.

УДК 338.27

Е.М. Крипак, кандидат экономических наук, доцент кафедры математических методов и моделей в экономике, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: kripak_e@mail.ru

В.В. Крипак, магистрант кафедры экономики и организации производства, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: rizerv@gmail.com

В.В. Семенов, магистрант кафедры математических методов и моделей в экономике, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: cdd2503@mail.ru

РАЗРАБОТКА СИСТЕМЫ СБАЛАНСИРОВАННЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ДЛЯ ОЦЕНКИ ЭФФЕКТИВНОСТИ АРХИТЕКТУРЫ ПРЕДПРИЯТИЯ КОММЕРЧЕСКОГО БАНКА

В условиях быстро изменяющейся обстановки на финансовом рынке банкам необходимо находится в условиях постоянного мониторинга и оценки деятельности. Однако большинство применяемых систем и методов для оценки эффективности функционирования предприятия не способны отразить происходящие изменения для оперативного принятия управленческих решений. В связи с этим, целью исследования является построение системы сбалансированных показателей (ССП) на примере коммерческого банка. В работе продемонстрированы возможности реализации ССП с использованием методов нечетких логических моделей для оценки эффективности предприятия. Таким образом, система сбалансированных показателей помогает проследить ход и эффективность реализации выбранной стратегии банка, комплексно отражает все процессы. Динамика построенных показателей позволяет сделать вывод, что все агрегированные и интегральные показатели имеют возможности для роста и банк функционирует эффективно.

Ключевые слова: *архитектура предприятия, система сбалансированных показателей, стратегическая карта, перспективы, показатели эффективности.*

В условиях конкуренции информационные технологии являются одним из основных инструментов для создания конкурентных преимуществ предприятий и позволяют эффективно управлять всеми проектами. Однако на практике ИТ-сфера компании требует существенных материальных затрат, зачастую «оторвана» от других подразделений, не владеет информацией о реальной ситуации на рынке. Это происходит потому, что ни одна новейшая информационная система не может дать необходимый эффект без наличия документированной модели архитектуры предприятия и его бизнес-процессов [1]. Построение архитектуры предприятия позволяет учесть специфические особенности работы всех подразделений компании, обеспечивает целостное представление о деятельности компании в рамках видения и стратегии компании [2].

Казалось бы, если предприятие конкурентоспособно и приносит постоянную прибыль, то нет необходимости вмешиваться в систему его управления. Однако коммерческим банкам, как и другим предприятиям, необходимо контролировать деятельность не только по финансовым показателям. Поэтому организации нуждаются в разработанных методах и процедурах, способствующих повышению эффективности формирования и реализации выбранной стратегии [5]. С этой целью используют систему сбалансированных показателей.

Построение системы сбалансированных показателей представляет собой алгоритм последовательных действий. На первом шаге формулируется миссия компании. Идеи, изложенные в миссии банка, более подробно раскрываются в видении и задачах компании в долгосрочном периоде. В дальнейшем разрабатывается и анализируется стратегия компании в виде набора стратегических целей и причинно-следственных связей между ними. Согласно стратегической карте (рисунок 1) все стратегические цели сгруппированы по четырем перспективам: финансы, клиенты, процессы и персонал [4]. С целью акцентирования внимания на основных стратегиях выделяются стратегические темы или вертикали: доход, в котором стратегические цели направлены на увеличение прибыльности компании; технологии, в рамках которых цели ориентированы на модернизацию и оптимизацию используемых технологий; руководство, которое предназначено для улучшения управления персоналом; инновации, в которых стратегические цели предполагают улучшение и модернизацию деятельности банка. Кроме того стратегии объединены между собой причинно-следственными связями.

Далее проведем подбор ключевых показателей эффективности для оценки достижений, изменений или интенсивности работ по достижению стратегических целей [6] (таблица 1).

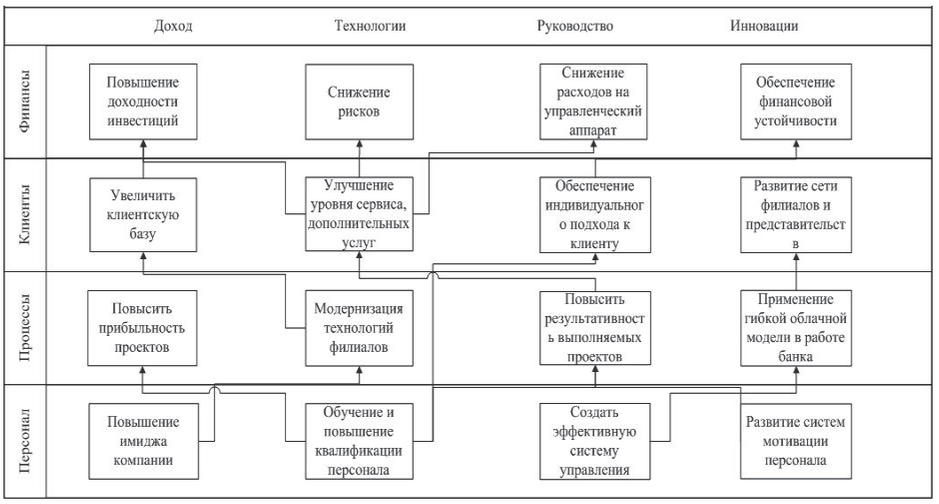

Рисунок 1. Стратегическая карта коммерческого банка

Таблица 1. Система ключевых показателей эффективности для коммерческого банка

Перспектива	Стратегическая цель	Показатель
Финансы	Повышение доходности инвестиций	Коэффициент рентабельности капитала, ROE, %
	Снижение кредитных рисков	Сумма кредитных потерь, млн руб.
	Снижение расходов на управленческий аппарат	Доля затрат на управленческий аппарат, %
	Обеспечение финансовой устойчивости	Коэффициент финансовой устойчивости Коэффициент финансовой независимости
Клиенты	Увеличить клиентскую базу	Количество обслуженных клиентов в месяц, человек
	Улучшение уровня сервиса и дополнительных услуг	Количество рекламаций, единиц Количество видов банковских услуг, единиц
	Обеспечение индивидуального подхода к клиенту	Степень лояльности клиентов, %
	Развитие сети филиалов и представительств	Количество филиалов, единиц
Процессы	Повысить прибыльность проектов	Среднее время выполнения одного проекта, дней
	Модернизация технологий в филиалах и представительствах	Сроки внедрения системы, дней Доля единиц оборудования, подлежащего модернизации, %
	Повысить результативность внедряемых систем	Снижение затрат после внедрения систем, %
	Применение гибкой облачной модели в работе банка	Уровень автоматизации обслуживания физических лиц, % Время проведения расчетных платежей, дней
Персонал	Повышение имиджа компании	Индекс стабильности персонала, % Степень узнаваемости компании, %
	Обучение и повышение квалификации персонала	Доля сотрудников, прошедших программу повышения квалификации, %
	Создать эффективную систему управления	Доля управленческого аппарата в общей численности сотрудников, %
	Развитие системы мотивации	Количество реализуемых социальных программ в компании, единиц

Каждый из анализируемых показателей характеризуется рядом параметров, которые в совокупности формируют «паспорт» показателя. Приведем для примера «паспорт» показателя «Коэффициент рентабельности капитала» (таблица 2).

Таблица 2. Паспорт показателя «Коэффициент рентабельности капитала»

Параметр показателя	Значение параметра
Название показателя	Коэффициент рентабельности капитала (ROE)
Единица измерения	млн рублей
Формула расчета	$ROE = \frac{\text{Прибыль} + \text{Цена приобретения-Цена продажи}}{\text{Цена приобретения}} \cdot 100\%$
Периодичность	Ежегодный
Ответственное лицо	Петров В.А.
Источник	Финансовая отчетность за год
Точность	0,01
Перспектива	Финансы

Проведем классификацию значений показателей по пятиуровневой системе их оценки: «очень низкий уровень показателя», «низкий уровень показателя», «средний уровень показателя», «высокий уровень показателя», «очень высокий уровень показателя».

Так как большинство из значений индикаторов нельзя однозначно отнести к одному из указанных уровней, то целесообразно перейти к аппарату нечетких множеств [8].

Для каждого показателя X_i задаем лингвистическую переменную B_i «Уровень показателя X_i» на следующем терм-множестве значений:

B_{i1} – подмножество «очень низкий уровень показателя X_i»,

B_{i2} – подмножество «низкий уровень показателя X_i»,

B_{i3} – подмножество «средний уровень показателя X_i»,

B_{i4} – подмножество «высокий уровень показателя X_i»,

B_{i5} – подмножество «очень высокий уровень показателя X_i».

Зададим трапециевидные числа для каждого из показателей. В таблице 3 приведен пример для показателя «Коэффициент рентабельности капитала».

Зададим функцию принадлежности для исследуемого показателя (таблица 4).

Проведем распознавание уровней значений исследуемого показателя и внесем результаты в таблицу 5.

Таблица 3. Т-числа для индикатора «Коэффициент рентабельности капитала»

Уровень градации	Т-числа
Очень низкий	(0; 0; 5; 10)
Низкий	(5; 10; 15; 20)
Средний	(15; 20; 30; 40)
Высокий	(30; 40; 50; 60)
Очень высокий	(50; 60; ∞; ∞)

Таблица 4. Функция принадлежности для показателя «Коэффициент рентабельности капитала»

Интервал значений g	Функция принадлежности
$0 \le g \le 5$	1
$5 < g < 10$	$\mu_5 = -1/5g+2$
	$1- \mu_5 = \mu_4$
$10 \le g \le 15$	1
$15 < g < 20$	$\mu_4 = -1/5g+4$
	$1- \mu_4 = \mu_3$
$20 \le g \le 30$	1
$30 < g < 40$	$\mu_3 = -1/10g+4$
	$1- \mu_3 = \mu_2$
$40 \le g \le 50$	1
$50 < g < 60$	$\mu_2=-1/10g+6$
	$1- \mu_2 = \mu_1$
$60 \le g < \infty$	1

Таблица 5. Классификация уровней исследуемого показателя «Коэффициент рентабельности капитала»

Период	Значение {λ}				
	очень низкий	низкий	средний	высокий	очень высокий
1 кв 2013	0	0	1	0	0
2 кв 2013	0	0	1	0	0
3 кв 2013	0	0	0,65	0,35	0
4 кв 2013	0	0	0,80	0,20	0
1 кв 2014	0	0	0,85	0,15	0
2 кв 2014	0	0	0,72	0,28	0
3 кв 2014	0	0	0,65	0,45	0
4 кв 2014	0	0	0,50	0,50	0
1 кв 2015	0	0	0,50	0,50	0
2 кв 2015	0	0	0,49	0,51	0
3 кв 2015	0	0	0,45	0,55	0
4 кв 2015	0	0	0,20	0,80	0
1 кв 2016	0	0	0	1	0
2 кв 2016	0	0	0	1	0

Далее объединим показатели и построим агрегированный показатель, который будет отражать ситуацию в целом по перспективе [8]. Будем искать его в классе нечетких множеств, который имеет несколько уровней градации, для каждого из которых можно дать общие рекомендации к действию.

Пусть лингвистическая переменная E «Состояние перспективы Финансы» имеет пять значений:

E_1 – нечеткое подмножество состояний «предельного благополучия»;

E_2– нечеткое подмножество состояний «относительного благополучия»;

E_3 – нечеткое подмножество состояний «среднего качества»;

E_4 – нечеткое подмножество состояний «неблагополучия»;

E_5 – нечеткое подмножество состояний «предельного неблагополучия».

Ранее перешли от исходных показателей к лингвистическим переменным, которые также имеют 5 уровней классификации. Далее введем набор отдельных показателей $X = \{X_i\}$ общим числом N, которые, по мнению эксперта, с одной стороны, влияют на эффективность функционирования перспективы, а, с другой стороны, оценивают различные аспекты деятельности предприятия.

Построим классификатор текущего значения показателя E как критерий разбиения этого множества на нечеткие подмножества. Этот классификатор является стандартным пятиуровневым классификатором на 0,1-носителе. Узловыми точками в этом классификаторе являются числа $e_j = \{0,1;\ 0,3;\ 0,5;\ 0,7;\ 0,9\}$ как и в классификаторе комплексной оценки состояния компании [10]. Функция принадлежности представлена в таблице 6.

Таблица 6. Классификация агрегированного показателя E

Интервал значений e	Классификация уровня параметра	Степень оценочной уверенности (функция принадлежности)
$0 \le e \le 0,15$	E_5	1
$0,15 < e < 0,25$	E_5	$\mu_5 = 10 \times (0,25 - e)$
	E_4	$1 - \mu_5 = \mu_4$
$0,25 \le e \le 0,35$	E_4	1
$0,35 < e < 0,45$	E_4	$\mu_4 = 10 \times (0,45 - e)$
	E_3	$1 - \mu_4 = \mu_3$
$0,45 \le e \le 0,55$	E_3	1
$0,55 < e < 0,65$	E_3	$\mu_3 = 10 \times (0,65 - e)$
	E_2	$1 - \mu_3 = \mu_2$
$0,65 \le e \le 0,75$	E_2	1
$0,75 < e < 0,85$	E_2	$\mu_2 = 10 \times (0,85 - e)$
	E_1	$1 - \mu_2 = \mu_1$
$0,85 \le e \le 1,0$	E_1	1

Для того чтобы воспользоваться правилом Фишберна, расположим показатели перспективы в порядке убывания их значимости. Показатели по важности располагаются в следующем порядке: «Коэффи-

циент финансовой устойчивости», «Коэффициент финансовой независимости», «Коэффициент рентабельности капитала», «Сумма кредитных потерь», «Доля затрат на управленческий аппарат» [8]. Динамика рассчитанного агрегированного показателя перспективы «Финансы» представлена в таблице 7.

Таблица 7. Фрагмент значений агрегированного показателя перспективы «Финансы» за период с 2015 года по 1–2 квартал 2016 года

Наименование перспективы	2015 год				2016 год	
	1 кв	2 кв	3 кв	4 кв	1 кв	2 кв
Финансы	0,607	0,607	0,608	0,626	0,603	0,608

Агрегированный показатель перспективы «Финансы» повторяет динамику основных финансовых показателей, но в более сглаженном виде. Можно сделать вывод, что перспектива развивается, финансовые показатели предприятия растут. Рост показателя приходится на первый–третий кварталы 2015 года. Затем наблюдается некоторая стабилизация. До 3 квартала 2015 года показатель принимает значение «низкий», затем происходит рост индикатора до уровня «средний». Далее наблюдается некоторое замедление роста показателя в начале 2016 года, что можно связать с нестабильной экономической ситуацией на рынке. График агрегированного показателя перспективы «Финансы» представлен на рисунке 2.

Аналогичным образом строятся агрегированные показатели по перспективам «Клиенты», «Процессы» и «Персонал». Объединяя полученные агрегированные показатели, можем рассчитать интегральный показатель эффективности для предприятия в целом. Значения интегрального показателя представлены в таблице 7.

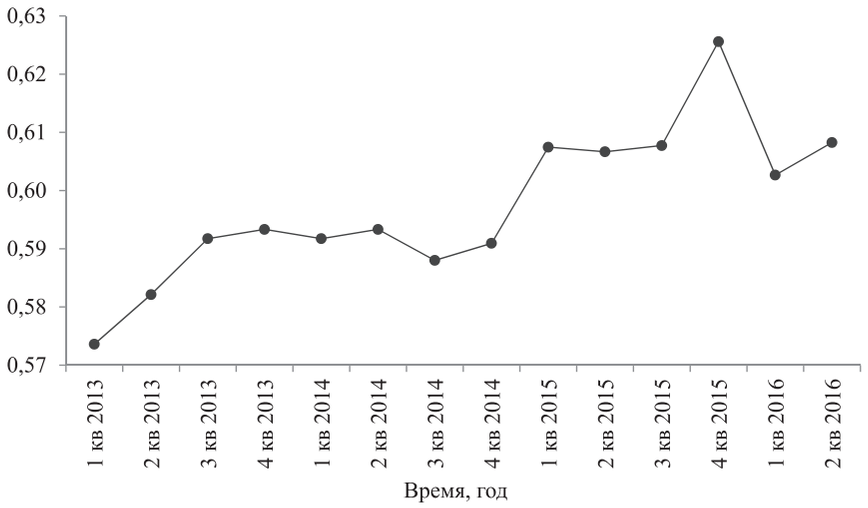

Рисунок 2. Динамика агрегированного показателя для перспективы «Финансы»

Таблица 7. Значения интегрального показателя эффективности коммерческого банка за период с 2013 по 2016 год

2013 год				2014 год				2015 год				2016 год	
1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.	1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.	1 кв.	2 кв.	3 кв.	4 кв.	1 кв.	2 кв.
0,56	0,57	0,57	0,57	0,60	0,60	0,61	0,62	0,64	0,65	0,65	0,66	0,66	0,66

Динамика рассчитанного интегрального показателя эффективности для предприятия представлена на рисунке 3.

На всем промежутке интегральный показатель эффективности коммерческого банка растет, что характеризует деятельность предприятия как эффективную. До 3 квартала 2014 года показатель принимает значение «низкий», затем происходит рост индикатора до уровня «средний», в 1 квартале 2015 года и далее наблюдается некоторая стабилизация показателя.

При анализе деятельности коммерческого банка показаны особенности, которые наилучшим образом исследуются с помощью системы сбалансированных показателей в рамках нечетко-логических моделей.

Построенная система показателей позволила провести анализ степени достижения стратегических целей, оценить эффективность всех сторон деятельности предприятия.

Динамика показателей комплексно отражает все

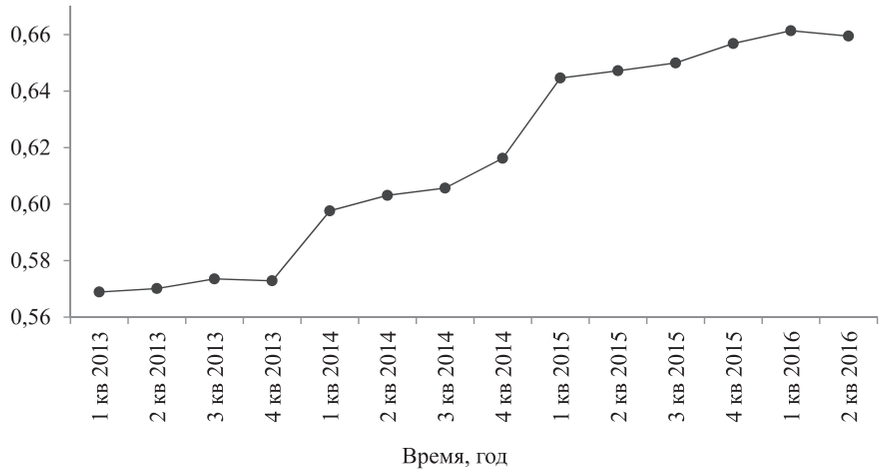

Рисунок 3. Динамика интегрального показателя эффективности деятельности предприятия

процессы, происходящие в деятельности коммерческого банка за исследуемый период. Все агрегированные и интегральные показатели имеют возможности для роста [7]. Таким образом, построенная система сбалансированных показателей может применяться для оценки эффективности архитектуры предприятия некоторое время без существенных доработок. Проведенное исследование, представленное в данной работе, позволит банку более детально взглянуть на деятельность как всей компании целом, так и на деятельность ее подразделений. Это позволит оптимизировать взаимосвязи между подразделениями компании, способствует повышению эффективности формирования и реализации выбранной стратегии и получению максимального результата с минимальными затратами.

Литература

1. Грубич, Т.Ю. Анализ архитектуры предприятия / Т.Ю. Грубич, А.В. Шролик // Политематический сетевой электронный научный журнал Кубанского государственного аграрного университета. – 2014. – № 104. – С. 417–429.

2. Загаштокова, А.А. Сбалансированная система показателей как основа повышения эффективности управления инновационной деятельностью предприятия // Инновационное развитие современной науки. – Уфа, 2015. – С. 103–106.

3. Карлик, Д.А. Модель системы сбалансированных показателей для предприятия, оказывающего услуги населению и относящегося к сфере естественных монополий // Экономические науки. – 2011. – № 4 (77). – С. 149–154.

4. Крипак, Е.М. Методы количественного обоснования этапа целеполагания в процессе разработки стратегии предприятия / Е.М. Крипак / Экономика и предпринимательство. – 2013. – № 7 (36). – С. 441–445.

5. Крипак, Е.М. Управление предприятием: модели, методы и информационные технологии: монография / Е.М. Крипак, Д.В. Домашова, А.Г. Реннер. – Москва: Издательство «Спецкнига», 2012. – 98 с.

6. Михеенко, Ю.В. Сбалансированная система показателей как инструмент повышения эффективности предпринимательской деятельности: автореф. дис. канд. экон. наук: 08.00.05 / Юлия Владимировна Михеенко. – Москва, 2010. – 32 с.

7. Смирнова, Е.В. Эволюция систем планирования предприятий, их модификации и взаимосвязь с развитием экономики / Е.В. Смирнова // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2011. – № 8 (127). – С. 111–121.

8. Шумская, Ю.Г. Система сбалансированных показателей как инструмент стратегического развития предприятия [Электронный ресурс] – Режим доступа: https://sibac.info/studconf/science/ii/27458 / – (дата обращения 10.10.2016).

9. Hawald, S. 2014 Enterprise Architecture: Increasing Business Architecture ROI [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://www.zapthink.com/2014/01/27/2014-enterprise-architecture-increasing-business-architecture-roi-2 / – (дата обращения 10.10.2016).

10. Tribolet, J. The Role of Enterprise Governance and Cartography in Enterprise Engineering. In International Electronic Journal / P. Sousa, A. Caetano // Enterprise Modelling and Information Systems Architectures. Special Issue on A Roadmap for Business Informatics. – 2014. – I. 9. – Vol. 1. – pp. 38–49.

УДК 311.3

Е.В. Лаптева, кандидат экономических наук, старший преподаватель кафедры статистики и экономического анализа, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный аграрный университет»
e-mail: lapa1984@inbox.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ УРОВНЯ ДОХОДОВ НАСЕЛЕНИЯ В РОССИЙСКОЙ ФЕДЕРАЦИИ

Цель: провести анализ и осуществить прогнозирование уровня доходов населения Российской Федерации с помощью статистического инструментария до 2018 года. Методы: в статье представлены результаты комплексного исследования доходов населения за период 2010-2015 годов. Выполнен анализ состава, структуры и динамики доходов населения Российской Федерации; проведена классификация регионов Российской Федерации по уровню доходов населения методом кластерного анализа; проведено прогнозирование до 2018 года по трендовой модели, многофакторной модели и внутри кластеров. Результаты: по результатам проведенной классификации методом кластерного анализа получено три группы регионов Российской Федерации по уровню доходов населения; проведено прогнозирование по уравнению тренда и рассчитаны возможные значения доходов при сохранности имеющейся тенденции на перспективу до 2018 года. Для изучения взаимосвязи доходов, расходов и основных макроэкономических показателей проведен множественный корреляционно-регрессионный анализ и прогнозирование при фиксированном значении факторов. Представлены результаты прогнозирования уровня доходов населения внутри полученных кластеров по уравнениям множественной регрессии. Научная новизна: в статье на основе статистических моделей получены прогнозные значения уровня доходов населения Российской Федерации в целом и по его элементам. Практическая значимость: основные положения и выводы статьи могут быть использованы в научной и педагогической деятельности при рассмотрении вопросов социальной статистики.

Ключевые слова: *доходы населения, динамика, структура, кластерный анализ, тренд, множественный корреляционно-регрессионный анализ, фактор, прогноз.*

Наиболее значимыми направлениями исследования статистики являются: демографическая структура населения, ее динамика и уровень жизни; уровень здоровья населения; культура и образование и так далее. Повышение уровня жизни населения Российской Федерации является одной из приоритетных задач правительства на современном этапе экономического развития страны. Несмотря на тенденцию постоянного увеличения социальных дотаций населению Правительством РФ, все усилия по повышению реального уровня жизни населения практически нивелируются за счет инфляционных процессов. В то же время в рыночных условиях платежеспособность населения является важнейшим фактором развития экономики. Исходя из этого, анализ структуры формирования доходов и их распределения (расходы населения), а также оценка воздействия фаз экономических циклов (подъема, кризиса, депрессии и оживления) на изменение структуры доходов и расходов населения представляют определенный научный интерес [1, 10].

Одним из важнейших показателей является уровень доходов населения. Он определяет финансовые возможности граждан для приобретения товаров и услуг, проведения досуга и удовлетворения потребностей в области образования, здоровья и так далее.

Доход является самым важным показателем в рыночной экономике. Он позволяет оценить возможности как отдельного человека, так и семьи. Политические убеждения человека и степень удовлетворения потребностей человека также определяют доход [5].

Объектом исследования представленной статьи является Российская Федерация; предметом – денежные доходы населения; период исследования 2010–2015 годы.

Денежные доходы населения России всего в 2015 году, по сравнению с 2010 годом, увеличились на 22423571 млн руб. или на 30,0 %. Увеличение роста за анализируемый период наблюдалось в следующих видах доходов: доходы от предпринимательской деятельности увеличились на 1003000 млн руб. или на 16,1 %; оплата труда наемных работников увеличилась на 22355279 млн руб. или на 66,4 %; доходы наемных работников от предприятий и организаций, кроме оплаты труда, увеличились на 81398 млн руб. или на 8,7 %; социальные трансферты увеличились на 3902472 млн руб. или на 29,5 %. Это произошло за счет увеличения пенсий на 2758628 млн руб. или 30,1 %, пособий и социальной помощи на 956868 млн руб. или на 27,6 % и стипендий на 57318 млн руб. или на 54,8 %. Доходы от собственности увеличились на 1481824 млн руб. или 31,6 %. Это произошло за счет увеличения дивидендов на 586039 млн руб. или на 21,2 %, процентов по депозита на 314288 млн руб. или 25,0 % и выплата доходов по государственным и другим ценным бумагам на 687784,3 млн руб. или в 2,78 раза. А также за счет уменьшения предварительной

компенсации по вкладам на 105125 млн руб. или на 77,0 %. Доходы от продажи иностранной валюты увеличились на 200398 млн руб. или 9,8 %. Прочие доходы увеличились на 63227 млн руб. или 50,5 %. Другие доходы сократились на 6664028 млн руб. или на 62,9 % [4].

Проанализируем структуру доходов населения в 2010 году и 2015 году (рисунок 1).

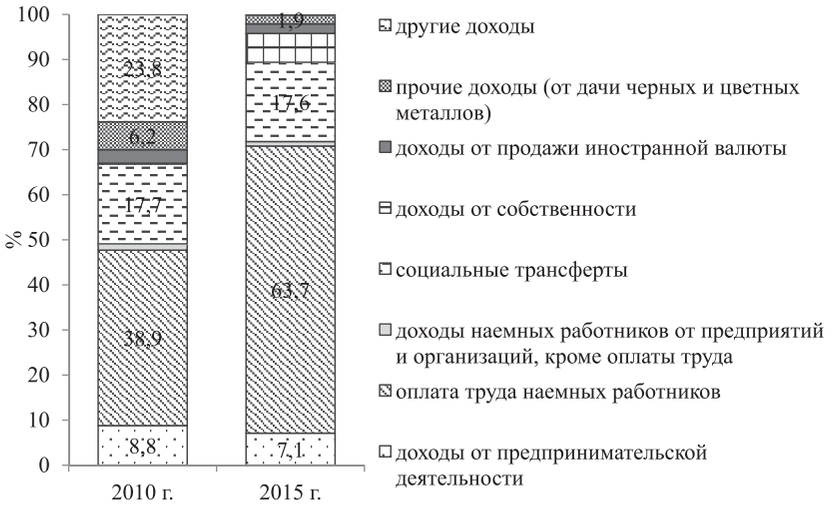

Рисунок 1. Структура доходов населения России в 2010 году и 2015 году

По рисунку 1 видно, что наибольший удельный вес в 2010 году занимает оплата труда наемных работников – 38,9 %, затем другие доходы – 23,8 % и социальные трансферты – 17,7 %. А наименьший удельный вес в структуре доходов имеют доходы от продажи иностранной валюты – 3,0 %, доходы наемных работников от предприятий и организаций – 1,4 % и доходы от собственности – 0,2 %.

Наибольший удельный вес в структуре доходов в 2015 году имеет оплата труда наемных работников – 63,7 %, социальные трансферты – 17,6 %, а также доходы от предпринимательской деятельности – 7,1 % и доходы от собственности – 6,4 %.

А наименьший удельный вес в структуре доходов населения занимают доходы от продажи иностранной валюты – 2,1 %, другие доходы – 1,9 %, доходы наемных работников – 1,0 % и прочие доходы – 0,2 %.

Далее с целью дифференциации регионов Российской Федерации по уровню доходов был проведен кластерный анализ [2, 3]. При проведении кластер-процедуры доходов населения в качестве объектов анализа будут выступать 80 регионов России. В качестве показателей уровня доходов использовались следующие показатели (млн руб.): X1 – доходы от предпринимательской деятельности; X2 – оплата труда; X3 – социальные выплаты; X4 – доходы от собственности; X5 – другие доходы.

В результате проведения кластерного анализа в пакете STATISTICA были получены три кластера, которые характеризуются следующими показателями (таблица 1).

Таблица 1. Характеристика средних значений внутри кластеров регионов РФ по уровню доходов населения

Показатели по группе	1 кластер	2 кластер	3 кластер
доходы от предпринимательской деятельности	8,5	8	9,3
оплата труда	56,7	41,8	36,7
социальные выплаты	9,9	23,2	21,5
доходы от собственности	4,7	5,7	4,9
другие доходы	11,4	22,2	28,7

По результатам кластеризации в первую группу регионов вошли 14 регионов (17,5 % регионов от общего числа), в том числе город Москва, преимущественно регионы ДФО, во вторую группу вошли 32 региона (42,5 %) преимущественно ПФО, СФО и ЦФО. В состав третьего кластера вошли 32 региона (40,0 % регионов от общего числа) преимущественно СЗФО, УФО, ЮФО.

Для перспективной оценки доходов населения

России было проведено прогнозирование по уравнению тренда и рассчитаны возможные значения уровня доходов населения Российской Федерации при сохранности имеющейся тенденции на перспективу 2016–2018 годов.

Методом проверки наличия (отсутствия) тренда – критерием «восходящих-нисходящих» серий, было определено наличие тенденции в исследуемом временном ряду [7].

В качестве наилучшего уравнения тренда определён полином второй степени:

$$y = 0{,}0048t^2 - 0{,}0338t + 1{,}1597,\ R^2 = 0{,}987 \quad (1).$$

Представим прогнозные значения всех видов доходов в таблице 2.

Таблица 2. Прогнозные значения всех видов доходов населения России (точечный и интервальный)

Годы	Нижняя граница прогноза	Прогноз	Верхняя граница прогноза
Всего доходов			
2016	51676703,8	55587955,2	59499206,5
2017	53438875,7	57504781,2	61570686,7
2018	51732073,8	55649788,3	59567502,8
Оплата труда, включая скрытую зарплату			
2016	17456217,0	36609460,4	55762703,8
2017	22627327,3	42537906,1	62448484,8
2018	28674965,1	49160167,9	69645370,7
Доходы от предпринимательской деятельности			
2016	3280589,1	4665600,0	6050611,0
2017	3386707,4	4826482,8	6266258,2
2018	3283490,2	4670789,8	6058089,4
Социальные выплаты			
2016	8066817,3	10008700	11950584
2017	8335161,2	10353828	12372495
2018	8074741,6	10019834	11964926
Доходы от собственности			
2016	2315964,4	3231356,3	4146748,3
2017	2391195,1	3342782,4	4294369,7
2018	2318046,1	3234950,7	4151855,3
Другие доходы			
2016	12529186	13089392	13649599
2017	12898807	13540751	14182695
2018	12536457	13103952	13671448

Таким образом, если тенденция в динамике общего числа доходов населения России на изменится, то тренд в 2016 году пройдет через точку с ординатой 55587955,2 млн руб. и будет находиться в интервале (51676703,8;59499206,5) млн руб.; в 2017 году может составить 57504781,2 млн руб. и находится в промежутке (53438875,7;61570686,7) млн руб.; в 2018 году – 55649788,3 млн руб., в интервале (51732073,8;59567502,8) млн руб.

Оплата труда, включая скрытую заработную плату в 2016 году, пройдет через точку с ординатой 36609460,4 млн руб. и будет находиться в интервале (17456217,0;55762703,8) млн руб.; в 2017 году может составить 42537906,1 млн руб. и находится в промежутке (22627327,3;62448484,8) млн руб.; в 2018 году – 49160167,9 млн руб., в интервале (28674965,1;69645370,7) млн руб.

Доходы от предпринимательской деятельности в 2016 году пройдут через точку с ординатой 4665600,0 млн руб. и будут находиться в интервале (3280589,1;6050611,0) млн руб.; в 2017 году могут составить 4826482,8 млн руб. и находиться в промежутке (23386707,4;6266258,2) млн руб.; в 2018 году – 4670789,8 млн руб., в интервале (3283490,2;6058089,4) млн руб.

Социальные выплаты в 2016 году пройдут через точку с ординатой 10008700,4 млн руб. и будут находиться в интервале (8066817,3;11950583,5) млн руб.; в 2017 году могут составить 10353828,0 млн руб. и находиться в промежутке (8335161,2;12372494,8) млн руб.; в 2018 году – 10019833,5 млн руб., в интервале (8074741,6;11964925,5) млн руб.

Доходы от собственности в 2016 году пройдут через точку с ординатой 3231356,3 млн руб. и будут находиться в интервале (2315964,4;4146748,3) млн руб.; в 2017 году могут составить 3342782,4 млн руб. и находиться в промежутке (2391195,1;4294369,7) млн руб.; в 2018 году –3234950,7 млн руб., в интервале (2318046,1;4151855,3) млн руб.

Другие доходы в 2016 году пройдут через точку с ординатой 13089392,4 млн руб. и будут находиться в интервале (12529185,8;13649599) млн руб.;

в 2017 году могут составить 13540750,8 млн руб. и находиться в промежутке (12898806,6;14182695) млн руб.; в 2018 году – 13103952,4 млн руб., в интервале (125364456,8;13671448) млн руб.

На уровень развития доходов населения (У) влияет большое количество факторов. Для изучения взаимосвязи доходов, расходов и основных макроэкономических показателей следует провести полный корреляционно-регрессионный анализ. Данный анализ позволяет установить и оценить воздействие каких-либо факторов на изучаемый объект [8, 9].

Для проведения корреляционно-регрессионного анализа были использованы следующие факторные признаки: Q – валовой региональный продукт в % к предыдущему году; K – фактическое конечное потребление домашних хозяйств в % к предыдущему году; I – индексы потребительских цен в % к предыдущему году; Z – занятость населения в % к предыдущему году.

Параметры модели с включением фактора времени оцениваются с помощью обычного метода наименьших квадратов (МНК).

Рассчитывают матрицу парных коэффициентов, на основании которых необходимо сделать вывод о факторах, которые могут быть включены в модель множественной регрессии [6] (таблица 3).

Таблица 3. Корреляционная матрица влияния факторов на структуру доходов населения России

	Y	Q	K	I	Z
Y	1				
Q	0,868	1			
K	0,783	0,231	1		
I	0,834	-0,0035	0,439	1	
Z	0,797	0,365	0,217	0,326	1

Из корреляционной матрицы видна достаточно сильная взаимосвязь между результативным (Y) и факторными признаками (Q, K, I, Z). Связь очень сильная. Все анализируемые факторы можно включить в модель.

В результате построения регрессии получили следующие результаты (таблица 4).

Таблица 4. Результаты построения регрессии

Показатели	Значения
Коэффициент корреляции R	0,999
Коэффициент детерминации R^2	0,998
Скорректированный коэффициент детерминации R^2	0,988
Стандартная ошибка	5,430

Множественный коэффициент корреляции равен 0,999. Это свидетельствует о высокой связи между признаками. Коэффициент детерминации равен 0,998, следовательно, 99,8 % вариации уровня основных доходов населения Российской Федерации обусловлено факторами, включенными в модель (2).

По результатам регрессионного анализа получено следующее уравнение регрессии (значения t-критерия Стьюдента представлены в круглых скобках):

$$Y = \underset{(7,208)}{8821,754} + \underset{(11,745)}{1,692Q} - \underset{(0,911)}{7,541K} + \underset{(1,223)}{11,793I} - \underset{(12,334)}{93,472Z} \quad (2).$$

Анализ полученного уравнения позволяет сделать выводы о том, что с ростом валового регионального продукта доходы населения увеличиваются на 8821,754 млрд руб., а с ростом индекса потребительских цен уровень доходов возрастает на 11,793 млрд руб. Сделаем прогноз уровня доходов на 2016 год (таблица 5).

По данным таблицы 5 можно сказать, что реалистический прогноз уровня доходов населения составит 75,9 %.

Таблица 5. Результаты прогнозирования уровня доходов населения по уравнениям множественной регрессии

Показатель	Вид прогноза	Прогнозное значение уровня доходов населения, %
Доходы населения	Оптимистический	70,2
	Реалистический	75,9
	Пессимистический	79,2

Результаты моделирования уровня доходов населения внутри кластеров представлены в таблице 6.

Из таблицы 6 видно, что набор факторов, оказывающих существенное влияние на уровень доходов населения Российской Федерации, внутри кластеров различается. По полученным регрессионным моделям было осуществлено прогнозирование (таблица 7).

Таблица 6. Результаты моделирования внутри кластеров по показателям доходов населения

Номер кластера	Уравнение регрессии	Характеристики модели
Кластер 1	y=0,495+0,014Q+0,014K+0,0125I	R^2=0,85
Кластер 2	y=-0,640+0,018Q+0,021I+0,027	R^2=0,68
Кластер 3	y=2,340-0,021K-0,003I-0,03Z	R^2=0,87

Таблица 7. Результаты прогнозирования уровня доходов населения внутри кластеров по уравнениям множественной регрессии

Номер кластера	Вид прогноза	Прогнозное значение уровня доходов населения, %
Кластер 1	Пессимистический	11,05
	Реалистический	11,53
	Оптимистический	12,05
Кластер 2	Пессимистический	10,49
	Реалистический	10,59
	Оптимистический	12,39
Кластер 3	Пессимистический	10,17
	Реалистический	10,69
	Оптимистический	11,17

Прогнозные значения, полученные с учетом тенденции факторных признаков, выше, чем по моделям со средними, минимальными и максимальными значениями факторных признаков.

В целом в результате выполненного исследования:

1) был проведен динамический и структурный анализ доходов населения Российской Федерации;

2) произведен прогноз доходов населения Российской Федерации на ближайшие три года.

Таким образом, по результатам приведённого исследования денежных доходов населения Российской Федерации за период исследования 2010–2015 годов можно сделать следующие выводы. Наибольший удельный вес в структуре доходов 2010 года занимает оплата труда наемных работников, а наименьший удельный вес – доходы от продажи иностранной валюты.

В результате проведения кластерного анализа было получено три кластера. Как показывают результаты моделирования, на уровень доходов населения внутри кластеров оказывает влияние различный набор факторов. Прогнозные значения по уравнениям тренда свидетельствуют о незначительном росте денежных доходов населения к 2017 году, и их сокращению к 2018 году. Прогнозирование по моделям множественной регрессии свидетельствует о более высоких прогнозных значениях для регионов первого кластера (город Москва, регионы ДФО).

В заключение хотелось бы отметить, что показатели, изучаемые в данной отрасли, используются в изучении мероприятий по социальной защите населения России, в том числе, индексации доходов населения. При этом устанавливается порог повышения индекса цен по фиксированному набору товаров и услуг, который и служит своеобразным сигналом корректировки доходов.

Литература

1. Галичкин, Е.А. Государственная поддержка промышленных предприятий на федеральном и региональном уровне / Е.А. Галичкин // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2016. – № 3. – С. 14–19.

2. Дуброва, А.М. Многомерные статистические методы / А.М. Дуброва, В.С. Мхитарян, Л.И. Трошин. – Москва: Финансы и статистика, 2011. – 336 с.

3. Жидких, А.А. Кластер как инструмент социально-экономического развития территорий / А.А. Жидких // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2015. – № 4. – С. 27–34.

4. Лаптева, Е.В. Статистическое исследование уровня сберегательной активности населения Российской Федерации / Е.В. Лаптева // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2016. – № 13 (188). – С . 53–59.

5. Лаптева, Е.В. Анализ динамики средних цен на рынке ипотечного кредитования Российской Федерации / Е.В. Лаптева // Символ науки. – 2016. – № 5–1 (17). – С. 148–152.

6. Лаптева, Е.В. Статистическое исследование развития банковского сектора Российской Федерации. – Оренбург: ИПК «Университет», 2015. – 173 с.

7. Ларина, Т.Н. Система статистических показателей качества жизни населения сельских территорий / Т.Н. Ларина // Материалы I-ой Международной научной конференции «Формирование основных направлений развития статистики и эконометрики», 2013. – С. 76–83.

8. Ларина, Т.Н. Статистика культуры как индикатор качества жизни населения: современное состояние и приоритетные направления развития / Т.Н. Ларина, Т.И. Кажаева // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2012. – № 2. – С. 147–150.

9. Сергеев, А.С. Оценка инновационной активности хозяйствующих субъектов в целях форсайта экономического развития России / А.С. Сергеев // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2016. – № 3. – С. 64–72.

10. Assessment of influence the level of personal savings on the dynamics of banking sector indices // Zolotova L.V., Lapteva E.V., Portnova L.V. В сборнике: European science and Technology Materials of the X intemational research and practice conference, 2015. – pp. 234–243.

УДК 311

Т.Н. Ларина, доктор экономических наук, доцент, заведующий кафедрой статистики и экономического анализа, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный аграрный университет»
e-mail: lartn.oren@mail.ru

ИЗМЕРЕНИЕ ТЕРРИТОРИАЛЬНОЙ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОЙ КОНВЕРГЕНЦИИ МУНИЦИПАЛЬНЫХ ОБРАЗОВАНИЙ РЕГИОНА КАК ИНДИКАТОРА КАЧЕСТВА ЖИЗНИ

Количественное измерение качества жизни – одна из актуальных задач статистической науки. Существенные территориальные различия регионов России по критериям качества жизни требуют совершенствования методических подходов к решению данной исследовательской задачи. В статье представлена авторская методика изучения качества жизни населения региона, основанная на статистической оценке степени сближения (то есть конвергенции) муниципальных образований по социально-экономическим и демографическим показателям за определенный период времени. Целью исследования является обоснование методического подхода к измерению качества жизни на региональном уровне. Для достижения цели автором были изучены публикации по исследуемой проблеме, обоснован выбор статистических методов исследования, сформирован массив показателей в разрезе муниципальных образований региона, выполнено моделирование, дана статистическая оценка значимости параметров моделей, предложена их экономическая интерпретация. В рамках исследования применялись статистические методы регрессионного, вариационного анализа, анализа динамики. Информационной базой исследования являются данные Оренбургстата за период с 2000 по 2014 год. В результате получены регрессионные модели, отражающие зависимость темпов роста показателей качества жизни на муниципальном уровне Оренбургской области от их исходных значений («модели конвергенции»). Практическая значимость результатов исследования состоит в возможности корректировки социально-экономической политики регионального развития, направленной на улучшение качества жизни населения.

Ключевые слова: *качество жизни, регион, муниципальные образования, модель регрессии, конвергенция, статистический анализ.*

Качество жизни – одна из комплексных теоретических категорий, соединяющая в себе такие характеристики общественного развития, как доходы и уровень потребления благ (услуг), здоровье, долголетие, общественная безопасность, качество окружающей природной среды и так далее. Начиная с XIX века в экономической литературе представлены формулировки понятия «качество жизни» («уровень жизни») и предложения по его количественной оценке. Теоретические концепции качества жизни первоначально строились на сугубо экономических постулатах (экономическая теория благосостояния, теория постиндустриального выбора и другие), затем постепенно трактовка расширялась за счет включения неэкономических составляющих (концепция субъективного благополучия, коммунитаристская теория и другие), базовые постулаты которых строятся на критериях, связанных с личностными особенностями человека [6].

Одной из наиболее известных современных концепций качества жизни является концепция человеческого развития, предложенная экспертами Программы развития ООН. Очевидным преимуществом данной концепции, с точки зрения возможности количественной оценки качества жизни на региональном уровне, является её четкая согласованность с эмпирической составляющей, с программами статистического наблюдения. Однако при переходе к статистическому исследованию качества жизни в разрезе регионов и муниципальных образований необходимо учитывать особенности информационной базы.

Целью исследования является обоснование методического подхода к измерению качества жизни на региональном уровне. Прежде всего, рассмотрим имеющиеся методологические разработки, посвященные статистическому изучению качества жизни.

Развитию методологии статистической оценки уровня и качества жизни населения посвящены публикации многих ученых [например, 5, 9, 10, 11 и другие]. Чаще статистики затрагивают вопросы измерения уровня и качества жизни населения регионов страны, реже – населения муниципальных образований или отдельных социально-демографических групп. Измерителями качества жизни, как правило, выступают традиционные показатели денежных доходов и потребления благ и услуг, демографии, а также интегральные показатели, сформированные на основе авторской методики. Для обработки массива информации применяют многомерные статистические методы, методы анализа динамики, структуры, вариации и др.

Многие авторы обращают внимание на значительную дифференциацию административно-территориальных образований по показателям уровня и качества жизни населения. Отметим, что проблема неравенства пока не решена в глобальном масштабе. Как российские, так и западные экономисты отмечают, что устранение значительного

неравенства в распределении ресурсов, сокращение социального неравенства позволит улучшить качество жизни большему числу людей [2, 4]. Для нашей страны проблема социального неравенства стоит особенно остро. Несмотря на то, что в период 2011–2012 годов уровень социального неравенства в России незначительно снижался, говорить о тенденции к снижению преждевременно. Тем более что степень социального расслоения в нашей стране существенно выше, чем в странах Европы [1]. В связи с этим, на наш взгляд, в трактовку понятия качества жизни, базирующуюся на теоретической концепции человеческого развития, следует включить оценки степени территориального неравенства качества жизни.

В частности, наряду с показателями ресурсов, которыми обладает данная территория (национальное богатство, демографическая структура, социальная инфраструктура и так далее) необходимо применять критерии устойчивости уровней изучаемых показателей в динамике и характеристики конвергенции (то есть степени сближения территорий по тем или иным показателям).

Согласно нашей трактовке, качество жизни определяется тем, в какой мере удовлетворены потребности человека (социальной группы), как достигнутые результаты соотносятся с ресурсами и развитием институтов в обществе. При этом улучшение качества жизни означает увеличение возможностей человека реализовать свои потребности в жизненные планы, достичь личного успеха в обществе, в котором сокращается неравенство, наблюдается территориальная социально-экономическая конвергенция, устойчивое экономическое развитие [6, с. 25].

Понятие территориальной конвергенции стало широко применяться в Европейском Союзе в связи с реализацией «политики сближения» уровней развития стран-членов ЕС. Согласно логике руководителей ЕС, конвергенция может выступать и необходимым условием, и результатом региональной экономической интеграции. Противоположным конвергенции выступает понятие дивергенции [7].

Для количественной оценки конвергенции на практике используется ряд показателей. В том числе традиционные показатели вариации (коэффициент вариации, среднее квадратическое отклонение и другие) и показатели бета- и сигма- конвергенции (β- и σ-конвергенции). Вычисление показателя β-конвергенции основано на построении моделей экономического роста. Наиболее часто на практике применяется так называемая «регрессия роста показателя от его исходного уровня» (growth-initial level regressions), в которой зависимой переменной являются темпы роста изучаемого показателя, а независимой – первоначальный уровень показателя. Простейшая регрессия такого типа принимает вид [7]:

$$g_i = \alpha + \beta \ \ln\ (y_{it-T}) + \varepsilon, \qquad (1),$$

где y_{it-T} – показатель в момент времени, предшествовавший текущему моменту времени t на T периодов (как правило, начальный период интеграции или другой значимый для развития интеграционной группировки момент времени);

g_i – средние темпы роста в i-й стране (регионе, административном районе) за T периодов, исчисленные как $ln(y_{it})/ln(y_{it-T})$;

ε – случайное отклонение;

α и β – подлежащие оценке коэффициенты.

Индикатором наличия конвергенции является знак коэффициента β. Если $\beta < 0$, это означает, что менее развитые регионы со сравнительно небольшим значением показателя y имеют более высокие темпы роста этого показателя в сравнении с более развитыми регионами. Если $\beta > 0$, то наблюдается не конвергенция, а дивергенция. Логарифмирование значений вариационного ряда является приемом предмодельного преобразования данных, приводящим к снижению вариации значений признаков.

Для измерения дивергенции при изучении региональной асимметрии предпочтительнее применять коэффициент вариации, измеряемый в процентах, так как он позволяет выполнить сравнение степени вариации по социально-экономическим показателям, имеющим разные единицы измерения. Рост коэффициента вариации в динамике отражает наличие «сигма-дивергенции» [7]. Коэффициент вариации традиционно рассчитывается по формуле [14]:

$$v = \frac{1}{\bar{x}} \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^{n} \left(x_i - \bar{x} \right)^2}{n}} \times 100\%, \qquad (2),$$

где x_i – значения сравниваемого показателя для i-й территории;

$\bar{x}$ – среднее значение сравниваемого показателя в рассматриваемом периоде;

n – число территорий.

Показатели β- и σ-конвергенции выражают разные проблемы региональной экономической интеграции. Не всегда β-конвергенция предполагает σ-конвергенцию: в ситуации, когда группа более богатых и более бедных стран постоянно меняется (вследствие ухудшения экономического положения в богатых и улучшения в бедных), но общий уровень разрыва между богатыми и бедными постоянен, σ-конвергенция отсутствует [7]. Применительно к муниципальному уровню региона надо признать, что отсутствие β-конвергенции и наличие σ-дивергенции свидетельствует о недостаточной эффективности региональной экономики, о сохранении неравенства в развитии муниципальных образований.

Отметим, что невозможно получить коэффициенты конвергенции (дивергенции) в случае, если отсутствуют значения показателя по какой-либо

территории в одном из сравниваемых годов, либо они меняют знак (например, сальдо миграции). В данной ситуации формулу (1) применить невозможно. Также существенным недостатком методики является то, что оценки часто являются во многом субъективными ввиду выбора базового года для сравнения, а также выбора социально-экономических показателей для характеристики качества жизни.

Важным этапом оценки конвергенции является определение базового года. Это утверждение справедливо для большинства исследований динамики социально-экономических процессов [15]. Базовым годом в настоящей работе является 2000 год, так как этот год можно считать «поворотным» в изменении приоритетов и механизмов государственной социальной политики в нашей стране. Так, в своем первом обращении к Федеральному Собранию в 2000 году Президент РФ В.В. Путин заявил о намерении сделать развитие сферы здравоохранения, образования, культуры приоритетными направлениями социально-экономической политики и переориентировать государственное внимание на поддержку граждан России. Эти намерения впоследствии привели к принятию ряда федеральных и региональных целевых проектов и программ, направленных на устойчивое развитие. Дополнительным (промежуточным, контрольным) ориентиром выбран 2005 год.

Рассмотренная выше методика количественной оценки территориальной конвергенции была апробирована на материалах Оренбургской области и регионах Приволжского федерального округа при исследовании качества жизни населения и межрегиональных различий в уровне развития социальной инфраструктуры [6, 12, 13].

Изменение социально-экономической ситуации в стране требует постоянного обновления информационной базы исследования и параметров полученных моделей. Поэтому далее рассмотрим результаты статистического изучения территориальной конвергенции среди муниципальных образований Оренбургской области в период с 2000 по 2014 год [3]. Численность населения региона составляет 1994,7 тыс. чел, в том числе 40 % населения проживает в сельской местности. На 1 января 2015 года в составе Оренбургской области было выделено 12 городов и 35 муниципальных районов. На 1 января 2016 года в административно-территориальном делении Оренбургской области произошли изменения: теперь регион включает 13 городских округов и 29 муниципальных районов.

Система показателей качества жизни на муниципальном уровне включает относительные и средние показатели, разрабатываемые государственной статистикой в разрезе муниципальных образований региона. Отказ от абсолютных статистических показателей позволяет обеспечить сопоставимость данных по охвату единиц наблюдения. Результаты моделирования по формуле (1) за период 2000–2014 годов приведены в таблице 1.

Таблица 1. Модели регрессии конвергенции муниципальных образований Оренбургской области по показателям качества жизни населения за период 2000–2014 годов

Показатель	Модель регрессии	Коэффициент корреляции
Коэффициент рождаемости на 1000 чел. населения (x_1)	$g1 = 1{,}58 - 0{,}17 \ln(x_1)$ (-3,336)	0,445
Коэффициент смертности на 1000 чел. населения (x_2)	$g2 = 1{,}13 - 0{,}05 \ln(x_2)$ (-1,486)	0,216
Коэффициент младенческой смертности на 1000 чел. населения* (x_3)	$g3 = 2{,}47 - 0{,}59 \ln(x_3)$ (-8,099)	0,796
Заболеваемость на 1000 человек населения (зарегистрировано заболеваний у пациентов с диагнозом, установленным впервые в жизни) (x_4)	$g4 = 1{,}91 - 0{,}14 \ln(x_4)$ (-5,957)	0,690
Средний размер назначенных пенсий (на конец года, рублей) (x_5)	$g5 = 1{,}69 - 0{,}05 \ln(x_5)$ (-3,048)	0,439
Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций, руб. (x_6)	$g6 = 2{,}40 - 1{,}14 \ln(x_6)$ (-16,519)	0,932
Объем платных услуг на душу населения, руб.** (x_7)	$g7 = 2{,}09 - 0{,}11 \ln(x_7)$ (-10,591)	0,847
Благоустройство жилищного фонда водопроводом (на конец года, в процентах к общей площади) (x_8)	$g8 = 1{,}66 - 0{,}14 \ln(x_8)$ (-6,937)	0,719
Благоустройство жилищного фонда газом (на конец года, в процентах к общей площади) (x_9)	$g9 = 2{,}01 - 0{,}22 \ln(x_9)$ (-17,309)	0,932
Благоустройство жилищного фонда отоплением (на конец года, в процентах к общей площади) (x_{10})	$g10 = 2{,}61 - 0{,}36 \ln(x_{10})$ (-34,907)	0,982

Продолжение таблицы 1

Ввод в действие жилых домов на 1000 человек населения (квадратных метров общей площади)*** (x_{11})	g11 = 2,22 – 0,21 ln(x_{11}) (-6,905)	0,721
Число мест в учреждениях культурно-досугового типа на 1000 чел. населения (x_{12})	g12 = 0,67 + 0,06 ln(x_{12}) (5,727)	0,649
Библиотечный фонд общедоступных библиотек на 1000 человек населения (на конец года, экз.)**** (x_{13})	g13 = 0,84 + 0,02 ln(x_{13}) (1,587)	0,243
Инвестиции в основной капитал на душу населения (в фактически действовавших ценах, руб.) (x_{14})	g14 = 1,85 – 0,08 ln(x_{14}) (-4,205)	0,531
Примечания: *без учета МО, в которых в разные годы отсутствуют факты младенческой смертности; ** без учета Ясненского района; *** без учета Абдулинского района; **** без учета Новоорского, Оренбургского, Пономаревского, Тоцкого, Шарлыкского муниципальных районов; в скобках указаны значения t-критерия Стьюдента.		

Для дальнейшей интерпретации параметров регрессионных моделей мы отобрали модели, для которых коэффициент корреляции составил не менее критического значения (не ниже 0,304 при уровне значимости 0,05 и числе степеней свободы 40). Оценка статистической значимости коэффициента чистой регрессии (параметра β в модели (1)) выполнена по t-критерию Стьюдента. Критические значения t-критерия Стьюдента при уровне значимости 0,05 и числе степеней свободы 40 составляют 2,0211 [14].

Таким образом, с вероятностью 95 % можно утверждать, что в 2014 году по сравнению с 2000 годом сократились различия между муниципальными образованиями Оренбургской области по таким показателям, как коэффициент рождаемости на 1000 чел. населения (x_1), коэффициент младенческой смертности на 1000 чел. населения (x_3), заболеваемость на 1000 человек населения (x_4), средний размер назначенных пенсий (x_5), среднемесячная номинальная начисленная заработная плата работников организаций, руб. (x_6), объем платных услуг на душу населения, руб. (x_7), благоустройство жилищного фонда водопроводом (x_8), благоустройство жилищного фонда отоплением (x_{10}), ввод в действие жилых домов на 1000 человек населения (x_{11}), инвестиции в основной капитал на душу населения (x_{14}). За рассматриваемый интервал времени произошло усиление различий по показателю «число мест в учреждениях культурно-досугового типа на 1000 чел. населения» (x_{12}).

По уровню смертности (x_2) наблюдается конвергенция среди муниципальных образований региона, однако параметры модели статистически не значимы, то есть нельзя это утверждать с достаточной степенью вероятности. Также нельзя статистически подтвердить наличие β-дивергенции по показателю «библиотечный фонд общедоступных библиотек на 1000 человек населения (на конец года, экз.)» (x_{13}).

Результаты моделирования за все три выделенных периода для удобства восприятия сведены в одну таблицу (таблица 2). В таблице 2 представлены значения коэффициентов β из модели (1) и коэффициентов корреляции (R).

Таблица 2. Значения коэффициентов β-конвергенции муниципальных образований Оренбургской области по показателям качества жизни населения

Показатель	2000-2005 гг.		2005-2014 гг.		2000-2014 гг.	
	β	R	β	R	β	R
x_1	-0,12*	0,308*	-0,20*	0,542*	-0,17*	0,445*
x_2	-0,11*	0,392*	-0,05	0,216	-0,05	0,216
x_3	-0,47*	0,748*	-0,32*	0,552*	-0,59*	0,796*
x_4	-0,11*	0,649*	-0,13*	0,650*	-0,14*	0,690*
x_5	-0,01	0,169	-0,02*	0,536*	-0,05*	0,439*
x_6	-0,06*	0,644*	-0,08*	0,917*	– 1,14*	0,932*
x_7	-0,02*	0,392*	-0,07*	0,810*	– 0,11*	0,847*
x_8	-0,07*	0,444*	-0,15*	0,646*	– 0,14*	0,719*
x_9	-0,17*	0,753*	-0,19*	0,853*	– 0,22	0,932
x_{10}	-0,24*	0,793*	-0,29*	0,982*	– 0,36*	0,982*
x_{11}	-0,22*	0,745*	-0,11*	0,541*	– 0,21*	0,721*
x_{12}	+0,04*	0,527*	+0,12	0,199	+ 0,06*	0,649*
x_{13}	+0,01	0,129	+0,01	0,151	+ 0,02	0,243
x_{14}	-0,06*	0,517*	-0,05*	0,453*	– 0,08*	0,531*
Примечания: * выделены β, значимые с вероятностью 95 %. R – коэффициент корреляции.						

Анализ территориальной конвергенции на муниципальном уровне Оренбургской области по показателям качества жизни (таблица 2) позволил сделать следующие выводы. Муниципальные образования Оренбуржья характеризуются конвергенцией по большинству анализируемых показателей (β<0). Причем β-конвергенция наблюдается на всех этапах (2000–2005, 2005–2014, 2000–2014 годы). По показателю x_5 статистически доказанная конвергенция проявляется с 2005 годом. Исключением являются показатели «библиотечный фонд общедоступных библиотек на 1000 человек населения (на конец года, экз.)» (x_{13}) и «число мест в учреждениях культурно-досугового типа на 1000 чел. населения» (x_{12}) – по этим показателям наблюдается усиление различий (β>0). Это можно объяснить тем, что учреждения культурно-досугового типа имеются в основном в сельских районах. Кроме того, в последние годы происходит процесс оптимизации (сокращения) учреждений культуры на малонаселенных территориях.

В полной мере оценить наличие территориальной конвергенции (дивергенции) можно лишь с учетом результатов анализа вариации рассматриваемых показателей (рисунок 1).

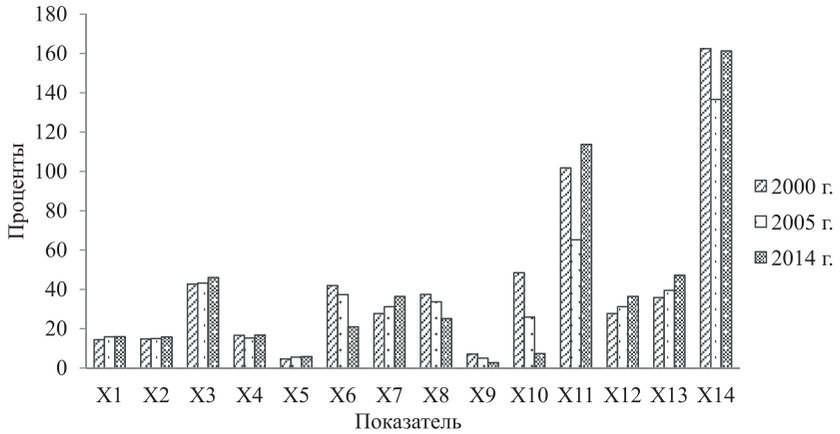

Рисунок 1. Динамика коэффициентов вариации показателей, характеризующих качество жизни населения Оренбургской области (в разрезе муниципальных образований)

По рисунку 1 видно, что в каждый из рассматриваемых годов умеренной и слабой вариацией характеризуются показатели x_1, x_2, x_4, x_5, x_9. При этом значения коэффициентов вариации по годам изменяются незначительно, а по показателю x_9 и вовсе снижаются к 2014 году. Это означает, что по перечисленным пяти показателям на внутрирегиональном уровне подтверждается наличие позитивной β-конвергенции (то есть сближение позиций) муниципальных образований в достижении приемлемого результата (рост рождаемости, снижение смертности, увеличение уровня благоустройства жилья газом, снижение уровня заболеваемости, увеличение средней пенсии).

Положительный результат к 2014 году достигнут по показателям x_6, x_8, x_{10}: степень вариации значительно уменьшилась, при этом статистически доказано наличие β-конвергенции (таблица 2). Подтверждается факт сокращения различий городов и сельских муниципальных районов Оренбургской области по величине средней заработной платы и благоустройству жилья водопроводом и отоплением.

Сопоставление выводов по рисунку 1 и таблице 2 приводит к пониманию, что пока в Оренбургской области не удалось обеспечить полный контроль над уровнем младенческой смертности. По рисунку 1 видно, что коэффициент вариации в 2000, 2005 и 2014 годах более 40 %, что указывает на наличие сильной вариации на муниципальном уровне. Вместе с тем, судя по таблице 2, муниципальные образования характеризуются β-конвергенцией по показателю x_3. Данные официальной статистики указывают, что уровень младенческой смертности в регионе в целом и в большинстве муниципальных образований снижается (в 2000 году уровень младенческой смертности в регионе составлял 15,1, в 2005 году – 13,0, в 2014 году – 9,7 промилле [3]). Но, к сожалению, на фоне снижения уровня младенческой смертности в регионе в среднем в отдельных муниципальных образованиях наблюдаются значительные колебания показателя в разные годы, следовательно, в системе здравоохранения на муниципальном уровне необходимо уделить значительное внимание контролю над уровнем младенческой смертности.

Аналогичные аргументы можно привести в пользу подтверждения наличия β-конвергенции по показателям x_7, x_{11} и x_{14}. По рисунку 1 видно, что наблюдается очень сильная вариация муниципальных образований по показателям x_{11} и x_{14}, а по показателю x_7 вариация растет из года в год. Следовательно, β-конвергенция, интерпретируемая как сближение административно-территориальных единиц по величине объема платных услуг на душу населения, вводу в действие жилых домов и инвестициям в основной капитал,

достигается за счет роста размеров этих показателей в динамике. Можно сделать вывод, что в регионе нет системной, последовательной работы по выравниванию уровней муниципальных образований в сфере развития потребительского рынка, жилищного строительства и инвестиционной деятельности.

По показателям x_{12} и x_{13} выявлено наличие β-дивергенции, то есть усиление различий на муниципальном уровне. Судя по значениям коэффициентов вариации (рисунок 1) эти различия усиливаются с течением времени. Очевидно, традиционные формы организации потребления населением услуг культуры и искусства (учреждения культурно-досугового типа, клубы, библиотеки) с течением времени могут быть заменены на новые. Можно предположить, что каждое муниципальное образование сформирует свой уникальный формат предоставления населению данных услуг.

Таким образом, на муниципальном уровне Оренбургской области можно выделить направления, по которым достигнут определенный положительный результат с точки зрения обеспечения эффективного управления качеством жизни населения: демографические процессы (рождаемость, смертность), заболеваемость населения, благоустройство жилья, рост доходов населения. Также в таких сферах, как потребительский рынок, жилищное строительство и инвестиционная деятельность, необходимо осуществлять последовательную работу по сокращению различий муниципальных образований.

Литература

1. Беляевский, И.К. Показатели денежных доходов и расходов в изучении уровня и качества жизни населения / И.К. Беляевский // Вопросы статистики. – 2016. – № 2. – С. 57–70.

2. Глинский, В.В. Дифференциация муниципальных образований как фактор экономического развития территорий / В.В. Глинский, Л.К. Серга, А.М. Булкина // Вопросы статистики. – 2016. – № 8. – С. 46–51.

3. Города и районы Оренбургской области: стат. сборник / Оренбургстат. – Оренбург, 2015. – 254 с.

4. Доклад Франции об измерении эффективности экономики и социального прогресса [Электронный ресурс] / Статистическая комиссия ООН. – Режим доступа: http://unstats.un.org/unsd/statcom/doc11/2011-35-France-R.pdf – (дата обращения: 15.06.2016).

5. Лаврухина, Е.А. Качество жизни сельского населения: подходы к измерению / Е.А. Лаврухина // Вопросы статистики. – 2012. – № 1. – С. 29–33.

6. Ларина, Т.Н. Статистическое обеспечение управления качеством жизни населения сельских территорий: монография / Т.Н. Ларина. – Оренбург: Издательский центр ОГАУ, 2012. – 224 с.

7. Либман, А.М. Роль экономической интеграции и дезинтеграции на постсоветском пространстве: количественный анализ / А.М. Либман // Проблемы прогнозирования. – 2006. – № 5. – С. 58–72.

8. Матраева, Л.В. Государственно-частное партнерство в социальной сфере: мировая практика и перспективы: монография / Л.В. Матраева, С.Г. Ерохин, А.В. Беляк, А.А. Конов. – Курск: ЗАО «Университетская книга», 2016. – 100 с.

9. Окладников С.М. Исследование влияния трансформации региональной экономики на уровень жизни населения / С.М. Окладников, А.М. Иванова, Т.А. Сафонов // Вопросы статистики. – 2016. – № 10. – С. 73–85.

10. Панкова, С.В. Моделирование влияния социально-экономических факторов на валовой региональный продукт / С.В. Панкова, А.П. Цыпин // Экономический анализ: теория и практика. – 2015. – № 45 (444). – С. 2–14.

11. Подузов, А.А. О теории и измерении качества человеческой жизни / А.А. Подузов, В.С. Языкова // Проблемы прогнозирования. – 2014. – № 4. – С. 84–98.

12. Сивелькин, В.А. Сравнительная оценка внутрирегиональной асимметрии в развитии социальной инфраструктуры в Оренбургской и Самарской областях / В.А. Сивелькин, Т.Н. Ларина // Вопросы статистики. – 2009. – № 6. – С. 53–57.

13. Спешилова, Н.В. Статистическое исследование социальной дифференциации регионов России на основе моделей конвергенции / Н.В. Спешилова, Т.Н. Ларина // Региональная экономика: теория и практика. –2010. – № 44 (179). – С. 18–23.

14. Статистика: учебник / под ред. Елисеевой И.И. – Москва: Юрайт, 2014. – 674 с.

15. Цыпин, А.П. Выбор базы сравнения как условие получения доказательных выводов в ходе анализа исторических временных рядов / В сб.: Университетский комплекс как региональный центр образования, науки и культуры. Материалы Всероссийской науч.-методич. конф. / А.П. Цыпин, Л.Р. Фаизова. – Оренбург: Оренбургский государственный университет, 2016. – С. 1777–1780.

УДК 311.171

Т.В. Лебедева, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: tatyana_v_lebedeva@mail.ru

ИССЛЕДОВАНИЕ ЦИКЛИЧНОСТИ ЕСТЕСТВЕННОГО И МЕХАНИЧЕСКОГО ДВИЖЕНИЯ НАСЕЛЕНИЯ В ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

Статья посвящена рассмотрению демографических и миграционных циклов населения Оренбургской области за 1960–2015 годы. Процессы движения населения, изменения его численности издавна были и продолжают оставаться одним из основных объектов приложения статистических методов. Это обусловлено, в первую очередь, практическими нуждами изучения населения, а также массовым характером демографических явлений и сравнительной лёгкостью наблюдения такого рода событий. Вместе с тем до сих пор не сложилось единой методики определения цикла, нет определения фаз цикла, расходятся мнения и о продолжительности системы демографических циклов. Все это предопределило выбор цели исследования, которая заключается в выявлении структуры временных рядов показателей естественного и механического движения населения Оренбургской области с использованием современного статистического инструментария.

Ключевые слова: *цикличность, временные ряды, естественное движение населения, механическое движение населения.*

Несмотря на глубокую историю, уходящую к греческим философам, теория циклов до сих пор не имеет методологии анализа и прогнозирования цикличной динамики.

Потери России и каждого ее субъекта в первой мировой, гражданской, Великой Отечественной и локальных войнах, голода 30-х годов, репрессий, кризисов 90-х и 2000-х годов вызывают необходимость оценки цикличности демографических и миграционных процессов. По нашему мнению, применение современного статистического инструментария для выявления структуры временных рядов механического и естественного движения населения позволит дополнить методологию теории цикличности демографических процессов и народонаселения.

Исследованию цикличности демографических процессов посвящены работы Кваши А.Я., Хорева Б.С., Ли Р.Д., Яковца Ю.В., Нефедова С.А., Овечкиной Н.И., Капицы С.П., Клупта М.А., Козьменко С.Ю. и др. [5–14, 17]. Совершенствование подходов к периодизации на базе статистического инструментария отражено в работах Лукашина Ю.П., Афанасьева В.Н., Глинского В.В., Цыпина А.П., Воронина В.Т. и др. [1–4, 15, 16].

Информационную базу исследования составили официальные данные Территориального органа государственной статистики по Оренбургской области за 1960 – 2015 годы по показателям естественного и механического движения населения: P_t – общий коэффициент рождаемости, ‰; Y_t – общий коэффициент смертности, ‰; E_t – коэффициент естественного прироста, ‰; $П_t$ – коэффициент прибытия, ‰; B_t – коэффициент выбытия, ‰; M_t – коэффициент механического прироста, ‰.

На протяжении всего анализируемого периода наблюдается рост только общего коэффициента смертности, в среднем на 0,12 ‰ или на 1,22 % в год. Наибольшее сокращение характерно для коэффициента естественного прироста – в среднем за год его значение снижалось на 8,07 % (таблица 1).

Как видно из таблицы 2, опережающими темпами, по сравнению с другими анализируемыми показателями, растет общий коэффициент смертности: его рост на 3–5 % опережал изменение показателей механического движения населения; в 1,1 раза – изменение коэффициента естественного прироста и на 2 % – изменение коэффициента рождаемости. Сложившаяся тенденция характеризуется также превышением в 1,05–1,07 раз роста показателей механи-

Таблица 1. Средние показатели динамики временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Показатель	Средний уровень ряда, ‰	Средний абсолютный прирост, ‰	Средний темп роста, %
$\lvert M_t \rvert$	3,3	-0,16	96,49
$П_t$	40,2	-0,95	97,57
B_t	38,3	-0,74	97,97
$\lvert E_t \rvert$	6,6	-0,37	91,93
P_t	15,5	-0,25	98,79
Y_t	11,0	0,12	101,22

Таблица 2. Коэффициенты опережения для временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Знаменатель коэффициента опережения	Числитель коэффициента опережения					
	$\|M_t\|$	$П_t$	B_t	$\|E_t\|$	P_t	Y_t
$\|M_t\|$	1,00	1,01	1,02	0,95	1,02	1,05
$П_t$	0,99	1,00	1,00	0,94	1,01	1,04
B_t	0,98	1,00	1,00	0,94	1,01	1,03
$\|E_t\|$	1,05	1,06	1,07	1,00	1,07	1,10
P_t	0,98	0,99	0,99	0,93	1,00	1,02
Y_t	0,95	0,96	0,97	0,91	0,98	1,00

ческого движения населения по отношению к изменению коэффициента естественного прироста.

Временным рядам показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области в анализируемом периоде свойственна несущественная асимметрия и несущественное отклонение от нормального распределения (таблица 3). При этом только для временного ряда общего коэффициента рождаемости характерно плосковершинное распределение, а во временных рядах коэффициентов прибытия и выбытия наблюдается левосторонняя асимметрия. При этом во временных рядах наблюдается примерно одинаковое число локальных экстремумов (20–23).

Таблица 3. Характеристики формы распределения временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Показатель	M_t	$\|M_t\|$	$П_t$	B_t	E_t	$\|E_t\|$	P_t	Y_t
Эксцесс (E_x)	-0,4	0,8	-1,4	-1,6	-0,7	1,4	0,7	-1,5
E_x / σ_{E_x}	-0,7	1,3	-2,4	-2,7	-1,2	2,4	1,2	-2,5
Асимметричность (A_S)	0,4	1,2	-0,3	-0,3	0,3	1,0	0,7	0,1
A_S / σ_{A_S}	1,3	3,3	-1,0	-1,0	1,0	3,2	2,2	0,3
Число локальных экстремумов	23	-	22	22	22	-	20	23

Полученные результаты позволяют сделать вывод о возможности применения традиционных методов статистического анализа для выявления и моделирования компонент временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области.

Традиционно для выявления структуры временного ряда используются автокорреляционная и частная автокорреляционная функции (таблица 4).

Таблица 4. Автокорреляционная и частная автокорреляционная функции временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Лаг	Автокорреляционная функция						Частная автокорреляционная функция					
	E_t	P_t	Y_t	M_t	$П_t$	B_t	E_t	P_t	Y_t	M_t	$П_t$	B_t
1	0,93	0,90	0,96	0,79	0,94	0,95	0,93	0,90	0,96	0,79	0,94	0,95
2	0,85	0,79	0,91	0,57	0,90	0,91	-0,09	-0,12	-0,16	-0,13	0,12	0,09
3	0,78	0,67	0,86	0,39	0,85	0,86	-0,02	-0,07	0,01	-0,03	-0,04	-0,06
4	0,70	0,56	0,81	0,24	0,82	0,82	-0,05	-0,06	-0,05	-0,06	0,06	0,04
5	0,63	0,46	0,76	0,09	0,78	0,79	0,00	-0,02	0,03	-0,13	-0,01	0,06
6	0,57	0,37	0,71	-0,06	0,73	0,74	-0,02	0,00	-0,08	-0,10	-0,18	-0,19
7	0,50	0,29	0,66	-0,12	0,67	0,68	-0,06	-0,05	-0,08	0,05	-0,05	-0,10
8	0,44	0,22	0,60	-0,10	0,62	0,62	0,02	0,02	-0,08	0,13	-0,08	-0,09
9	0,39	0,17	0,54	-0,09	0,57	0,56	0,02	0,00	0,04	-0,04	0,03	-0,07
10	0,34	0,12	0,48	-0,12	0,51	0,50	-0,03	0,00	-0,12	-0,15	-0,11	-0,06
11	0,29	0,08	0,42	-0,09	0,45	0,45	-0,04	-0,03	-0,08	0,13	-0,01	0,00
12	0,24	0,05	0,35	-0,06	0,39	0,38	-0,02	-0,02	-0,01	-0,05	-0,05	-0,09
13	0,19	0,01	0,29	-0,05	0,33	0,31	-0,06	-0,03	-0,09	-0,06	-0,11	-0,11
14	0,15	-0,01	0,23	-0,07	0,26	0,25	0,03	0,03	0,05	-0,01	-0,11	-0,02

Поведение функций свидетельствует о нестационарности всех анализируемых временных рядов и наличии периодической составляющей, для выделения которой нами проведен спектральный анализ. Перед применением спектрального анализа ряды были предварительно преобразованы. Во временных рядах показателей естественного движения населения (E_t, P_t, Y_t) и коэффициента выбытия выброс спектра наблюдается на частоте 1/28 (0,036), во временном ряду коэффициента механического прироста спектр демонстрирует выброс на частоте 1/18 (0,054), а временной ряд коэффициента прибытия имеет два выброса на частоте 1/18 (0,054) и 1/28 (0,036).

Для выделение трендовой компоненты во временных рядах нами применено аналитическое выравнивание. Вид кривой роста выбран по критериальному подходу (таблица 5).

Таблица 5. Результаты аналитического выравнивания временных рядов показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Уравнение тренда	Коэффициент достоверности аппроксимации	Коэффициент колеблемости, %
$\hat{E}_t = 17{,}557 - 0{,}671 \cdot t + 0{,}006 \cdot t^2$	0,776	47,9
$\hat{P}_t = 26{,}946 - 3{,}724 \cdot \ln(t)$	0,636	16,7
$\hat{Y}_t = 6{,}800 \cdot e^{0{,}016 \cdot t}$	0,913	9,2
$\hat{M}_t = 6{,}155 - 0{,}526 \cdot t + 0{,}024 \cdot t^2 - 0{,}0003 \cdot t^3$	0,301	94,0
$\hat{П}_t = 68{,}634 - 0{,}997 \cdot t$	0,835	18,4
$\hat{B}_t = 63{,}494 - 0{,}883 \cdot t$	0,776	20,5

По данным таблицы 5 видно, что только временной ряд коэффициента механического прироста не устойчив относительно выбранной кривой роста, вместе с тем полином третьего порядка, выбранный в качестве аппроксимирующей функции, обладает самым высоким коэффициентом достоверности аппроксимации по сравнению с прочими кривыми роста.

Для выявления типа колеблемости нами рассчитаны локальные экстремумы и коэффициенты автокорреляции первого порядка по временным рядам отклонений от тренда каждого показателя. Результаты представлены в таблице 6.

Таблица 6. Выявление типа колеблемости во временных рядах показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Показатель	Коэффициент автокорреляции 1 порядка	Число локальных экстремумов	Тип колеблемости
M_t	-0,86	24	пилообразная
$П_t$	-0,95	19	пилообразная
B_t	0,89	25	циклическая
E_t	0,95	12	циклическая
P_t	0,95	14	циклическая
Y_t	0,88	24	циклическая

Проведенный анализ структуры временных рядов с использованием различных статистических процедур подтвердил наличие циклической компоненты во временных рядах показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы. Кроме того, спектральный анализ показал наличие циклов от 18 до 28 лет, что не противоречит концепции среднесрочных демографических циклов, выделенных рядом ученых по данным для России. Вместе с тем, спектральный анализ основан на анализе регулярных синусоид, однако, как было показано выше, в анализируемых показателях отсутствует строгая периодичность и постоянство амплитуды. Поэтому для исследования локальных колебаний временных рядов нами применен фазовый анализ. В качестве флуктуации взяты отклонения от тренда.

После применения процедуры фазового анализа во временных рядах показателей механического движения населения в Оренбургской области выделены четыре фазы (таблица 7). Ввиду того, что коэффициент механического прироста – знакопеременная величина, то средние показатели динамики рассчитаны для временного ряда абсолютных величин во всех фазах.

Применительно к демографическим циклам не подходит классическая интерпретация фаз цикла (спад – депрессия – подъем), в данном случае принято говорить о демографической конъюнктуре, под которой понимается периодическое колебательное движение совокупности взаимосвязанных демографических показателей [14, с. 108–109].

Таблица 7. Результаты фазового анализа показателей механического движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Показатель	Фазы, годы	Протяженность фазы, лет	Средний уровень ряда, ‰	Средний абсолютный прирост, ‰	Средний темп роста, %
M_t	1960-1978	19	4,37	-0,30	95,70
	1979-1989	11	1,12	-0,02	98,63
	1990-1997	8	6,30	0,15	103,54
	1998-2015	18	2,25	-0,10	95,34
$П_t$	1960-1969	10	57,93	-1,35	97,91
	1970-1991	22	52,50	-0,89	98,17
	1992-2010	19	20,60	-1,24	94,54
	2011-2015	5	25,32	-1,14	94,55
B_t	1960-1966	7	54,47	-1,13	98,03
	1967-1990	24	51,28	-0,70	98,56
	1991-2010	20	19,51	-1,05	95,50
	2011-2015	5	28,93	-1,66	92,93

Во временных рядах коэффициентов прибытия и выбытия выделенные фазы примерно равны, при этом средние уровни сокращаются от первой до третьей фазы, в четвертой фазе наблюдается рост уровней по сравнению с предыдущей фазой. Для второй и четвертой фаз коэффициента прибытия, а также второй и третьей фаз коэффициента выбытия характерно замедление сокращения уровней. Анализ фаз коэффициента механического прироста затруднен в силу того, что показатели рассчитаны по абсолютным величинам. В целом, по показателям механического движения населения интерпретировать сложившиеся конъюнктуры необходимо в привязке с развитием экономики региона.

По четыре фазы выделены во временных рядах показателей естественного движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы. Примерно равна протяженность всех фаз коэффициентов естественного прироста и рождаемости, а во временном ряду общего коэффициента смертности продолжительность третьей и четвертой фаз (таблица 8). В четвертой фазе коэффициента естественного прироста средние показатели динамики рассчитаны по абсолютным величинам.

Таблица 8. Результаты фазового анализа показателей естественного движения населения в Оренбургской области за 1960–2015 годы

Показатель	Фазы, годы	Протяженность фазы, лет	Средний уровень ряда, ‰	Средний абсолютный прирост, ‰	Средний темп роста, %
E_t	1960-1975	16	11,19	-0,88	93,35
	1976-1992	17	7,46	-0,40	90,14
	1993-2008	16	-3,88	0,00	100,00
	2009-2015	7	0,51	-0,05	85,84
P_t	1960-1975	16	18,89	-0,75	96,61
	1976-1990	15	17,87	-0,11	99,30
	1991-2007	17	10,81	-0,09	99,34
	2008-2015	8	14,15	0,16	101,16
Y_t	1960-1984	25	8,45	0,14	101,58
	1985-1992	8	9,94	0,13	101,22
	1993-2008	16	14,28	0,13	101,00
	2009-2015	7	14,19	-0,05	99,65

Благоприятно складывающая демографическая ситуация характерна для первой и четвертой выделенной фаз во всех анализируемых показателях естественного движения населения Оренбургской области. Так, в первой фазе наблюдаются самые высокие значения коэффициентов естественного прироста и рождаемости и наименьшие общего коэффициента смертности. Четвертая фаза, начавшаяся в 2008–2009 годы, характеризуется ростом коэффициента рождаемости и сокращением коэффициента смертности, по сравнению с предыдущими двумя фазами. Начавшаяся в начале 90-х третья фаза имеет самую неблагоприятную демографическую ситуацию: увеличение спада рождаемости и роста смертности.

Комплексное применение современного статистического инструментария показало, что во временных рядах показателей естественного и механического движения населения в Оренбургской области за 1960 – 2015 годы присутствует трендовая и циклическая компонента, что должно быть учтено при разработке прогнозов, а также Концепции демографической и миграционной политики на региональном и федеральном уровнях.

Литература

1. Афанасьев, В.Н. Статистический анализ основных социально-экономических индикаторов экономики Оренбургской области / В.Н. Афанасьев // Вестник НГУЭУ. – 2013. – № 4. – С. 101–125.

2. Воронин, В.Т. Динамика социально-экономического развития: анализ временных лагов / В.Т. Воронин. – Новосибирск: Наука, 1989. – 189 с.

3. Глинский, В.В. Методы типологии данных в социально-экономических исследованиях: дис…. докт. экон. наук: 08.00.12 / Глинский Владимир Васильевич. – Санкт-Петербург, 2009. – 281 с.

4. Глинский, В.В. Тенденции демографической политики: сдержанный оптимизм третьего цикла / В.В. Глинский, Н.И. Овечкина // Национальные интересы: приоритеты и безопасность. – 2010. – № 16. – С. 14–18.

5. Длинные волны: научно-технический прогресс и социально-экономическое развитие / С.Ю. Глазьев [и др.]; ред.: П.Н. Тесля, С.В. Казанцев; Академия наук СССР (Новосибирск), Сибирское отделение, Институт экономики и организации промышленного производства. – Новосибирск: Наука. Сибирское отделение, 1991. – 224 с.

6. Капица, С.П. Общая теория роста человечества. Как рос и куда идёт мир человека / С.П. Капица. – Москва, 2009. – 120 с.

7. Кваша, А.Я. Общие тенденции развития населения России / А.Я. Кваша // Вопросы статистики. – 1995. – № 2. – С. 53–58.

8. Кваша, А.Я. О демографических кризисах и катастрофах / А.Я. Кваша // Вопросы статистики. – 1996. – № 8. – С. 58–60.

9. Кваша, А.Я. Взаимосвязь современного демографического и экономического развития России и некоторые выводы / А.Я. Кваша // В чем острота демографической проблемы в России? / под ред. Б.С. Хорева. – Москва: Диалог-МГУ, 1997. – С. 85–90.

10. Клупт, М.А. Демографическое развитие России: история и теория / М.А. Клупт // Вопросы статистики. – 1997. – № 3. – С. 45–49.

11. Козьменко, С.Ю. Циклические колебания социально-экономического развития / С.Ю. Козьменко. – Санкт-Петербург: СПбГЭУ, 1995. – 106 с.

12. Ли, Р.Д. Естественная рождаемость, демографические циклы и спектральный анализ рождений и браков // Статистический анализ в демографии: сборник статей под ред. А.Г. Волкова. – Москва: Статистика. – 1980. – С. 64–93

13. Нефедов, С.А. Концепция демографических циклов / С.А. Нефедов. – Екатеринбург: Издательство УГГУ, 2007. – 141 с.

14. Овечкина, Н.И. Теория цикличности в экономике и демографии / Н.И. Овечкина, Н.А. Шульгина // Вестник НГУЭУ. – 2012. – № 2. – С. 105–110.

15. Панкова, С.В. Статистическое изучение долговременных тенденций в сельском хозяйстве Оренбургской области / С.В. Панкова, А.П. Цыпин // Экономический анализ: теория и практика. – 2014. – № 29 (380). – С. 25–33.

16. Цыпин, А.П. О статистических методах периодизации исторических временных рядов макроэкономических показателей / А.П. Цыпин // Вестник НГУЭУ. – 2014. – № 4. – С. 88–100.

17. Яковец, Ю.В. Циклы. Кризисы. Прогнозы / Ю.В. Яковец. – Москва: Наука, 1999. – 448 с.

УДК 311:330.567.2:336.77

Т.В. Леушина, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: tan-5.65@mail.ru

СТАТИСТИЧЕСКАЯ ОЦЕНКА ФАКТОРНОЙ ОБУСЛОВЛЕННОСТИ КРЕДИТНОГО ПОВЕДЕНИЯ ДОМАШНИХ ХОЗЯЙСТВ

В статье исследуются вопросы финансового поведения домашних хозяйств Российской Федерации, в частности, их кредитное поведение. Проведено статистическое оценивание и моделирование влияния факторов на величину индекса кредитного доверия как характеристики кредитного поведения домашних хозяйств. Выявлено наличие тесной корреляционной связи отобранных эндогенных переменных с результативным фактором. Отражена разнонаправленность тенденций обменного курса доллара и индекса кредитного доверия. Получена значимая и адекватная эконометрическая модель множественной регрессии на индекс кредитного доверия домашних хозяйств. Результаты проведенного моделирования показывают, что достаточно сильное влияние на кредитное доверие россиян оказывает динамика таких факторов, как средний обменный курс доллара и располагаемые ресурсы домашних хозяйств, причем влияние первого фактора более значимо.

Ключевые слова: *кредитное поведение, индекс кредитного доверия, моделирование множественной регрессии.*

Финансовое поведение домашних хозяйств является важной составной частью их социально-экономического поведения. Оно подразумевает активные действия, касающиеся перераспределения и инвестирования денежных ресурсов домашнего хозяйства: в кредитовании, сбережениях, выплате налогов, инвестировании, страховании. Важнейшим структурным компонентом финансового поведения домашних хозяйств является их кредитное поведение. Н.Ю. Гондик справедливо отмечает, что финансовое поведение населения выступает одним из индикаторов социального благосостояния и экономического благополучия домашних хозяйств [3].

Ряд видных отечественных и зарубежных ученых занимались теоретическими разработками в области кредитного поведения населения: Э.Дж. Долан, П. Лунт, Ю.В. Бурдашева, Н.Ю. Гондик, А.А. Дикий, М.В. Комиссарова, Д.О. Стребков, Е.А. Федоров, А.В. Ярашева и другие.

Цель проведенного исследования – попытка статистически оценить влияние факторов на кредитное поведение домашних хозяйств на основе официально публикуемой статистической информации Федеральной службы государственной статистики РФ (Росстата) и результатов исследований Всероссийского центра изучения общественного мнения (ВЦИОМ).

Состояние сферы кредитования домашних хозяйств в РФ до экономического кризиса периода 2014–2015 годов было достаточно благоприятным – кредитование населения являлось одним наиболее прибыльным направлением деятельности коммерческих банков, однако за последние 2 года ситуация изменилась в худшую сторону.

Аналитики Ассоциации российских банков (АРБ) отмечают, что «из-за решения продлить заморозку зарплат госсектора в 2016 году и проиндексировать пенсии всего на 4 %, даже в случае дальнейших послаблений в этих направлениях, домохозяйства будут приучаться экономить. Розничные депозиты смогут показать рост на 10 %, однако примерно 2/3 этого роста придется на рекапитализацию накопленных процентов [5]. В.А. Тетушкин в связи с этим отмечает, что экономическая нестабильность и отсутствие четких представлений о будущем вызывают у одних стремление к сокращению или ограничению расходов, у других, наоборот, усиление ориентации на текущее потребление» [8].

В числе основных эндогенных факторов, влияющих на процесс принятия решения о потреблении, сбережении и/или заимствовании домохозяйством Е.А. Федоров [9] называет следующие:

– среднедушевые доходы и их распределение по доходным группам;

– среднедушевые накопленные сбережения и их распределение по доходным группам;

– накопленное богатство;

– размеры обязательных платежей.

В большинстве экономических теорий в качестве основной детерминанты кредитного поведения домашнего хозяйства также рассматривается уровень его доходов.

Автором проведено исследование влияния отобранных факторов на принятый в качестве характеристики кредитного поведения домохозяйств индекс кредитного доверия. Анализировались временные ряды с I квартала 2012 года по II квартал 2016 года.

В качестве детерминантных переменных выступили: X1 – индекс потребительских цен на непродовольственные товары, в % к предыдущему кварталу; X2 – средний ежеквартальный обменный курс доллара ЦБ, р.; X3 – располагаемые ресурсы домашних хозяйств, в среднем в месяц на одного члена домашнего хозяйства, р. (в поквартальной динамике); X4 – период времени (квартал).

Согласно методологии Международной организации труда (МОТ) под индексом потребительских цен будем понимать меру изменения во времени стоимости «корзины» потребительских товаров и услуг, которые домохозяйства так или иначе приобретают, используют или оплачивают для потребления, неся соответствующие расходы.

Располагаемые ресурсы (располагаемый доход) рассчитываются из общего дохода за вычетом прямых налогов (с учетом их возврата), обязательных сборов и штрафов. Располагаемый доход, по рекомендациям МОТ, является наиболее предпочтительной аналитической мерой дохода для многих форм анализа распределения дохода, поскольку она близка к величине, максимально доступной для потребительских расходов домохозяйства в течение учетного периода [7].

Сведения об индексе потребительских цен на непродовольственные товары и располагаемых ресурсах домашних хозяйств в поквартальной динамике опубликованы на официальном сайте Федеральной службы государственной статистики РФ. Средний ежеквартальный обменный курс доллара ЦБ рассчитан автором по официальным данным Центробанка.

Признак X4 (квартал) введен в модель регрессии в связи с тем, что данные представлены не в пространстве, а в виде динамических рядов.

В качестве результирующей переменной Y принят индекс кредитного доверия (ИКД) домохозяйств (в поквартальной динамике, по данным обследований ВЦИОМ). ВЦИОМ проводит выборочное наблюдение «Экспресс», данные которого отражают параметры кредитного поведения домашних хозяйств Российской Федерации, а именно: индексы потребительского и кредитного доверия, отношение россиян к банкам и долю тех, кто считает, что сейчас лучше потратить зарплату или пенсию. Проводимое Центром исследование охватывает все федеральные округа Российской Федерации, в нем принимают участие 1600 человек в 130 населенных пунктах в 42 областях, краях и республиках России. Методом проведения опроса является интервьюирование на дому у респондента.

Репрезентативность данных обеспечивается попаданием в выборку наиболее представительных по численности и типичных, то есть похожих на остальные субъекты регионов, соблюдением пропорций в численности населения и опрошенных между населенными пунктами разного типа, случайным отбором участков и маршрутов. Для данной многоступенчатой стратифицированной выборки с пошаговым отбором домохозяйств, с применением квот на последнем этапе отбора максимальный размер ошибки с вероятностью 95 % не превышает 3,5 %.

Индекс кредитного доверия показывает, насколько благоприятным россияне считают нынешнее время для кредитования. Индекс строится на основе вопроса: «Как Вы думаете, сейчас хорошее время, чтобы брать кредиты, или нет?». Ответу «Скорее хорошее» присваивается коэффициент 0,9, ответу «Скорее плохое» – 0,1, «Затрудняюсь ответить» – 0,5.

Индекс кредитного доверия измеряется в пунктах и может колебаться в пределах от 10 до 90. Чем выше значение индекса, тем более благоприятным россияне считают текущий момент для взятия кредита [1].

Предварительный корреляционный анализ выявил наличие тесной корреляционной связи между отобранными факторными переменными и результативным признаком. Линейные коэффициенты корреляции составили:

$r_{x1y} = -0,578$; $r_{x2y} = -0,933$; $r_{x3y} = -0,567$; $r_{x4y} = -0,800$.

То есть наиболее тесная парная связь у результативного признака наблюдалась с величиной среднего обменного курса доллара – более 90 %.

Моделирование регрессии с включением всех факторных переменных выявило, что на заданном уровне значимости (90 %) фактор X1 (ИПЦ на непродовольственные товары) не значим в совокупности факторов уравнения. Поэтому дальнейший анализ направлен на построение модели регрессии по трем эндогенным факторам – X2, X3, X4.

Полученная модель оценки регрессии по исследуемым временным рядам в стандартизированном масштабе имеет вид:

$$\tilde{y} = -1,285X2 - 0,291X3 + 0,572X4.$$

При увеличении среднего обменного курса доллара на 1 единицу, ИКД снижается на 1,3 единицы; при росте располагаемых доходов домохозяйств на 1 единицу – ИКД снижается на 0,3 единицы. Изменение периода увеличивает результативный показатель на 0,57 единиц.

Коэффициент детерминации модели составил 0,906, из чего следует, что 90,6 % вариации результативного признака обусловлено вариацией вошедших в модель факторов. Значение статистики Фишера – 45,2. Стандартная ошибка оценки уравнения регрессии составила 2,635.

Средний обменный курс доллара оказывает наибольшее влияние на снижение индекса кредитного доверия, а разнонаправленность тенденций анализируемых показателей отчетливо просматривается на графике (рисунок 1). Усиление разнонаправленности особенно сильно выражено, начиная с периода III квартала 2014 года.

Оценка адекватности полученной модели проводилась на основе проверки остатков на близость к нормальному распределению и отсутствие автокоррелированности. В ряду остатков не выявлена автокорреляция, их распределение близко к нормальному. Проверка полученной модели регрессии на значимость и адекватность позволяет использовать ее для экономического анализа и прогнозирования.

Можно сделать вывод о тесном отрицательном влиянии на индекс кредитного доверия домашних хозяйств среднего обменного курса доллара и рас-

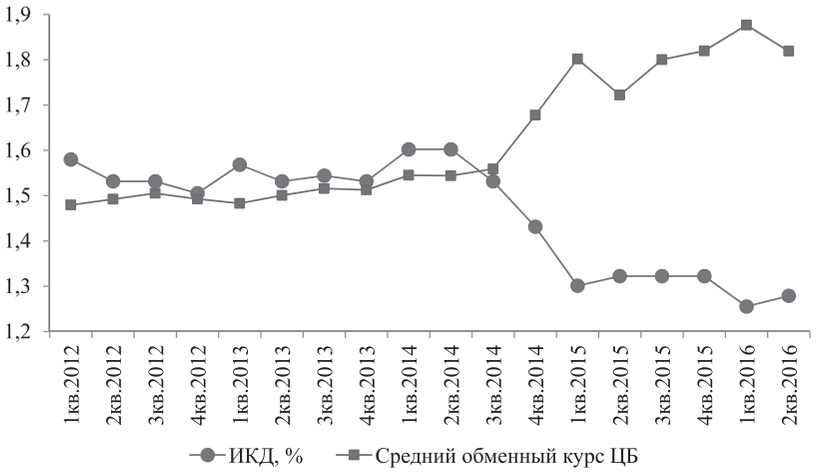

Рисунок 1. Динамика индекса кредитного доверия и среднего обменного курса доллара (*Источник:* Центробанк РФ, ВЦИОМ)

полагаемых доходов. Падение курса национальной валюты обуславливает склонность домохозяйств к сбережению, а не к заимствованию, а увеличение располагаемого дохода снижает мотивацию домашних хозяйств к приобретению товаров в кредит. Стоит принимать во внимание и ментальность россиян. Довольно часто домохозяйства предпочитают для решения своих материальных проблем обращаться к помощи родственников, друзей и знакомых, не прибегая к банковскому кредиту, в то время как, например, в США и странах Евросоюза потребительское кредитование является одним из самых распространенных видов банковских услуг.

Исследования в рамках проекта «Мониторинг финансовой активности населения России», проводимые Исследовательской группой ЦИРКОН [4] также отразили, что за десять лет наблюдений выросла доля респондентов, ориентирующихся на самостоятельное решение проблем и использование резервов в случае ухудшения материального положения. В 2015 году по сравнению с 2013 годом практически на треть (30 %) уменьшилась среди опрошенных доля домашних хозяйств, которые в случае трудной ситуации, планируют воспользоваться потребительским кредитом.

Литература

1. База социологических данных ВЦИОМ [Электронный ресурс] / Всероссийский центр изучения общественного мнения. – Режим доступа: http://wciom.ru/database/ – (дата обращения: 2.09.2016).

2. Галишникова, Е.В. Финансовое поведение населения: сберегать или тратить / Е.В. Галишникова // Финансовый журнал. – 2012. – № 2. – С. 133–140.

3. Гондик, Н.Ю. Финансовое поведение населения: теоретические аспекты / Н.Ю. Гондик // Maser's Journal. – 2014. – № 1. – С. 330–333.

4. Динамика финансовой активности населения России 1998-2015. Аналитический доклад [Электронный ресурс] / Экономическая социология. – Режим доступа: http://www.zircon.ru/publications/ekonomicheskaya-sotsiologiya/ – (дата обращения: 2.10.2016).

5. Орлова, Н. Банковский сектор: основные риски в 2016 году связаны с сегментом кредитования [Электронный ресурс] / Н. Орлова. – Режим доступа: http://arb.ru/banks/analitycs/bankovskiy_sektor_osnovnye_riski_v_2016_godu_svyazany_s_segmentom_kreditovaniya-9963279 – (дата обращения: 10.09.2016).

6. Осипов, А.В. Долговое поведение домохозяйств: типология и параметры [Электронный ресурс] / А.В. Осипов // Гуманитарные научные исследования. – 2015. – № 9. – Режим доступа: http://human.snauka.ru/2015/09/12661 – (дата обращения: 2.09.2016).

7. Статистика доходов и расходов домохозяйств [Электронный ресурс] / Международная организация труда. – Режим доступа: http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/meetingdocument/wcms_087597.pdf – (дата обращения: 12.09.2016).

8. Тетушкин, В.А. Маркетинговый анализ финансового поведения граждан РФ в кризисных экономических условиях [Электронный ресурс] / В.А. Тетушкин // «Professional Science». – 2016. – № 2. – Режим доступа: http://scipro.ru/article/03-03-16 – (дата обращения: 10.09.2016).

9. Федоров, Е.А. Специфика экономического поведения домохозяйств на рынках потребительского кредитования: дис. ... канд. экон. наук: 08.00.01 / Е.А. Федоров. – Саратов, 2014. – 150 с.

10. Ярашева, А.В. Сберегательные и кредитные стратегии домохозяйств / А.В. Ярашева, Ю.В. Бурдастова // Народонаселение. – 2013. – № 2. – С. 94–102.

УДК 311:339.13:338.439.637.1(470+571)

С.Н. Морозова, кандидат экономических наук, старший преподаватель кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: morozovasnik@rambler.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ СОСТОЯНИЯ РЫНКА ПРОИЗВОДСТВА И ПОТРЕБЛЕНИЯ МОЛОКА В РОССИИ И ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

В статье проводится сравнительный анализ состояния рынков производства и потребления молочной продукции в Российской Федерации и Оренбургской области. В стране ситуация сложилась таким образом, что объем потребляемого молока на душу населения значительно превышает объем производимой продукции. Дефицит покрывается за счет импорта молока и молочной продукции из-за рубежа, в большей мере – из Республики Беларусь. Сложившиеся в конце 2014 года экономические и внешнеполитические условия, в которых работают участники молочного рынка, приводят к ускоренному развитию негативных для молочной отрасли тенденций. На региональном рынке складывается обратная ситуация: объемы производства молока и молочной продукции превышают объемы потребления на душу населения. Оренбургская область длительное время является одним из лидеров отечественного рынка производства молочной продукции. Однако введение специальных экономических мер в 2014 году стало одной из причин снижения объемов производства в области. Проведено аналитическое выравнивание тенденций в объемах производства и потребления молока в Оренбургской области, рассчитаны прогнозные значения данных показателей.

Ключевые слова: *производство, потребление, молочная продукция, импорт молока, моделирование тенденции, поддержка производителей.*

Молочная отрасль России находится сегодня в очень непростом положении. Данная ситуация сложилась под влиянием ряда факторов, таких как низкая инвестиционная привлекательность отрасли, увеличение стоимости кредитных ресурсов и себестоимости производимой продукции. В результате на рынке существует дефицит молока-сырья, сохраняется зависимость отечественной молочной отрасли от импорта молока и молочных продуктов.

Немаловажно то обстоятельство, что молоко является одним из основных компонентов потребительской корзины, которая используется в расчетах прожиточного минимума различных категорий населения. Так, в минимальном продуктовом наборе потребительской корзины на молоко и молочную продукцию в год для трудоспособного населения отводится 290 кг, для пенсионеров – 257,8 кг, для детей – 360,7 кг. В 2015 году на одного среднестатистического россиянина приходилось примерно 239 кг этой продукции. Это практически вдвое меньше рассчитанных норм, которые рекомендуют специалисты по питанию [3].

Представленная ниже диаграмма динамики среднедушевых объемов производства и потребления молока в РФ за 2005–2015 годы наглядно отражает превышение объема потребления по сравнению с объемом производства (рисунок 1).

В 2015 году в России произведено 30,8 млн т сырого молока. Если пересчитать данный показатель на душу населения, то его величина составит 210,4 кг на человека. При этом национальный рынок производства молока и молочной продукции в Российской Федерации является основным. В то же время возросшая себестоимость производства на территории России, а также недоступность для производителей кредитных ресурсов из-за высоких процентных ставок привели к значительному снижению доходности предприятий-производителей. Основными причинами импорта можно также назвать нехватку сырья, техническую отсталость предприятий-производителей, высокий уровень цен на сырое молоко.

Изменение объемов импорта молока и молочных продуктов (в пересчете на молоко) в России в 2005–2015 годы отражено на рисунке 2.

Введение с августа 2014 года специальных экономических мер в отношении ряда стран, поставлявших сельскохозяйственную, в том числе молочную продукцию в РФ, способствовало существенному сокращению импортных поставок молокопродуктов в Россию. Аналитики центра агробизнеса справедливо отмечают, что эти меры «позволили освободить нишу на внутреннем рынке, однако они же стали причиной значительных ограничений расширения присутствия на внутреннем рынке отечественных производителей» [8]. Страны, которые ранее обеспечивали более 35 % всего импорта молочных продуктов, ушли с российского рынка. В рассматриваемом периоде максимальный объем импорта приходился на 2013 год, его величина составляла 9,4 млн тонн. В 2015 году по сравнению с 2013 годом объем импортируемой молочной продукции снизился на четверть. В настоящее время приоритетным торговым партнером РФ по поставкам молочного сырья является Республика Беларусь, на которую приходится около 85 % всего импорта данной продукции (рисунок 3).

Рисунок 1. Динамика среднедушевых объемов производства и потребления молока в России за 2005–2015 годы, кг.

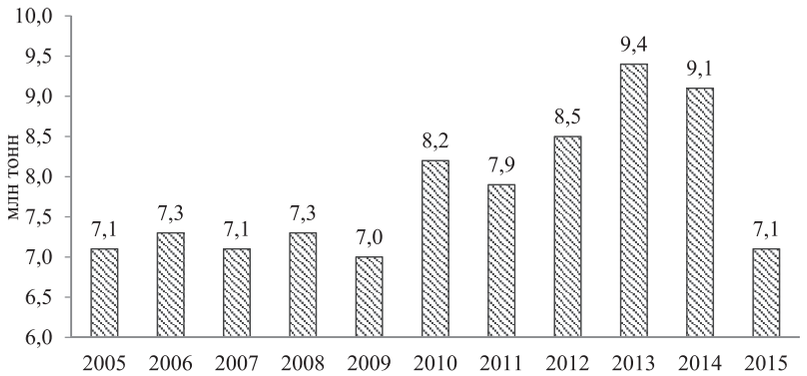

Рисунок 2. Объем импорта молока и молочных продуктов в России, млн тонн

Рисунок 3. Структура объемов импорта молока и молокопродуктов в 2015 году

Оренбургская область в 2015 году входила в десятку лидеров по производству молока среди регионов России, находясь на восьмом месте (рисунок 4). На долю региона приходилось 2,6 % общего объема производства страны.

Среднедушевое потребление молока и молочных продуктов в области составляло 310 кг – это 91 % от минимальной нормы, рекомендованной специалистами по питанию.

Следует отметить, что в Оренбургской области по сравнению со среднероссийскими показателями величина объема производимого молока в исследуемый период (2005–2015 годы) превышала среднедушевой объем его потребления. Этот факт позволяет сделать вывод, что в области часть молочной продукции реализовывалась на общероссийском рынке, а потребности жителей области в молоке в анализируемом периоде полностью удовлетворялись местной продукцией. Соотношение объемов производства и среднедушевого потребления молока в области отражены в динамике на рисунке 5.

На следующей диаграмме (рисунок 6) отражены исходные и выравненные уровни объемов среднедушевого производства молока в области.

Для оценки адекватности модели тренда проведен анализ остатков на нормальность распре-

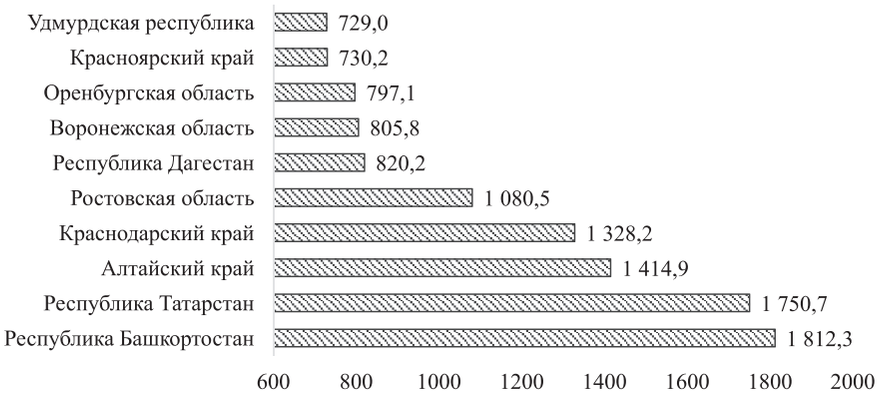

Рисунок 4. Лидеры по производству молока в РФ в 2015 году, тыс. тонн

Рисунок 5. Производство и среднедушевое потребление молока в Оренбургской области за 2005–2015 годы, кг

Рисунок 6. Результаты моделирования тенденции производства молока на душу населения в Оренбургской области

деления. Дополнительно проведен расчет коэффициентов автокорреляции остатков, отразивший отсутствие зависимостей в анализируемом ряду.

Согласно полученной модели при условии сохранения выявленной тенденции прогнозное значение среднедушевого производства молока в области в 2016 году составит 377,7 кг.

На протяжении всего рассматриваемого периода объем среднедушевого потребления молока в области увеличивался, за исключением 2015 года, в котором произошло снижение данного показателя на 1 % по сравнению с прошлым годом. Для оценки рассматриваемой динамики построено степенное уравнение тренда (рисунок 7).

Прогнозное значение объема потребления молока на душу населения в Оренбургской области при условии сохранения тенденции составит в 2016 году 306,8 кг.

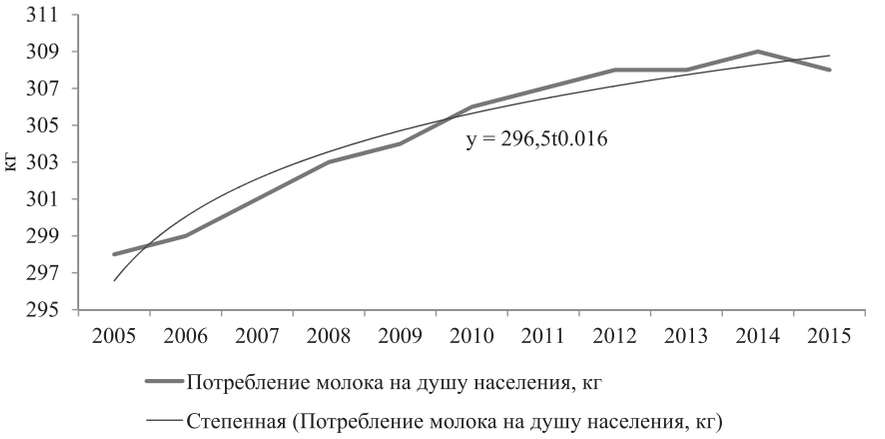

Рисунок 7. Фактические и модельные данные объема потребления молока на душу населения в Оренбургской области

Для соответствия качества молочной продукции запросам потребителей необходимо ужесточение ответственности производителя за нарушение технического регламента в части маркировки молочной продукции, в частности за отсутствие на этикетке информации о наличии жиров немолочного происхождения и реализации молокосодержащей продукции под видом молочной. Также для сохранения положительной тенденции в производстве молока в регионе необходима государственная поддержка производителей. Например, субсидирование производства молока, возмещение части затрат на уплату процентов по кредитам, развитие программы импортозамещения, борьба с фальсификатом.

Литература

1. Афанасьев, В.Н. Эконометрика для бакалавров: учебник / В.Н. Афанасьев, Т.В. Леушина, Т.В. Лебедева, А.П. Цыпин. – Оренбург: Изд-во: Оренбургский государственный университет, 2014. – 434 с.

2. Афанасьев, В.Н. Статистический анализ основных социально-экономических индикаторов экономики Оренбургской области / В.Н.Афанасьев // Вестник НГУЭУ. – 2013. – № 4. – С. 101–125.

3. Горощенко, Л.Г. Тенденции развития российского рынка молочных продуктов / Л.Г. Горощенко // Молочная промышленность. – 2009. – № 3. – С. 10–13.

4. Лаптева, Е.В. Статистическое исследование конкурентоспособности молока на региональном рынке: по материалам Оренбургской области: автореферат диссертации кандидата экономических наук: 08.00.12. / Е.В. Лаптева. – Оренбург, 2009. – 22 с.

5. Лабинов, В.В. Молочный рынок: состояние и прогнозы / В.В. Лабинов // Молочная промышленность. – 2009. – № 3. – С. 5–9.

6. Любчич, В.В. Статистическое исследование динамики производства молока / В.В. Любчич // Аграрная наука. – 2010. – № 12. – С. 5–6.

7. Морозова, С.Н. Совершенствование системы статистических методов в управлении качеством: автореф. дисс. канд. экон. наук: 08.00.12. / С.Н. Морозова. – Оренбург, 2011. – 20 с.

8. Мхитарян, В.С. Статистический анализ эффективности производства и потребления молочной продукции / В.С. Мхитарян, Л.В. Ручинская // Экономика, Статистика, Информатика. – 2013. – № 4. – С. 154–158.

9. Смертина, Е.Н. Исследование регионального рынка молочных продуктов / Е.Н. Смертина // Экономика сельскохозяйственных и перерабатывающих предприятий. – 2007. – № 1. – С. 36–42.

10. Цыпин, А.П. Изучение влияния социально-экономических факторов на развитие рынка молочной продукции в России / Т.Н. Тимофеева, А.П. Цыпин // Экономика и предпринимательство. – 2014. – № 3 (44). – С. 192–199.

УДК 338.439: 330.43

С.В. Панкова, доктор экономических наук, профессор кафедры бухгалтерского учета, анализа и аудита, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: panksv@mail.ru

А.П. Цыпин, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: zipin@yandex.ru

В.В. Попов, кандидат экономических наук, доцент кафедры таможенного дела, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: popovvv1@yandex.ru

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ НЕКОТОРЫХ АСПЕКТОВ ПРОДОВОЛЬСТВЕННОЙ БЕЗОПАСНОСТИ РОССИИ

Внешнеэкономические угрозы порождают в современной России необходимость обеспечивать граждан качественным продовольствием в достаточных количествах, отсюда следует более пристальное внимание к проблеме продовольственной безопасности страны. В связи с этим целью написания статьи является оценка уровня самообеспечения основными продуктами питания, как одного из аспектов продовольственной безопасности России. В ходе исследования командой авторов были использованы такие статистические методы анализа, как табличный и графический, коэффициентный, кластерный, корреляционно-регрессионный. В качестве основных результатов проделанной работы можно назвать: разработана схема проведения статистического исследования продовольственной безопасности России; установлено наличие угрозы утраты продовольственной безопасности в связи с девальвацией рубля, падением уровня жизни населения и значительным снижением производства; выявлена существенная дифференциация субъектов России по уровню обеспеченности продовольствием. Полученные выводы и результаты могут быть использованы в дальнейших исследованиях проблемы продовольственной безопасности как независимыми исследователями, так и служащими государственных органов управления.

Ключевые слова: *продовольственная безопасность, сельскохозяйственное производство, продукты питания, самообеспечение, эконометрическое моделирование.*

События последних лет показали, как сильно зависит экономика России от внешних факторов, в частности, изменение мировых цен на нефть вынудила Правительство РФ принять жесткие меры, что в конечном итоге привело к девальвации национальной валюты в два раза. Соответственно, многие импортные товары стали недоступны или доступны не в должном объеме, к тому же покупательная способность населения резко снизилась. Все это привело к тому, что возникла угроза потери продовольственной безопасности станы в отношении некоторых видов продуктов питания. В этой связи выделенная проблема «зазвучала» по новому и перед экономической наукой встают новые задачи по ее изучению.

При разработке материалов были учтены мнения отечественных ученых, рассматривавших проблемы измерения продовольственной безопасности, среди которых можно выделить: Анищенко А.Н. [1], Гафуров Ш.И. [2], Григорьева М.А. [3], Гумеров Р.Р. [4], Корнев В.М. [5], Лысоченко А.А. [6], Мартынов К.П. [7], Морозюк Н.С. [8], Чекавинский А.Н. [13]. Также необходимо указать на некоторый задел коллектива авторов в области теоретического и практического изучения продовольственной безопасности России, отраженный в ряде научных статей [9, 10, 11, 12].

При разработке выделенной тематики была использована классическая схема статистического исследования с учетом особенностей имеющейся информации (рисунок 1).

Далее кратко остановимся на выделенных этапах исследования и укажем основные результаты.

На первом этапе исследования была решена задача формирования массива исходной статистической информации, при этом использовались статистические сборники, справочники, ежегодники, в частности: Российский статистический ежегодник, 2015: стат. сб. / Росстат. – Москва: 2015. – 728 с.; Сельское хозяйство, охота и охотничье хозяйство, лесоводство в России, 2015: стат. сб. / Росстат – Москва: 2015. – 201 с.; Регионы России. Социально-экономические показатели, 2015: стат. сб. / Росстат. – Москва: 2015. – 1266 с.

Указанные источники позволяют сформировать систему статистических показателей, характеризующих продовольственную безопасность и факторы, оказывающие влияние на ее уровень (рисунок 2).

На втором этапе, на основе собранной информации, в рамках сформированной системы статистических показателей была проведена проверка пространственных и панельных данных на однородность. При этом в первом случае выявлена не-

1. Статистическое наблюдение
- сбор статистических данных документальным способом, характеризующих продовольственную безопасность России
- формирование системы статистических показателей

2. Статистическая группировка
- сопоставление уровней временного ряда
- формирование длинного временного ряда
- оценка однородности совокупности

3. Статистический анализ
- периодизация временного ряда
- кластеризация единиц совокупности
- эконометрическое моделирование и прогнозирование

Рисунок 1. Концептуальная схема статистического исследования продовольственной безопасности России (*Примечание:* разработано авторами)

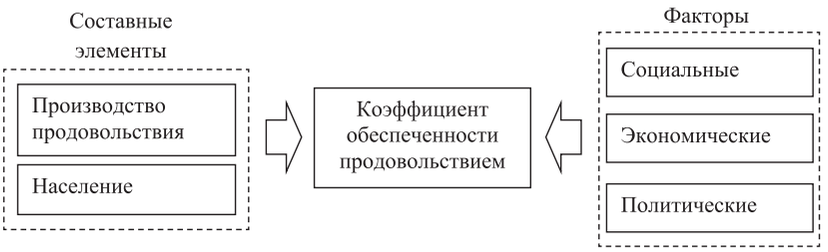

Рисунок 2. Укрупненная система показателей, характеризующих продовольственную безопасность страны (региона)

однородность по ключевым показателям, что обусловило необходимость проведения кластеризации. Во втором случае, были удалены «выбросы», что позволило свести неоднородность к приемлемому минимуму.

При формировании временных рядов команда авторов столкнулась с проблемой несопоставимости уровней: во-первых, территориальные различия, проблема была устранена посредством использования до 1991 года данных по РСФСР, что по территории практически совпадает с современными границами России; во-вторых, инфляционные процессы, решением проблемы было использование индекса потребительских цен и переход (если это было возможным) к относительным показателям; в-третьих, смена методики сбора и (или) учета информации, выходом из затруднения явилось применение переходных коэффициентов и перегруппировка.

На третьем этапе проводимого исследования, с использованием дескриптивных статистик, эконометрического инструментария и некоторых алгоритмов многомерной статистики, были установлены закономерности развития показателей, характеризующих продовольственную безопасность России, а также выявлено и измерено влияние факторов на ключевые показатели продбезопасности.

Обратимся к результатам проведенного исследования и раскроем основные моменты в разрезе типов данных.

1. Анализ временных рядов, показателей продовольственной безопасности России позволил нам вскрыть основные закономерности развития изучаемого явления во времени, так согласно данным, представленным в таблице 1, наблюдается ухудшение положения в середине 1990-х годов по всем представленным показателям.

Данная закономерность ожидаема, так как в этот период обострились негативные процессы, связанные с трансформацией экономики России, и прежде всего: падение уровня производства по всем отраслям экономики; разрыв внутрихозяйственных связей; девальвация национальной валюты; рост рыночных цен; снижение уровня жизни населения; увеличение числа безработных. Выделенные негативные тенденции вышли в «нормальное русло» лишь к середине 2000-х годов, что мы наблюдаем по изменению значений рассматриваемых показателей.

Если проводить сопоставление современного периода (2014 год) с советским периодом (1990 год), то можно констатировать отставание по некоторым показателям, так доля потребительских расходов снизилась на 4,5 процентных пункта, что можно считать положительным моментом, а вот покупательная способность среднедушевых денежных доходов населения в отношении молока снизилась на 146,4 литра в месяц, что необходимо считать отрицательной динамикой, то есть граждане России

Таблица 1. Динамика показателей продовольственной безопасности России

Год	Потребительские расходы домашних хозяйств на продукты питания, %	Покупательная способность среднедушевых денежных доходов населения, в месяц			Пищевая ценность, грамм в сутки			Энергетическая ценность, ккал в сутки
		Говядина, кг.	Молоко цельное, л	Хлеб и булочные изделия из пшеничной муки, кг.	белки	жиры	углеводы	
1990	31,5	68,0	716,7	551,3	74	98	349	2591
1995	49,0	49,3	238,3	205,0	61	77	336	2293
2000	47,6	40,6	313,0	228,9	73	99	338	2551
2005	31,5	61,6	543,1	424,3	71	96	368	2630
2010	28,0	84,9	548,4	558,2	77	105	348	2652
2011	27,9	78,8	519,1	500,5	77	105	341	2624
2012	26,2	79,3	602,2	590,6	78	105	341	2633
2013	26,2	87,3	630,5	620,9	78	106	337	2626
2014	27,0	89,5	570,3	594,3	78	105	333	2603

могут позволить приобрести меньше молока из-за его дороговизны, а значит снижается доступность к базовому (социальному) продукту питания.

Еще одним важным показателем, характеризующим уровень продовольственной безопасности, является обеспеченность населения продуктами питания. При этом нормативы потребления в соответствии с Приказом Министерства здравоохранения РФ от 19.08.2016 г. № 614 «Об утверждении рекомендаций по рациональным нормам потребления пищевых продуктов, отвечающих современным требованиям здорового питания» следующие: хлебные продукты (хлеб и макаронные изделия в пересчете на муку, мука, крупы, бобовые) – 96 кг в год, что дает цифру в зерне равную 221 кг в год; мясопродукты – 73 кг в год; молоко и молокопродукты всего в пересчете на молоко – 325 кг в год (рисунок 3).

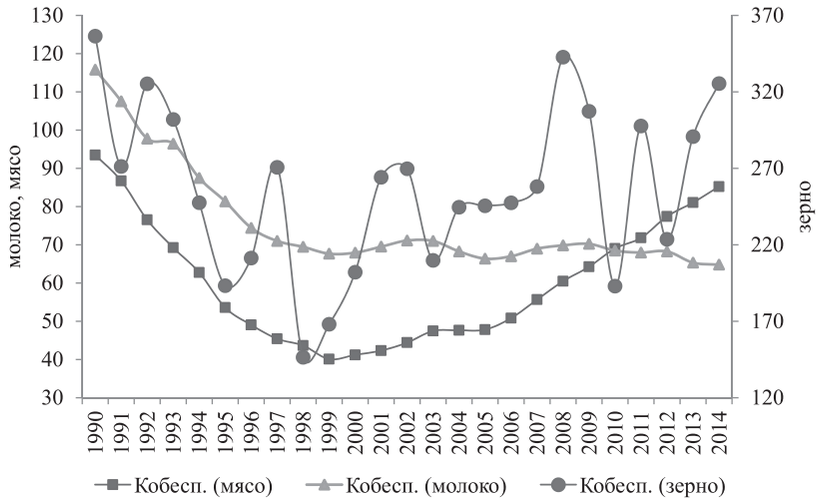

Рисунок 3. Динамика коэффициента обеспеченности (Кобесп.) населения основными сельскохозяйственными продуктами, %

Представленные данные указывают, что в текущий период по производству мяса Россия практически достигла значений советского периода, но все равно не превысила 100 %. Тенденция по молоку, на рассматриваемом интервале, отрицательная и продолжает снижаться. Соответственно недостающий объем восполняется за счет импорта. Так на момент 2015 года, согласно продовольственным балансам, в России порядка 16,4 % от всех ресурсов мяса и мясопродуктов и 19,4 % молока и молокопродуктов импортировалось из-за рубежа. Выявленная закономерность указывает на угрозу продовольственной безопасности страны.

Что касается обеспеченности зерном, то, несмотря на экстремальные погодные условия и несоблюдение техники возделывания, на протяжении 1990–2014 годов наблюдается многократное превышение производства над потребностями страны. Другим вопросом, требующим детальной проработки, является качество собранной пшеницы, так как для выпечки хлеба и производства макарон используются сорта твердой пшеницы высшего и первого классов. Ответить на поставленный вопрос, опираясь на статистические данные, без привлечения широкого круга экспертов, мы не можем.

2. Обращение к данным в разрезе субъектов РФ показывает, что присутствует значительная региональная вариация, это обусловлено природно-климатическими и территориальными особенностями субъектов России. Так, в некоторых областях отсутствует возможность вести сельское хозяйство, например регионы крайнего севера. Отсюда следует, что рассматриваемая совокупность неоднородна по своему составу, то есть выделяются субъекты-доноры и субъекты-реципиенты продовольствия.

В связи с этим была проведена многомерная группировка с помощью кластерного анализа. Рассматриваемая совокупность распадается на 3 группы, которые не равнонаполнены, так в первую вошли 8 объектов, во вторую 20 и в третью 52.

Первая группа объединила субъекты РФ с высокими значениями коэффициента обеспеченности зерном и мясом, но недостаточным объемом обеспеченности молоком (средние значения по кластеру $К_{обесп.}$(зерно) =1294,4; $К_{обесп.}$(мясо) = 302,4; $К_{обесп.}$ (молоко) = 79,1). Это регионы, в которых благодаря климатическим условиям развито зерновое производство: Ростовская область, Ставропольский край, Краснодарский край и другие.

Второй кластер наполнен субъектами, которые полностью обеспечивают себя рассматриваемыми продуктами питания (внутригрупповые средние $К_{обесп.}$(зерно) = 536,9; $К_{обесп.}$(мясо) = 125,8; $К_{обесп.}$ (молоко) = 103,9).

И наконец третий кластер – это объекты, ресурсы которых недостаточны для обеспечения живущего населения продовольствием (средние значения по группе $К_{обесп.}$(зерно) = 86,5; $К_{обесп.}$(мясо) = 64,5; $К_{обесп.}$ (молоко) = 58,9).

Вариация значений рассчитанных коэффициентов, указывает на различия в механизмах формирования продовольственной безопасности, то есть в наборах факторов, поэтому при эконометрическом моделировании необходимо учитывать данный аспект.

В качестве независимых переменных используем «классические» факторы и специфические показатели: X1 – доля занятого населения в сельском хозяйстве в общей численности рабочее силы региона, %; X2 – удельный вес основных фондов сельского хозяйства в общем объеме, %; X3 – доля убыточных сельскохозяйственных предприятий, %; X4 – посевные площади зерновых и зернобобовых культур, тыс. га; X5 – поголовье крупного рогатого скота, тыс. гол; X6 – импорт продовольственных товаров и сельскохозяйственного сырья, млн долларов США.

Для выявления набора факторов, оказывающих влияние на коэффициенты обеспеченности субъектов, была построена матрица парных коэффициентов корреляции. Оцененные значения коэффициента корреляции указывают, что основные факторы производства – это рабочая сила и основные фонды, они оказывают влияние на все коэффициенты обеспеченности в исходной совокупности (коэффициенты корреляции больше 0,5). Ожидаемым является влияние на обеспеченность молоком, наличие крупного рогатого скота.

Если перейти к рассмотрению внутригруппового влияния, то однозначной картины не наблюдается (таблица 2).

Обобщая полученные результаты, можно сде-

Таблица 2. Результаты оценки параметров эконометрических моделей влияния факторов на коэффициенты обеспеченности населения продовольствием

Показатели	2 кластер			3 кластер		
	$К_{обесп.}$ (зерно)	$К_{обесп.}$ (мясо)	$К_{обесп.}$ (молоко)	$К_{обесп.}$ (зерно)	$К_{обесп.}$ (мясо)	$К_{обесп.}$ (молоко)
X1						
X2		10,66			11,24	
X3						
X4	0,16			0,07		
X5			0,09			0,07
X6						
св. член	51,2	26,42	41,02	465,60	54,84	80,38
R^2	0,51	0,28	0,28	0,23	0,23	0,22
Fфакт	50,65	18,66	18,61	5,41	5,50	4,98

Примечание: параметры моделей статистически значимы на 5 % уровне; моделирование по кластеру № 1 не проводилось ввиду его малочисленности

лать промежуточный вывод, что наблюдается дифференциация субъектов России по уровню обеспеченности основными сельскохозяйственными продуктами, при этом в выделенных кластерах действуют различные механизмы формирования значений результативных переменных.

3. Сформированная панель, имеет размер 80 объектов (субъекты Российской Федерации), 5 лет (2010–2014 годы) и 6 признаков (X1–X6).

В результате тестирования нескольких эконометрических моделей (общая модель, модель с фиксированными эффектами, модель со случайными эффектами) было установлено, что предпочтительнее всего будет использовать регрессионную модель с фиксированными эффектами. То есть получаем, что каждый субъект Российской Федерации можно считать «уникальным» и он не может рассматриваться как результат случайного выбора из некоторой генеральной совокупности (таблица 3).

Таблица 3. Результаты построения моделей с фиксированными эффектами для коэффициентов обеспеченности зерном, мясом и молоком

Показатели	$K_{обесп.}$(зерно)	$K_{обесп.}$(мясо)	$K_{обесп.}$ (молоко)
X1	-27,78	-12,32	
X2	36,49	13,16	-0,84
X3	-3,87		
X4	0,72	0,10	
X5	-0,71		0,14
X6			
св. член	251,16	95,74	43,87
Примечание: параметры моделей статистически значимы на 5 % уровне			

Полученные результаты построения регрессионных моделей на основе панельных данных позволяют сделать следующий вывод: к разработке стратегии повышения продовольственной безопасности регионов России необходимо подходить достаточно взвешенно, категорически противопоказано использовать типовые процедуры, так как сильны индивидуальные эффекты и набор факторов, оказывающих влияние на обеспеченность продовольствием, разнится.

Подводя итог проделанной работы, можно сделать ряд выводов: во-первых, нами предложена концептуальная схема статистического исследования продовольственной безопасности России; во-вторых, в настоящее время существует угроза утраты продовольственной безопасности в связи с такими явлениями, как девальвация рубля, падение уровня жизни населения и значительное снижение внутреннего производства, что, в первую очередь, проявляется в обеспечении базовыми (социальными) продуктами питания; в-третьих, выявлена дифференциация субъектов России по уровню обеспеченности продовольствием, что подтверждается проявлением различных наборов факторов в каждой из выделенных групп; в-четвертых, выявлены сильные индивидуальные эффекты (особенности) регионов, что накладывает определенные ограничения при разработке стратегии по увеличению продовольственной безопасности субъектов РФ.

Литература

1. Анищенко, А.Н. Оценка продовольственной безопасности региона / А.Н. Анищенко // Проблемы развития территории. – 2013. – № 4 (66). – С. 30–39.

2. Гафуров, Ш.И. Проблемы продовольственной безопасности России / Ш.И. Гафуров // Science Time. – 2014. – № 12 (12). – С. 94–102.

3. Григорьева, М.А. Оценка уровня продовольственной безопасности Российской Федерации / М.А. Григорьева // Национальная безопасность. – 2012. – № 2. – С. 4–8.

4. Гумеров, Р.Р. Методологические вопросы измерения и оценки национальной продовольственной безопасности / Р.Р. Гумеров // Менеджмент и бизнес-администрирование. – 2011. – № 2. – С. 20–32.

5. Корнев, В.М. Понятие агропродовольственной системы страны в аспекте международных статистических сопоставлений / В.М. Корнев, О.В. Баканач // Экономические науки. – 2013. – № 100. – С. 160–162.

6. Лысоченко, А.А. Методология определения уровня продовольственной безопасности региона / А.А. Лысоченко // Экономический анализ: теория и практика. – 2009. – № 4. – С. 47–51.

7. Мартынов, К.П. Проблемы оценки продовольственной безопасности России / К.П. Мартынов // Теория и практика общественного развития. – 2014. – № 14. – С. 94–97.

8. Морозюк, Н.С. Индикаторы оценки продовольственной безопасности / Н.С. Морозюк // Управление проектами и развитие производства. – 2012. – № 2. – С. 1–6.

9. Панкова, С.В. Статистический анализ динамики производства основных сельскохозяйственных продуктов России и США за период 1940 - 2012 гг. / С.В. Панкова, А.П. Цыпин // Интеллект. Инновации. Инвестиции. – 2016. – № 4. – С. 39–44.

10. Панкова, С.В. Статистическое изучение долговременных тенденций в сельском хозяйстве Оренбургской области / С.В. Панкова, А.П. Цыпин // Экономический анализ: теория и практика. – 2014. – № 29 (380). – С. 25–33.

11. Попов, В.В. Состояние продовольственной безопасности страны в условиях политики импортозамещения / В.В. Попов // Азимут научных исследований: экономика и управление. – 2016. – № 3 (16). – С. 163–165.

12. Цыпин, А.П. Влияние состояния промышленности на продовольственную безопасность региона / А.П. Цыпин // Азимут научных исследований: экономика и управление. – 2016. – Т. 5. – № 3 (16). – С. 209–211.

13. Чекавинский, А.Н. Моделирование продовольственной безопасности региона / А.Н. Чекавинский, Р.Ю. Селименков // Экономические и социальные перемены: факты, тенденции, прогноз. – 2014. – № 4 (34). – С. 226–235.

Научная работа выполнена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда, номер проекта № 16-32-00061.

УДК 336.24: 311.13

Ю.В. Рожкова, кандидат экономических наук, доцент кафедры таможенного дела, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: rogkova69@mail.ru

В.В. Попов, кандидат экономических наук, доцент кафедры таможенного дела, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: popovvv1@yandex.ru

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ ПРИЧИН СНИЖЕНИЯ ТАМОЖЕННЫХ ДОХОДОВ ФЕДЕРАЛЬНОГО БЮДЖЕТА

Целью настоящей статьи является выявление факторов, обуславливающих снижение объемов таможенных платежей в федеральный бюджет Российской Федерации. Для достижения поставленной цели используется следующий статистический инструментарий: дескриптивные статистики, методы наглядного представления информации, элементы анализа временных рядов. В результате применения статистических методов были установлены следующие закономерности: наблюдается всплеск поступлений таможенных платежей в 2015 году, что обуславливается влиянием комплекса факторов и прежде всего экономических санкций против России, девальвацией рубля относительно мировых валют, падением мировых цен на энергоносители, а также неэффективным «налоговым манёвром». Полученные результаты будут полезны исследователям в области внешнеэкономических связей России, а также служащим Федеральной таможенной службы и Казначейства России.

Ключевые слова: *таможенные платежи, таможенные доходы, федеральный бюджет, статистика, динамика, структура, взаимосвязи.*

В настоящее время в мировой экономической системе происходят противоречивые процессы, такие как региональная интеграция и расширение доступа к мировым финансовым ресурсам – с одной стороны, и мировой экономический кризис, ведущий к ожесточению мировой конкуренции, снижению объемов и изменению структуры внешнеторгового оборота, спаду промышленного производства – с другой, которые затрагивают политические и экономические интересы многих стран мира. Поэтому от грамотного и качественного осуществления Федеральной таможенной службой РФ (ФТС) её функций зависит эффективность стратегического развития страны.

В связи с этим опираясь на работы таких авторов как Быркова Е. [1], Васильев А.М. [2], Комарова Е.В. [3], Кулумбекова Т.Е. [4], Орлов И.В. [5], Разин А.В. [10] и другие, а также учитывая научный вклад коллектива авторов [6, 7, 8, 10] в рассматриваемую тему, проведем анализ динамики и структуры поступления таможенных платежей в бюджет РФ, при этом используем такой статистический инструментарий, как дескриптивные статистики, методы визуализации информации и подходы, используемые в анализе временных рядов.

Как следует из Таможенного кодекса Евразийского экономического союза (ЕАЭС), таможенные органы выполняют возложенную на них фискальную функцию за счет взимания таможенных платежей и, тем самым, обеспечивают поступление значительной части денежных средств в федеральный бюджет России и стран участниц ЕАЭС.

До образования Таможенного союза таможенные платежи в России, Казахстане и Беларуси существенно различались по составу, однако объединение выделенных стран привело к унификации структуры платежей и формированию единого перечня элементов, который не потерял своей актуальности и после создания ЕАЭС.

Рассматривая динамику поступления таможенных платежей за 2006–2015 годы, можно сказать, что на всем протяжении анализируемого периода не наблюдается значений меньше 100 %, то есть таможенные органы перевыполняют плановые показатели (рисунок 2).

Значительный «скачок» коэффициента выполнения плана объясняется падением в 2014 году курса рубля по отношению к доллару и евро до среднего уровня в 37,97 руб. и 50,46 руб. соответственно. При расчёте за поставку по внешнеторговому контракту контрагенты используют цену товара в иностранной валюте. Ослабление курса рубля к доллару или евро непременно сопровождается увеличением «рублёвых» цен как на экспортируемые, так и на импортируемые товары, что ведет к увеличению объёма фактических таможенных платежей, так как они рассчитываются в рублях, исходя из таможенной стоимости товара.

Необходимо отметить, что, несмотря на ухудшение экономических отношений со странами ЕС и США, введение экономических санкций против России, уход с российского рынка некоторых крупнейших производителей (General Motors и SsangYong Motor), объёмы внешнеторгового оборота снизились незначительно, на 7,26 %, в том числе со странами Дальнего зарубежья – на 5,77 % и со странами СНГ – на 1,49 % (рисунок 3).

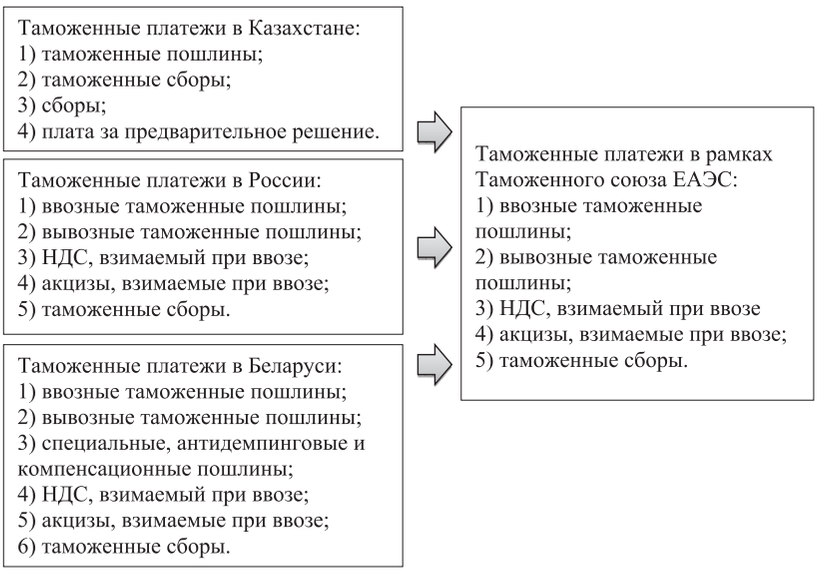

Рисунок 1. Система таможенных платежей в рамках Таможенного союза ЕАЭС (*Источник:* составлено автором)

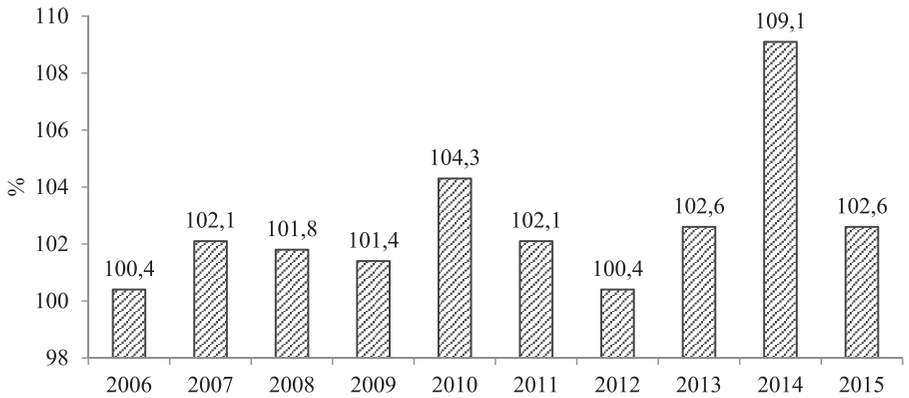

Рисунок 2. Превышение фактически собранных таможенных платежей над плановыми значениями в России за период 2006–2015 годов, %

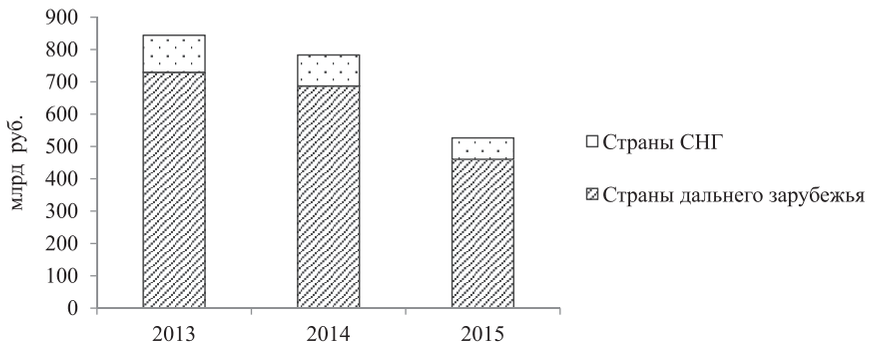

Рисунок 3. Сравнение объёмов внешнеторгового оборота РФ в 2013–2015 годах

Доказательством этого является несущественная отрицательная динамика объёмов декларирования. Количество поданных деклараций в среднем за апрель–декабрь 2014 года составило 411482 штуки. Однако в начале 2015 года произошли значительные изменения, которые негативно сказались на внешнеторговом обороте Российской Федерации, такие как:

– рост доллара и евро до 74,05 руб. и 84,1 руб. соответственно;

– уменьшение объёмов производства многих видов экспортируемых товаров;

– введение в действие системы «Платон»;

– продление взаимных экономических санкций между РФ и странами ЕС и США.

По данным ФТС РФ в 2015 году экспорт сни-

зился на 31,1 %, а импорт на 36,7 %. Результатом явилось снижение объёмов декларирования в 2015 году на 33 % по сравнению с 2014 годом (в среднем в 2015 году было подано 308882 декларации).

Сложившиеся тенденции оказали влияние на поступления таможенных платежей в федеральный бюджет, так в 2015 году в бюджет РФ было перечислено 2780,4 млрд руб. от экспортных операций (56 %), большую часть которых составляли вывозные таможенные пошлины на сырую нефть и продукты нефтепереработки. Именно они и показали наибольший спад (рисунок 4).

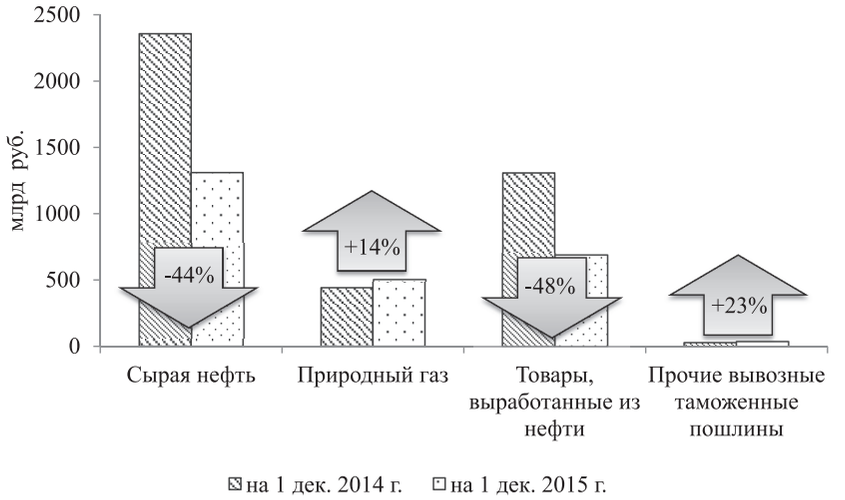

Рисунок 4. Объем поступлений в федеральный бюджет РФ таможенных платежей, млрд руб. [1]

Причиной этому послужило введение в условиях экономического кризиса с 1 января 2015 года так называемого «налогового манёвра», который кардинальным образом изменил принципы налогообложения нефтяной отрасли. Суть данного нововведения заключается в снижении экспортных пошлин на сырую нефть, которое сопровождается ростом ставки налога на добычу полезных ископаемых. В результате с января по декабрь 2015 года ставки экспортных пошлин на сырую нефть упали в 1,9 раза (с 170,2 доллара за тонну до 88,4 долларов за тонну). А с 1 марта 2016 года в соответствии с информацией, полученной от Минэкономразвития РФ от 18.02.2016 «О вывозных таможенных пошлинах на нефть и отдельные категории товаров, выработанных из нефти, на период с 1 по 31 марта 2016 г.», размеры ставок экспортных таможенные пошлин были уменьшены еще в 2,3 раза по сравнению с декабрем 2015 года.

Увеличение добычи нефти до 534,08 млн тонн (на 1,4 %), рост объёма экспорта сырой нефти на 7,6 %, увеличение вывозных таможенных пошлин на «тёмные» нефтепродукты позволили несколько сгладить общее падение поступлений от экспортных пошлин, но не нивелировать его полностью. Поступления от экспорта сырой нефти упали на 44 % до 1310,15 млрд рублей.

Поступления от экспорта товаров, произведённых из сырой нефти, упали на 48 % до 684,22 млрд рублей ввиду того, что падение курса рубля к доллару и общее падение цен на нефть при сохранении себестоимости на выработку «тёмных» нефтепродуктов сделали невыгодным их экспорт. По отдельным нефтеперерабатывающим заводам объёмы переработки снизились до 50 %.

Таким образом, «налоговый манёвр» привёл к негативным последствиям. Это объясняется заложенной в него ценой нефти около 100 рублей за баррель. При снижении экспортной пошлины и росте налога на добычу полезных ископаемых точкой перегиба эффективности является 72 доллара за баррель. Рассчитано, что более низкая цена на нефть приводит к снижению доходов бюджета: при цене 50 долларов за баррель – на 2,1 трлн руб., при 40 долларов за баррель – на 3,2 трлн руб., что составляет 14 % и 21 % от запланированных доходов федерального бюджета, администрируемых таможенными органами соответственно.

Если рассмотреть динамику отчислений от экспорта природного газа, то они имеют положительную тенденцию, за анализируемый период увеличение составило 14 %.

Выросли на 23 % отчисления от прочих вывозных таможенных пошлин, так как России за 2015 год удалось нарастить экспорт рыбы, зерновых, леса и других товаров, облагаемых вывозными пошлинами.

Что касается ввозных таможенных пошлин, то по итогам 2014 года при снижении импорта на 9,2 % поступления от налогов на ввозимые товары упали на 8 %, а от ввозных таможенных пошлин – на 5 %.

В 2015 году по сравнению с 2014 годом при снижении импорта на 36,7 % (184,5 млрд долларов) объём ввозных таможенных пошлин снизился на 4 % до 484,2 млрд рублей, а НДС вырос на 3 % до 1 643,5 млрд руб. Это объясняется прежде всего эффектом от сильной девальвации рубля, который «перекрыл» падение

физических объемов импорта, а также присоединением к ЕАЭС Армении и Киргизии.

По договору собранные таможенные пошлины распределяются между странами ЕАЭС пропорционально объему их внешней торговли (РФ – 85,33 %, Казахстан – 7,11 %, Беларусь – 4,55 %, Армения – 1,11 %, Киргизия – 1,90 %), однако доли рассчитывались ещё в 2014 году, когда падение внешней торговли России было не так значительно.

Торговля других стран ЕАЭС пострадала немного меньше по сравнению с Россией, и в результате пошлин в российский бюджет от других стран поступило почти столько же, сколько в 2014 году – дополнительных 72,7 млрд руб. (рисунок 5).

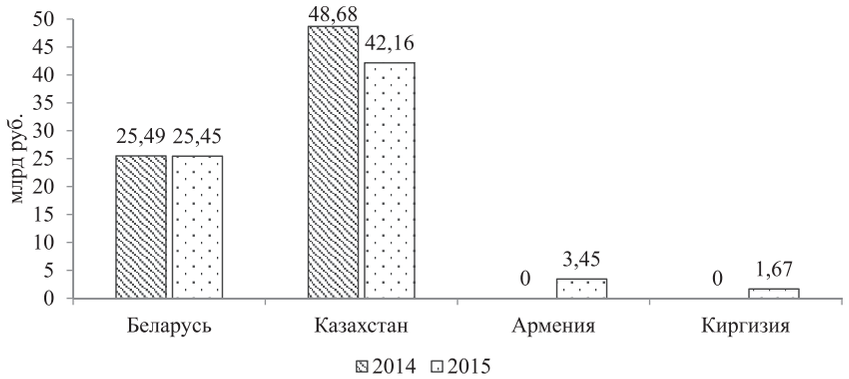

Рисунок 5. Динамика поступлений в бюджеты ввозных таможен пошлин, уплаченных на территории государств-членов ЕАЭС и подлежащих распределению в бюджет РФ на 1 декабря 2014/2015 годов, млрд руб. [1]

Подводя итог вышесказанному, следует еще раз подчеркнуть, что на сегодняшний день происходит снижение таможенных платежей, поступающих в федеральный бюджет. Это объясняется внешними причинами: колоссальное давление, оказываемое США, странами ЕС и другими государствами на РФ посредством политических и экономических санкций, которые, согласно официальному заявлению пресс-службы Белого дома от 3 марта 2016 года, будут продлены еще на год; приостановление членства РФ в G8; мировой экономический кризис; неразрешённый конфликт на Ближнем Востоке. И рядом внутренних причин: сохраняющаяся сильная зависимость РФ импорта оборудования и продовольственных товаров, экспорта энергоресурсов, мировых цен на нефть и нефтепродукты, колебания курсов валют (девальвация национальной валюты); недостаточно эффективный «налоговый манёвр».

Литература

1. Быркова, Е. Неутешительные итоги 2015 года: почему таможенных платежей собрано на треть меньше [Электронный ресурс] / ПРОВЭД – Режим доступа: http://m.proved-partner.ru/opinion/ekaterina-byrkova.html – (дата обращения: 01.11.16).

2. Васильев, А.М. Исчисление таможенных платежей / А.М. Васильев // Концепт. – 2014. – № S31. – С. 1–6.

3. Комарова, Е.В. Современное состояние системы таможенных платежей в Российской Федерации / Е.В. Комарова // Образование и право. – 2016. – № 7. – С. 131–137.

4. Кулумбекова, Т.Е. Оценка влияния динамики и структуры таможенных платежей на формирование доходной части федерального бюджета / Т.Е. Кулумбекова // Экономика и предпринимательство. – 2016. – № 4–1 (69–1). – С. 1036–1038.

5. Орлов, И.В. Таможенные сборы в странах Евразийского экономического союза / И.В. Орлов // Среднерусский вестник общественных наук. – 2015. – № 4. – С. 133–136.

6. Панкова, С.В. Анализ влияния структуры товаропотоков на объемы таможенных платежей / С.В. Панкова, В.В. Попов // Экономический анализ: теория и практика. – 2015. – № 46 (445). – С. 15–26.

7. Попов, В.В. Статистический анализ динамики поступления таможенных платежей в федеральный бюджет в современных экономических условиях / В.В. Попов, А.П. Цыпин // Вестник ОГУ. – 2015. – № 13 (188). – С. 69–73.

8. Попов, В.В. Количественная оценка влияния изменения структуры экспортно-импортных товаропотоков на основные макроэкономические показатели России / В.В. Попов, А.П. Цыпин // Экономика и предпринимательство. – 2015. – № 9–2. – С. 314–319.

9. Разин, А.В. Прогнозирование поступлений таможенных платежей в федеральный бюджет на основе рядов динамики / А.В. Разин, Ю.А. Аникина // Научный альманах. – 2015. – № 12–1 (14). – С. 318–323.

10. Рожкова, Ю.В. Роль таможенного регулирования в функционировании социально-экономических подсистем / Ю.В. Рожкова // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. – 2013. – № 2 (40). – С. 214–217.

Статья публикуется при финансовой поддержке гранта РГНФ № 15-32-01291.

УДК 332.122:519.86:332.6(470.56)

О.И. Стебунова, кандидат экономических наук, доцент кафедры математических методов и моделей в экономике, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: ostebunova@mail.ru

ПОДХОДЫ К АНАЛИЗУ И МОДЕЛИРОВАНИЮ ПРОСТРАНСТВЕННЫХ ЗАКОНОМЕРНОСТЕЙ РАЗВИТИЯ РЕГИОНАЛЬНОГО РЫНКА ЗЕМЕЛЬНЫХ РЕСУРСОВ

Территориальные диспропорции рыночного пространства оказывают значительное воздействие на структуру и эффективность экономики, социальной политики, стратегию и тактику институциональных преобразований. В связи с этим в статье предлагается подход к анализу неравномерности, несбалансированности экономического пространства на основе методов и моделей пространственной эконометрики.

На основе предложенного подхода представлены результаты исследования пространственных закономерностей на региональном рынке земельных ресурсов Оренбургской области. Анализ пространственной асимметрия административных единиц региона по стоимости земли показал нелинейный характер ее изменения с увеличением расстояния от областного центра. При этом сходные процессы ценообразования выявлены для двух территорий: более высокие цены сосредоточены в западной части области, а более низкие характерны для восточной части. Полученные выводы могут быть использованы при разработке эффективных методов территориального регулирования экономики региона.

Ключевые слова: *пространственная неоднородность, территориальная кластеризация, пространственные модели, рынок земельных ресурсов.*

В условиях затяжного кризиса, двусторонних санкций и напряженной внешнеполитической обстановки, с одной стороны, возрастает уровень социально-экономической напряженности, с другой стороны, появляются возможности импортозамещения [10]. Особенностью развития многих субъектов РФ является существенная пространственная асимметрия социальной и экономической сфер. В настоящее время акцент актуальных экономических исследований сфокусирован на проблемах оценки сбалансированности экономического пространства [2, 5, 7]. Значимость этой проблемы объясняется характерным в последние годы ростом неравномерности социально-экономического развития территорий. Что особенно остро проявляется в период кризиса, который сопровождается финансовой и бюджетной недостаточностью обеспечения единых стандартов развития регионов. В свою очередь различия природно-климатических, экономических, социальных, политических условий развития субъектов РФ накладывают отпечаток на особенности управления земельными ресурсами. Все это обуславливает необходимость разработки модели (стратегии) регулирования диспропорций регионального развития на основе продвинутого математического инструментария.

В научной экономической литературе [3, 5, 11] инструментарий для решения данной проблемы представлен совокупностью методов эконометрического моделирования и многомерного анализа межрегиональной дифференциации. Как правило, речь идет о многомерной классификации или рейтинговой оценке в разрезе, например, демографического состояния или уровня инвестиционной активности и тому подобное. На социально-демографическое и экономическое развитие административных единиц (регионов), находящихся на одной территории, оказывает влияние состояние соседних территорий. Кроме того, именно на территориальном уровне в наибольшей мере проявляется несбалансированность макроэкономической политики, оказывающей влияние на микроуровень. Несмотря на неоднородность и относительно автономное существование, административные единицы являются частями одного экономического пространства, и пренебрегать их взаимным расположением некорректно. Следовательно, при исследовании социально-экономического развития административных единиц следует учитывать их пространственное размещение, что требует проведения моделирования с применением специализированных методов [1]. В данной статье рассматривается подход к анализу неравномерности, несбалансированности экономического пространства на основе методов пространственной эконометрики.

Методология исследования. Учет территориальных данных вызывает ряд проблем, изучаемых в рамках пространственной эконометрики. Основные предпосылки пространственной эконометрики состоят в том, что, во–первых, исследуемые характеристики разных объектов могут коррелировать, во-вторых, корреляция определяется географией и пространственными факторами.

В литературе [1, 13] под пространственной зависимостью понимают проявления отрицательной или положительной корреляции между значениями показателей у близко расположенных единиц наблюдения. С эконометрической точки зрения проблема пространственной зависимости состоит в нарушении предпосылок условий Гаусса-Марко-

ва о независимости и некоррелированности ошибок. Ошибки могут быть коррелированы с объясняющими переменными, а также пространственно коррелированы друг с другом. В этом случае оценивание методом наименьших квадратов приводит к смещенным, неэффективным или несостоятельным оценкам. Поэтому факторные переменные, а также остатки модели необходимо проверять на возможную пространственную корреляцию. Такая проверка предполагает введение новых показателей корреляции – показателей пространственной автокорреляции, среди которых выделяют: локальные и глобальные Морана, Джири, Гетиса и Орда [11, 13]. Наглядно визуализировать разброс значений исследуемого показателя относительно пространственного лага позволяет пространственная диаграмма рассеяния (Moran Scatter Plot) [3].

Методология, изучающая взаимное расположение n объектов, предполагает использование пространственной матрицы весов $W = \{w_{ij}\}$, элементы которой отражают влияние объекта j на объект i. В литературе выделяют следующие способы вычисления пространственных весов [13]:

– бинарная матрица граничных соседей, при использовании которой предполагается, что на экономику объекта могут влиять только граничащие с ним регионы;

– матрица k ближайших соседей: подразумевается, что на каждый объект значимо влияют только k ближайших соседей, а влияние остальных регионов незначимо;

– матрица расстояний: в качестве меры расстояния может использоваться как фактическое расстояние между столицами (центрами) изучаемых регионов, так и время, необходимое для преодоления этого расстояния;

– матрица рыночных потенциалов.

В целом, все подходы к формированию матриц сводятся к функциональной комбинации различных параметров – соседства, расстояния между исследуемыми объектами, экономическими, политическими и другими факторами.

Отметим, что первый шаг исследования пространственной неоднородности, состоящий в оценивании пространственных показателей корреляции, дает возможность сделать лишь начальные предположения о существовании пространственных эффектов. На втором шаге проводится непосредственно моделирование пространственной асимметрии в территориальной структуре экономической системы. В основе моделей, учитывающих пространственную неоднородность, лежит гипотеза о том, что характеристики близко расположенных объектов связаны между собой, причем эта связь ослабевает с увеличением расстояния между объектами. К основным эконометрическим моделям, которые используются для описания пространственных закономерностей, относятся [8, 9, 13, 15]:

1) регрессионная модель со случайными коэффициентами: $Y = X\beta + \tilde{X}\alpha + z$, где $Y = (y_1, \ \ldots, \ y_n)^T$ – вектор размерности $nT \times 1$ с элементами $y_i = (y_{i1} \quad y_{i2} \quad \ldots \quad y_{iT})^T$, представляющими собой векторы значений результативного признака для i-го объекта во все моменты времени; $X = \begin{pmatrix} X_1 \\ X_2 \\ \vdots \\ X_n \end{pmatrix}$, $\tilde{X} = \begin{pmatrix} X_1 & & & 0 \\ & X_2 & & \\ & & \ddots & \\ 0 & & & X_n \end{pmatrix}$ – матрицы размерности $nT \times (k+1)$ и $nT \times n(k+1)$ соответственно, где X_i представляет собой матрицу значений объясняющих переменных для i-го объекта размерности $T \times (k+1)$; $\beta = (\beta_0, \ \ldots, \ \beta_k)^T$ – вектор размерности $(k+1) \times 1$ подлежащих оцениванию параметров, характеризующих усредненное воздействие объясняющих переменных на результативный показатель; $\alpha = (\alpha_1, \ \ldots, \ \alpha_n)^T$ – вектор размерности $n(k+1) \times 1$ с элементами $\alpha_i = (\alpha_{i0} \quad \alpha_{i1} \quad \ldots \quad \alpha_{ik})^T$, представляющими собой векторы реализаций стохастической составляющей для j-ой объясняющей переменной для i-го объекта; $z = (z_1, \ \ldots, \ z_n)^T$ – вектор размерности $nT \times 1$ с элементами $z_i = (z_{i1} \quad z_{i2} \quad \ldots \quad z_{iT})^T$, представляющими собой векторы реализаций остаточной компоненты i-го объекта во все моменты времени;

2) пространственная авторегрессионная модель первого порядка (FAR): $Y = \rho WY + z$, где $z \in (0, \sigma^2 E_n)$ – белый шум; Y – вектор наблюдений зависимой переменной; W – пространственная матрица весов; ρ – параметр, отвечающий за силу пространственных эффектов;

3) модель с пространственным авторегрессионным лагом (SAR): $Y = \rho WY + X\beta + z$, где Y – вектор наблюдений зависимой переменной; X – матрица наблюдений объясняющих переменных; W – пространственная матрица весов; β – вектор оценок коэффициентов; $z \in (0, \sigma^2 E_n)$ – вектор независимо и одинаково распределенных регрессионных остатков модели; ρ – параметр, отвечающий за силу пространственных эффектов;

4) модель с пространственным взаимодействием в ошибках (SEM):

$$\begin{aligned} Y &= X\beta + z, \\ z &= \lambda Wz + u \end{aligned}$$

, где $u \in N(0, \sigma^2 E_n)$ – нормально распределенный белый шум; λ – коэффициент пространственной корреляции ошибки;

5) модель географически взвешенной регрессии: $Y = (B \otimes X) \cdot 1 + z$, где Y – вектор значений результативного признака;

$$B = \begin{pmatrix} \beta_0(u_1, v_1) & \beta_1(u_1, v_1) & \ldots & \beta_k(u_1, v_1) \\ \beta_0(u_2, v_2) & \beta_1(u_2, v_2) & \ldots & \beta_k(u_2, v_2) \\ \ldots & \ldots & \ldots & \ldots \\ \beta_0(u_n, v_n) & \beta_1(u_n, v_n) & \ldots & \beta_k(u_n, v_n) \end{pmatrix} \quad –$$

матрица оцениваемых коэффициентов; X – матрица наблюденных значений объясняющих переменных; $\overline{1}_{(k+1)\times 1}$ – вектор, элементами которого являются единицы; z – вектор регрессионных остатков.

Выделяют три способа оценивания параметров пространственных моделей. Это двухшаговый метод наименьших квадратов с использованием инструментальных переменных, обобщенный метод моментов и метод максимального правдоподобия [13]. Выбор модели основывается на следующих приемах: тесты Вальда, отношения правдоподобия (LR), множители Лагранжа (LM); пространственная корреляция в остатках модели; значимость пространственного лага.

Помимо описанных регрессионных моделей наличие неоднородности в пространственных данных можно учесть, например, разделением исследуемой области на однородные группы (зоны) и последующим введением в модель фиктивных переменных, характеризующих территориальную принадлежность объектов. При этом зонирование территории является задачей не с одним единственно возможным решением, а введение фиктивных переменных значительно увеличивает число оцениваемых коэффициентов, что зачастую приводит к трудности оценивания [12]. В предельном случае вместо задачи оценки параметров глобальной зависимости можно перейти к проблеме оценивания серии локально линейных моделей, коэффициенты которых зависят от местоположения объекта.

Результаты исследование пространственных закономерностей. Исследование пространственных закономерностей рассмотрим на примере регионального рынка земли Оренбургской области. Земельный фонд Оренбургской области отличается высоким разнообразием, что связано с географическими, геологическими, климатическими и другими обстоятельствами. Территория региона в 2015 году по сравнению с предшествующим годом не изменилась и составила 12 370,2 тыс. га. Вместе с тем, в структуре земельного фонда преобладают земли сельскохозяйственного назначения, а также лесного фонда. В течение 2015 года осуществлялся перевод земель из категории сельскохозяйственного назначения в категорию земель промышленности, транспорта, связи и иного назначения, населенных пунктов и в земли особо охраняемых территорий и объектов. Проблемы развития рынка земельных ресурсов целесообразно рассматривать не в разрезе административно-территориальных единиц (муниципальных образований), а по географическим сегментам [4, 6]. Информационной базой исследования послужили статистические данные среднего удельного показателя кадастровой стоимости 1 кв. м. земель по муниципальным образованиям Оренбургской области за 2015 год. Для тестирования пространственных эффектов необходимы показатели, характеризующие местоположение муниципалитетов: east и north (восточная долгота и северная широта соответственно), полученные с помощью электронного инструмента «Геокодер» сервиса «API Яндекс. Карт». Анализ территориальной структуры рынка земельных ресурсов позволил выделить четыре сегмента: сегмент с наивысшими значениями кадастровой стоимости 1 кв. м земель (Оренбургский район, г. Оренбург), сегмент с высокими значениями (Акбулакский, Беляевский, Домбаровский, Илекский, Кувандыкский, Октябрьский, Переволоцкий, Сакмарский, Саракташский, Сорочинский, а также города Медногорск, Новотроицк, Орск и Сорочинск), сегмент со средними значениями (Бузулукский, Гайский, Грачевский, Красногвардейский, Курманаевский, Новоорский, Светлинский, Соль-Илецкий, Ташлинский, Тоцкий, Тюльганский, Ясненский районы, а также города Бузулук и Гай) и сегмент с низкими значениями кадастровой стоимости 1 кв. м земель (Абдулинский, Асекеевский, Бугурусланский, Кваркенский, Матвеевский, Переволоцкий, Понаморевский, Северный, Шарлыкский районы и город Бузулук). Заметим, что разделения на сельский/ городский сегмент или на западную/восточную административную часть не прослеживается. Самые высокие цены в таких районах как Оренбургский объясняются тем, что этот сегмент рынка представлен областным центром. Также прослеживалось снижение стоимости земли по мере удаления от областного центра, однако нельзя сказать, в какой части области это снижение более сильное или слабое. И говорить об очевидном утверждении «чем ближе к центру области, тем дороже» нецелесообразно, так как областной центр как центр влияния не полностью определяет влияние местоположения объекта на цену, поскольку на моделируемой административной единице может присутствовать ряд центров влияния. Поэтому целесообразно оценить пространственные эффекты на основе использования коэффициентов пространственной автокорреляции.

Таблица 1. Результаты оценки и проверки значимости коэффициентов пространственной автокорреляции

Название показателя	Оценка коэффициента пространственной автокорреляции
Глобальный индекс Морана	0,591***
Глобальный индекс Джири	0,978***
Глобальный индекс Гетиса и Орда	0,144
Примечание: *** - коэффициент значим на уровне 1 %	

Для оценки индекса Гетиса и Орда предварительно рассчитана бинарная матрица граничных соседей. Оценки коэффициента Морана построены с помощью стандартизированной матрицы k-ближайших соседей. Оценка пространственных матриц весов $W = \{w_{ij}\}$ проводилась в пакете Stata.

Как видно из таблицы 1, пространственная корреляция стоимостной характеристики рынка земли существует. Коэффициент Джири принимает значения довольно близкие к единице, что свидетельствует о довольно сильной связи ближайших соседних административных единиц (муниципалитетов) по уровню цен. При этом коэффициент Гетиса и Орда незначим, что свидетельствует об отсутствии пространственной корреляции по данному показателю. Значения оценок пространственных коэффициентов принадлежат интервалу (0;1], то есть корреляция положительная, что соответствует образованию кластеров в пространстве наблюдений с близкими значениями стоимостного показателя рынка земли.

Глобальные коэффициенты пространственной автокорреляции могут давать противоречивые результаты. Эти тесты не определяют характер пространственной зависимости, а лишь указывают на ее существование. Более точное описание пространственных закономерностей позволяет сделать локальные показатели пространственной корреляции. Для визуального анализа разброса значений исследуемого показателя относительно пространственного лага построена пространственная карта рассеяния Морана (рисунок 1).

Рисунок 1. Пространственная карта рассеяния Морана для среднего удельного показателя кадастровой стоимости 1 кв. м земли

Таким образом, к муниципальным образованиям с высокими значениями кадастровой стоимости на земельные ресурсы в окружении муниципальных образований также с высокими значениями кадастровой стоимости относятся: Акбулакский, Илекский и Оренбургский районы, а также города Гай, Новотроицк, Оренбург, Орск. К муниципальным образованиям с низкими значениями кадастровой стоимости земельных ресурсов в окружении муниципальных образований также с низкими значениями кадастровой стоимости относятся: Абдулинский, Бугурусланский, Грачевский, Курманаевский, Кваркенский, Матвеевский, Первомайский, Переволоцкий, Северный, Ташлинский, Тоцкий, Шарлыкский и Ясненский районы, а также город Бугуруслан. То есть для данных муниципальных образований характерна положительная автокорреляция. Отрицательной пространственной автокорреляцией характеризуются: города Сорочинск, Медногорск, Бузулук, а также Тюльганский, Сорочинский, Соль-Илецкий, Светлинский, Саракташский, Гайский, Кувандыкский и другие районы.

Для среднего удельного показателя кадастровой стоимости 1 кв. м земли типичен положительный наклон линии регрессии, что означает присутствие пространственных экстерналий. Высокая кадастровая стоимость земельных ресурсов муниципалитетов Оренбургской области стимулирует их рост цен у соседних территорий, и наоборот, низкая кадастровая стоимость земельных ресурсов стимулирует снижение цен у соседних территорий. В целом, по результатам анализа можно сделать вывод о наличии пространственных связей в территориальной системе рынка земельных ресурсов Оренбургской области. Для моделирования выявленных пространственных закономерностей оценены параметры моделей SAR и SEM.

Анализируя полученные регрессионные модели, можно сделать вывод, что средняя кадастровая стоимость квадратного метра (pr) формируется большей частью под влиянием таких факторов, как среднемесячная заработная плата ($zarp$) и инвестиции в основной капитал на душу населения (inv). При этом оценка пространственного параметра значима, то есть необходимо учитывать показатели, характеризующие соседние административно-тер-

Таблица 2. Оценки моделей средней кадастровой стоимости 1 кв. метра земли

Название модели	Оценка модели
Оценка модели SAR	$\hat{pr} = \underset{(5,121)}{8,12} + \underset{(0,017)}{0,25}\, W \cdot pr + \underset{(0,04)}{2,27}\, zarp + \underset{(0,017)}{1,008}\, inv$
Оценка модели SEM	$\hat{pr} = \underset{(0,028)}{1,198} + \underset{(0,029)}{1,898} zarp + \underset{(0,001)}{1,0082}\, inv$ $\hat{z} = \underset{(0,115)}{0,46}\, Wz$

риториальные образования. Проверка нулевой гипотезы о том, что данные описываются регрессионной моделью с пространственным авторегрессионным лагом, показала значимость пространственной автокорреляции в остатках. То есть данные лучше описываются регрессионной моделью с пространственным авторегрессионным лагом. Аналогичные результаты получены для модели с пространственным взаимодействием в ошибках.

В том случае, если исследователя интересует реакция исследуемого показателя на изменение социально-экономических факторов для каждой отдельной административной единицы, то рекомендуется использовать модели со случайными коэффициентами и модель географически взвешенной регрессии. Подобные исследования проводились нами в рамках исследования регионального рынка жилья и отражены в работах [8, 9].

Выводы. Таким образом, проведенное исследование пространственных закономерностей кадастровой стоимости земельных ресурсов в Оренбургской области позволило сделать выводы о том, что сходные процессы ценообразования характерны для двух территорий: более высокие цены сосредоточены в западной части области, а более низкие характерны для восточной части. Графический анализ демонстрирует пространственную кластеризацию административных единиц по стоимости земли и нелинейный характер ее изменения с увеличением расстояния от областного центра. Говорить об очевидном утверждении «чем ближе к центру области, тем дороже» нецелесообразно, так как областной центр как центр влияния не полностью определяет влияние местоположения объекта на цену. Кадастровая стоимость убывает с ростом расстояния от областного центра, причем эта снижение может зависеть от западного или восточного расположения жилья. Также при удалении от Оренбурга на восток стоимость земли имеет относительно низкие значения, а при движении на запад относительно высокие. Однако снижение носит неравномерный характер: для восточной части снижение более сильное, чем для северо-западной. Также областной центр как центр влияния не полностью определяет влияние местоположения объекта на цену, поскольку сходные процессы ценообразования отдельно в западной и отдельно в восточной части области могут существовать из-за присутствия ряда центров влияния, расположенных в разных точках и различно влияющих на стоимость. Полученные результаты могут использоваться органами управления для проведения экспресс-оценки по выявлению слабоэффективных с точки зрения отдачи от рассматриваемых показателей муниципальных образований области и инвесторами для выбора наиболее привлекательных территорий при вложении средств в строительство.

Литература

1. Вакуленко, Е. Введение в пространственную эконометрику ВШЭ [Электронный ресурс] / Е. Вакуленко. – Режим доступа: http://yandex.ru/clck/jsredir?from=yandex.ru%3Bsearch%2F%3Bweb%3B%3B&text=&etext=721.xSs036MsBCdZ8EiSPs6OmAh – (дата обращения: 12.10.2016).

2. Гущина, А.А. О дифференциации рынка жилья в Амурской области / А.А. Гущина // Формирование рыночного хозяйства: теория и практика. Сборник научных статей. Выпуск XIII / Под ред. проф. М.Г. Лапаевой. – Оренбург: ООО ИПК «Университет», 2013. – С. 84–93.

3. Демидова, О.А Выявление пространственных эффектов для основных макроэкономических показателей российских регионов [Электронный ресурс] / О.А. Демидова. – Режим доступа: ttp://www.hse.ru/data/2013/11/11/1335087620/Demidova_Article_HSE_2013.pdf – (дата обращения: 12.10.2016).

4. Жуков, Р.А. Математическая модель оценки эффективности использова ния земель сельскохозяйственного назначения / Р.А. Жуков, С.Д. Журавлев // Региональная экономика и управление: электронный научный жур нал. – 2011. – № 27. – С. 9–24.

5. Зарова, Е.В. Эконометрическое моделирование и прогнозирование развития региона в краткосрочном периоде / Е.В. Зарова. – Москва: Экономика, 2004. – 149 с.

6. Ибатуллин, Ш.И. Системные аспекты использования комплексной эконо мической оценки земельных ресурсов / Ш.И. Ибатуллин, А.В. Степенко // Наука и экономика. – 2013. – Т.1. – № 4. – С. 226–232.

7. Косарева, Н.Б. Исследование региональной структуры рынков жилья России [Электронный ресурс] / Н.Б. Косарева. – Режим доступа: http://www.hse.ru/data/2013/08/12/1291505624/%D0%9A%D0%BE%D1%81%D0%B0%D1%80%D0%B5%D0%B2%D0%B0.pdf – (дата обращения: 11.05.2016).

8. Седова, Е.Н. Моделирование стоимости вторичного жилья на региональном рынке: пространственный подход / Е.Н. Седова // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2015. – № 10. – С. 179–182.

9. Стебунова, О.И. К вопросу о применении метода географически взвешенной регрессии / О.И. Стебунова // Университетский комплекс как региональный центр образования, науки и культур: материалы Всероссийской научно-методической конференции. – Оренбург: ООО ИПК «Университет», 2013. – С. 1554–1557.

10. Стебунова, О.И. Моделирование и прогнозирование основных показателей, характеризующих ипотечное жилищное кредитование в регионе / О.И. Стебунова, Н.С. Коннова // Наука и образование: фундаментальные основы, технологии, инновации: материалы Международной научной конференции, посвященной 60-летию Оренбургского государственного университета. – Оренбург: ОГУ, 2015. – С. 228–232.

11. Файзиев, А.Р. Математические методы и модели анализа пространственной структуры: автореферат на соискание ученой степени кандидата экономических наук: 08.00.05 / А.Р. Файзиев. – Волгоград, 2014. – 24 с.

12. Харламов, А.В. Проблемы зонирования пространственных данных при экономико-математическом моделировании / А.В. Харламов // Вестник Российского Государственного Торгово-Экономического Университета. – 2008. – № 4. – С. 19–29.

13. Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models / L. Anselin. Springer, 2010. – 304 p.

14. Fingleton, B. Theoretical Economic Geography and Spatial Econometrics: Bridging the Gap between Theory and Evidence. – London, 2004. – 68 p.

15. Chistik, O.F. Research indicators of railway transport activity on the basis of historical series / O.F. Chistik, V.V. Nosov, A.P. Tsypin, O.B. Ivanov, T.V. Permjakova // International Journal of Economic Perspectives. – 2016. – I. 10. – Vol. 3. – pp. 57–65.

УДК 311: [613.9 -055.26 : 612.648]

И.В. Сыровацкая, кандидат экономических наук, старший преподаватель кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: siv293@mail.ru

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ЗАБОЛЕВАЕМОСТИ БЕРЕМЕННЫХ ЖЕНЩИН И НОВОРОЖДЁННЫХ ДЕТЕЙ

В статье рассматриваются актуальные вопросы статистической оценки качества здоровья беременных женщин и новорожденных детей. Здоровье нации и каждого человека закладывается и формируется ещё до рождения, во время вынашивания ребенка беременной женщиной. Своевременная и актуальная статистическая информация о заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей будет являться основой для планирования и реализации мер по охране здоровья молодого поколения России. Цель настоящей статьи заключается в проведении статистического анализа заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей. В статье проанализирован уровень рождаемости как по РФ в целом, так и по городской и сельской местности. Проведён анализ структуры и динамики заболеваемости беременных женщин и заболеваний, осложнивших роды, а также заболеваемости детей первого года жизни. Было выявлено, что более 80 % беременных женщин имеют те или иные заболевания, которые, в свою очередь, осложняют роды. В 2014 году каждый третий ребенок рождался больным или заболевал, у каждого второго ребенка в первый год жизни регистрировали заболевания органов дыхания. Наиболее быстрыми темпами среди беременных женщин растет заболеваемость сахарным диабетом, среди детей первого года жизни – число заболеваний системы кровообращения и новообразованиями.

Ключевые слова: *заболеваемость, беременность, новорождённые дети, динамика, структура.*

На протяжении длительного периода в России происходили негативные количественные и качественные изменения в населении, что проявилось, прежде всего, в снижении рождаемости, росте смертности, особенно среди мужчин трудоспособного возраста, деформации половозрастной структуры, увеличении нагрузки трудоспособного населения стариками, росте заболеваемости населения, в том числе заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей.

Изучением указанных проблем и путей их решения занимались и занимаются многие учёные, в том числе и статистики: Афанасьев В.Н. [1, 2] Бантикова О.И. [3, 4, 8], Давидян Ю.И. [5], Еремеева Н.С. [6, 7], Лебедева Т.В. [6, 7], Плеханова Т.И. [2], Реннер А.Г. [8], Фаизова Л.Р. [9, 10] и многие другие.

Исследованию демографической безопасности на национальном и региональном уровне посвящены работы Бантиковой О.И., в которых проводится статистический анализ и моделирование демографических процессов: рождаемости, смертности, в том числе младенческой смертности, брачности, разводимости, миграции населения. Методами многомерного статистического анализа и эконометрического моделирования оценивается уровень демографической безопасности, выявляются факторы, влияющие на него.

В работах Еремевой Н.С. и Лебедевой Т.В. представлены результаты причинного анализа динамики естественного движения населения региона и прогнозирования уровня рождаемости, столь необходимые для обоснования мероприятий по управлению воспроизводством населения и проведения демографической политики в регионе.

Л.Р. Фаизова изучает заболеваемость населения в пространственно-временном аспекте: для оценки влияния факторов на уровень заболеваемости используются эконометрические модели, построенные по панельным данным.

В работе Ю.И. Давидян дается статистическая оценка территориальной дифференциации заболеваемости населения и факторов её определяющих, а также представлены результаты проведения типологии регионов РФ по показателям заболеваемости населения.

Однако все перечисленные выше работы, на наш взгляд, не охватывали в полной мере такой важный аспект, как изучение здоровья беременных женщин и новорожденных детей.

Опираясь на работы ранее названых ученых, сформулируем цель настоящей статьи, которая заключается в проведении статистического анализа заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей.

Здоровье населения закладывается в наиболее ранние периоды жизни каждого нового поколения и зависит в свою очередь от состояния здоровья родителей, поэтому охрана здоровья матери и ребёнка занимает одно из приоритетных мест в политике любого государства [2].

С целью создания условий для естественного воспроизводства населения и обеспечения достойного уровня и качества жизни населения был принят Федеральный закон от 29.12.2006г. №256-ФЗ «О дополнительных мерах государственной поддержки семей, имеющих детей». С принятием данного закона в России заметно стало увеличиваться число рождения детей (рисунок 1). По Российской

Федерации в целом коэффициент рождаемости в 2015 году увеличился на 3,3 промилле по сравнению с 2006 годом и составил 13,3 промилле. Для России характерно превышение уровня рождаемости в сельской местности над уровнем рождаемости в городской местности на 1–2 промилле. Только в 2015 году коэффициент рождаемости, рассчитанный для сельского населения, оказался ниже на 0,6 промилле, чем для городского населения, и составил 12,8 промилле.

Рост рождаемости в РФ, стимулированный принятием закона «О материнском капитале», привёл к тому, что впервые, начиная с 1991 года, коэффициент естественного прироста населения вышел из зоны отрицательных значений и в 2015 году по данным Росстата его значение составило 0,3 промилле (рисунок 1).

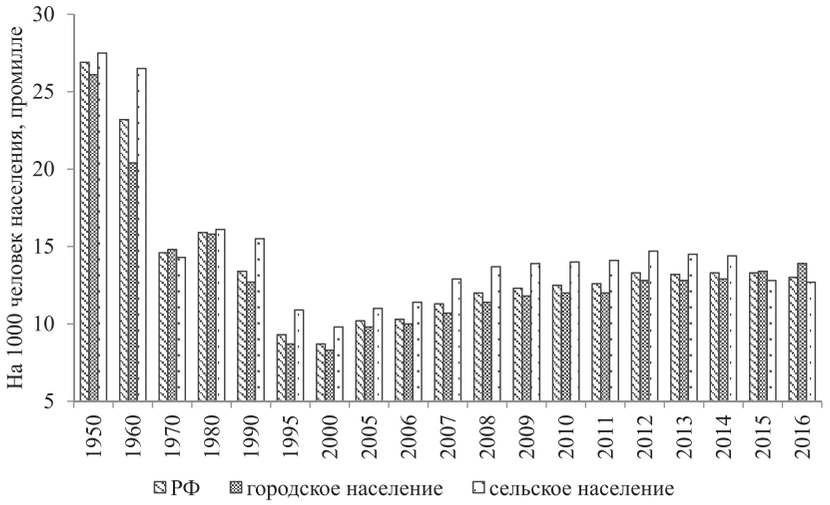

Рисунок 1. Динамика коэффициента рождаемости населения РФ в 1950–2016 годы

При условии сохранения позитивной динамики роста рождаемости населения вновь родившиеся дети в будущем смогут обеспечить демографический рост. Однако возникают закономерные вопросы: «Здоровы ли новорожденные дети и матери их родившие?», «За счёт здоровых ли детей увеличивается численность населения России и смогут ли они в будущем в свою очередь воспроизвести здоровое поколение?».

В 2010 году в РФ из 1698,3 тысяч беременных женщин разрешились родами в срок 92,4 % женщин, 62,4 тысяч женщин родили преждевременно и 66,9 тысяч женщин сделали аборт. В 2013 году наблюдался наибольший удельный вес (4,4 %) женщин, закончивших беременность абортами. В 2014 году в России из 1826,3 тысяч беременных женщин закончили беременность родами в срок 92,1 %, преждевременными родами 4,2 %, абортами 3,7 %.

Чаще всего беременные женщины страдают анемией, отёками и болезнями мочеполовой системы (рисунок 2). В 2010 году у 34,7 % беременных была обнаружена анемия; отеки, протеинурия и гипертензивные расстройства наблюдались у 18,1 % беременных; 19,2 % женщин страдали болезнями мочеполовой системы; болезни системы кровообращения были зарегистрированы у 10,4 % беременных женщин.

Ввиду проведения женскими консультациями профилактики анемии у беременных к 2014 году удалось снизить удельный вес заболеваемости анемией до 32 %; также наблюдается снижение удельного веса беременных женщин страдавших отеками, протеинурией и гипертензивными расстройствами до 14,6 %.

Болезнями системы кровообращения и мочеполовой системы в 2014 году страдали 9,0 % и 17,0 % беременных женщин соответственно.

Как правило, анемия, отеки, протеинурия, гипертензивные расстройства и нарушения родовой деятельности являются основными причинами осложнения родов.

В 2014 году число заболеваний, осложнивших роды, составляло: анемия – 235 случаев на 1000 родов, отеки – 154,3 случая на 1000 родов, болезни системы кровообращения – 62,9 случая на 1000 родов, нарушения родовой деятельности происходило в 92,9 родах из 1000.

Улучшение материально-технической базы родильных домов, открытие современных перинатальных центров, оснащённых высокотехнологичным медицинским оборудованием, позволило за период с 2010 года по 2014 год в значительной мере снизить осложнения родов такими заболеваниями, как анемия, болезни системы кровообращения, отеки, болезни мочеполовой системы, кровотечения в послеродовом периоде и нарушения родовой деятельности.

В 2010 году заболевание беременных сахарным диабетом служило осложнением в 3,7 случаях на 1000 родов, к 2014 году наблюдается стремительный рост числа случаев осложнения родов данным заболеванием до 14,6 случаев на 1000 родов (рисунок 3), что можно охарактеризовать как крайне негативное явление.

Рисунок 2. Структура численности женщин, закончивших беременность и страдавших заболеваниями в РФ в 2010–2014 годах

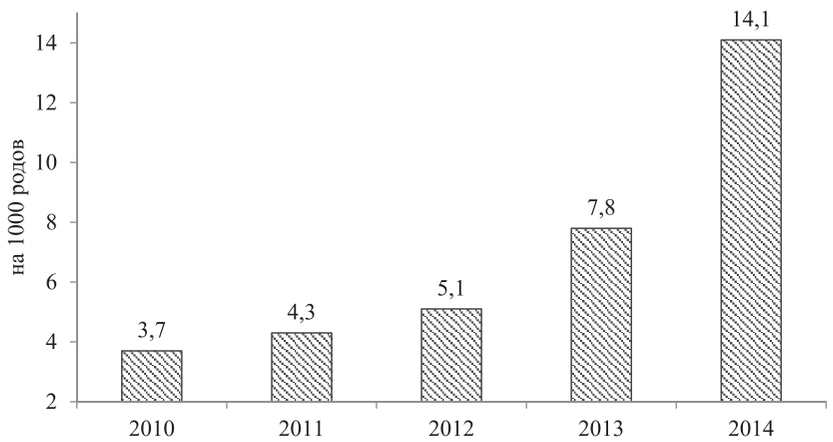

Рисунок 3. Динамика случаев заболевания сахарным диабетом беременных, осложнивших роды в РФ в 2010–2014 годах

За период с 2010 год по 2015 год в Российской Федерации родилось больными и заболело 3773406 новорожденных детей. Их процент от числа детей, родившихся живыми, в 2010 году составил 35,1 п.п., а в 2014 году – 33,1 %, можно сказать, что каждый третий ребёнок рождается больным или заболевает в течение короткого периода времени.

Структура заболеваемости детей первого года жизни за 2010–2015 годы по РФ представлена в таблице 1.

Как видно из таблицы 1, в течении рассматриваемого периода среди детей первого года жизни в большей мере распространены болезни органов дыхания. В 2010 году болезни органов дыхания у детей первого года жизни составляли 45,4 % от общего числа заболеваний, зарегистрированных у детей, а в 2015 году их удельный вес составил уже 47,5 %, что говорит о росте данного вида заболевания.

На втором месте среди заболеваний, зарегистрированных у детей первого года жизни, находятся отдельные состояния, возникающие в перинатальном периоде. В 2010 году их удельный вес составил 14,8 % и постепенно снижался до 11,8 % в 2015 году.

Также за период с 2010 года по 2015 год наблюдается снижение доли болезней крови, кроветворных органов и отдельных нарушений, вовлекающих иммунный механизм детей первого года жизни, с 4,1 % до 3,7 %.

Болезни нервной системы детей первого года жизни стоят на третьем месте, их доля в общем числе заболеваний растёт с 7,5 % в 2010 году до 8,9 % в 2015 году. Рост заболеваний нервной системы у годовалых детей служит своеобразным индикатором нравственного, психологического и духовного состояния общества, так как в последствии это может развиться в «нежелательное поведение в обществе» [9].

На четвёртом месте по уровню распространённости заболеваний среди детей первого года жизни стоят болезни органов пищеварения, их доля оста-

Таблица 1. Структура заболеваемости детей первого года жизни по основным классам и группам болезней по РФ в 2010–2015 годах

Показатели	2010 г.	2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.	2015 г.
Всего заболеваний, зарегистрированных у детей первого года жизни, %:	100	100	100	100	100	100
из них:						
болезни крови, кроветворных органов и отдельные нарушения, вовлекающие иммунный механизм	4,1	3,9	3,8	3,8	3,8	3,7
болезни нервной системы	7,5	7,8	8,1	8,4	8,7	8,9
болезни глаза и его придаточного аппарата	3,4	3,5	3,6	3,7	3,9	3,9
болезни органов дыхания	45,4	45,7	45,9	46,8	47,2	47,5
болезни органов пищеварения	5,7	5,8	5,7	5,5	5,4	5,8
болезни кожи и подкожной клетчатки	3,8	3,9	3,9	3,9	4,0	4,0
отдельные состояния, возникающие в перинатальном периоде	14,8	14,3	13,9	13,2	12,4	11,8
другие виды заболеваний (11 видов)	15,4	15,1	15,0	14,8	14,6	14,3

ётся неизменной на протяжении рассматриваемого периода и равна 5,8 % в 2015 году.

Также растут, однако не так быстро как доля болезней органов дыхания в общем числе зарегистрированных заболеваний детей первого года жизни, доли болезней глаза и его придаточного аппарата и болезней кожи и подкожной клетчатки. В 2015 году их значения составили 3,9 % и 4,0 % соответственно.

Среди заболеваний, зарегистрированных у детей первого года жизни, наиболее быстрыми темпами растет число выявленных новообразований, болезней нервной системы, костномышечной системы и соединительной ткани, болезней глаза и его придаточного аппарата (рисунок 4).

Мероприятия, реализуемые в процессе модернизации здравоохранения, способствовали развитию системы родовспоможения и медицинской помощи детям, что отразилось на снижении, как материнской смертности, так и младенческой смертности. За период с 2010 года по 2015 год по РФ численность умерших младенцев ежегодно снижалась в среднем на 148 младенца, а численность умерших матерей уменьшалась в среднем на 20 женщин в год.

Принятие федерального закона «О материнском капитале» способствовало увеличению рождаемости населения в России. Однако, согласно проведенному анализу заболеваемости беременных женщин и новорожденных детей, можно сделать выводы о том, что более 80 % беременных женщин

Рисунок 4. Среднегодовые темпы роста числа заболеваний, зарегистрированных у детей первого года жизни по РФ за 2010–2015 годы, %

страдают заболеваниями, которые в последствии и осложняют роды. За период с 2010 года по 2015 год в Российской Федерации родилось больными и заболело 3,8 млн новорожденных детей. У каждого второго ребёнка первого года жизни регистрируется заболевание органов дыхания. У детей первого года жизни отмечается рост числа болезней нервной системы, костно-мышечной системы и соединительной ткани, глаза и его придаточного аппарата, кожи и подкожной клетчатки, мочеполовой системы, а также регистрируется увеличение случаев выявления новообразований. Таким образом, не смотря на рост рождаемости в России, снижение материнской и младенческой смертности, продолжает существовать угроза депопуляции её населения, что в свою очередь требует дополнительных мер по защите и охране здоровья матери и ребенка.

Литература

1. Афанасьев, В.Н. Анализ временных рядов и прогнозирование: учебник / В.Н. Афанасьев, М.М. Юзбашев. – Москва: Финансы и статистика: ИНФРА-М, 2010. – 319 с.

2. Афанасьев, В.Н. Демография и статистика населения: учеб.-метод. пособие для вузов / В.Н. Афанасьев, Т.И. Плеханова. – Оренбург: Оренбургстат, 2010. – 192 с.

3. Бантикова, О.И. Демографическое состояние как реальная и потенциальная угроза устойчивому развитию общества / О.И. Бантикова // Взаимодействие реального и финансового секторов в трансформационной экономике: материалы Всероссийской научно-практической конференции. – Оренбург: РИК ГОУ ВПО ОГУ, 2003. – С. 92–97.

4. Бантикова, О.И. Построение интегрального показателя, характеризующего уровень демографической безопасности / О.И. Бантикова // Вестник ОГУ. – 2007. – № 2. – С. 98–104.

5. Давидян, Ю.И. Статистические исследования факторов территориальной дифференциации заболеваемости населения Российской Федерации: автореферат дис. ... канд. экон. наук: 08.00.12 / Давидян Юлия Ивановна. – Самара, 2004. – 20 с.

6. Еремеева, Н.С. Причинный анализ динамики естественного движения населения / Н.С. Еремеева, Т.В. Лебедева // Известия Оренбургского государственного аграрного университета. – 2015. – № 1 (51). – С. 183–187.

7. Еремеева, Н.С. Статистический анализ динамики и прогнозирование рождаемости в Оренбургской области / Н.С. Еремеева, Т.В. Лебедева // Экономика, статистика и информатика. Вестник УМО. – 2015. – № 2 (29). – С. 168–173.

8. Ковалевский, В. П. Анализ и моделирование демографических и миграционных процессов в контексте национальной безопасности (региональный аспект) / В.П. Ковалевский, О.В. Буреш, А.Г. Реннер, О.И. Бантикова, В.И. Васянина. – Самара: СамНЦ РАН, 2009. – 226 с.

9. Мухаметова, Л.Р. Комплексное статистическое исследование заболеваемости населения Оренбургской области: автореферат дисс. … канд. экон. наук: 08.00.12 / Мухаметова Лилия Радиковна. – Оренбург, 2007. – 24 с.

10. Фаизова, Л.Р. Теоретические аспекты статистического изучения заболеваемости населения ВИЧ-инфекцией / Л.Р. Фаизова // Ценности и интересы современного общества: материалы Международной научно-практической конференции / Московский государственный университет экономики, статистики и информатики. – Москва, 2013. – С. 228–231.

УДК 519.237

Л.М. Туктамышева, кандидат экономических наук, доцент кафедры математических методов и моделей экономики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: lmtuktamisheva@mail.ru

А.Р. Манбетов, магистрант кафедры математических методов и моделей экономики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: manbetov@yahoo.com

МНОГОМЕРНЫЙ СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ КЛИЕНТСКОЙ БАЗЫ НЕФТЕТОРГОВОЙ КОМПАНИИ

В статье проводится исследование неоднородности клиентской базы нефтеторговой компании. Авторами проведена многомерная классификация контрагентов по ряду показателей, характеризующих эффективность торговой деятельности на основе иерархических и итеративных методов кластерного анализа. На основе расчетов функционалов качества разбиения выбран метод k-средних. В итоге получено три кластера контрагентов с высокой, средней и низкой степенью эффективности торговой деятельности. Для определения положения и важности клиентов в общей численности «эффективных/неэффективных» контрагентов проведена рейтинговая оценка путем построения интегрального показателя на основе модели множественного выбора. По логит-модели общий процент правильной классификации составил 81 %. Сравнение показало, что данные, полученные при ранжировке интегрального показателя и классификации, говорят о согласованности результатов анализа.

Ключевые слова: *многомерная классификация, интегральный показатель, модели множественного выбора, клиентская база.*

Спецификой деятельности предприятий-посредников нефтяной отрасли, как и любой другой коммерческой организации с обширной клиентской сетью, является неоднородность клиентов по ключевым показателям, таким как объемы продаж, наценка, затраты, рентабельность и тому подобное. Это значит, что торговая деятельность должна быть основана на тщательном анализе клиентской базы, классификации и ранжировании контрагентов по показателям эффективности торговой деятельности.

В работах Бантиковой О.И. [1, с. 392], Вардимиади, Ю.Д. [3, с. 48], Галямова А.Ф. [4, с. 5], Епишина Н.Б. [5, с. 43] рассматриваются вопросы неоднородности клиентской базы по различным экономическим показателям, однако для классификации клиентской базы используется, как правило, один какой-то метод.

Правильная классификация и рейтинговая оценка клиентов позволит выработать эффективную политику ведения коммерческой деятельности компании, которая обеспечит максимальную прибыль при минимальных издержках.

Показатели эффективности представляют количественно выраженную информацию о состоянии дел компании и позволяют осуществлять контроль над определенными бизнес-процессами, касающимися непосредственно клиентов.

Для исследования использованы данные по клиентской базе из 95 контрагентов анализируемой компании в лице покупателей нефтепродуктов. Исходя из содержательного анализа, выбраны следующие показатели за 2015 год: x_1 – дебетово-кредитовое сальдо (руб.); x_2 – объем продаж (тон.); x_3 – цена продажи (руб.); x_4 – постоянные затраты (руб.); x_5 – валовая прибыль (руб.); x_6 – рентабельность (коэффициент); x_7 – маржа (руб.). По результатам предварительного анализа клиентов из рассмотрения были исключены два клиента под номерами 0 и 94, резко отличающиеся от остальных объемами продаж и прибылью.

Предварительно проведено разбиение методом полных связей, однако, разбиение оказалось неравномерным, что было устранено методом Уорда. Применение метода Уорда позволило определить предварительное число классов [6, с. 427]. Для уточнения состава классов применен метод k-средних [8, с. 352]. В результате расчет функционалов качества разбиения [9, с. 360], выяснилось, что наименьшим значением обладает функционал качества для метода k-средних, результаты которого представлены в таблице 1.

Согласно полученным результатам, представленным в таблице 1, в первый класс вошло 4 клиента, во второй – 62 и в третий – 27 клиентов. Рассчитаем средние значения показателей в каждом классе, значения которых представлены в таблице 2.

Первый класс содержит клиентов, характеризующихся наибольшим средним значением дебетово-кредитового сальдо, объема продаж, цены продажи, наценки, затрат, прибыли и рентабельности. Таким образом, 1 класс характеризуется как самый эффективный, содержит в себе 4 контрагента.

Второй класс (средней эффективности) содержит 62 клиента, характеризующихся наименьшим средним значением дебетово-кредитового сальдо,

Таблица 1. Результаты классификация показателей эффективности методом k-средних

Номер кластера	Состав классов
Кластер №1	6, 8, 19, 24
Кластер №2	1, 2, 3, 4, 5, 7, 9, 10, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17, 18, 20, 21, 22, 23, 25, 26, 27, 28, 29, 30, 31, 32, 33, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47, 48, 49, 50, 51, 52, 53, 54, 55, 56, 59, 68, 70, 71, 75, 76, 81, 84, 85, 91
Кластер №3	57, 58, 60, 61, 62, 63, 64, 65, 66, 67, 69, 72, 73, 74, 77, 78, 79, 80, 82, 83, 86, 87, 88, 89, 90, 92, 93

Таблица 2. Средние значения показателей эффективности в кластерах, полученные методом k-средних по исходным данным

Кластер	x_1, рублей	x_2, тонн	x_3, рублей	x_4, рублей	x_5, рублей	x_6, рублей	x_5, %
1	7161109	32496	16203	94915438	49650302	45265135	8,62
2	2160866	2866	15582	6060616	3099859	2961311	7,66
3	4461575	1108	32040	1198467	413852	794 897	3,40

наименьшим значением цены продажи, низкими значениями наценки, затрат и прибыли, однако довольно высокой рентабельностью, сравнимой по величине с первым классом.

Третий – наименее эффективный класс содержит 27 клиентов, характеризующихся наименьшим значением продаж, низкими значениями наценки, затрат, прибыли и рентабельности.

Построим интегральный показатель эффективность торговой деятельности компании на основе модели множественного выбора, что позволит по рейтингу выработать политику по отношению к каждому клиенту компании. В качестве признаков выделены наиболее информативные: x_1 ; x_2; x_3 ; x_5.

За основу результативного признака возьмем принадлежность клиента к одному из трех кластеров, полученных ранее с помощью метода k-средних, и учтем при этом двух исключенных из рассмотрения контрагентов, присвоив им отдельные классы вида (1).

$$y_i^* = \begin{cases} 0,\ i-\text{ый объект клиент №0} \\ 1,\ i-\text{ый объект принадлежит 1 классу} \\ 2, i-\text{ый объект принадлежит 2 классу} \\ 3,\ i-\text{ый объект принадлежит 3 классу} \\ 4,\ i-\text{ый объект клиент №94} \end{cases} \quad (1).$$

Тогда моделирование интегрального показателя по указанным выше критериям осуществим в виде:

$$y_i^* = \begin{cases} 0, \text{ если } y_i^* \le \gamma_1 \\ 1, \text{ если } \gamma_1 < y_i^* \le \gamma_2 \\ 2, \text{ если } \gamma_2 < y_i^* \le \gamma_3, \\ 3, \text{ если } \gamma_3 < y_i^* \le \gamma_4 \\ 4, \text{ если } y_i^* > \gamma_4 \end{cases} \qquad i = \overline{1,n} \qquad (2).$$

Где y^* – ненаблюдаемая вспомогательная переменная вида: $y_i^* = \beta^T z_i + \varepsilon_i$ с параметрами β, γ, подлежащими определению [7, с. 80].

При этом вероятность отнесения объекта *i* к классу j ϵ {0,…,4} имеет вид:

$$\begin{aligned} &P\{y_i = j \mid z_i\} = P\{\gamma_{j-1} < y_i^* \le \gamma_j \mid z_i\} = \\ &= P\{\gamma_{j-1} < z_i^T\beta + \varepsilon_i \le \gamma_j\} = P\{\gamma_{j-1} - z_i^T\beta < \varepsilon_i \le \gamma_j - z_i^T\beta\} = \\ &= \Phi(\gamma_{j-1} - z_i^T\beta) - \Phi(\gamma_j - z_i^T\beta) \end{aligned} \quad (3).$$

$$\Phi(s) = \Lambda(s) = \frac{e^s}{1+e^s}$$

С помощью пакета Gretl оценена значимая логит-модель:

$$y^*_i = \begin{cases} 0,\ y_i^* \le -26{,}7 \text{ клиент } 0 \\ 1,\ -26{,}7 < y_i^* \le -7{,}3 \text{ клиент из 1 класса} \\ 2,\ -7{,}3 < y_i^* \le 2{,}22 \text{ клиент из 2 класса} \\ 3,\ 2{,}22 < y_i^* \le 15{,}35 \text{ клиент из 3 класса} \\ 4,\ y_i^* \ge 15{,}35 \text{ клиент } 94 \end{cases} \quad (4).$$

$$\hat{y}_i^* = -\underset{(0,99)}{2{,}55}\, x_{i1} + \underset{(1,52)}{3{,}5}\, x_{i2} - \underset{(1.11))}{3{,}82}\, x_{i3} - \underset{(0,53)}{1{,}74}\, x_{i5},$$
$$i = 0,1,..,94$$

Общий процент правильной классификации составляет 81 %, следовательно с помощью данной модели 76 контрагентов из 95 были правильно классифицированы. Таким образом построенную логит-модель можно использовать в качестве интегрального показателя эффективности торговой деятельности компании. В результате оценки модели были найдены модельные значения результирющего признака, которые послужили для ранжирования клиентской базы по указанным выше показателям эффективности [10, с. 450].

По данным таблицы видно, что наиболее эффективный класс, состоящий из 4 клиентов и клиента под номером 0, имеет наивысшие ранги, а клиенты из неэффективного класса и клиент под номером 94 имеют последние ранги.

Таблица 3. Результаты ранжирования клиентов по показателю эффективности торговой деятельности

Ранг	Клиент	Ранг	Клиент	Ранг	Клиент
0	0	32	42	64	86
1	1	33	9	65	23
2	2	34	20	66	50
3	3	35	27	67	84
4	5	36	13	68	80
5	4	37	11	69	73
6	67	38	92	70	83
7	24	39	22	71	82
8	40	40	16	72	14
9	36	41	17	73	38
10	46	42	60	74	81
11	15	43	57	75	10
12	65	44	48	76	35
13	26	45	31	77	75
14	29	46	18	78	87
15	64	47	41	79	51
16	62	48	19	80	76
17	53	49	39	81	55
18	44	50	54	82	89
19	8	51	78	83	74
20	34	52	61	84	6
21	7	53	37	85	59
22	32	54	30	86	90
23	58	55	28	87	68
24	63	56	71	88	91
25	21	57	49	89	85
26	12	58	70	90	77
27	33	59	45	91	69
28	43	60	25	92	66
29	56	61	79	93	93
30	47	62	72	94	94
31	52	63	88	-	-

Полученные результаты позволяют, в частности, проводить дифференцированную ценовую политику и лимитирование дебиторской задолженности в зависимости от принадлежности клиента к определенному кластеру или его месту в общем рейтинге.

Литература

1. Бантикова, О.И. Анализ состояния и развития рынка телекоммуникационных услуг (на примере оренбургского филиала ПАО «Ростелеком») / О.И. Бантикова, О.В. Танкова // Экономика и предпринимательство. – 2016. – № 9 (74). – С. 390–396.

2. Бантикова, О.И. Моделирование демографической безопасности на основе порядковых моделей множественного выбора / Бантикова О.И. // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2012. – № 13. – С. 32–37.

3. Вардимиади, Ю.Д. Определение качественных и количественных характеристик стратегических клиентов. Анализ клиентской базы. / Ю. Д. Вардиамиади // Маркетинг и маркетинговые исследования. – 2004. – № 4. – С. 48–51.

4. Галямов, А.Ф. Поддержка принятия решений при управлении взаимодействием с клиентами на базе центра интегрированного обслуживания / А.Ф. Галямов, С.В. Тархов // Современные проблемы науки и образования. – 2013. – № 4. – С. 5–6.

5. Епишин, Н.Б. Методика оценки движения клиентской базы как основа маркетингового прогнозирования и управления сбытом / Н.Б. Епишин // Индустриальный маркетинг. – 2011. – № 4. – С. 43–44.

6. Жемчужникова, Ю.А. Дифференциация городов и районов Оренбургской области по уровню развития инвестиционной деятельности / Жемчужникова Ю.А. // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2014. – № 14. – С. 426–432.

7. Реннер, А.Г. Математическое моделирование социально-экономических, демографических, миграционных процессов в регионе с учетом вступления России в ВТО / А.Г. Реннер, О.И. Бантикова, Ю.А. Жемчужникова, О.И. Стебунова, Л.М. Туктамышева, О.С. Чудинова // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2015. – № 13. – С. 78–81.

8. Реннер, А.Г. Многомерная классификация муниципальных образований Оренбургской области по степени лабильности к условиям ВТО / А.Г. Реннер, Л.М. Туктамышева // Экономика и предпринимательство. – 2014. – № 12 (ч. 4). – С. 352–356.

9. Реннер, А.Г. Рейтинговая оценка и сравнительный анализ муниципальных образований Оренбургской области по показателям, характеризующим внешнюю миграцию / Реннер А.Г., Стебунова О.И., Раменская А.В. // Экономика и предпринимательство. – 2014. – № 12 (ч. 4). – С. 360–365.

10. Реннер, А.Г. К вопросу о ранжировании объектов исследования по изучаемому латентному показателю / Реннер А.Г., Стебунова О.И. // Вестник Оренбургского государственного университета. – 2014. – № 14. – С. 447–451.

УДК 330.43

Л.Р. Фаизова, кандидат экономических наук, доцент кафедры статистики и эконометрики, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: faizova1980@list.ru

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ДИНАМИКИ ОБЪЕМА КРЕДИТОВАНИЯ ДОМОХОЗЯЙСТВ ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

Актуальность исследуемой проблемы обусловлена необходимостью изучения объемов кредитования домашних хозяйств с целью выявления закономерностей его развития для дальнейшего принятия решений в области финансовой и социально-экономической политики кредитования домашних хозяйств. Статья направлена на статистическое исследование потребительского кредитования домашних хозяйств в регионе, в результате которого получена возможность оценить усредненную по годам динамику сезонной составляющей ряда. Было проведено экспоненциальное сглаживание и моделирование тенденции ARIMA-моделями временного ряда объема выданных потребительских кредитов домашним хозяйствам региона, используя пакет программ STATISTICA. На основе построенной модели с вероятностью 95 % получены точечные прогнозные значения объема потребительских кредитов домашним хозяйствам Оренбургской области с учетом выявленной сезонности. Материалы статьи могут быть полезны для специалистов, занимающихся принятием решений в области финансовой и социально-экономической политики в кредитовании и кредитном поведении домашних хозяйств.

Ключевые слова: *потребительский кредит, домашние хозяйства, временной ряд, моделирование, экспоненциальное сглаживание.*

В настоящее время роль кредита в экономической жизни развитых стран непрерывно возрастает. Возможность кредитования физических лиц решает противоречие между сравнительно высокими ценами на предметы длительного пользования и текущими доходами у населения и необходимостью их реализации у производителя [5].

Ситуация в кредитовании населения до экономического кризиса периода 2014–2015 годов была достаточно благоприятной – кредитование населения являлось одним наиболее прибыльным направлением деятельности коммерческих банков. Однако, начиная с 2005 года, в этой сфере можно наблюдать активную конкуренцию, результатом которой стал стабильный рост розничного банковского кредитного портфеля.

Российское население в последние годы тестирует все большую активность на рынке потребительского кредитования, который является важным фактором не только экономического роста и увеличения потребительского спроса, но и причиной изменений моделей кредитного поведения домашних хозяйств [4].

Теоретические разработки в области потребительского кредитования населения принадлежат ряду следующих отечественных и зарубежных ученых: К.С. Афанасьев, С.А. Москвитина, Е.Н. Погребняк, Е.Б. Казакова, А.П. Пытьева, П. Лунт и другие авторы.

«Эффективность регионального управления экономикой во многом определяется адекватным пониманием сущности регулируемого объекта. Противоречивые и сложные процессы, происходящие в экономике России, вызывают потребность в исследовании тенденции ее развития, перспективы экономической динамики и социальной сферы их природы и факторов, оказывающих влияние на анализируемые процессы» [3].

Целью проведенного исследования являлось моделирование временного ряд объема выданных потребительских кредитов в Оренбургской области в помесячной динамике с января 2010 года по июль 2016 года и дальнейшее прогнозирование его уровней.

Визуализация анализируемого временного ряда позволила предположить наличие фактора сезонности в объемах потребительского кредитования домашних хозяйств (рисунок 1).

С целью выделения сезонной компоненты использовался модуль «Сезонная декомпозиция (Census I)» пакета программ STATISTICA (таблица 1).

Проведенные расчеты свидетельствуют о том, что с высокой вероятностью объем потребительского кредитования домашних хозяйств Оренбургской области ежегодно увеличивается в декабре, затем идет резкое снижение индекса в январе с последующим ростом до апреля месяца. В мае, июне, сентябре, октябре и ноябре значение индекса варьирует незначительно – от 99,7 % до 102,1 %. В июле и августе наблюдается существенный рост показателя – 111,3 % в июле и 108,5 % в августе. Наименьшее значение фактора сезонности в наблюдаемом периоде приходится на январь каждого года – 69,0 %, наибольшее – на декабрь – 119,6 %. По всей видимости, высокие значения индекса в июле и августе связаны с тем, что большая доля трудоспособного населения, занятого в экономике, оформляет отпуск, что связано с затратами на санаторно-курортное лечение, туристические поездки и тому подобное. В декабре

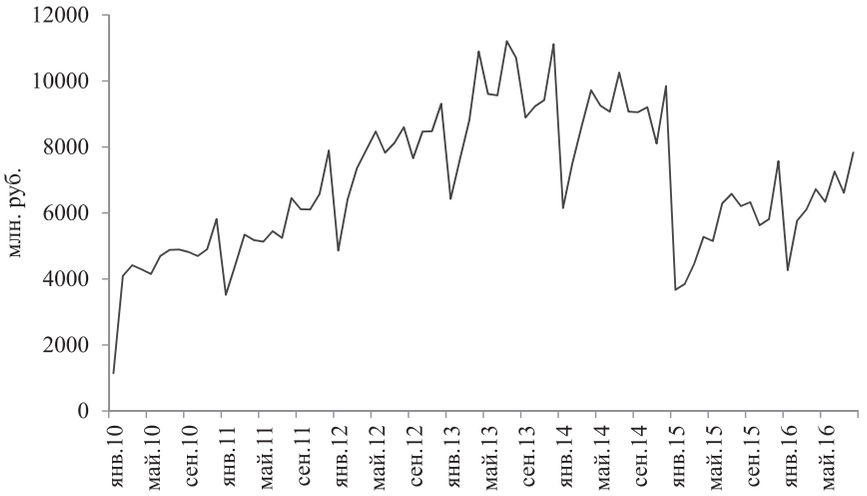

Рисунок 1. Объем выданных потребительских кредитов в Оренбургской области в помесячной динамике (*Источник:* Центральный банк Российской Федерации)

Таблица 1. Помесячные индексы сезонности временного ряда объема потребительских кредитов населению Оренбургской области

Месяц	Индекс сезонности, %	Месяц	Индекс сезонности, %
Январь	69,0	Июль	111,3
Февраль	86,3	Август	108,5
Март	96,9	Сентябрь	102,1
Апрель	104,1	Октябрь	99,7
Май	100,1	Ноябрь	101,3
Июнь	101,1	Декабрь	119,6

на предприятиях и в организациях осуществляется большое количество дополнительных выплат по итогам года, что так же способствует большей кредитной активности домашних хозяйств в конце года. Кроме того, население уже привыкло к ежегодному в начале года росту тарифов и потребительских цен, поэтому оформляет потребительский кредит, чтобы не потерять еще больше в результате ожидаемой инфляции в потребительском секторе.

Дальнейший анализ направлен на моделирование тенденции изучаемого показателя и получение прогнозных значений на краткосрочную перспективу с учетом выявленной тенденции и фактора сезонности в объемах потребительского кредитования домашних хозяйств области.

Нами было проведено экспоненциальное сглаживание временного ряда объема выданных потребительских кредитов домашним хозяйствам Оренбургской области. Для исследуемого временного ряда в пакете программ STATISTICA был произведен автоматический поиск лучших параметров с наименьшим значением средней абсолютной относительной ошибки (*MAPE*) по модели Винтера. Параметр экспоненциального сглаживания $Y(t)$: $\alpha_f = 0{,}699$.

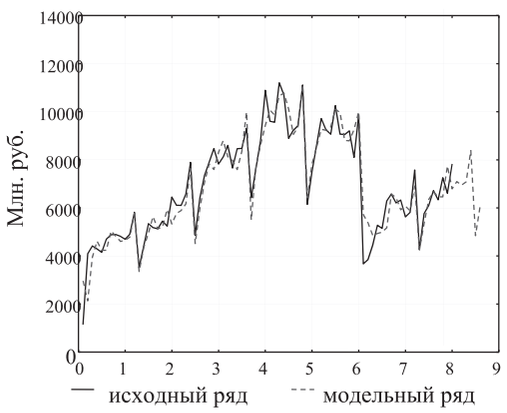

Рисунок 2. Результаты экспоненциального сглаживания ряда объема потребительских кредитов населению Оренбургской области

На рисунке 2 представлены результаты экспоненциального сглаживания. Как видно из рисунка, модель достаточно точно описывает динамику временного ряда.

На основе построенной модели с вероятностью 95 % были получены точечные прогнозные значения объема потребительских кредитов домашним хозяйствам Оренбургской области с учетом выявленной сезонности:

– ноябрь 2016 года – 7083,76 млн руб.;
– декабрь 2016 года – 8383,02 млн руб.;
– январь 2017 года – 4847,53 млн руб.;
– февраль 2017 года – 6085,04 млн руб.

С целью выявления зависимости между остатками в пакете программ STATISTICA были найдены оценки автокорреляционной и частной автокорреляционной функций остатков модели (рисунки 3, 4).

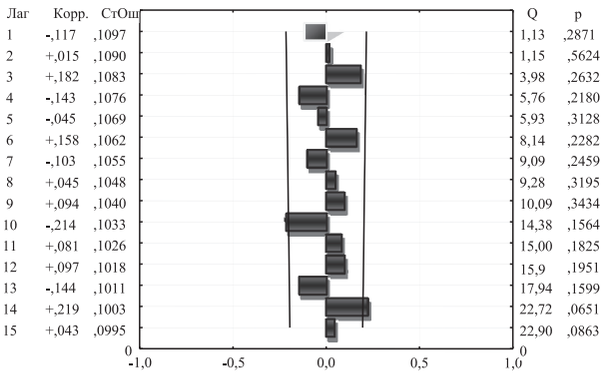

Рисунок 3. Автокорреляционная функция остатков модели экспоненциального сглаживания объема потребительских кредитов

Все коэффициенты автокорреляционной функции являются незначимыми, что говорит об отсутствии зависимости между отдельными остатками экспоненциального сглаживания. Остатки, полученные в результате процедуры экспоненциального сглаживания, действительно являются «белым шумом». Можно сделать вывод об адекватности построенной модели.

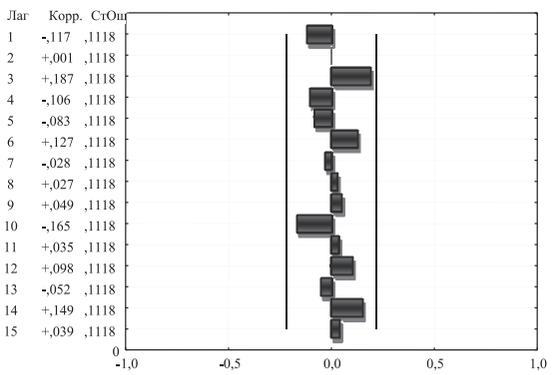

Рисунок 4. Частная автокорреляционная функция остатков модели экспоненциального сглаживания объема потребительских кредитов

Недостатком модели экспоненциального сглаживания является невозможность получения доверительных интервалов прогнозного значения.

Дальнейший анализ направлен на эконометрическое моделирование тенденции и прогнозирование объема потребительских кредитов в Оренбургской области с учетом фактора сезонности и нестационарности анализируемого ряда. С применением модели ARIMA (1,0,0), (1,0,0), показавшей наиболее значимые с точки зрения минимальной ошибки аппроксимации результаты, проведено сглаживание ряда (таблица 2).

Таблица 2. Оценки ARIMA – модели объема потребительских кредитов населению Оренбургской области

Параметры	Парам.	Асимпт. Ст.ошиб.	Асимпт. t (78)	p	Нижняя 95% дов.	Верхняя 95% дов.
p(1)	0,949	0,040	23,895	0,000	0,870	1,028
Ps(1)	0,809	0,084	9,687	0,000	0,643	0,976
Примечание: Модель (1,0,0)(1,0,0) Сезонный лаг: 12						

Полученная модель значима по параметрам, остатки распределены нормально и в них не выявлено зависимостей, что позволило оценить прогнозные значения уровней ряда (рисунок 5).

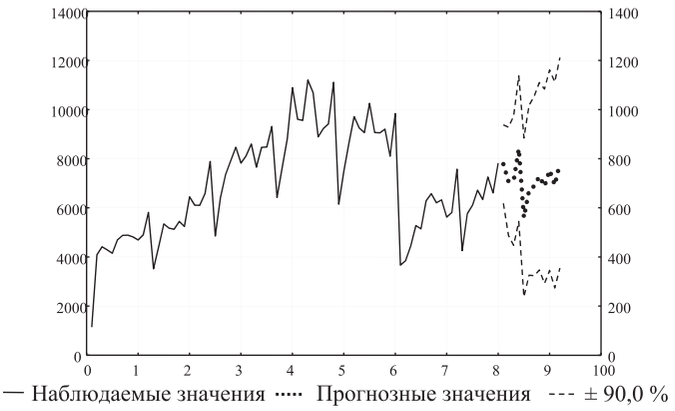

Рисунок 5. Исходные и прогнозные по модели ARIMA значения объема потребительских кредитов населению Оренбургской области

Прогнозные значения ряда на уровне значимости 0,05 с учетом выявленной сезонности составили:

– ноябрь 2016 года – 7102,89 млн руб.;
– декабрь 2016 года – 8405,87 млн руб.;
– январь 2017 года – 5611,21 млн руб.;
– февраль 2017 года – 6715,89 млн руб.;
– март 2017 года – 6889,08 млн руб.

Оцененные прогнозные значения моделей экспоненциального сглаживания входят в доверительный интервал прогнозных значений модели ARIMA.

По итогам II квартала 2016 года в Оренбургской области доля кредитов на покупку жилья достигла 39,1 % от общего объема задолженности домашних хозяйств перед банками, при этом на начало 2015 года данный показатель составлял только 31,0 %. Рост удельного веса долгосрочных кредитов свидетельствует о том, что при том же объеме задолженности заемщикам нужно меньше выплачивать банку по основному долгу кредита, а это, в свою очередь, снижает величину необходимых платежей.

В целом по Российской Федерации, по информации Объединенного Кредитного Бюро, в 2015 году по сравнению с 2014 годом количество выданных кредитов снизилось на 29 %, а объемы выдач – на 46 %. Наиболее сильное снижение наблюдалось по автокредитам (в связи с ростом цен на автомобили) и ипотечному кредитованию (домохозяйства чаще делали выбор в пользу более дешевого сегмента жилья в новостройках, который обеспечивался государственной поддержкой).

Таким образом, в ходе проведенного анализа выяснилось, что в 2016 году рост объемов потребительского кредитования возобновился после резкого падения в 2015 году, однако его уровень все еще не достиг показателей 2013 года и недостаточен для снижения объемов кредитной задолженности домашних хозяйств. Ежегодно наблюдается тенденция увеличения объема потребительского кредитования домашних хозяйств в Оренбургской области в декабре с дальнейшим резким спадом в январе. Низкий уровень номинального объема потребительского кредитования говорит о том, что его влияние на финансовый баланс домашних хозяйств не восстановилось.

В качестве позитивной тенденции потребительского кредитования в области можно отметить изменение структуры кредитной задолженности в пользу более долгосрочных и более дешевых жилищных кредитов.

Литература

1. Афанасьев, К.С. Становление и эволюция института потребительского кредитования в России / К.С. Афанасьев // Современные технологии управления. – 2013. – № 4 (28). [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://sovman.ru/article/2801/ – (дата обращения: 20.10.2016).

2. Беляев, М. Специфические риски потребительского кредитования / М. Беляев // Банковское дело. – 2006. – № 5. – С. 54–57.

3. Бокс, Дж. Анализ временных рядов. Прогноз и управление / пер. с англ. А.Л. Левшина / Дж. Бокс, Г. Дженкинс / под ред. В.Ф. Писаренко. – Москва: Мир, 1974. – 407 с.

4. Давыденко, И.Г. Детерминанты кредитного поведения населения в условиях развития рынка потребительского кредитования / И.Г. Давыденко // Общество: политика, экономика, право. – 2014. – № 3. – С. 22–27.

5. Жиркина, Н.И. Кредитование физических лиц: содержание, роль и принципы организации / Н.И. Жиркина // Вопросы экономики и права. – 2011. – № 4. – С. 338–341.

6. Милицкая, Р.В. Статистический анализ кредитного поведения домохозяйств в регионе / Л.Р. Фаизова, Р.В. Милицкая // Университетский комплекс как региональный центр образования, науки и культуры. – Оренбург: ООО ИПК «Университет», 2015. – С. 1705–1712.

7. Пытьева, А.П. Особенности развития потребительского кредитования коммерческими банками / А.П. Пытьева // Вестник Самарского государственного экономического университета. – 2010. – № 10 (72). – С. 95–99.

8. Федоров, Е.А. Специфика экономического поведения домохозяйств на рынках потребительского кредитования / Е.А. Федоров. – Москва: Изд-во Первого МГМУ им. И.М. Сеченова, 2014. – 112 с.

9. Щербаль, М.С. Финансовое поведение домохозяйств в условиях кризиса // Мониторинг общественного мнения: экономические и социальные перемены. – 2012. – № 6 (112). – С. 108–115.

10. Bachman, J. The Psychology of Debt. Credit & Collections World. White Paper, April 2001. [Электронный ресурс] – Режим доступа: http://i2credit.com/img/white/archivo-23.pdf – (дата обращения: 20.10.2016).

УДК 311(470.56)

Т.В. Харченко, заместитель начальника отдела, Территориальный орган Федеральной службы государственной статистики по Оренбургской области
e-mail: comstat@esoo.ru

НАУЧНАЯ И ИННОВАЦИОННАЯ ДЕЯТЕЛЬНОСТЬ В ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ

В современных условиях инновации являются необходимым условием обеспечения конкурентных преимуществ на рынках сбыта, выпуска высокотехнологичной продукции, а также средством повышения рейтинга предприятий-производителей. Нововведения способствуют снижению себестоимости, повышению качества и объемов производства товаров, работ и услуг, привлечению инвестиций, обеспечивают получение коммерческой выгоды, стабильный экономический рост и расширение видов деятельности. В настоящей статье отражены результаты инновационной деятельности организаций Оренбургской области. Представлены сведения о деятельности организаций, выполнявших научные исследования и разработки, численности и составе персонала, подготовке научных кадров. Цель статьи заключается в оценке степени участия организаций в осуществлении инновационной деятельности. На основе данных показателей проведен кластерный анализ уровня развития инновационной среды по видам экономической деятельности. Полученные результаты исследования показали, что большинство организаций характеризуется низкими значениями показателей, так как инновации требуют значительных средств, их внедрение невозможно при отсутствии инвестиций и чрезвычайно затруднено при неблагоприятном предпринимательском климате. Данные вопросы должны стать объектом приоритетного внимания со стороны органов власти всех уровней.

Ключевые слова: *инновации, научные исследования, разработки, аспиранты.*

Одним из важнейших условий обеспечения конкурентоспособности экономики является развитие и эффективное использование инновационного потенциала. Нововведения способствуют снижению себестоимости, повышению качества и объемов производства товаров, работ и услуг, привлечению инвестиций, обеспечивают получение коммерческой выгоды, стабильный экономический рост.

Степень участия организаций в осуществлении инновационной деятельности в целом или отдельных ее видов характеризует показатель инновационной активности. По итогам 2015 года доля организаций, осуществлявших инновационную деятельность, составила в общем числе исследованных организаций 10,8 % (в 2014 году – 12,4 %).

Инновационная деятельность представляет собой деятельность по доведению научно-технических идей, изобретений, разработок до результата, пригодного в практическом использовании. В полном объеме инновационная деятельность включает все виды деятельности по разработке, освоению и производству, а также реализации инноваций. Организация может осуществлять один из следующих типов инноваций: технологические, маркетинговые, организационные либо одновременно несколько из них.

Технологические инновации представляют собой деятельность, связанную с разработкой и внедрением новых или усовершенствованных товаров (услуг) и процессов их производства. Их разработкой в 2015 году занимались 92,9 % инновационно-активных организаций (в 2014 году – 88,6 %).

В процессе осуществления технологических инноваций одним из наиболее приоритетных направлений, как правило, является модернизация материально-технической базы, то есть приобретение машин и оборудования в целях усовершенствования и повышения качества производственных процессов. В 2015 году 61,5 % организаций, занимавшихся внедрением технологических инноваций, осуществляли закупку производственной техники (в 2014 году – 53,8 %).

Также большое внимание организации уделяли исследованиям и разработкам новой продукции, так как любой товар, который является новым на данный момент времени, в будущем неизменно вступает в стадию упадка и становится неинтересен для потенциальных потребителей. Данным видом инновационной деятельности занимались 30,8 % организаций, внедрявших технологические инновации.

Организационные инновации осуществляли 4,4 % от общего числа исследованных организаций. Данные инновации заключаются в реализации новых организационных методов в деловой практике и направлены на оптимизацию работы административно-управленческого аппарата и повышение производительности труда.

Маркетинговыми инновациями занимались 2,1 % от общего числа исследованных организаций. Такой тип инноваций направлен на увеличение числа потребителей продукции и более полное удовлетворение их потребностей, расширение рынков сбыта с целью увеличения объемов продаж и представляет собой внедрение изменений в дизайн продукции и использование улучшенных концепций презентации товаров, реализацию новых ценовых стратегий и использование дополнительных каналов продаж.

Большое значение для оценки состояния и перспектив инновационного развития имеют затраты на инновационную деятельность. В 2015 году затраты на все виды инноваций составили 11187,6 млн рублей, из них 99,6 % (11137,6 млн рублей) приходилось на технологические инновации. Затраты на организационные инновации составили 29,6 млн рублей, на маркетинговые инновации – 20,4 млн рублей.

В структуре затрат на технологические инновации по видам инновационной деятельности в 2015 году наибольший удельный вес занимали затраты на приобретение машин и оборудования (82,2 % от общего объема затрат), научные исследования и разработки составили 9,0 %. Снижение интереса организаций к новейшим достижениям науки и техники проявляется в недостаточном внимании к новым технологиям. В 2015 году на приобретение новых технологий приходилось менее одного процента от общего объема затрат на технологические инновации.

Наибольший удельный вес затрат на технологические инновации приходился на организации обрабатывающих производств – 70,1 %, на организации по производству и распределению электроэнергии, газа и воды – 24,0, на организации по добыче полезных ископаемых – 4,9 %.

В 2015 году организации использовали 930 передовых производственных технологий, что на 34,0 % выше уровня 2010 года. В сфере связи и управления использовались 58,9 % от общего числа технологий, в сфере производства, обработки и сборки – 16,1, в проектировании и инжиниринге – 10,1 %. Следует отметить, что рост используемых передовых производственных технологий происходит в областях, связанных с информационными и коммуникационными технологиями. Каждая четвертая технология внедрена в течение последних трех лет [2].

Принципиальное значение для оценки инновационных затрат имеет анализ их распределения по типам технологических инноваций: продуктовые и процессные. Продуктовые инновации, основанные чаще всего на принципиально новых технологиях, в 2015 году составили 5,0 % общих расходов на технологические нововведения, в то время как процессные инновации, относящиеся уже к выпускаемым товарам и направленные на повышение эффективности производственных процессов, занимали наибольший удельный вес (95,0 %).

Очевидная нехватка финансовых средств подтверждается результатами анализа затрат на технологические инновации по источникам финансирования. Ресурсы, вкладываемые в реализацию инновационных проектов, недостаточны для решения кардинальных проблем технологического развития производства [6].

Сложившаяся ситуация во многом обусловлена непоследовательным, периодическим характером финансовых вложений в инновации, связанным зачастую с отсутствием продуманной инновационной стратегии в организациях. Общая финансовая нестабильность и высокие экономические риски научно-технических нововведений ограничивают потенциальные возможности организаций. Инвестиционная поддержка со стороны государства, а также другие меры по продвижению инновационных разработок в реальный сектор экономики минимальны. В 2015 году основным источником финансирования инновационной деятельности являлись собственные средства организаций (48,6 % от общего объема затрат), кредиты и займы – 37,5 %. Доля финансирования из федерального бюджета составила 13,9 %.

Инвестиции в основной капитал инновационно-активных организаций в 2015 году составили 54,1 % от общего объема инвестиций обследованных организаций.

Конечным результатом инновационной деятельности является внедрение в производство более эффективных видов технологий, сырья, материалов, создание новых и совершенствование выпускаемых видов товаров, услуг.

Объем отгруженных инновационных товаров, работ, услуг организаций промышленного производства в 2015 году составил 14545,6 млн рублей, или 2,3 % от общего объема отгруженных товаров, работ, услуг. По сравнению с 2014 годом удельный вес инновационных товаров, работ, услуг в общем объеме отгруженных товаров, работ, услуг увеличился на 1,2 процентного пункта. Общую картину инновационных процессов области определяли обрабатывающие производства. На долю организаций обрабатывающих производств приходилось 94,6 % от общего объема отгруженных инновационных товаров (работ, услуг).

Наибольший удельный вес инновационных товаров, работ, услуг приходился на организации металлургического производства и производства готовых металлических изделий (37,3 %), прочих производств (33,9), производства пищевых продуктов (19,3 %).

В структуре отгруженных инновационных товаров, работ, услуг в 2015 годц доля товаров, вновь внедренных или подвергавшихся значительным технологическим изменениям, составила 87,2 % (в 2010 году – 83,1 %).

Деятельность инновационно-активных организаций в основном направлена на удовлетворение спроса отечественных потребителей. В 2015 году на внутренний рынок отгружено инновационных товаров, работ и услуг на 14452,7 млн рублей (99,4 % от общего объема инновационных товаров). В 2015 году доля экспорта инновационных товаров, работ, услуг составила 0,6 % и по сравнению с 2014 годом снизилась на 1,0 процентного пункта (таблица 1).

Таблица 1. Объем инновационных товаров, работ, услуг

Показатели	2010 г.	2011 г.	2012 г.	2013 г.	2014 г.	2015 г.
Отгружено инновационных товаров, работ, услуг – всего, млн руб.	10837,7	13593,5	9219,3	8814,8	6808,0	14545,6
из них на экспорт, в % к итогу	10,4	9,1	10,7	1,5	1,6	0,6

В 2015 году завершенные технологические инновации имели 16,8 % организаций из общего числа обследованных организаций, что ниже уровня показателя 2010 года на 2,4 процентного пункта. Более половины организаций, имевших завершенные технологические инновации, разрабатывали их совместно с другими организациями.

В 2015 году 12 организаций (3,1 % от общего числа обследованных организаций) участвовали в разработке 114 проектов по выполнению исследований и разработок новых продуктов, услуг и методов их производства, новых производственных процессов, из них 53 проекта разработаны совместно с потребителями товаров, работ, услуг, 47 проектов – с научными организациями.

Следует отметить преимущественную роль инновационных организаций в реализации совместных исследовательских проектов. Из числа организаций, осуществлявших совместные проекты по выполнению исследований и разработок, доля инновационно-активных составила 83,3 %, удельный вес совместных проектов, в которых участвовали эти организации, составляет 93,0 %.

Низкий уровень инновационной активности организаций отчасти объясняется недостаточным наличием научных подразделений. Из числа обследованных организаций 40 (10,3 %) имели научно-исследовательские и проектно-конструкторские подразделения, из них 40,0 % являлись инновационно-активными организациями.

Научный потенциал представляет собой совокупность научных организаций (научно-исследовательских, конструкторских, проектных институтов, а также исследовательских подразделений высших образовательных организаций и затрат на них), функционирующих в целях производства, распространения и внедрения в практику научных знаний, реализации научно-технической политики.

Научными исследованиями и разработками в Оренбургской области в 2015 году занимались 35 организаций, на долю образовательных организаций высшего образования приходилось 42,9 % всех организаций, выполнявших исследования и разработки (в 2010 году – 26,3 %). Удельный вес научно-исследовательских организаций составил 28,6 % (2010 году – 52,6 %).

За 2015 год выполнено научно-технических работ на 996,9 млн рублей, в том числе выполнено собственными силами на 928,2 млн рублей (93,1 % от общего объема научных работ).

Объем научно-технических работ за 2015 год снизился по сравнению с 2014 годом на 2,5 %. В общем объеме научно-технических работ, выполненных собственными силами, преобладали исследования и разработки – 69,0 %.

Внутренние затраты на проведение научных исследований и разработок за 2015 год составили 646,6 млн рублей, в том числе внутренние текущие затраты научных организаций – 626,8 млн рублей. Затраты на оплату труда научных работников составили 53,7 % от внутренних затрат, на прочие затраты – 16,4, на оборудование и другие материальные затраты – 11,7, на капитальные затраты – 3,1 %. Доля затрат на оплату труда в общем объеме внутренних затрат в 2015 году по сравнению с 2014 годом увеличилась на 4,7 процентного пункта, на приобретение оборудования уменьшилась на 7,9 процентного пункта.

В 2015 году научные исследования и разработки организации осуществляли за счет бюджетных средств – 55,4 % от общего объема внутренних затрат, средств организаций предпринимательского сектора – 20,2, собственных средств – 16,4 %. С каждым годом увеличивается доля бюджетного финансирования научных исследований и разработок с 40,1 % в 2010 году до 55,4 % в 2015 году. Удельный вес средств организаций предпринимательского сектора в структуре затрат по сравнению с 2010 годом уменьшился на 4,9 процентного пункта. Доля финансирования за счет средств иностранных источников была незначительной, в 2015 году она составила 2,2 % (рисунок 1).

Если рассматривать затраты по областям науки, то наибольшая доля внутренних затрат в 2015 году приходилась на технические науки – 29,7 %, естественные – 28,4, сельскохозяйственные – 24,4, технические – 18,9 %. Незначительная доля приходилась на медицинские науки – 7,8 %, общественные – 7,0, гуманитарные – 2,7 %.

В 2015 году преобладали затраты на фундаментальные исследования – 39,5 % от общего объема текущих затрат, прикладные исследования составили 36,0, затраты на разработки – 24,5 %, в 2014 году соответственно 45,0 %, 40,4 и 14,6 % (рисунок 2).

В 2015 году внутренние затраты на научные исследования и разработки по приоритетным направлениям науки и техники составили 285,1 млн рублей (44,1 % от общего объема внутренних затрат). Наибольшую долю во внутренних затратах по приоритетным направлениям в 2015 году занимали затраты по направлениям «Рациональное природопользование» – 25,9 %, «Науки о жизни» – 23,7 %.

Численность персонала, занятого научными исследованиями и разработками, в 2015 году со-

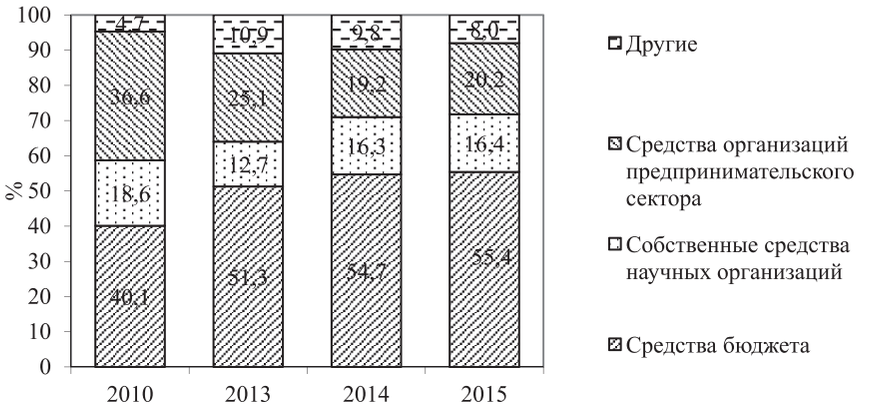

Рисунок 1. Структура внутренних затрат на исследования и разработки по источникам финансирования

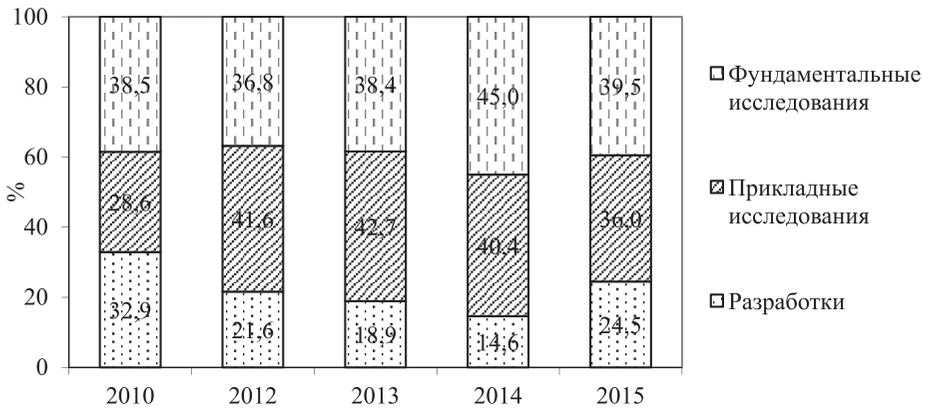

Рисунок 2. Структура внутренних затрат на исследования и разработки по видам работ (в процентах)

ставила 950 человек, из них 557 исследователей. В структуре персонала, занятого исследованиями и разработками, значительную долю занимали исследователи (58,6 %), на долю вспомогательного персонала приходилось 17,8 %, прочего персонала – 12,0, техников – 11,6 %.

Персонал научной сферы характеризуется высоким уровнем образования. Наличие высшего профессионального образования является обязательным условием ведения научной деятельности в категории «исследователи». В 2015 году 243 исследователя (43,6 %) имели ученую степень, в том числе: 12,9 % исследователей – доктора наук, 30,7 % – кандидата наук.

Каждая область науки характеризуется качественным составом исследователей, то есть уровнем обеспеченности научными кадрами высшей квалификации. Доминирующее положение в профессиональной ориентации ученых занимали технические науки – 47,8 %, сельскохозяйственные науки – 25,1 % от общего числа исследователей, естественные науки – 19,6, на долю других наук приходилось 7,5 % исследователей (рисунок 3).

Среди техников высшее профессиональное образование имели 46,4 % персонала, среднее профессиональное образование – 20,0 %. Достаточно высоким уровнем образования отличается и вспомогательный персонал – 46,7 % имели высшее образование.

Одной из основных проблем в современных условиях является вопрос сохранения и обновления

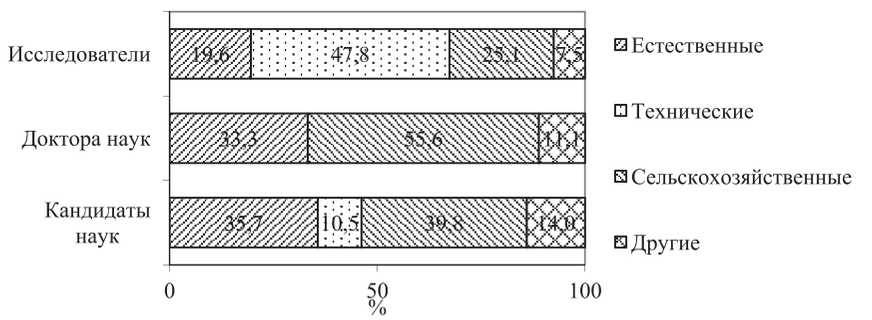

Рисунок 3. Распределение исследователей по областям науки в 2015 году

кадров. Подготовку аспирантов в 2015 году осуществляли 8 организаций, в том числе 5 образовательных организаций высшего образования и 3 научно-исследовательских института. Численность аспирантов по сравнению с 2010 годом уменьшилась на 29,5 % и составила на конец 2015 года 526 человек, из них 339 женщин. Основная доля аспирантов (87,3 %) – это молодежь в возрасте до 35 лет. Доля обучавшихся по очной форме обучения составила 59,9 % от общей численности аспирантов (2010 год – 64,1 %) [4].

В 2015 году в аспирантуру принято 134 человека, по сравнению с 2010 годом этот показатель снизился в 2 раза. Среди аспирантов, принятых в 2015 году, наиболее предпочтительна «очная» форма обучения – 70,9 %.

Общая численность выпускников аспирантуры в 2015 году составила 215 человек, что на 5,4 % больше, чем в 2010 году. Показателем результативности деятельности аспирантуры является удельный вес лиц, защитивших диссертации в пределах срока обучения, в общей численности выпускников. В установленный срок защитили кандидатские диссертации 84 человека (39,1 % от фактического выпуска), в 2010 году – 39,7 %.

Наибольшая доля аспирантов, защитивших диссертацию, в области сельскохозяйственных наук – 25,0 %, экономических – 15,5, биологических и технических – по 14,3, медицинских наук – 9,5 %.

В 2015 году действовало 16 диссертационных советов, к защите представлено 100 кандидатских диссертаций, защитилось 93 человека. Подготовку докторантов осуществляли 3 образовательные организации высшего образования, численность докторантов составила 3 человека.

За 2010–2015 годы подготовлено 29 специалистов высшей категории, из них с защитой диссертации окончили докторантуру 3 человека.

Для оценки степени участия организаций в инновационной деятельности проведен многомерный статистический анализ по показателям, характеризующим уровень инновационной активности организаций по видам экономической деятельности, позволяющий выделить однородные группы по данным 2015 года [1].

В качестве классификационных признаков выбраны следующие показатели:

– удельный вес организаций, осуществлявших технологические инновации в общем числе исследованных организаций, %;

– затраты на технологические инновации, млн руб.;

– удельный вес инновационных товаров, работ, услуг в общем объеме отгруженных товаров, работ, услуг, %;

– число организаций, имевших завершенные инновации в течение последних трех лет, единиц;

– число используемых передовых производственных технологий, единиц.

На основе данных показателей проведен кластерный анализ уровня развития инновационной среды по видам экономической деятельности. В результате выявлены три типологические группы, которые характеризуются высоким, средним и низким уровнем развития инновационной среды (таблица 2).

Первый кластер, который включает один вид экономической деятельности: производство прочих материалов и веществ, не включенных в другие группировки, характеризуется высокими значениями удельного веса организаций, осуществлявших технологические инновации, затрат на технологи-

Таблица 2. Состав кластеров видов экономических деятельности, характеризующих уровень инновационной активности

Кластер	Количество объектов	Виды деятельности
1	1	Производство прочих материалов и веществ, не включенных в другие группировки.
2	11	Добыча полезных ископаемых, кроме топливно-энергетических; производство пищевых продуктов, включая напитки и табак; целлюлозно-бумажное производство, издательская и полиграфическая деятельность; производство кокса и нефтепродуктов; химическое производство; производство прочих неметаллических минеральных продуктов; производство машин и оборудования; производство электрооборудования, электронного и оптического оборудования; производство транспортных средств и оборудования, научные исследования и разработки; предоставление прочих видов услуг.
3	4	Добыча топливно-энергетических полезных ископаемых; металлургическое производство и производство готовых металлических изделий; производство и распределение электроэнергии, газа и воды (без торговли электроэнергией; газообразным топливом, подаваемым по распределительным сетям; паром и горячей водой (тепловой энергией), связь.

ческие инновации, удельного веса инновационных товаров, работ, услуг в общем объеме отгруженных товаров, работ, услуг. Первый кластер можно охарактеризовать как вид экономической деятельности, имевший высокий уровень инновационного развития.

Во второй кластер вошли 11 видов экономической деятельности, которые характеризуются низкими значениями по всем показателям, кроме удельного веса организаций, осуществлявших технологические инновации в общем числе обследованных организаций.

В третьем кластере – виды экономической деятельности, у которых средние значения показателей.

Инновации требуют значительных средств, их внедрение невозможно при отсутствии инвестиций и чрезвычайно затруднено при неблагоприятном предпринимательском климате. Данные вопросы должны стать объектом приоритетного внимания со стороны органов власти всех уровней.

Учитывая значимость инновационной сферы в экономике, Правительство Оренбургской области особое внимание уделяет созданию благоприятных условий для реализации инновационных проектов в области [7].

С целью повышения инвестиционной привлекательности области, формирования благоприятных условий для деятельности внешних инвесторов в области создано ОАО «Корпорация развития Оренбургской области». Его задача – обеспечить потенциальным инвесторам максимально комфортные условия для реализации инвестиционных проектов на территории области.

Проблемой является несоответствие в полной мере темпов развития и структуры инновационного сектора потребностям социально-экономического развития Оренбургской области.

При существующей потребности повышения конкурентоспособности промышленного производства слабо налажен процесс коммерциализации инновационных разработок и внедрения их в производство. Эти проблемы усугубляются низкой восприимчивостью к инновациям значительной части предпринимательского сектора и общими проблемами в ведении предпринимательской деятельности.

Кроме того, функционирование субъектов инновационной деятельности осложняется такими специфическими проблемами данной сферы, как отсутствие или ограниченность собственной исследовательской, опытно-экспериментальной и промышленно-внедренческой базы, нехватка специалистов по инновационному менеджменту, неразвитость системы проектного и венчурного финансирования. Данная ситуация требует государственного стимулирования инновационной активности, в том числе за счет внедрения новых управленческих практик и механизмов взаимодействия экономических субъектов.

Литература

1. Айвазян, С.А. Прикладная статистика и основы эконометрики / С.А. Айвазян, В.С. Мхитарян. – Москва: ЮНИТИ, 1998. – 1000 с.

2. Архипова, М.Ю. Статистический анализ основных тенденций создания и использования передовых технологий / М.Ю. Архипова // Вопросы статистики. – 2007. – № 7. – С. 67–72.

3. Гриценко, С.В. Статистическое изучение инновационных процессов на региональном уровне / С.В. Гриценко, Е.В. Шубина // Вопросы статистики. – 2015. – № 8. – С. 65–72.

4. Зубова, Л.Г. Российская аспирантура: состояние, тенденции, проблемы развития / Л.Г. Зубова, Е.В. Аржаных // Вопросы статистики. – 2010. – № 2. – С. 58–66.

5. Инновационное развитие: управление знаниями / Под ред. Б.З. Мильнера – Москва: Инфра, 2014. – 624 с.

6. Кузнецова, И.А. Особенности статистического измерения и основные направления в сфере инновационной деятельности в сфере услуг / И.А. Кузнецова, С.Ю. Фридлянова, К.А. Дитковский // Вопросы статистики. – 2014. – № 8. – С. 8–24.

7. Постановление Правительства Оренбургской области: Развитие инвестиционной и инновационной деятельности в Оренбургской области на 2013–2017 годы. – Оренбург, 2012. – № 557-пп. – 21 с.

8. Статистический сборник: Научные исследования и инновации в Оренбургской области. 2016: стат. сб. / Оренбургстат. – Оренбург, 2016. – 46 с.

9. Татаркин, А.И. Построение инновационной экономики в РФ: проблемы и перспективы // Инновации. – 2007. – № 7. – С. 11–18.

10. Финансовое обеспечение инновационной деятельности / А. Третьяк, К. Ефименко, Е. Кочетков, А. Ларин // Инновации в России: системно-институционной анализ. – Москва: ТрансЛист, 2011. – 313 с.

УДК 311.4

В.Н. Шепель, доктор экономических наук, профессор, заведующий кафедрой управления и информатики в технических системах, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный университет»
e-mail: vn_shepel@mail.ru

Н.В. Спешилова, доктор экономических наук, профессор, заведующий кафедрой организации производства и моделирования экономических систем, ФГБОУ ВО «Оренбургский государственный аграрный университет»
e-mail: kaf49@orensau.ru

МНОГОКРИТЕРИАЛЬНЫЕ ДЕТЕРМИНИРОВАННЫЕ ЗАДАЧИ ПРИНЯТИЯ РЕШЕНИЙ ПОДСИСТЕМ ВЫСШИХ УЧЕБНЫХ ЗАВЕДЕНИЙ

Деятельность высших учебных заведений по существу является производственной, а сами ВУЗы представляются сложными организационно-экономическими системами, состоящими их значительного числа подсистем. С целью удобства формализации выделим две укрупненные группы подсистем: экономико-хозяйственную и организационно-учебную. Первая подсистема по существу выполняет производственную функцию в интересах второй. Согласование деятельности подсистем может осуществляться с помощью назначения критериев, отражающих цели функционирования как учебного заведения, так и ее подсистем. Предлагается процедура выбора критериев качества, содержащая четыре этапа. Формулируются многокритериальные детерминированные задачи принятия решений выделенных подсистем высших учебных заведений. Для получения практических результатов эти задачи целесообразно преобразовать в однокритериальные. Это преобразование можно осуществить с помощью процедуры состоящей из пяти этапов: определить тип задач принятия решений (ЗПР), определить область противоречий, выполнить нормализацию критериев, определиться со схемой компромисса и принципом оптимальности ей соответствующей, провести операцию ранжирования критериев.

Ключевые слова: *высшее учебное заведение, управление, оптимизация, модель, принятие решений.*

Качество трудовых ресурсов и их эффективное использование являются необходимым условием экономического успеха. Это становится особенно актуально в период экономического кризиса в связи с процессом перехода экономики России на путь инновационных реформ и обеспечением продовольственной безопасности страны. В настоящее время происходит предъявление повышенных требований к отечественной системе высшего образования (в том числе с учетом реализации условий Болонского соглашения в рамках формирования единого европейского образовательного пространства), эффективность которой складывается из эффективности ее подсистем, находящихся в тесной взаимосвязи [4]. Кроме того каждая из подсистем обладает рядом свойств, в числе которых можно выделить адаптивность, целенаправленность, многокритериальность и прочее. При этом эффективность всей системы будет зависеть от гибкости, которая должна проявляться во всем: в выборе профиля подготовки, предлагаемой вузами абитуриентам; в использовании наиболее результативных форм организации процесса обучения; в применении современных методов и средств передачи знаний; в направлении осуществления индивидуального подхода к студентам и прочее [5]. Только таким образом и в тесной согласованности с особенностями современного развития экономики можно добиться высокого качества выпускаемых вузами специалистов.

Высшие учебные заведения осуществляют свою деятельность в условиях жесткой рейтинговой конкуренции за потребителей, в числе которых выступают лица, желающие получить образование различных ступеней обучения, повысить квалификацию. За последнее время произошло усложнение организационной структуры высших учебных заведений, многогранностью характеризуются и протекающие в них процессы [1]. Так, например, в [9] региональный классический университет рассматривается как сложный комплекс квазиавтономных систем со множеством функций – обучающих, воспитательных, исследовательских, коммуникационных, коммерческих, производственных, издательских и других. Это предполагает наличие многоуровневой системы менеджмента, подчиненной четкой координации для достижения высоких значений критериев, предъявляемых к вузам в рамках прохождения процедур аттестации и аккредитации. Также учебное заведение неумолимо близко подошло под определение «предприятие» [10]. Исходя из последних тенденций, в числе которых: осуществление вузом предпринимательской деятельности; высшее учебное заведение в целом или его часть могут быть объектом купли-продажи, аренды и других сделок; в состав вуза входят все виды имущества, предназначенные для его деятельности, включая земельные участки, здания, сооружения и прочее. Кроме того, меняющаяся система налогообложения по отношению к высшему учебному заведению усиливает подход к вузу как промышленному предприятию в данной трактовке.

Усложнение внутренней организации образовательных учреждений, их многообразные связи с обладающей высокой динамикой внешней средой порождают необходимость формирования научного подхода к высшим учебным заведениям как к организационно-экономическим системам [2]. Рассматривая высшее учебное заведение как совокупность некоторого числа подсистем со структурным объединением функционально взаимосвязанных видов деятельности, выделяют как минимум двадцать направлений, реализация которых предполагает определенные виды, методы и модели управления. С целью упрощения анализа и последующей оптимизации деятельности высших учебных заведений представляется целесообразным выделить в организационно-экономической системе две крупные группы подсистем: экономико-хозяйственную и организационно-учебную. Первая подсистема по существу выполняет производственную функцию в интересах второй.

Согласование деятельности подсистем может осуществляться с помощью назначения критериев, отражающих цели функционирования, как учебного заведения, так и его подсистем. В общем случае выбираемые критерии качества должны [11]: определять, в какой степени управление (стратегия) руководителя вуза (лица, принимающего решения (ЛПР) позволяет достигнуть поставленных целей; быть количественными, чтобы сравнение решений было обоснованным; допускать достаточно простую физическую трактовку; быть статистически устойчивыми, то есть иметь малый разброс относительно среднего значения.

На наш взгляд, процедура выбора критериев качества должна включать четыре этапа:

1-этап. Устранить неопределенность целей, то есть сформулировать и записать все цели, которые мы преследуем в рамках данной задачи.

2-этап. Согласовать полученный перечень целей между собой и с целями вышестоящего органа.

3-этап. Выбрать для каждой цели единицу и шкалу измерения (провести шкалирование), то есть этой неформальной операцией мы переводим цели в критерии качества.

4-этап. Провести ранжирование критериев качества, то есть расположить критерии в порядке важности.

При составлении перечня целей нам окажет помощь: обращение к авторитету; экспертный анализ; использование казуистических методов. Все три способа тесно взаимосвязаны между собой, а первый, строго говоря, является частным случаем второго и выделен особо в силу того, что довольно часто используется на практике. Экспертный анализ может проводиться в следующих основных формах: опрос типа интервью, анкетирование, метод докладной записки.

После того, как проведено согласование целей, необходимо выбрать шкалу и единицу измерения для каждой цели. При этом необходимо учитывать три свойства чисел: тождество, ранговый порядок и аддитивность. Эти свойства выражаются девятью аксиомами [11]. Эти аксиомы позволяют выделить четыре уровня измерения: шкалы наименований; шкалы порядка; шкалы интервалов; шкалы отношений. Чем выше уровень шкалы, тем больше статистических и математических действий можно выполнять над полученными при измерении числами. В результате проведения шкалирования целей мы получим множество критериев качества:

$e_1(x),\ldots,e_i(x),\ldots,e_n(x),$

где $e_i(x)$ – i-й критерий качества, x – совокупность элементов решения.

В заключение процедуры очень полезно провести ранжирование критериев, то есть расположить их в порядке важности. Существенную помощь на этом этапе могут оказать эксперты. Правильный выбор критериев качества – самый важный этап задачи принятия решения. Выбрать не те критерии качества – значит решить не ту задачу.

Далее приводятся математические модели многокритериальной оптимизации каждой из подсистем.

Производственные задачи, решаемые высшими учебными заведениями, отличаются большой сложностью и стремлением к достижению нескольких, а зачастую многих локальных целей. Математическими отображениями целей являются критерии. Следовательно, решаемые задачи являются многокритериальными.

Пусть решается некоторая управленческая задача, результат ее зависит от действий, предпринимаемых лицом, принимающим решения (ЛПР), и условий, в которых протекает операция, свойств объектов в ней участвующих, полностью известных ЛПР [6]. Полагаем, стратегия (управление) ЛПР обозначена символом X и является n-мерным вектором, то есть:

$$X = (x_1, x_2, ..., x_n) = (x_j),\ j \in \overline{1,n}. \qquad (1).$$

На составляющие x_j стратегии X наложен ряд ограничений

$$g_i = g_i(C_i, X) \geq b_i,\ i \in \overline{1,m}, \qquad (2).$$

где g_i – некоторые функции; C_i – некоторые фиксированные величины; b_i – фиксированные скалярные величины. Область Ω_X допустимых значений стратегии X определяется условиями (2).

Эффективность (успешность) принятия решений ЛПР определяется k критериями $e_1(x),\ldots,e_i(x),\ldots,e_k(x)$, которые характеризуют некоторые локальные цели операции и имеют различные коэффициенты относительной важности $\lambda_1, \lambda_2, ..., \lambda_k$.

Полагаем, что цель ЛПР заключается в том, чтобы увеличить возможные значения всех локальных критериев эффективности. Выбор управления X из области ее допустимых значений Ω_X является

средством достижения цели операции. Очевидно, за счет выбора единого управления X невозможно достичь целей по всем локальным критериям одновременно. Необходим некоторый дополнительный компромисс в достижении локальных критериев операции [3].

Итак, перед ЛПР стоит задача: найти оптимальное управление (стратегию) $\overline{X}$, удовлетворяющее двум условиям: 1) управление $\overline{X}$ должно быть осуществимо, иными словами должно принадлежать множеству допустимых значений Ω_X; 2) управление должно быть наилучшим в смысле дополнительного компромисса, принятого в решаемой задаче с учетом вектора важностей локальных целей Λ. Тогда оптимальная стратегия $\overline{X}$ должна удовлетворять выражению:

$$\overline{E} = E(\overline{X}) = \underset{X \in \Omega_X}{opt}\,[E(X), \Lambda], \qquad (3),$$

где символ *opt* обозначает какой-либо оператор оптимизации, символы $\overline{X}$ и $\overline{E}$ обозначают оптимальное значение управления X и соответствующее ему оптимальное значение вектора эффективности E.

Таким образом, задача (3) – это многокритериальная детерминированная статическая задача принятия решений (ЗПР). Для получения практических результатов эту задачу целесообразно преобразовать в однокритериальную ЗПР. Это преобразование можно осуществить с помощью процедуры, состоящей из пяти этапов.

1-этап. Определить тип ЗПР. Множество задач самого разного происхождения сводятся к общей постановке многокритериальной ЗПР (2). Чаще других встречаются следующие четыре типа:

– тип I – задачи, в которых оптимальную стратегию нужно найти на множестве локальных критериев (целей, качеств), каждый из которых должен быть учтен. Как правило, каждый локальный критерий имеет отличную от других единицу измерения;

– тип II – задачи, в которых оптимальное решение необходимо найти на совокупности объектов. Каждый объект рассматриваемого множества обладает индивидуальным критерием, а оценить требуется качество функционирования всего множества объектов по векторному критерию. Особенностью задач данного типа является то, что все локальные критерии обладают одинаковой размерностью;

– тип III – задачи этого типа возникают в том случае, когда оптимальное решение необходимо искать для разных условий функционирования. Качество работы разрабатываемой (исследуемой) системы или устройства во многом зависит от этих условий. Локальные критерии соответствуют каждому варианту условий, а векторный критерий оценивает качество функционирования системы на всем множестве условий, именно его (векторный критерий) требуется оптимизировать. В задачах этого типа размерность локальных критериев одинакова;

– тип IV – если исследуемая (разрабатываемая) система функционирует на множестве этапов, то возникает задача данного типа. Локальные критерии оценивают качество функционирования системы в зависимости от стратегии управления на соответствующих этапах. Очевидно, размерность локальных критериев одинакова. Векторный критерий, составленный из локальных на множестве этапов, требуется оптимизировать.

2-этап. Определить область противоречия. В многокритериальных задачах между некоторыми из критериев существует противоречие. Поэтому в области допустимых решений Ω_X выделяют две непересекающиеся подобласти: подобласть согласия Ω^c_X и подобласть противоречия Ω^n_X. Качество решения в подобласти согласия можно улучшать по всем критериям одновременно, так как между критериями не существует противоречия. В подобласти противоречия улучшить качество решения одновременно по всем критериям невозможно, так как улучшение одних критериев приводит к ухудшению качества других. Следовательно, только в подобласти противоречия может находиться оптимальное решение $\overline{X} \in \Omega^n_X$.

Итак, определение принципа оптимальности сводит многокритериальную управленческую задачу к эквивалентной однокритериальной.

3-этап. Очень полезно привести локальные критерии Eк одному масштабу измерения и по возможности сделать безразмерными. Эту операцию часто называют нормализацией критериев, и характерна она для задач I-типа.

4-этап. Требуется определиться со схемой компромисса и принципом оптимальности ей соответствующей, поскольку последующий поиск оптимальной стратегии в области противоречия может быть проведен только на основе этой схемы компромисса. Определение схемы компромисса эквивалентно идентификации смысла оператора оптимизации *opt* часто в виде:

$$\underset{X \in \Omega_X}{opt}\; E(X) = \underset{X \in \Omega^k_X}{opt}\; E(X) = \max \varphi[E(X)], \qquad (4),$$

где $\phi(E)$ – некоторая скалярная функция от вектора локальных критериев E.

5-этап. Расположить локальные критерии в порядке важности для ЛПР, то есть провести операцию ранжирования критериев. Практически эта операция представляет собой корректировку выбранной схемы компромисса и необходима для последующей задачи поиска оптимальной стратегии управления.

Итак, определение принципа оптимальности переводит многокритериальную управленческую задачу в эквивалентную однокритериальную задачу. Далее могут возникнуть проблемы, но вычислительного характера, и в этой статье нами обсуждаться не будут.

В свою очередь организационно-учебная под-

система иерархически также состоит из двух взаимосвязанных подсистем: управляющей и управляемой. В качестве управляющей на разных уровнях выступают ректорат, деканат и прочее. Одной из важнейших составляющих управляемой подсистемы является учебный процесс. Для высшей школы теоретические и методологические аспекты повышения эффективности процесса обучения в сфере организационного управления должны постоянно совершенствоваться. Прежняя организация обучения в высших учебных заведениях требует сегодня инновационной модернизации для повышения эффективности подготовки кадров высшей квалификации. Поэтому в связи с необходимостью эффективного функционирования нового экономического механизма управления высшим учебным заведением следует эффективно управлять в нем непосредственно учебным процессом. На обучаемого оказывает воздействие не только внешнее управление, исходящее от системы (опосредованное через декана, преподавателя и прочее), но и внутреннее (назовем его самоуправлением или саморегулированием), свойственное каждому отдельному индивидууму и соответствующее неким субъективным установкам и желаниям [7]. Поэтому для эффективной реализации управляющих воздействий, а значит и организации непосредственно процесса обучения, необходим учет широкого спектра критериев.

В случае целенаправленного управления процессом познания выходные показатели системы характеризуются результатами освоения заявленных в рабочем учебном плане компетенций, усвоением учебной информации, превращением ее в знания и умением применять их на практике. Успешная работа по повышению качества знаний обучаемых во многом определяется как уровнем подготовленности поступающих в вузы, так и степенью индивидуального освоения материала данной дисциплины при ее углублении и дифференциации по мере прохождения траектории изучения за время всего курса обучения. Это становится особенно актуально в контексте перераспределения часов в сторону увеличения самостоятельного освоения материала [8].

Тогда, рассматривая обучающихся в качестве элементов некоторой управляемой образовательной системы, ее состояние может быть в любой момент времени определено вектором (s) с координатами, характеризующими начальный уровень знаний, умений и навыков каждого отдельного взятого студента. Кроме того, по входящим в нее элементам это открытая система:

$$s = (s_1, s_2, \ldots, s_k, \ldots), \qquad (5),$$

где $s \epsilon S$ (пространство состояний системы).

Так как система изменяется во времени, то ее поведение можно описать последовательностью состояний:

$$s(t) = (s_1(t), s_2(t), \ldots, s_k(t), \ldots) \qquad (6).$$

Так как прямое воздействие происходит под непосредственным управлением (u) во время аудиторной работы (посредством диагностирования начального состояния, планирования обучения, непосредственной организации учебного процесса, мотивации и контроля) и зависит от времени (пара функций $v = (s(t), u(t))$ называется процессом), то модель дискретной управляемой системы имеет вид:

$$s(t + 1) = \sigma(t, s(t), u(t)), \qquad (7),$$

где $t = 0, 1, \ldots, T - 1$.

Так как в начальный момент $t = 0$ состояние $s(0) = s_0$ известно, то $s(1) = \sigma'(0, s_0, u(0))$. Через T шагов, продолжая этот процесс, получим последнее искомое значение $s(T)$. Для задач оптимизации многошаговых процессов в дискретных системах [6] функционал имеет вид:

$$F(\bar{v}) = \sum_{t=0}^{T} \sigma^0(t, s(t), u(t)) + F(s(t)). \qquad (8).$$

Тогда следует определить такой оптимальный процесс $\overline{v} = (s(\overline{t}), u(\overline{t}))$, благодаря которому $F(\overline{v}) \rightarrow \max F(v)$.

Это одна из возможных частных моделей, общий вид которой может трансформироваться в зависимости от особенностей организации учебного процесса, являющаяся составной частью совокупности моделей управления вузом.

Таким образом, рассматривая деятельность высших учебных заведений как производственную, ВУЗ можно представить как сложную организационно-экономическую систему, направленную на предоставление образовательных услуг. Такая система состоит из подсистем, сгруппировать которые можно в два укрупненных блока самостоятельных подсистем: экономико-хозяйственную и организационно-учебную. Обе подсистемы находятся в тесной взаимосвязи. Поэтому следует отметить, что вектор дальнейших исследований может лежать в плоскости разработки системы взаимосвязанных моделей, позволяющих реализовывать согласование управляющих воздействий между подсистемами, а также их апробации на практике. Кроме того, предложенные модели являются детерминированными, а деятельность высших учебных заведений осуществляется в условиях риска и неопределенности, следовательно, желательно разработать модели, учитывающие эти факторы.

Литература

1. Балыхин, Г.А. Российский вуз в системе рыночных отношений: ретроспектива, текущее состояние и направления развития / Г.А. Балыхин, М.Г. Балыхин // Проблемы современной экономики. – 2014. – № 3 (51). – С. 320–326.

2. Васильев, Ю.С. Экономика и организация управления вузом / Ю.С. Васильев, В.В. Глухов, М.П. Федоров. – Санкт-Петербург: Издательство «Лань», 2001. – 544 с.

3. Емельянов, С.В. Многокритериальные методы принятия решений / С.В. Емельянов, О.И. Ларичев. – Москва: Знание, 1986. – 32 с.

4. Ковалевский, В.П. Теоретические и методологические основы формирования регионального университетского комплекса: монография. – Москва: Экономика, 2004. – 307 с.

5. Михайлова, О.П. Модели формирования бренда высшего учебного заведения: аналитический обзор / О.П. Михайлова, В.Н. Шепель // Вестник ОГУ. – 2015. – № 4 (179). – С. 304–312.

6. Основы теории оптимального управления / Под ред. В.Ф. Кротова. – Москва: Высшая школа, 1990. – 430 с.

7. Спешилова, Н.В. Концептуальные основы оптимизации многошагового управления учебным процессом в вузе / Н.В. Спешилова // Вестник Саратовского государственного социально-экономического университета. – 2006. – № 1 (12). – С. 93–96.

8. Спешилова, Н.В. Оптимизационная модель управления процессом обучения в вузе в условиях компетентностного подхода / Н.В. Спешилова // Сборник научных трудов по материалам междунар. науч.-практич. конф., посвященной 20-летию экономического факультета ФГБОУ ВПО «Самарская ГСХА». «Современная экономика: проблемы, пути решения, перспективы». – Кинель: РИЦ СГСХА, 2014. – С.152–156.

9. Стратегический менеджмент вуза / Под ред. А.Л. Гаврикова. – Москва: Изд. дом «Новый учебник», 2004. – 400 с.

10. Федотов, А.В. Моделирование в управлении вузом / Под ред. В.П. Окорокова. – Ленинград: Изд-во ЛГУ, 1995. – 115 с.

11. Шепель, В.Н. Процедура принятия решений в экономико-математическом моделировании / В.Н Шепель // Вестник ОГУ. – 2011. – № 13 (136). – С. 537–542.

JEL C1: C15: Q200
V.N. Afanasiev, Doctor of Economics, professor, head of the department of statistics and econometrics, Orenburg state university
e-mail: vafanassyev@gmail.com

THE SYSTEM OF SUSTAINABILITY INDICATORS OF THE FOOD MARKET

The relevance of the research problem due to the lack of statistical methods use asynchronous fluctuations in production caused by climatic variability in space and time, to create a sustainable food system. The paper focuses on a method of statistical analysis of food security within the framework of expanded reproduction. A leading approach to the study of this problem is the stability of production of main kinds of agricultural products based on both synchronous and asynchronous vibrations in the world, accounting for climatic variability. We develop a system of statistical parameters for estimating stability of production levels and trends of different forms. We show that the parameters of trend stability may serve as characteristics of cycles' presence and stability.
Keywords: *food security, production stability, asynchronous of production fluctuations, cycles.*

1. Introduction

Food security should be treated as an element of national security, as it is one of the main goals of national agricultural and economic policies. In its general form, food security sets a direction of any national food system towards its ideal state. In this sense, the pursuit of food security is a continuous process. A variety of new mechanisms of agricultural policies support this process, but they should be based on the actual regional climate conditions and optimized additional investments providing employment opportunities [2, 4, 7].

According to the 2009 Declaration of the World Summit on Food Security, «food security exists when all people, at all times, have physical, social and economic access to sufficient, safe and nutritious food to meet their dietary needs and food preferences for an active and healthy life. The four pillars of food security are availability, access, utilization and stability. The nutritional dimension is integral to the concept of food security» [6].

Thus, food security is a complex of solutions aimed to effectively solve the problems of not just producing, storing and processing of agricultural products, but also the problems of their fair distribution, issues of social and economic development in the rural areas.

Our research is mainly focused on the first two elements of the food security.

2. Climate change and variability in designing stable markets of agricultural products

Our suggestions of taking into account synchronism of production fluctuations for creating a stable market of agricultural products are strongly associated with the climate change. Climate change requires change of national agricultural structure (crop production, cattle breeding, processing, and infrastructure). Note that each crop has unique vegetation conditions, including a recommended sowing time. Accordingly, the decision-making process of accounting for synchronism of fluctuations across the territories should also consider a possible shifts of regions with synchronous yield fluctuations due to the structural changes in planting. Thus, the importance of studying the climate change is undoubtable [7].

Nowadays, climate change studies are also demanded in the agricultural context due to the fact that there is no clear methodology available of quantifying climate change in a region. This restricts one from assessing the perspectives of agricultural production on a certain territory. Afanasiev V.N. and I.V. Kim earlier suggested to assess the climate change using the analysis of crops yield [3]. At the same time, the influence of climatic factors can be classified into two categories: overall climate change over a region, and interannual volatility of weather conditions.

We define the dynamics of overall climate change accounting for the main yield factors (a reserve of productive moisture in the 1-meter soil layer in each month, snow water equivalent in January, monthly precipitation, etc.) that explain 96 % of yield volatility. We use the time series characterizing the weather conditions to assess the dynamics of climate change in the region, that is also affected by multilevel cycles of sun activity. Afanasiev V.N. points out that aggregation of factors of production volatility caused by climate variability, in the framework of creating a stable market of agricultural products, can be considered as a formal statistical problem of signal (stability) to noise (volatility) ratio for a particular territory or the whole region. Any factor – yield, productivity, profitability (e.g., for creating agri corporations) – can be considered, as well as any population: states in a country and countries in the world, countries in the World Trade Organization (WTO), etc. Meanwhile, we do not narrow down the problem of production stability at a macro level (region, country) to a sole mathematical problem of balancing out the fluctuations due to data aggregation of organizations, regions, states [2].

If we consider Russia, we should note that the long joint development of Russian regions led to a particular differentiation of labor and industrial specialization among them, within the general complex of national economy. Thus, a great portion of production from one specializing region is prepared for distribution to other, non-specializing, regions. In the last decades the traditional connections between regions have weakened, as

regions were trying to establish individual international business connections to buy cheaper foreign products, but often of lower quality. In our opinion, a more appropriate way is to apply the research results of natural potential of Russian regions (invigorated with the study of climate change dynamics) to optimize domestic market first, then become competitive exporters in WTO, while providing job opportunities to Russian residents.

The variability of climate conditions among Russian regions allows the possibility of placing the production across the country in a particular way when low yields in a group of regions are compensated with higher yields in other regions. We found that the clusters of regions with synchronous fluctuations are stable for a large enough number of years. We study the 44-year dynamics and volatility of per capita wheat production in all regions of the Russian Federation. Wheat is not only the main crop in Russia, but also a fundamental factor for providing fodder for livestock defining the levels of meat and milk production. Moreover, unfavourable years for wheat production usually coincide with unfavourable years for pastures and haying, i.e., wheat production is an indicator of climate conditions.

3. System of statistical parameters in a framework of assessing volatility and stability of production

Creating a stable market of agricultural products in the Russian Federation and worldwide requires statisticians to develop the parameters assessing the stability of the process in two aspects: stability of levels and stability of tendency (reproduction). For a time series of interest Y_t, $t= 1,\dots, T$ we suggest the following absolute and relative measures.

1. Absolute measures

(a) Volatility range: $R(Y_t)= \bar{Y}_{favourable}- \bar{Y}_{unfavourable}$;

(b) Mean linear deviation: $d(Y_t)= \dfrac{\sum_{t=1}^{T}\left|Y_t-\tilde{Y}_t\right|}{T-k}$,

where $\tilde{Y}_t$ are values smoothed with a parametric trend model with k parameters;

(c) Mean deviation from a moving average level:

$$m(Y_t)=\frac{\sum_{t=r+1}^{T-r}\frac{Y_t-\bar{Y}_t}{\bar{Y}_t}}{T+1-m},$$

where $r = 0.5(m - 1)$, m is a moving average period, $\bar{Y}_t = m^{-1}\sum_{i=t-r}^{t+r} Y_i$;

(d) Standard deviation: $s(Y_t)=\sqrt{\dfrac{\sum_{t=1}^{T}(Y_t-\tilde{Y}_t)^2}{T-k}}$;

2. Relative measures

(a) Index of levels' stability: $I(Y_t)=\dfrac{\bar{Y}_{favourable}}{\bar{Y}_{unfavourable}}$;

(b) Percentage range: $PR(Y_t)= W_M-W_m$,

where

$$W_M=\max(W_2,\dots W_{t-1}), W_m=\min(W_2,\dots W_{t-1}), W_t=\frac{100\left|Y_t-Y_{t-1}\right|}{Y_{t-1}};$$

(c) Average percentage change:

$$APC(Y_t)=\frac{\sum_{t=2}^{T}\left(\frac{Y_t-Y_{t-1}}{\max(Y_t-Y_{t-1})}\right)^2}{T-1}\times 100;$$

(d) Linear coefficient of volatility: $V^d(Y_t)=\dfrac{d(Y_t)}{\bar{Y}}$;

(e) Coefficient of volatility: $V(Y_t)=\dfrac{s(Y_t)}{\bar{Y}}$;

(f) Coefficient of growth stability:

$$K_p(Y_t)=\frac{12\sum_{i=1}^{T}P_tP_Y}{T^3-T}-\frac{3(T+1)}{T-1},$$

where PY and P_t are the ranks of the observations and time (years) in the period under study;

(g) Correlation index: $J(Y_t)=\sqrt{1-\dfrac{\sum\left(Y_t-\tilde{Y}_t\right)^2}{\sum\left(Y_t-\bar{Y}\right)^2}}$;

(h) «Stability criterion» for a linear trend $\tilde{Y}_t = a+bt : K = b / s(Y_t)$;

(i) Parameter of surpassing for exponential trend $\tilde{Y}_t = ak^t : O_{ke}=\dfrac{\bar{k}}{k_{s(Y_t)}}$;

(j) Parameter of acceleration stability for parabolic trend $\tilde{Y}_t = a+bt+ct^2 : O_2=\dfrac{2c}{b_{s(Y_t)}}$;

(k) Parameter of stability for polynomial trend of third order $\tilde{Y}_t = a_0+a_1t+a_2t^2+a_3t^3 : O_3=\dfrac{2\bar{a}_2}{b_{s(Y_t)}}$;

(l) Standardized sum of trend parameters: $\sum\beta=\dfrac{b}{s(b_t)}+\dfrac{c}{s(c_t)}$.

Note that the last four parameters can be calculated only after multiple analytical smoothing.

There are different scientific works, where Spearman's coefficient(f) is used as a characteristic of growth stability. It is reasonable thought to make some remarks about several coefficients, derived from Spearman's coefficient for the first time in our works.

In Afanasiev V.N. we suggested to measure growth (change) stability by Spearman's coefficient, because it reflects the value of levels' changing through its rank [5]:

$$K_p=1-\frac{6\sum_{i=1}^{n}d^2}{n^3-n}, \quad (1),$$

where d is a difference of time series level rank (P_y) and number of the time period (P_t);

n – number of observations.

The levels of time series should be ranked in order of increasing to calculate the Spearman's coefficient. It means that every level of the time series gets a rank, equal to sum of corresponding ranks, divided by the number of its equal values.

In the case of fractional ranks we need a corrected Spearman's formulae:

$$K_p = 1 - \frac{6\sum_{i=1}^{n} d^2 - A}{n^3 - n - 12A}, \qquad (2),$$

where $A = \frac{1}{12}\sum_{j=1}^{m}\left(A_j^3 - A_j\right)$;

A_j – amount of identical ranks, equal to j (amount of equal levels).

The values of coefficient vary from – 1 to +1. The interpretation is following: if the level of every year is bigger than previous one, then the ranks of year number and time series level coincide, and Spearman's coefficient is equal to +1. It signifies the fact of growth stability of time series levels, the continuity of growth. The coefficient is equal to null if the growth is absolutely unstable. The coefficient is closer to –1 as much as the decrease of variable is stable.

We have suggested an alternative formula for the coefficient of growth stability, which reduces the amount of calculations:

$$K_p = \frac{12\sum_{i=1}^{n} P_{t_i} \cdot P_{y_i}}{n^3 - n} - \frac{3(n+1)}{n-1}, \qquad (3).$$

Spearman's coefficient gets an absolutely new function and cannot be interpreted here as a "covariation" between the time and time series levels. The advantage of the rank correlation coefficient is that time series should not be transformed to stationary form, because the transformation is enough complex and full of mistakes procedure.

It should be noted, that the volatility can be present even if the growth stability is 100 %. The disadvantage of the coefficient is its low sensitivity to changes of growth speed. It can show a stable growth when average increase of a variable differs from null not significantly.

4. Conclusions

Our results of analysis of synchronism and asynchronism of per capita wheat production fluctuations can be employed in a system of governmental interventions into agricultural markets, to lower the fluctuations of the markets and ensure food security.

The methodology and results of identifying regions with synchronous and asynchronous fluctuations have a great potential for businesses in their search for new markets and sources of comparatively cheap raw materials. As a result, it can considerably impact people living in the regions with both deficit and surplus production.

The suggested system of statistical parameters of production stability defines national food supply system in a framework of extended reproduction, as well as its abilities to minimize the influence of climate and other factors on supplying food to all regions of a country.

The solutions impact trade optimization and transportation problems using the information on regions with synchronous production fluctuations.

References

1. Afanasiev, V.N. Statistical support of providing stability of agricultural production / V.N. Afanasiev. – Moscow: Finances and Statistics, 1996. – 320 p.

2. Kovalevskiy, V.P. The formation of a stable market of agricultural products in Russian Federation / V.P. Kovalevskiy, E.V. Shevrina, A.V. Afanasieva, V.N. Afanasiev. – Moscow: Finances and Statistics, 2008. – 288 p.

3. Afanasiev, V.N. Agri-economic analysis and long-term climate studies in optimization of agricultural production structure in Southern Ural / V.N. Afanasiev, I.V. Kim // In: Experience and problems of building national foodsecurity. Conference proceedings, Section 2. Ural. – Ekaterinburg, 1998. – pp. 41–46.

4. Afanasiev, V.N. Time series analysis and forecasting / V.N. Afanasiev, M.M. Yuzbashev. – Moscow: Finances and Statistics, 2001. – 228 p.

5. Afanasiev, V.N. Coefficient of rank correlation as a parameter of dynamics stability / V.N. Afanasiev, M.M. Yuzbashev // Messenger of statistics. 1983. – Vol. 11. – pp. 39.

6. Food and Agriculture Organization of the United Nations [Electronic resource] / Declaration of the World Summit on Food Security. – Access: ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/Meeting/018/k6050e.pdf – (reference date: 17.10.2016).

7. Offutt, S.E. A review of empirical techniques for the analysis of commodity instability / S.E. Offutt, D. Blandford // Research Bulletin. – 1983. – Vol. 83–07. – 64 p.

8. Tsypin, A.P. Influence of a condition of the industry on food security of region / A.P. Tsypin // Azimuth of scientific research: economy and management. – 2016. – Iss. 5. – Vol. 3 (16). – pp. 209–211.

UDC 519.246.8

V. Lyubchich, Research Assistant Professor, University of Maryland Center for Environmental Science
e-mail: lyubchic@umces.edu

DETECTING TIME SERIES TRENDS AND THEIR SYNCHRONIZATION IN CLIMATE DATA

Analysis of weather and climate dynamics largely depends on reliable assessment of trends and other complex nonlinear interrelationships among atmospheric variables. However, assumptions of many conventional parametric methods for statistical inference, particularly tests for trend detection, are not satisfied by environmental data. The goal of this paper is to provide an insight into utility of modern data-driven procedures that address many limitations of the conventional parametric trend tests. The discussed methods of trend testing employ local regression and local factor methods, hybrid bootstrap, and m-out-of-n subsampling. The results of two climatological case studies demonstrate the utility of the WAVK testing procedure in initial detection of regime shifts in a non-sequential change point analysis and applicability of the new synchronism test to intercomparison of climate trends. One of the possible directions for future research is to employ the discussed testing approaches for intercomparison and scoring of multiple global climate models.

Keywords: *bootstrap, resampling, inference, time series, temperature, limnology, CMIP*

1. Introduction

Modeling and forecasting of weather and climate is critical for understanding complex socio-environmental interactions, with applications ranging from tourism, agriculture, and food security to insurance and health studies. Reliable detection of changes and aligning the results within wider geographic areas or with some other known trends and processes are of particular importance in such studies of environmental dynamics. This has led to an ever-increasing demand for reliable statistical inference tools that are data-driven and can be robust against serial correlation in time series and misspecification of distributional assumptions.

This paper discusses utility of a new nonparametric methodology for trend analysis that is based on an artificial one-way analysis of variance (ANOVA) and can be used for detection of (non-)monotonic trends in atmospheric sciences [23, 24]. Based on the authors' names of the trend test statistic (Wang, Akritas and Van Keilegom), the trend test is called WAVK. The data-driven extension of the WAVK procedure [10] employed in this paper is shown to be powerful in detecting smooth non-monotonic trends and robust to different time dependence structures, conditional heteroscedasticity, and non-normality. The multivariate extension of this method [8, 9] demonstrates high power in detecting misalignments of trends embedded into linear noise of possibly infinite order while remains free from any distributional assumptions.

The testing techniques are demonstrated with two case studies of climate dynamics. The trend testing procedure is applied to ice phenology data. Ice phenology refers to ice-related processes, such as freeze-up, break-up, and ice cover duration. Long-term phenological observations provide valuable information about the climate change [13] and might serve as an insight into the patterns of atmospheric teleconnections [3, 7, 20], i.e., "relationships in the variability of large-scale features of the atmospheric circulation as well as tropical and extratropical precipitation and temperature relationship" [21]. The observations are subject to serial correlation and multiple change points, thus, the conventional Student's t-test and Mann–Kendall trend testing procedure may not be applicable.

The second case study deals with testing the similarity in multiple trends using an example of observed air temperatures and projected for the same time period by climate models. One of the problems addressed in this case study is the stochastic nature of the climate system's response to the forcings. The Earth's response to a particular forcing might be different each time that forcing is applied, however, this variability cannot be studied directly, since there is only one replication of the Earth's climate system. In the model world, a climate model can be run under the same forcings several times to assess the variability of response. Even if the model correctly represents the climate system, there is a chance that the observed climate appears as an outlier in the ensemble of the model runs, thus, the model would have to be renounced. In view of the fact that no model is known to give the ground truth representation of the climate system, it is common to create multi-model ensembles that incorporate uncertainty from a number of models. Therefore, in the ensemble case, there is a lower probability to consider the actual climate dynamics as an outlier. The study investigates whether two trends – of observed global mean temperature and of the multi-model average – are statistically similar.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 describes the new nonparametric procedures for trend detection and testing trend synchronism. Section 3 and Section 4 provide the relevant case studies from climate research. The paper is concluded with discussion in Section 5.

2. Methods

Let a time series be represented as a sum of an unknown smooth parametric function $\mu(u)$ and error

process ϵ_t that can be linear (and potentially of infinite order) or generalized autoregressive conditionally heteroscedastic (GARCH) [10]:

$$Y_t = \mu(t/T) + \epsilon_t \; (t = 1, \ldots, T). \quad (1)$$

The WAVK test statistic is employed for testing the null hypothesis of whether $\mu(u)$ can be represented by a function $f(\theta, u)$ from some known smooth parametric family (see [10] and references therein):

$$H_0: \; \mu(u) = f(\theta, u) \text{ vs. } H_1: \; \mu(u) \neq f(\theta, u); \quad (2)$$

$$WAVK(k_T) = MST - MSE, \quad (3)$$

where MST is mean square for treatments and MSE is mean square for errors in an artificial balanced one-way ANOVA with T groups of size k_T (also called the window size).

If N time series are considered

$$Y_{it} = \mu_i(t/T) + \epsilon_{it} \; (i = 1, \ldots, N; t = 1, \ldots, T), \quad (4)$$

the hypothesis of a common trend $f(\theta, u)$

$$H_0: \; \mu_i(u) = c_i + f(\theta, u), \quad (5)$$

H_1: there exists i, such that $\mu_i(u) \neq c_i + f(\theta, u)$ can be tested using the statistic [8]:

$$S_T = \sum_{i=1}^{N} k_{iT}^{-1/2} WAVK_i(k_{iT}). \quad (6)$$

The hypothesis (5) can be also referred to as the hypothesis of trend synchronism, i.e., alignment of all individual trends $\mu_i(u)$ with $f(\theta, u)$, which parameters θ are estimated from an averaged time series

$$\overline{Y}_t = N^{-1} \sum_{i=1}^{N} Y_{it}. \quad (7)$$

Convergence of the test statistics (3) and (6) to their asymptotic distributions is slow in small samples, thus, a hybrid bootstrap procedure is employed to enhance the finite sample performance of these tests. Particularly, B bootstrapped test statistics are obtained from normally distributed T-dimensional vectors scaled by the variance estimate s_i^2 ($i = 1, \ldots, N$). The variance is estimated from the residuals, which are obtained by extracting from the original time series the estimated trend $f(\hat{\theta}, u)$ and applying a BIC-based autoregressive filtering to each time series.

Since simulation studies showed dependence of the test statistics (3) and (6) on the window size, an automatic m-out-of-n selection procedure was developed (see [8, 10, 12] and references therein). Figure 1 shows the steps of this procedure in the univariate case (1), using $k_T(j) = q^j T$; $j = 7, \ldots, 11$; $q = 3/4$ [10]. Notice that the optimal window in Figure 1 is shown only as an example, as it can be different for each time series.

With the performance boost provided by the hybrid bootstrap and m-out-of-n selection procedure, the tests (3) and (6) were shown to be robust against various forms of time dependence, heteroscedasticity, and non-normality. Particularly, the WAVK test (3) has a high power in detecting smooth non-monotonic trends and outcompetes the conventional Student's t-test and Mann–Kendall test, which are limited to linear and monotonic trends [10]. At the same time, the synchronism test (6) exhibits a high power in identifying asynchronous trends and outcompetes the integrated square error (ISE) based test of [2, 22] (see [8] for more details). Both WAVK and synchronism tests are implemented in the **R** package *funtimes* [11].

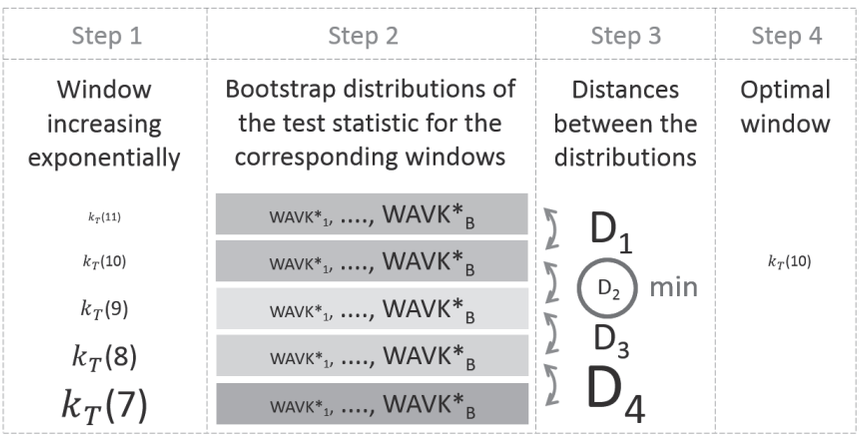

Figure 1. Visualization of the m-out-of-n subsampling algorithm for selecting the optimal window, which corresponds to the minimal distance between bootstrap distributions of the statistic $WAVK(k_T)$

3. Analysis of Ice Phenology Trends in Lake Baikal

Lake Baikal is the world's largest freshwater lake in terms of volume. Its ice cover is highly linked to physical, chemical, and biological processes within the lake and has a great impact on the local transport, fishing activities, and tourism (see [6, 7, 15, 20], and references therein). Teleconnections possibly affecting Lake Baikal ice cover are:

– January–March North Atlantic Oscillation (NAO_{JFM}) [7];

– Atlantic Oscillation (AO) [20];

– Pacific Decadal Oscillation (PDO) [5].

Historical ice break-up data for 1869–1996 were collected at Listvyanka limnological station that is located on the west coast of Southern Baikal [1, 7]

(Figure 2). Listvyanka is far from rivers reaching the lake and, hence, is suitable for a reliable ice phenology analysis [6].

Besides of some outliers in the right tail (Figure 3), the observed break-up dates do not deviate substantially from the normal curve. However, as discussed by [15], the break-up dates are serially correlated and their dependence structure can be approximated, for example, by an autoregressive model of sixth order, AR(6). The sieve bootstrapped modifications of the Student's *t*-test and Mann–Kendall test fail to reject the null hypothesis of no trend in favor of a linear or monotonic trend, with *p*-values of 0.277 and 0.104, respectively [15]. Moreover, the bootstrap-based change point study of [15] under a weakly dependent error structure suggests the year of 1924 as a potential regime shift. These results are also supported by the previous findings of [6, 7, 20] who doubt the existence of a linear trend in the break-up dates of the Lake Baikal but raise an issue of presence of multiple regime shifts (change points) in the observed ice phenology data.

If such regime shifts are present, the potential trend functions necessarily need to be of a non-monotonic form. In particular, the local minimum of the loess smoothing curve (Figure 2) corresponds to the year 1924 suggested by [6, 7] as a potential regime shift, while the local maximum around the year of 1970 corresponds to the PDO phase shift, affecting the Lake Baikal [19].

Remarkably, the WAVK trend test of [10] supports these findings and rejects the null hypothesis (2) of no trend (H_0: $\mu(u) \equiv 0$) as well as the null hypothesis of a linear trend (H_0: $\mu(u) = \theta_0 + \theta_1 u$), with highly statistically significant *p*-values of less than 0.001. Hence, a non-monotonic trend is likely present in the ice break-up dates, with local minima and maxima corresponding to the potential change points. Thus, the WAVK lack-of-fit procedure can be employed for initial detection of regime shift existence in a non-sequential change point analysis.

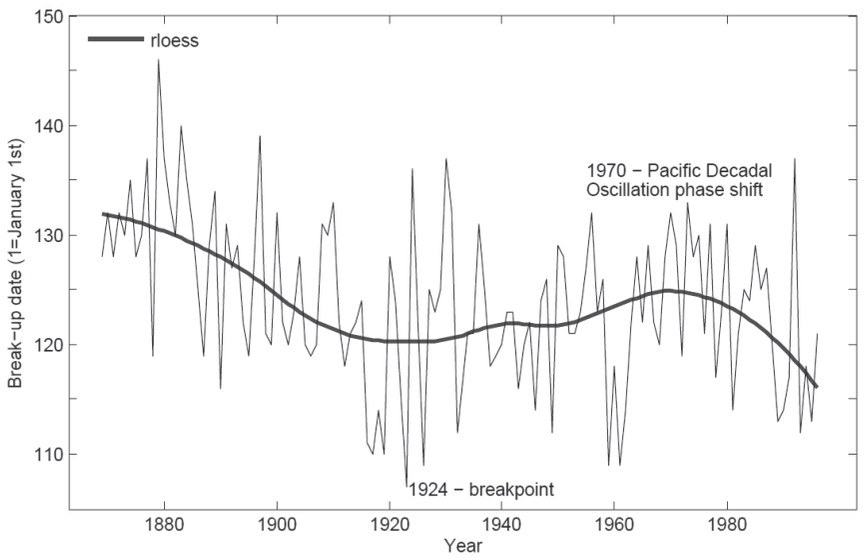

Figure 2. Ice break-up dates, Lake Baikal, Russia, 1869–1996

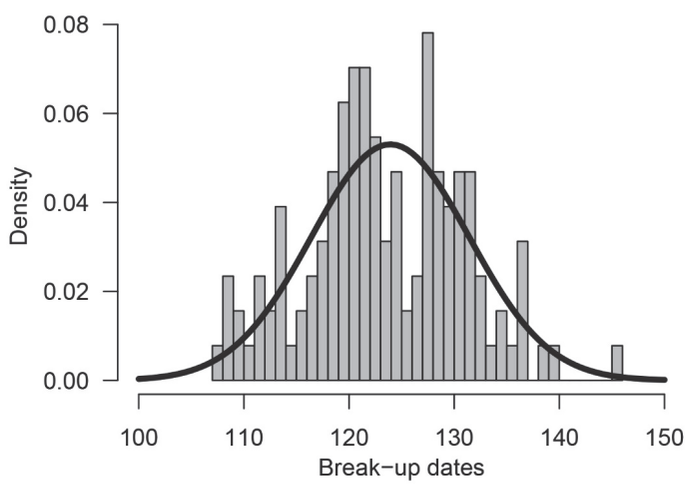

Figure 3. Histogram of the ice break-up dates for Lake Baikal, Russia, for the period 1869–1996, with a superimposed curve of fitted normal distribution

4. Testing for Similarities of Climate Trends

In this section, the synchronism test is employed to detect discrepancies in projected climate dynamics vs. observed data. Currently, global climate models is the main tool to forecast the future climate under assumed scenario of land use, solar irradiance, ozone concentrations, greenhouse gases, aerosol emissions, etc. Global climate models may incorporate different combinations of forcings (e.g., account for ozone depletion and solar changes but disregard other factors) and, supplied with various levels of these inputs, produce abundant model outputs. Thus, not only the differences between the models, but also the large number of possible scenarios yield a wide range of climate projections.

The Coupled Model Intercomparison Project, which is currently in its 5th phase (CMIP5), promotes coordinated climate model experiments, when different models are run under the same forcing scenarios. This project also aims to determine why similarly forced models produce various responses, and to evaluate how realistic the models are in simulating the recent past. To accomplish the later task, one can evaluate aligning of trends in the model output and observed data using the synchronism test of [8]. Notice that in this context the focus is not on the metric of individual discrepancies (such as mean square error) between the two time series, but on a more general comparison of dynamics of two mean functions. Following [4], trends in the global mean temperature and in the model output are considered (Figure 4). Based on the WAVK test of [10], both temperature time series have highly statistically significant individual trends in the analyzed period 1948–2013 (see the *p*-values for H_0 of no trend in Table 1). Now turn to testing H_0 of linear trend. While given the delivered *p*-value of 0.089 the hypothesis of linear trend in the observed series cannot be rejected, WAVK test *p*-value of 0.012 for the multi-model average is on the border of being highly statistically significant (Table 1).

How high should be the confidence in conducting such statistical tests is an open question. If the significance level of 0.01 is selected and, hence, (similarly to [17, 25]) linear trends in these temperature time series are hypothesized, the synchronism test can be applied to test the alignment of these linear trends. The synchronism test of [8] yields a *p*-value of 0.012 for testing the null hypothesis that the linear trends in observed and projected global mean temperature are synchronous. At the significance level of 0.01, the hypothesis of a common linear trend cannot be rejected, which implies that the multi-model average replicates the recent trends in the global mean temperature reasonably well. These results concur with [4] and [17] who reported that the discrepancies between data on global average warming and climate models vanished after the errors in satellite and radiosonde data have been corrected. However, the output of synchronism test is just on the border of statistical significance. Therefore, in view of the earlier findings on dynamics of multi-model average (Table 1), some deviations from the linear trend in the temperature time series can be suspected (e.g., see [18]), as well as an implication that trends in observed an modeled time series are not aligned sufficiently, which supports the phenomenon discussed in the recent climatological studies (e.g., see the discussion by [14, 16]).

5. Conclusion

The discussed data-driven nonparametric methods for testing parametric trends in time series, including trend detection and synchronism, can be considered as competitive tools for reliable statistical inference on climate and weather data. The proposed procedures based on local regression are robust to various temporal dependence structures and deliver a competitive finite

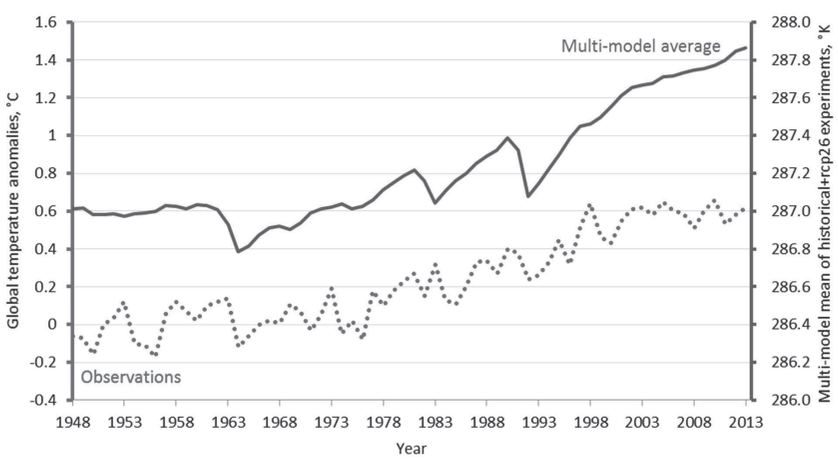

Figure 4. Global annual mean temperature in 1948–2013: observed anomalies with respect to the 1981–2010 base period and CMIP5 multi-model average. (*Data source:* National Oceanic and Atmospheric Administration (NOAA) National Climatic Data Center website accessed on April 2, 2014; Climate Explorer website accessed on April 22, 2014)

Table 1. Results of the local factor test for individual trends in global annual mean temperature in 1948–2013 (observed anomalies with respect to the 1981–2010 base period), and projected multi-model average. Number of bootstrap samples is 10000

Data	*p*-value	
	H_0: no trend	H_0: linear trend
Observations	$< 10^{-4}$	0.089
Multi-model average	$< 10^{-4}$	0.012

sample performance compared with other available methods for trend analysis. The case studies of ice break-up dates and global annual mean temperatures unveil additional aspects in the structure of climate dynamics.

Acknowledgements

The author would like to thank Yulia R. Gel for valuable discussions. This work was made possible by the facilities of the Shared Hierarchical Academic Research Computing Network (SHARCNET, www.sharcnet.ca).

References

1. Benson, B., Magnuson, J. 2000, updated 2012. Global lake and river ice phenology database, Version 1. Boulder, Colorado, USA. NSIDC: National Snow and Ice Data Center. – Accessed May 10, 2012.

2. Degras, D., Xu, Z., Zhang, T., Wu, W.B. Testing for parallelism among trends in multiple time series. IEEE Transactions on Signal Processing. – 2012. – Vol. 60. – pp. 1087–1097.

3. Ebert-Uphoff, I., Deng, Y. Causal discovery for climate research using graphical models. Journal of Climate. – 2012. – Vol. 25. – pp. 5648–5665.

4. Karl, T.R., Hassol, S.J., Miller, C.D., Murray, W.L. Temperature trends in the lower atmosphere. Steps for understanding and reconciling differences. Report by the U.S. Climate Change Science Program and the Subcommittee on Global Change Research, Asheville, NC. – 2006. – 180 pp.

5. Katz, S.L., Hampton, S.E., Izmest'eva, L.R., Moore, M.V. Influence of long-distance climate teleconnection on seasonality of water temperature in the world's largest lake - Lake Baikal, Siberia. PloS ONE. – 2011. – Vol. 6 (2):e14688. – 10 p.

6. Kouraev, A.V., Semovski, S.V., Shimaraev, M.N., Mognard, N.M., Legrésy, B., Rémy, F. The ice regime of Lake Baikal from historical and satellite data: Relationship to air temperature, dynamical, and other factors. Limnology and Oceanography. – 2007. – Vol. 52. – pp. 1268–1286.

7. Livingstone, D.M. Ice break-up on southern Lake Baikal and its relationship to local and regional air temperatures in Siberia and to the North Atlantic Oscillation. Limnology and Oceanography. – 1999. – Vol. 44. – pp. 1486–1497.

8. Lyubchich, V., Gel, Y.R. A local factor nonparametric test for trend synchronism in multiple time series. Journal of Multivariate Analysis. – 2016. – Vol. 150. – pp. 91–104.

9. Lyubchich, V., Gel, Y.R., El-Shaarawi, A. Detecting non-monotonic trends and testing for synchronism: application to environmental time series. In: The 3rd International Workshop on Climate Informatics: CI2013. Boulder, CO. – 2013. – pp. 91–92.

10. Lyubchich, V., Gel, Y.R., El-Shaarawi, A. On detecting non -monotonic trends in environmental time series: a fusion of local regression and bootstrap. Environmetrics. – 2013. – Vol. 24. – pp. 209–226.

11. Lyubchich, V., Gel, Y.R., Chu, C., Wang, X. Funtimes: Functions for Time Series Analysis. R package. – 2017. – Vol. 3.0. – 25 p.

12. Lyubchich, V., Wang, X., Heyes, A., Gel, Y.R. A distribution-free m-out-of-n bootstrap approach to testing symmetry about an unknown median. Computational Statistics & Data Analysis. – 2016. – Vol. 104. – pp. 1–9.

13. Magnuson, J.J., Robertson, D.M., Benson, B.J., Wynne, R.H., Livingstone, D.M., Arai, T., Assel, R.A., Barry, R.G., Card, V., Kuusisto, E., Granin, N.G., Prowse, T.D., Stewart, K.M., Vuglinski, V.S. Historical trends in lake and river ice cover in the Northern Hemisphere. Science. – 2000. – Vol. 289. – pp. 1743–1746.

14. McKitrick, R.R., Vogelsang, T.J. HAC robust trend comparisons among climate series with possible level shifts. Environmetrics. – 2014. – Vol. 25. – pp. 528–547.

15. Noguchi, K., Gel,Y.R., Duguay, C.R. Bootstrap-based tests for trends in hydrological time series, with application to ice phenology data. Journal of Hydrology. – 2011. – Vol. 410. – pp. 150–161.

16. Santer, B.D., Mears, C., Doutriaux, C., Caldwell, P., Gleckler, P.J., Wigley, T.M.L., Solomon, S., Gillett, N.P., Ivanova, D., Karl, T.R., Lanzante, J.R., Meehl, G.A., Stott, P.A., Taylor, K.E., Thorne, P.W., Wehner, M.F., Wentz, F.J. Separating signal and noise in atmospheric temperature changes: The importance of timescale. Journal of Geophysical Research: Atmospheres. – 2011. – Vol. 116: D22105. – 19 p.

17. Santer, B.D., Thorne, P.W., Haimberger, L., Taylor, K.E., Wigley, T.M.L., Lanzante, J.R., Solomon, S., Free, M., Gleckler, P.J., Jones, P.D., Karl, T.R., Klein, S.A., Mears, C., Nychka, D., Schmidt, G.A., Sherwood, S.C., Wentz, F.J. Consistency of modelled and observed temperature trends in the tropical troposphere. International Journal of Climatology. – 2008. – Vol. 28. – pp. 1703–1722.

18. Seidel, D.J., Lanzante, J.R. An assessment of three alternatives to linear trends for characterizing global atmospheric temperature changes. Journal of Geophysical Research: Atmospheres. – 2004. – Vol. 109: D14108. – 10 p.

19. Shen, C., Wang, W.C., Gong, W., Hao, Z. A Pacific Decadal Oscillation record since 1470 AD reconstructed from proxy data of summer rainfall over eastern China. Geophysical Research Letters. – 2006. – Vol. 33: L03702. – 4 p.

20. Todd, M.C., Mackay, A.W. Large-scale climatic controls on Lake Baikal ice cover. Journal of Climate. – 2003. – Vol. 16. – pp. 3186–3199.

21. Trenberth, K.E., Branstator, G.W., Karoly, D., Kumar, A., Lau, N.C., Ropelewski, C. Progress during TOGA in understanding and modeling global teleconnections associated with tropical sea surface temperatures. Journal of Geophysical Research: Oceans (1978–2012). – 1998. – Vol. 103. – pp. 14291–14324.

22. Vilar-Fernández, J., González-Manteiga, W. Nonparametric comparison of curves with dependent errors. Statistics. – 2004. – Vol. 38. – pp. 81–99.

23. Wang, L., Akritas, M.G., Van Keilegom, I. An ANOVA-type nonparametric diagnostic test for heteroscedastic regression models. Journal of Nonparametric Statistics. – 2008. – Vol. 20. – pp. 365–382.

24. Wang, L., Van Keilegom, I. Nonparametric test for the form of parametric regression with time series errors. Statistica Sinica. – 2007. – Vol. 17. – pp. 369–386.

25. Zhou, J., Tung, K.-K. Deducing multidecadal anthropogenic global warming trends using multiple regression analysis. Journal of the Atmospheric Sciences. – 2013. – Vol. 70. – pp. 3–8.

UDC 330.15

Sazcha Marcelo Olivera Villarroel, Doctor of Economics, professor of Department of Economy, Autonomus Metropolitan University
e-mail: satzcha@msn.com

Ricardo Hernández Murillo, Doctor of Economics, World Bank
e-mail: rhernandez1@worldBank.org

PAYMENT FOR ENVIRONMENTAL SERVICES: THE FOREST RESOURCES MANAGEMENT

Environmental services from the perspective of the State have as public policy objective the conservation of natural environments as well as the coverage of vegetation that provide environmental services to society. While from the perspective of the forest owner the decisions about forest use, whether through forest extraction activities or change of land use for agricultural or urban activities, depends on the opportunity costs, the conditions of production and access to economic resources. From this perspective, the study will analyze the current institutional framework that regulates environmental services and the system of payment for environmental services giving a contrastive emphasis on the management of forest resources by forest owners and managers. The program for the Payment of Environmental Services is not a determining factor in the owner community's decision to preserve the forest and to continue providing environmental services. So the creation of the conditions for the active forest preservation through the reconstruction of community institutionalism would allow generating the basis for guaranteeing the community reproduction.

Keywords: *environmental services, society, management, forest, agricultural activities, economic resources, system of payment.*

Introduction

One of the most important causes of the loss of forest areas and the drying of wetlands around the world is driven by the growth of farming regions and the change in land use for agriculture and livestock purposes (FAO-CONAFOR, 2005). This change involves the loss of services generated by these ecosystems along with their social, environmental and economic influence; the current biodiversity in those systems and their contribution to the climate change process by reducing the amount of carbon sinks already present (Hernández, 2008; Farley and Constanza, 2010;UNEP, 2011).

The recognition of the contributions made by these ecosystems such as drinking water in urban and rural areas, agriculture, and fishing, has evidenced the need for enforcing laws that allow us to maintain the previously stated services. In addition, these laws would provide the owners and administrators (of woods, wetlands, pastures, etcetera) with economic opportunities so they would avoid changing the land use for activities that pay for their efforts in the short term and that would grant them access to commodities such as clothing and food.

The most important instruments generated by the public policy to recognize the importance of the environment and its services are the creation of Natural Protected Areas, a compensation for the Payment for Ecosystem Services, and the establishment of Ecological Flow Regimes in stream banks and aquatic ecosystems.

The purpose of this study is to analyze the current institutional framework that regulates the payment for ecosystem services in contrast to the management of forest resources done by private owners and administrators.

This paper will conceptualize the understanding of environmental services from the economic point of view; then it will analyze the contrast and the workings of the payment for ecosystem services and the community forest management, this will be exemplified in a particular case study.

Environmental Services and Economic Thought

The importance of the functions of forests, wetlands (Mangrove forests provide services at a local level as a place where several commercial species reproduce; worldwide this carbon fixation rate is three times higher compared to that of other types of forests (UNEP, 2011)), and natural surroundings in providing the essential ecosystem services for society only highlights the discrepancy between the rationality of social interests and the individual behavior of the agents in that social order. In other words, the evidence of the continuous loss of forest cover, the desiccation of wetlands, and the land-use change that the country registered (CONABIO, 2009) show that the sum of all individual behaviors seeking their economic benefit do not move towards common good. That is to say, an individual gets an individual benefit from a conduct that may impact negatively the common ownership if attached (Hernández, 2008).

The owner of the resources (forest or wetland) or whoever has the right to enjoy a harmful usufruct (including the change of forest soil) internalizes an economic benefit even if this decision has negative consequences for the social context. However, the decision of preserving forests in the short term will not make profits for the owner who decides to sacrifice the benefits he would be obtained.

As long as there is no legal and institutional framework responsible for recognizing the ecosystem services provided by the natural surroundings and that warns of the costs of the negative consequences; the owner's incentives will not match the social objectives. In its current configuration, the legal and institutional framework enables the benefits realization at the expense of common good.

The economic incentives offered by the flaws in the institutional laws and the unfair exchange conditions are so powerful that the owner or the people with no right over the natural resources continue illegally woodcutting and changing soil use in spite of having sanctions and the fact that these actions jeopardize the quality of life for this and future generations.

It is worth mentioning that in order to understand the Payment for Ecosystem Services (PES), we should avoid certain prejudices such as:

– To compare PES to a strict conversation, when it can be compared to different extractive activities.

– To relate PES to the income obtained by a production cycle, when it could be possible to take the Net Present Value (NPV) according to the terms in the PES contracts VS the expected net income in the same period with a looting use.

– To compare the PES income to selling products that would not be obtained by means of an alternative use without deducting supply expenses, the workforce, and financing risk of both options.

– To relate PES to "doing nothing" since in a country with high deforestation rates the agreements of the program clearly involve an active forest conservation (Chapela and Lara, 2007).

Environmental services as public assets

From the economic perspective, the conservation of the services provided by a natural surrounding is a public asset due to the positive externalities. These allow the society to keep its current quality of life and to maintain the environment productive conditions. Environmental services generate public assets from private actions that work in different regions and scales depending on the service we refer to (Heal, 2000). The classic definition of public assets where they are defined as assets whose natures determine their non-rival character and for which it is impossible to establish a selective exclusion of their benefits, turns out to be inadequate to deal with environmental services and assets (Kelsey et al, 2008). As a consequence, this definition makes us think which economic instruments are likely to design the administrative structure that brings together public assets and market rules while at the same time it will establish organizational limitations.

Rivalry is described as the degree to which the use of goods by an individual reduces the availability to others. Goods such as music being listened in a public square, highways or information are not rival goods as long as they do not reach a saturation point where every additional user's benefit decreases both the quality and consumption for him and even for the group as a whole.

Rivalry unlike saturation demand of a limited good and the economic shortage threat lead the user to guarantee his rights of future access, and as a result, to the demand for property rights over the stocks or environmental services (Chomitz et al, 2006).

Excludability is a key element to recognize externality. In order to confirm the rights over movable property and real estate, alienation is the capacity par excellence, partly because excludability is taken for granted and it distinguishes public from private. Nevertheless, there seems to be a problem when the information asymmetry and the capacities of alienation (or power) is such that it is not possible to guarantee the excludability because of the lack of physical resources to demarcate and protect the limits of a good or a service (even with a title deed), and the absence of institutional resources to enforce property rights (In Mexico's countryside, the assumed uncertainty in the possession of the land is not caused by the absence of a recognized legal document but by the inability to guarantee the excludability, establish limits, and mobilize the institutional resources needed to enforce their rights.).

The problem with excludability has been particularly ascribed to the characteristics of the good or service we are dealing with, if we compare this problem to the physical challenge of excludability due to demarcation and surveillance "To try to solve the distinction between public and private goods". In practice, even though if this classification criterion was accepted, it would be difficult to find public or isolated goods. In the best-case scenario, private and public goods are related in such form that optimal functioning of a market of private goods is in itself a public good (Olivera, 2007).

History and geography teach us that any good or service, no matter how intangible it is, can be subject to private appropriation, a person may be able to exercise all possible property rights including alienation and inheritance. Unless there are appropriate rules and organizations to guarantee them; any good or service, tangible or personal property, will be difficult to control. The reason is that the organizations responsible for respecting property rights and carrying these laws out are insufficient.

There is a restriction to Environmental Services (ES) in the markets and this is the cost of excluding external agents from the benefit flows. Some critics of the payment of ES claim that in order to demand payment from the users, producers of ES should provide evidence of the relation between their activities and the provision of ES. Jurists, on the other hand, mention that in order to talk about the payment for ES, it is necessary that the law recognize them without taking into consideration the certainties obtained as a result of scientific knowledge, no matter how rich it was (Andaluz-Westreicher, 2005).

Jurists argue that formal recognition must precede the contractual agreement. In accordance with this be-

lief based on legal technique; transactions cannot be made on anything that is not considered subject to trade. This means that there must be at least the willingness to acknowledge the existence of a service coming from the natural surroundings so we can talk about PES.

The problem of not recognizing a good like a subject to rights and exchange (it was recognized as an externality, intangible, and public good) can now be solved by the explicit recognition of the property rights of one of the parties, penalized by the State and the society. This phenomenon can be the result of a simple concurrence of wills, an expression of trust, self-interest and even certain trust in formal or informal institutions, which guarantee these transactions. The fact that these transactions are regularly registered and that they work well has a bigger social consequence.

The persistence of these transactions and their social sanction has become a great legal phenomenon. The contracting parties and the society as a big group believes that is being performed a fair act. From the ethical point of view, remuneration is given in the sense that it should be fair or proportionate. The legal consequence is the confirmation that remuneration is justifiable with which the necessary jurisprudence to contribute to casuistry is developed, so in this way we are building the legal framework of PES (Andaluz-Westreicher, 2005).

While environmental goods and services were defined as stocks of infinite flows present in a territory likely to be extended and whose exploitation did not require rationalization, assignment of property rights, cost internalization and valuation, it was possible to consider them to be public goods. However, as pressure over these resources was growing, as well as the subsequent perception of a real or potential shortage and as the nature of production cycle and biological reproduction (in geological cases like: oil and fossil aquifers) were known, people became aware of the fact that the constant availability in a permanent way and the inevitable emergency of the rivalry in their use would be present.

However, the user can still perceive the environmental services like public, non-excludable, and non-rival. Therefore, the excludability or restriction of consumption to future users or beneficiaries depends not only on the physical characteristic of goods, but also on the quality of the institutions.

Excludability of ES, in some cases, can be carried out through physical barriers (this gets complicated when dealing with services such as: "fresh air" or the beauty of a landscape), the efficiency of the excludability will depend on the assignment of property rights and the institutional arrangements for their defense. For these goods and environmental services to be appropriate in a private way, institutions are being built to lay down rules and to guarantee mechanisms that allow making effective the selective excludability or commercialization rights. It is a must to identify that there is indeed something in nature and that the role of goods and environmental services makes us consider them, partially, as public goods.

Case Study: Capulalpam de Mendez

Capulalpam de Mendez is a municipality located in the state of Oaxaca that has been a part of the PES program, with a population of approximate 1300 inhabitants and an irregular surface of 3,850 hectares. It is a community that has been promoted as "magic town" due to the condition of its forests, which give this place its picturesque aspect, so common in Oaxaca's northern mountain range. Forests goods and services are conceived as non-excludable within and managed by the community in a process to ask for the recognition of the national society to the positive externalities of the local landscape.

Capulalpam de Mendez has a forest that was almost unused until the fifties. In 1956, it was first given recognition to its value when the lands for wood exploitation were granted concession by the federal government. In spite of that, this community was able to get some benefits of the eminent domain and established timber rights on behalf of the licensee and which was managed by the federal government, in benefit of the affected communities by the forest exploitation. Since then, the forests have financed the government investment in public services for the communities of this area of the Oaxaca mountain range.

In 1981, the decision to renew the forest concession was revoked and the forest became community usage. By doing this, it provided the community with a series of management options that the community had to consider.

In the case of this community, it is limited to collective action problems, which we analyzed in the previous sections of this paper, since a good resource management requires an efficient collective action, common goals, and an understanding of their surroundings (forest), regulatory system, and internal surveillance. All of these actions should be based on economic and sociocultural decisions that restrict and allow decision-making in changing legal frameworks. This community has the support of organizations like the Regional Board of Natural Resources (Consejo Regional de Recursos Naturales) and the Zapoteca Chinanteca Union (Unión Zapoteca Chinanteca) that provides technical forestry services to 4 forest communities in the area.

Capulalpam de Mendez bases its social organization in a cargo system, understood as a non-paid job of cultural roots that corresponds to the indigenous social structure of this region of the Oaxaca's northern mountain range. To sum up, it is a zapoteca indigenous community where the Communal Goods Commisary (Comisariado de Bienes Comunales) is a lawful effective authority. They know that work is a community service; therefore, the person in charge will need a second job to have an income.

Cargo system is based on customs in which the

"cargo" (position) lasts between a year and a year and a half. There are two types of cargo: citizens imposed by the citizens' assembly; their responsibilities include: to serve the urban area and the municipal services; and the community cargos imposed by the comuneros assembly (according to the National Institute of Statistics and Geography, comuneros in Mexico are individuals who belong to a rural community and have property rights over lands and can enjoy common goods. They are granted this comunero status for being members of the farmer population) they serve the community as a group.

Cargos are somehow important in the social and economic life of the community; the positions can go from security guardianship to presidential positions in community institutions like forestry and mining industry, both the citizens and community assemblies take into account the economic and family situation of individuals before assigning them a job.

Capulalpam is a multi-active community; it works as a complex production unit with a diversified strategy in the use of their carefully thought out resources to increase family income of the members and the resources of their community. Amongst the mentioned strategies, we can find immigrant consignments, forestry and mining work, carpentry, goldsmithing, and in a subsidiary way tourist activities, farming and stockbreeding activities. Since the community administers the utilities generated by such activities, the latter can be transferred to communal enterprises and are considered to fulfill certain communal services such as: religious activities, maintenance of infrastructure facilities, scholarships, and educational trips.

The community and the municipal territory are identical, and the number of domiciles without rights is so reduced that in practice they operate with an almost perfect complementarity that equals a shared government where the city council works as a counterpoise to that of the commissary of communal goods and vice versa. In this community it is possible to observe that enterprises finally have dual purposes by providing jobs and producing economic rents of common use by exploiting natural resources of common property.

The PSA-CABSA, Environmental Services Program for the Capture of Carbon, Biodiversity and Agroforestry Systems is a governmental program created in 2004 as a strategy to promote mechanisms for the payment of environmental services in Mexico (Programa de Servicios Ambientales por Captura de Carbono, Biodiversidad y Sistemas Agroforestales), is the biggest step towards the recognition of the community's territory and the re-appropriation of the forest.

The contract signed with CONAFOR (National Forestry Commission or Comisión Nacional Forestal) was created in 2001, one of its functions is to develop and encourage production activities, and preservation and restoration of forests leads us to a recognition of rights that reinforce the role of the community as landlord not only of the forest, but also of the environmental services that it produces. This contract forces and at the same time recognizes the work being done to preserve their environment.

The Payment for Environmental Services is a rent perceived by natural capital controlled by the assembly. The decision to preserve the forest by guaranteeing the flow of Environmental Services (ES) is part of the community decisions on the management of their natural patrimony and their productive diversification.

If the preservation commitments required by the PES are at odds with the exploitation interests of the Community Forest Enterprise (Empresa Forestal Comunitaria) or the requirements in farming, livestock lands or of other uses; the cost-benefit analysis will be of greater importance in the owner's decision, since the decision would correspond to a potentially more productive asset and not to the rent of an estate highly valued for its option value and its contribution to risk reduction and economic and politic vulnerability.

Even in this case it is difficult to claim that PES is in itself and instrument capable of inducing a change in the owner's (community) behavior in favor of the preservation of the forest. In other words, the PES should at least offer a competitive amount compared to the profitability of the forestry exploitation, if what we want is a preservation instrument that modifies the current tendencies in the degradation and deforestation processes.

Results

The analysis of the Capulalpam case suggests that the income reported by the PES program may not be the determining factor in their decision to preserve the forest, because in the documented case it represents a lower proportion compared to the incomes from endeavors carried out as a community and certainly does not compete positively with the alternative soil uses.

In Capulalpam, the forest: its preservation and health, is mentioned as a responsibility in the citizen perception of the type of town (understood as the territorial area with a clear assignment of the proportions devoted to the urban, agriculture and livestock, mineral extraction, and forest exploitation) in which they want to live and leave to their offspring. This collective perception of what is desirable turns into the decision to act as a collective individual who does what it takes to lead the general development process in a way that includes the forest preservation (see Table 1).

In this case study we were able to identify the isolated elements of an integral program of PES. The institutional arrangements of the community allow it to administer the services within and look for recognition of its benefits outside by means of the PES. However, the voluntary incorporation to the program is accomplished with the subsidy of its other successful activities to the community, in other words the incomes for other productive activities and the desire to keep the opportunity service of its forests are decisive to the preservation, nor are the conditions that the program offers itself.

Table 1. Main economic interrelations between institutions, production and payment of environmental services. 2006. Value added (2006) in Mexican pesos

Source Concept	Incomes	Operating cost, investment, devaluation	Operation excess	Community transferences	Investment fund
Forestry Enterprise	$2,766,696	$2,291,651	$475,045	$101,181	$373,864
Mining Enterprise	$2,398,439	$1,952,466	$445,993	$244,463	$201,530
Forest rights	$344,232	$0		$344,232	
PES	$50,000	$0		$50,000	
Municipal income	$1,708,992	$1,708,992	$0		
Total	$7,268,359	$5,953,109	$921,038	$739,876	$575,394
Sources: Hernández, 2008					

Discussion

In this community (Capulalpam) the CONAFOR'S program for the Payment of Environmental Services is not a determining factor in the owner community's decision to preserve the forest and to continue providing environmental services. The existence of the program and the participation of the community in the announcement did not modify the social or productive conducts since the community strategy of making traditionalist exploitation, improve the forest and keep it for future generations was a decision made before the PES program.

The acceptance of the payment for environmental services and the decision-making process of the community owner can only be understood by distinguishing the importance of community institution both formal and informal in its economic and social organization and that grants it restrictions to the economic decision-making process that goes beyond the perception of an immediate economic benefit.

In a context where the loss rate of forest cover is higher than 600,00 hectares per year (Esteva, 2004), the existence of non-fragmented and in a good preservation state forests seems to be associated to an indigenous institutionalism and/or solid community (Esteva, 2004), characterized by:

a. Community status that offer the legal framework for the functioning of efficient management institutions (low transaction costs in a credibility framework of the institutions responsible for enforcing the rules) that coordinate effectively the collective action for the good management of common resources;

b. The existence of access rules which control the access to common resources and that establish performance mechanisms and efficient sanctions.

c. The use of planning tools like the community territory legislation and techniques for the good management of common goods.

The existence of well-preserved forest areas may be attributed to one of the following conditions or a combination of them:

a. Well-preserved forests are mainly located in inaccessible areas where forest exploitation is not profitable, which would be consistent with the minute trip component in the proposal of deforestation risk index of the INE;

b. Community property of forests, particularly those communities where there are strong community institutions, there possess a very low discount or negative rate, in spite of being poor communities where there is a high rate of discount compared to their natural resources and which grants a high value to the preservation of the biological resource for future generations, and

c. The community territory ordering reveals the opportunity costs and even if there is absence of an incentive like compensation for environmental services, historically it has been granted high value to the future option that forest resources preservation means.

The extension of PES may occur if the schemes manage to demonstrate the growing effects in terms of forest preservation in contrast to the predefined deforestation lines (Wunder, 2007), and considering organization aspects of the communities in the management of forest areas.

On the other hand, if the purpose of the policy behind the PES is truly to accomplish lasting affection in relation to the baseline which represent the high deforestation rates in Mexico, the intervention would have to focus not only to give a compensation to forests owners, but also it would examine policies and encouragement programs in general to adjust them to this objective. Nowadays, the huge offer of sectorial programs emerged as isolated responses to pressure groups including divergent incentives when they do not contradict with each other.

The creation of the conditions for the active forest preservation through the reconstruction of community institutionalism and the strengthening of encouragement policies for the promotion of economic activities, including the good forest management to obtain timber and non-timber yielding and other income alternatives that would allow generating the basis for guaranteeing the community reproduction. Only by doing this, the life conditions will improve (which are not guaranteed by the assistance programs in a short term) and the reduction of forest pressure.

Besides preserving ecosystems, forest conservation allows us to protect the quality and water supply in the

fluvial systems and wetlands in general. Therefore, recognizing that the lack of trees in a system generates an absence of water supply in the long term, all this depends of an integral management of the resources according to their physical characteristics and the societies in that living area.

Conclusions

As non-developed areas and natural habitats reduce, the previously guaranteed environmental services (in a freeway) are being threatened. These rising shortages make them dangerously marketable to the environmental services.

The creation of limitation rules of uses (like the ecological flows and the PES in its multiple versions) is seen as a strategy to preserve them and looks for explicit recognition of the associate costs to preserving the ecosystems provided by environmental services. It also looks for incentive mechanisms that solve the interest divergence between the producers and the users.

The existence of several contractual arrangement examples in both developed and developing countries to protect water sources, biological diversity, landscapes, carbon sinks or natural barriers which protect us from natural disasters, evidences the idea that a strong economic assessment is not always necessary to calculate the consumer surplus or a opportunity cost study which allows us to calculate the producer surplus.

Some PES schemes and stipulation of environmental regulations can be based on the perception or presumption of bonds between the actions and the production of services, and not on strong evidence. Considering that the appropriate valuation of the services to be commercialized, by definition, is any price that in which buyer and seller agree the appropriate price, just like it happens in the market for the majority of interchanged products.

Acknowledgment

We have to express out appreciation to Maria Eugenia Olvera Varillas (UAM Cuajimalpa, Mexico City) who helped prepare the manuscript.

References

1. Andaluz-Westreicher, A. Bases conceptuales para un enfoque de los Servicios Ambientales. Manual de derecho ambiental – Editorial – Proterra-Lima, 2006. – pp. 76–30.

2. Chapela, F. y Lara Y. El Ordenamiento Comunitario del Territorio- un esquema para hacer compatibles los objetivos de conservación y los derechos sociales e indígenas. En: IUCN Commission on Environmental, Economic & Social Policy: «POLICY MATTERS. Conservation and human rights». – 2007. – I. 15. – pp. 288–29.

3. Chomitz, K.M., Gustavo A.B. da Fonseca, Keith Alger, David M. Stoms, Miro Honzák, E. C. Landau, Timothy S. Thomas, W. W. Thomas, and F. Davis. (2006). [Electronic resource] / «Viable Reserve Networks Arise from Individual Landholder Responses to Conservation Incentives». Ecology and Society. – 2006. – Vol. 11 (2). – Access: http://lib.icimod.org/record/9500/files/7055.pdf – (reference date: 18.08.2016).

4. CONAFOR. Plan Estratégico Forestal. – 2001. – Vol 2. [Electronic resource] – Access: www.conafor.gob.mx – (reference date: 18.08.2016).

5. CONAFOR. Estudio Socio-Institucional. México Programa de Servicios Ambientales del Bosque. Coordinación General de Producción y Productividad. Guadalajara. 2006. – pp. 90–45.

6. CONAFOR. Manual operativo para el proyecto de desarrollo de servicios ambientales del bosque. Coordinación General de Producción y Productividad, Guadalajara. 2006. – pp. 263–87.

7. CONAFOR. Reglas de Operación. 2006 – Diario Oficial de la Federación 16 de febrero, Ciudad de México [Electronic resource] – Access: http://dof.gob.mx/nota_detalle_popup.php?codigo=2119297 – (reference date: 18.09.2016).

8. Esteva G. «Vacas, Milpas o Bosque: Una Exploración Econométrica de Las Causas de la Deforestación En México». Tesis de Licenciatura. México: Instituto Tecnológico Autónomo de Méxicoб 2004. – pp. 23.

9. FAO – CONAFOR. Revisión del Programa Estratégico Forestal 2025 (PEF 2025) y del Programa Nacional Forestal 2001–2006 (PNF 2001–2006), UTF/MEX/072. – 2006. – Vol. 1. [Electronic resource] – Access: http://www.fao.org/forestry/14395-0426c024cdf9b19c7d748f4269dd433b.pdf – (reference date: 18.08.2016).

10. Farley, J., & Costanza, R. Payments for ecosystem services: From local to global. Ecological Economics. – 2010. – Vol. 69 (11). – pp. 2060–2068. [Electronic resource] – Access: ttps://www.thegef.org/sites/default/files/publications/28252nomarks_0.pdf – (reference date: 18.08.2016).

11. Hernández M., R. El Programa de Pago de Servicios Ambientales y su aplicación en un núcleo agrario con manejo comunitario del bosque. Tesis que para obtener el grado de Doctor en Economía, División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, 2008. – pp. 358–79.

12. Hernández, M.E. Suelos de Humedales Como Sumideros de Carbono y Fuentes de Metano. Terra Latinoamericana. – 2010. – Vol. 28 (2). – pp. 139–147.

13. INE. Situación general existente en las comunidades agrarias con respecto al manejo de los recursos naturales [Electronic resource] – Access: www.ine.gob.mx – (reference date: 18.08.2016).

14. Kelsey J., B., Kousky, C., & Sims, K.R.E. Designing payments for ecosystem services: Lessons from previous experiences with incentive-based mechanisms. PNAS. – 2008. – Vol. 105 (28). – pp. 9465–9470. [Electronic resource] – Access: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/18621696 – (reference date: 18.08.2016).

15. Olivera-Villarroel, S.M. Explotación de Recursos No Renovables en Áreas protegidas: valoración de las Áreas protegidas en Bolivia. – 2015. – Vol. 6. [Electronic resource] – Access: http://ijbssnet.com/journals/Vol_6_No_11_1_November_2015/3.pdf – (reference date: 18.08.2016).

16. Wunder, S. The Efficiency of Payments for Environmental Services in Tropical Conservation. Conservation Biology. – 2007. – Vol. 21. – I. 1. [Electronic resource] – Access: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17298510 – (reference date: 18.08.2016).

ANNOTATIONS OF THE ARTICLES

V.N. Afanasyev,
Doctor of Economics, professor, head of the department of statistics and econometrics, Orenburg state university

A.V. Yelagina,
Candidate of Economic Sciences, leading economist of sector of banking supervision, department of banking supervision of the Central Bank of the Russian Federation of the Orenburg region

THE AGGREGATION OF INDICATORS OF VOLATILITY WITH NONLINEAR TRENDS

The article discusses the methods of aggregating volatility in production performance when the nonlinear trend of the individual aggregates with the aim of creating a sustainable population as a whole. The logical essence of the problem lies in the fact that the variation of the trait in different population units is partly due to the General signs, and partly different, independent characteristics, consequently, fluctuations (volatility) may be partially coordinated in magnitude and time, and partly inconsistent. In this case, when aggregating, i.e. the transition to the population as a whole, as a rule, one should expect that fluctuations of the aggregate basis of the aggregate will be less than the fluctuations in average for the population units (the average of the oscillations in units of population). In this course, there are those units together, for which the volatility (variability) is less than the aggregate, as indicators of variability (volatility) within the aggregate range. Aggregation only reduces the average size of the fluctuations, and hence increases the resistance trait. The study of aggregate volatility (variability) allows us to note its decline in the aggregate that has both scientific and practical significance, for example, in the system of state regulation of agrifood market.

Keywords: *aggregate volatility, nonlinear trends, agricultural market, the effect of aggregate volatility.*

References

1. Afanasyev, V.N. Development of system of methods of a statistical research of temporary ranks / V.N. Afanasyev // Messenger of NSUEM. – 2012. – Vol. 1. – pp. 10–24.
2. Afanasiev, V.N. Statistical support for issues of sustainable agricultural production. – Moscow: Finance and statistics, 1996. – 320 p.
3. Afanasyeva, A.V. Statistical assessment of dynamics of production of agricultural products in system of state regulation of the food market: thesis... Candidate of Economic Sciences: 08.00.12 / A.V. Afanasyeva. – Samara, 2008. – 250 p.
4. Afanasiev, V.N. The formation of a sustainable agro-food market in the Russian Federation: statistical research / edited by Professor V.N. Afanasyeva. – Moscow: Finances and statistics, 2008. – 288 c.
5. Vine, J.J.-F. Correlation of the time series / J.J.-F. Vine. – Moscow: «Statistics», 1977. – 119 p.
6. Gulyaeva, T.I. Technique of the statistical analysis of dynamics of productivity taking into account product quality / T.I. Gulyaeva, M.M. Yuzbashev // Messenger of statistics. – 1984. – Vol. 4. – pp. 55–59.
7. Lebedeva, T.V. Statistical forecasting methods of productivity of grain crops in a zone of risk agriculture: thesis... Candidate of Economic Sciences: 08.00.12 / T.V. Lebedeva. – Orenburg, 2004. – 169 p.
8. Chetverikov, N. With. Statistical and stochastic studies / N. Chetverikov. – Moscow: GOSSTATIZDAT, 1963. – 300 p.
9. Chetyrkin, E.M. Probability and statistics / E.M. Chetyrkin, I.L. Kalikhman. – Moscow: Finances and statistics, 1982. – 319 p.
10. Yuzbashev, M.M., Mannella, A.I. Statistical analysis of trends and variability / M.M. Yuzbashev, A.I. Mannella. – Moscow: Finance and statistics, 1983. – 207 p.

I.A. Baytagulina,
Deputy Head of Department for Regional Accounts, Balances, Construction, Investment and Housing Services, Territorial Authority of Federal State Statistics Service in Orenburg Region

STATISTICAL STUDYING OF INVESTMENT PROCESS IN ORENBURG REGION

The indicators analysis characterizing sustainable development of capital stock investment is: actual volume index of capital stock investment, capital stock investment per capita, supply of apartment houses. The structural changes in investment activities by the types of fixed assets, ownership forms, directions of investment are presented

in this article for the last five years. The author analyzed the main financing sources for capital stock investment, types of economic activity for organizations that are not small business entities. Regional clustering of Volga Federal District by the five characters that describe investment and construction activities is carried out using STATISTICA package. As a result of the statistical analysis, the clusters are revealed by the indicators activity rate what has allowed obtaining information about the federal subjects of Volga Federal District with high, medium and low functioning level of real economy sector.

Keywords: *investment, investment activity, financing sources, cluster.*

References

1. Ageenko, A.A. Investing activity of key companies in economy of Omsk Region during periods of crisis and post-crisis recovery / A.A. Ageenko, S.V. Yurkevich // Questions of Statistics. – 2012. – Vol. 7. – pp. 2–59.

2. Afanasyev, V.N. Statistical investigation of bank crediting as a source for rural manufacturers' investment / V.N. Afanasyev, A.V. Afanasyeva, E.V. Shevrina // Bulletin of Saratov University. Series: Economics. Management. Law. – 2013. – Vol.2. – I. 13. – pp. 176–186.

3. Grishina, I.V. Complex assessment of investment prospects and investment activity of Russian regions: determination methods and analysis of interrelations / I.V. Grishina, A.G. Shakhnazarov, I.I. Royzman // Investments in Russia. – 2000. – Vol. 4. [Electronic resource] – Access: http://www.ivrv.ru – (reference date: 22.12.2016).

4. Eliseyeva, I.I. General Statistics Theory: textbook / under editorship of I.I. Eliseyeva. – Moscow: Finance and statistics, 2001. – 480 p.

5. Matrayeva, L.V. Development problems and prospects of direct foreign investment statistics / L.V. Matrayeva // Accounting and statistics. – 2013. – Vol. 3 (31). – pp. 175–190.

6. Soshnikova, L.A. Multidimensional statistical analysis in economics / under editorship of Prof. V.N. Tamashevich. – Moscow: 1999. UNITY-DANA. – 598 p.

7. Statistical book «Construction and Investment», Orenburgstat. – Orenburg, 2015. – 123 p.

8. Statistical book «Investing and Construction Activity of Orenburg Region in Comparison with Subjects of Volga Federal District», Orenburgstat. – Orenburg, 2015. – 33 p.

9. Ustyuzhina, O.N. Approaches and evaluation methods of regions' investment prospects / O.N. Ustyuzhina, S.V. Khusainova // Bulletin of Adygei State University. Series 5: Economy. – 2013. – Vol. 2 (120). – pp. 105–114.

10. Shevchenko, L.M. Assessment problems of financial and investment potential relating to Russian regions / L.M. Shevchenko // Bulletin of Tambov University. Series: Humanities. – 2010. – Vol. 7 (87). – pp. 47–53.

O.V. Bakanach,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor, Head of Statistics Department, Samara State University of Economics

D.S. Danilin,
Master's Student «Statistics in business and Public Administration», Samara State University for Economics

STATISTICAL ANALYSIS OF PROFITABILITY AND RISKS REGARDING INVESTMENT IN SHARES OF RUSSIAN COMPANIES

A share is one of the most common financial instruments at the Russian stock market. Investment in shares over a long time horizon has always given a positive result, and statistical tools developed for its analysis and evaluation can be implemented with other financial instruments, such as bonds or mutual investment funds taking into account characteristics of these assets.

The aim of this study is statistical analysis of shares' profitability and risks, both individually, and as a part of the investment portfolio, as well as development procedure of effective investment portfolio considering investor's pReferences and specific features of the Russian stock market.

The study's results will be useful for a wide range of analysts and researchers dealing with the problems of modeling and forecasting of financial indicators.

Keywords: *shares, indicators of shares' profitability and risks, methods of shares' selection for investment purposes.*

References

1. Biryukova, E.A. Alternative risk theories of portfolio investment / E.A. Biryukova // Bulletin of Chelyabinsk State University. – 2010. – Vol. 27. – pp. 87–91.

2. Galperin, M.A. Investment strategies on dividend shares of Russian stock market: «Dow's dogs» and portfolios with filters on fundamental indicators / M.A. Galperin, T.V. Teplova // Economic Journal of «Higher School of Economics». – 2012. – Vol. 2. – p. 218.

3. Galperin, M.A. Investment strategies on dividend shares of Russian stock market: «Dow's dogs» and portfolios with filters on fundamental indicators / M.A. Galperin, T.V. Teplova // Economic Journal of «Higher School of Economics». – 2012. – Vol. 2. – I. 16. – pp. 205–242.

4. Kolyasnikova, E.R. Portfolio optimization on the basis of risk measure (value at risk) / E.R. Kolyasnikova, D.A. Gelemyanova // Economic analysis: theory and practice. – 2015. – Vol. 35 (434). – pp. 54–64.

5. Kornev, V.M. Modeling and forecasting of non-coupon profitability's volatility on one-year STB-FLB / V.M. Kornev, D.S. Danilin // Bulletin of Samara State University of Economics. – 2016. – Vol. 6 (140). – pp. 112–118.

6. Subbotin, P.E. Efficiency evaluation indicators of financial investments within portfolio theories / P.E. Subbotin // Topical Issues of Economic Sciences. – 2016. – Vol. 50–2. – pp. 54–59.

7. Tsypin, A.P. Comparative statistical analysis of Dow Jones indexes' dynamics and MICEX / A.P. Tsypin // System Management. – 2016. – Vol. 1 (30). – p. 46.

8. Shagiyev, Z.I. Model for investment portfolio forming considering features of Russian stock market / Z.I. Shagiyev // Management of Economic Systems: Online Scientific Journal. – 2012. – Vol. 12 (48). – pp. 1–16.

9. Diebold, F.X. Converting 1-Day Volatility to h-Day Volatility: Scaling by Root-h is Worse than You Think / F.X. Diebold, A. Hickman, A. Inoue, T. Schuermann. Wharton Financial Institutions Center, Working. 1998. – pp. 97–34.

10. Eric Zivot Introduction to Computational Finance and Financial Econometrics – Return Calculations, 2015 [Electronic resource] – Access: http://faculty.washington.edu/ezivot/econ424/returncalculationslides.pdf – (reference date: 22.12.2016).

L.P. Bakumenko,
Doctor of Economic Sciences, Professor of Department for Economics, Mari State University

E.V. Kostromina,
Postgraduate Student, Volga State University of Technology

ECONOMETRIC MODELING OF ECONOMIC GROWTH IN MARI EL REPUBLIC

In modern conditions of regions' economic independence, a significant transfer of responsibility center in solving problems of complex social and economic development on the regional and municipal level, the establishing of an appropriate system of monitoring, assessment and forecasting of social and economic development is a requirement for organizing an effective regional management system. The purpose of this article as one of the research stages is development and testing of assessment methods for socio-economic development of Mari El Republic by constructing econometric models for the main indicators of region's economic and social development. The proposed models allow forecasting the main indicators of region's socio-economic development. Moreover the assessment of real level of regional socio-economic development obtained on the basis of this methodology will allow more objective allocating budgetary resources in the region between municipalities of Mari El Republic.

Keywords: *economic growth, correlation coefficient, econometric models, forecasting.*

References

1. Bakumenko, L.P. Implementation of demo-economic models for forecasting macroeconomic indicators of Mari El Republic / L.P. Bakumenko, E.V. Kostromina // Statistical Methods in Economic and Humanitarian Sciences: Materials of the International Scientific and Practical Conference. – St. Petersburg: Nestor History, 2016. – pp. 44–45.

2. Kostromina, E.V. Application of ageing method for forecasting demographic situation in Russian Federation / E.V. Kostromina / Values and Interests of Modern Society: Materials of the International Scientific and Practical Conference. – Moscow: 2013. – pp. 110–114.

3. Lavrut, N.S. Comparative analysis of modern methodical approaches to modeling a gross domestic product / N.S. Lavrut, T.A. Nochevkina // Economics and Entrepreneurship. – 2014. – Vol. 10 (51). – pp. 257–259.

4. Limonova, N.G. Statistical modeling of t national wealth impact on gross domestic product based on neural networks / N.G. Limonova // Economics and Entrepreneurship. – 2013. – Vol. 11 (40). – pp. 376–379.

5. Nosov, V.V. Impact modeling of factors on GRP based on artificial neural networks / V.V. Nosov, A.P. Tsypin // Scientist of the 21st Century. – 2016. – Vol. 1 (14). – pp. 40–43.

6. Pankova, S.V. Impact modeling of socio-economic factors on gross regional product / S.V. Pankova, A.P. Tsypin // Economic Analysis: Theory and Practice. – 2015. – Vol. 45 (444). – pp. 2–14.

7. Popkov, Yu.S. Mathematical demo-economy: macro-system approach. – Moscow: LENAND Publ., 2013. – 560 p.

8. Sarycheva, T.V. Assessment of economic competitiveness of the region in terms of employment / T.V. Sarycheva, L.P. Bakumenko, M.N. Shvetsov // Mediterranean Journal of Social Sciences. – 2015. – I. 6. – Vol. 3. – pp. 119–126.

9. Mikhaylova, S.S. Typology of rural territories of Russian Federation subjects / S.S. Mikhaylova, M.T. Budazhanayeva, T.V. Sarycheva, L.P. Bakumenko // Mediterranean Journal of Social Sciences. – 2015. – I. 6. – Vol. 3. – pp. 205–212.

10. Denton, F.T., Spencer, B.G. Population Change and Economic Growth: The Long-Term Outlook. – Hamilton: McMaster University, 2003. – 31 p.

11. Shoven, J.B. Demography and the Economy. A National Bureau of Economic Research. Conference Report. – Chicago: University Of Chicago Press, 2011. – 431 p.

S.S. Bogoslovskaya,
Deputy Head of Department for Summary Statistical Efforts and Statistical Data Maintenance, Territorial Authority of Federal State Statistics Service in Orenburg Region

STATISTICAL DISTINCTIONS ANALYSIS OF POPULATION INCOME AND SPENDING IN SUBJECTS OF VOLGA FEDERAL DISTRICT

Studying of territorial distinctions under the conditions of unstable economy has increasingly larger role for purposes of living standards improvement and forming conditions for economic entities development. One of the main conditions for region's effective management at different governance levels is determination and accounting of different disproportions as they lead to strengthening of uncertainty and variability for directions of social and economic development. In this regard the article's purpose is to assess diversity degree of Volga Federal District's regions by income and spending indicators as it is an important component of social and economic monitoring of territorial processes that allows eliminating or reducing negative effects of regional disproportions as well as optimizing decisions that are able to smooth distinctions between territories. The indicators' analysis of asymmetry and variation in population income and spending distribution for subjects of Volga Federal District confirms increasing of territories' asymmetry by the level of average monthly gross payroll of employees and considerable variation of the district territories by the indicators of average incomes per capita and population spending.

Keywords: *territorial disproportions, income and consumer spending, distinctions analysis, income differences, funds coefficient, distribution asymmetry, regional asymmetry.*

References

1. Gromyko, L.G. On use of Jeanie coefficient in economical and statistical investigation / L.G. Gromyko, I.N. Matiukhina // Questions of Statistics. – 2015. – Vol. 9. – pp. 56–67.

2. Eliseyeva, I.I. Econometrics: textbook / under editorship of I.I. Eliseyeva. – Moscow: Finance and statistics, 2005. – 576 p.

3. Zander, E.V. Assessment of Russia's territorial development disproportions as a tool for regional policy formation – Problems of Modern Economy [Electronic resource] / E.V. Zander, E.V. Lobkova, T.A. Smirnova. – Access: http://www.m-economy.ru/art.php?nArtId=5192 – (reference date: 6.10.2016).

4. Kolmakov, I.B. Methodology for calculation and integrated analysis of polarization indicators for population incomes / I.B. Kolmakov // Questions of Statistics. – 2015. – Vol. 2. – pp. 23–35.

5. Larina, T.N. Statistical support of living standards management of rural territories population: monograph. – Orenburg: OSAU Publishing Center, 2012. – 224 p.

6. Martynov, A.P. Statistical characteristic of Orenburg region's population differentiation by income level / A.P. Martynov // Bulletin of Orenburg State Agricultural University. – 2016. – Vol. 3 (59). – pp. 230–233.

7. Polyakova, G.P. Integrated evaluation of living standards for population of Volga Federal District / G.P. Polyakova, L.S. Tyukayeva // Questions of Statistics. – 2013. – Vol. 11. – pp. 35–41.

8. Savelyeva, N.A. Salary differentiation and its problem // Statistics Role in Territory's Social and Economic Development Management: Materials of the Scientific and Practical Conference devoted to the 200 anniversary of State Statistical Service in Russia (N. Novgorod, 30th of June, 2011) / under editorship of G.P. Polyakova, R.G. Strongin, N.R. Strongina. – N. Novgorod: Nizhegorodstat. – Nizhny Novgorod State University, 2011. – pp. 124–127.

9. Sivelkin, V.A. Comparative assessment in regional asymmetry for Orenburg and Samara regions by the level of social infrastructure development / V.A. Sivelkin, T.N. Larina // Questions of Statistics. – 2009. – Vol. 6. – pp. 53–58.

10. Encyclopedia of statistical terms in 8 volumes. Demography and Social Statistics. Moscow: Federal State Statistics Service, 2011. – Vol. 5. – 482 p. [Electronic resource] – Access: http://www.gks.ru/free_doc/new_site/rosstat/stbook11/book.html – (reference date: 28.09.2016).

A.L. Vorobyov,
Candidate of Technical Sciences, Associate Professor, Head of Metrology, Standardization and Certification Department, Orenburg State University

V.A Lukoyanov,
Head of Laboratory of Metrology, Standardization and Certification Department, Orenburg State University

STATISTICAL METHODS FOR QUALITY ANALYSIS OF ACCIDENT MANAGERS SERVICES

Relevance of the issue is regarded to the constant presence of traffic jams on the streets caused by the large number of road traffic accidents (RTA), which consequences the participants often find difficult to eliminate by themselves. This article's purpose is to carry out a statistical analysis of accident manager services in fixation and registration of RTA that allow identifying the main directions for efficiency improving by consequences' management of road accidents. During this study the authors implemented the certain tools of statistical methods for quality management that clearly reveled the following problems in operating process of accident manager services: low dispatch of accident manager arrival to the place of RTA; lack of a standardized procedure for papers registration; lack of proper credibility to accident managers by the road users; defects in working modes of accident managers services. This article can be useful for organization of accident managers' work and development of proper qualification criteria.

Keywords: *statistical methods for quality management, traffic safety, road accident, road traffic incident, accident manager, traffic jam.*

References

1. Barabanova, O.A. Seven quality control tools / O.A. Barabanova, V.A. Vasilyev, S.A. Odinokov. – Moscow: MATI-RSTU, 2002. – 93 p.

2. Volodina, N.L. Process approach to quality management system / N.L. Volodina // Production Organizer. – 2016. – Vol. (68). – pp. 95–100.

3. Vorobyov, A.L., Kolchina, I.V., Lukoyanov, V.A. Time as the main indicator of accident managers' service quality / Innovation and High Technologies in Education and Economy: Proceedings of the 1st International Scientific-Practical Conference, April 2014. – Ufa: Publishing Center Bashkir SU, 2014. – pp. 101–104.

4. Vorobyov, A.L., Kolchina, I.V. On necessity for legal regulation of accident managers' activity / Highway Design and Management: Reform of Educational Programs in Russian Federation: Materials of the International Scientific-Practical Conference, October 2014. – Orenburg, OSU Publ., 2014. – pp. 40–41.

5. Vorobyov, A.L., Kolchina, I.V., Lukoyanov, V.A. Process optimization of accident managers' services by standardization method based on process model analysis / Bulletin of Orenburg State University. – 2015. – Vol. 4. – pp. 18–23.

6. Vorobyov, A.L., Rassokha V.I., Lukoyanov, V.A. Efficiency evaluation of road accident registration by SWOT-analysis / Intelligence. Innovations. Investments. – 2016. – Vol. 7. – pp. 112–116.

7. Kume Hitoshi. Statistical methods for quality improvement / H. Kume. – Moscow: Finance and Statistics, 1989. – 301 p.

8. Leonov, O.A., Temasova, G.N. Implementation of Pareto diagram for calculation of external losses by defects / Bulletin of Moscow State Agro Engineering University named after V.P. Goryachkin. – 2004. – Vol. 5. – pp. 81–82.

9. Novikova, M.V. Registration of insurance case without traffic police participation / Scientific Palette. – 2016. – Vol. 2 (12). – p. 29.

10. Petrova, E.I. Modern methods of quality management / Science Almanac. – 2015. – Vol. 8 (10). – pp. 864–868.

11. Sidorova, A.I. Applications of statistical methods for analysis and quality control in processes' management under production conditions // Current Research Trends of the XXI century: Theory and Practice. – 2015. – Vol. 7–2 (18–2). – pp. 461–464.

12. Frolov, V.S., Vorobyov, A.L., Kolchina, I.V. Symbols standardization for traffic accident's plan / Progressive Technologies in Transport Systems: Materials of the XII International Scientific-Practical Conference, April 2015. – Orenburg, OSU Publ.,2015. – pp. 490–494.

N.S. Eremeeva,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

STATISTICAL ANALYSIS OF PRICE DYNAMICS FOR FOOD PRODUCTS IN RUSSIAN FEDERATION

Considering transition to market economy, the price values were changed in during economic processes. There are new approaches to the pricing study; principles of its control were changed. In the current economic situation a price is becoming a major market category and important indicator of population living standards. In this case there is an increased interest to the statistical price analysis for goods and services. Statistical indicators characterizing price changes at the market for consumer goods and services become more important by many economic and social issues. Prices are equally important for enterprises and for population. Speaking from the perspective of a family, prices for goods and services determine purchasing power of its incomes under the market conditions. Most major economic decisions are influenced by the current market prices. In this regard the article's objective is statistical study of price dynamics for food products in Russia.

Keywords: *consumer prices, food products, dynamics modeling, variability, forecasting, ARIMA models.*

References

1. Afanasyev, V.N. Methods development for statistical investigation of time series / V.N. Afanasyev // Bulletin of NSUEM. – 2012. – Vol. 1. – pp. 10–29.
2. Afanasyev, V.N. On statistical investigation methods for time series / V.N. Afanasyev, V.V. Lyubchich // Economics, Statistics and Informatics. Bulletin of AMA. – 2010. – Vol. 5. – pp. 9–21.
3. Afanasyev, V.N. Methodology development for statistical analysis of food security / V.N. Afanasyev // Questions of Statistics. – 2015. – Vol. 3. – pp. 17–26.
4. Afanasyev, V.N. Asynchronous and synchronous production fluctuations as a basis for partner choice at food market / V.N. Afanasyev, V.P. Kovalevsky // Finance and Business (Russia). – 2009. – Vol. 1. – pp. 108–117.
5. Buresh, O.V. Statistical Characteristics for price analysis at market of bakery products / O.V. Buresh, L.R. Davletshina // Economic Sciences (Russia). – 2010. – Vol. 3. – pp. 113–115.
6. Evdokimova, L.I. Structuring of terminological prices while establishing modern economy of Russia / L.I. Evdokimova // Economic Sciences (Russia). – 2009. – Vol. 10. – pp. 291–292.
7. Evdokimova, L.I. Price system formation in Russia and problems of prices classification and varieties / L.I. Evdokimova // Economic Sciences (Russia). – 2009. – Vol. 9. – pp. 152–154.
8. Eremeeva, N.S. Statistical analysis of dynamics and forecasting of consumer price index in Russian Federation / N.S. Eremeeva // Science and Education: Fundamentals, Technologies, Innovations: Materials of the International Scientific Conference dedicated to the 60th Anniversary of Orenburg State University. – Orenburg: University Publ., 2015. – pp. 146–150.
9. Leushina, T.V. Statistical analysis of consumer price dynamics for main food products in Tyumen region / T.V. Leushina // Perspective. – 2004. – Vol. 4. – pp. 163–168.
10. Nikonorov, V.M. Import substitution in food product trade of Russian Federation / V.M. Nikonorov // Russian Entrepreneurship. – 2016. – Vol. 6. – pp. 775–786.

A.Yu. Kolodyazhnaya,
Senior Teacher of Department of Finance and Credit Orenburg branch «REU of G.V. Plekhanov»

RESEARCH OF DYNAMIC MOTIONS IN STRUCTURE OF THE PUBLIC DEBT OF TERRITORIAL SUBJECTS OF THE RUSSIAN FEDERATION

Regularly arising financial crises exert a negative impact on an economic condition of regions of Russia, as a result many of them can't independently fight against consequences, using only internal resources, and are forced to resort to borrowing, the purpose of writing of article which consists in measurement of changes in structure of a public debt of subjects of the Russian Federation follows from here. For achievement of an effective objective the following methods were used: tabular and graphical, and also descriptive statisticians. As the main results it is possible to call the following: growth of a public debt of territorial subjects of the federation is observed; the greatest share of a national debt is occupied by budget credits and the credits of the commercial organizations; leaders in the level of a public debt are Central and Volga Federal districts; don't cost problems of a non-return of a debt sharply as in all subjects excess of the income over national debt amount is observed. We consider that

the directions of a further research of the developed subject, from a line item of statistical science, is identification and measurement of influence of socio-economic factors on a public debt of territorial subjects of the federation.

Keywords: *public debt, consolidated budget, structure, dynamics, deficit, economic safety.*

References

1. Alexandrov, O.G. Assessment of tendencies of change of a public debt of territorial subjects of the Russian Federation / O.G. Alexandrov, T.A. Zakharova // In the collection: Problems of sustainable development of the Russian regions materials. Cheboksary, 2014. – pp. 174–176.

2. Bashlykova, A.S. Structure of a public debt of subjects of the Russian Federation / Ampere-second. Bashlykova // Economics. – 2015. – Vol. 8 (9). – pp. 55–57.

3. Lord, M.V. Factors of growth of a public debt of regional subjects of the Russian Federation / M.V. Lord, etc. // Scientific sheets of the Belgorod state university. Series: Informatics, applied mathematics and management. – 2014. – Iss. 32. – Vol. 21–1 (192). – pp. 53–58.

4. Demidov, S.E. Debt problems of regions of Russia / S.E. Demidov // Messenger of the Pskov state university. Series: Economy. Right. Management. – 2015. – Vol. 2. – pp. 81–85.

5. Ermakova, E.A. System of high-quality criteria for an efficiency evaluation of debt policy of the territorial subject of the Russian Federation / E.A. Ermakova // Finance and credit. – 2013. – Vol. 46 (574). – pp. 27–33.

6. Kazakovtseva, M.V. Effective management of a public debt of the territorial subject of the Russian Federation / M.V. Kazakovtseva // Messenger of the Mari state university. Series: Agricultural sciences. Economic sciences. – 2015. – Vol. 3. – pp. 60–65.

7. Kolodyazhny, A.Yu. Public debt of subjects of the Russian Federation: dynamics, structure, problems of management / A.Yu. Kolodyazhny // In the collection: innovative development of the russian economy. IX International scientific and practical conference. Plekhanov Russian Academy of Economics; Russian humanitarian scientific fund, 2016. – pp. 283–286.

8. Levin, V.S. government bonds of the Russian Federation as budget deficit covering source: history and present / V.S. Levin, A.Yu. Kolodyazhnaya // News of the Orenburg state agricultural university. – 2015. – Vol. 3 (53). – pp. 260–263.

9. Matveev, D.M. Current state of a debt load of territorial subjects of the Russian Federation / D.M. Matveev, G.S. Leshchenko // Economy and business: theory and practice. – 2015. – Vol. 2. – pp. 39–43.

10. Medvedev, I.A. About methods of management of a public debt of territorial subjects of the Russian Federation / I.A. Medvedev // Messenger of Tver State University. Series: Economy and management. – 2016. – Vol. 1. – pp. 114–120.

11. Soldatkin, S.N. To a question of factors of debt financing of the Russian regions in the medium term / S.N. Soldatkin // News of the Irkutsk state economic academy. – 2014. – Vol. 1. – pp. 52–59.

12. Terentyev, A.L. Forecasting of a public debt of the subject of the Russian Federation with use of regression models / A.L. Terentyev, E.V. Radkovskaya // In the collection: WORKS of the Ural state economic university. – Yekaterinburg, 2016. – pp. 211–217.

13. Hukhiya, R.A. Financial management of a public debt of the territorial subject of the Russian Federation / R.A. Hukhiya // Terra Economicus. – 2009. – Iss. 7. – Vol. 2–3. – pp. 197–199.

E.M. Kripak,
Candidate of Economic Sciences, Assistant Professor of Department for Mathematical Methods and Models in Economics, Orenburg State University

V.V. Kripak,
Master's Student of Department for Enterprise Economics and Management, Orenburg State University

V.V. Semenov,
Master's Student of Department for Mathematical Methods and Models in Economics, Orenburg State University

BALANCED SCORECARD DEVELOPMENT FOR STRUCTURE ASSESMENT OF COMMERCIAL BANK

In rapidly changing situation at financial market, the banks have to perform the constant monitoring and activity evaluation. However the most applied systems and methods for efficiency assessment of enterprise functioning are not able to reflect the current changes for operational decision-making. In this regard the aim of this research is to develop a balanced scorecard (BSC) using a commercial bank as an example. The paper demonstrates possibilities of BSC implementation by using methods of fuzzy logic to assess enterprise efficiency. Thus the balanced scorecard

helps to keep track of progress and efficiency of the bank's strategy, as well as it reflects all the processes in details. Dynamics of the developed indicators leads to a conclusion that all aggregated and integrated indicators have opportunities for growth, and the bank is functioning effectively.

Keywords: *enterprise structure, balanced scorecard, strategy map, prospects, performance indicators.*

References

1. Grubich, T. Analysis of enterprise structure / T. Grubich, A. Shrolik // Polythematic network electronic scientific journal of Kuban State Agrarian University. – 2014. – Vol. 104. – pp. 417–429.

2. Zagashtokova, A. Balanced scorecard as a basis for improved management of enterprise innovative activity // Innovative Development of Modern Science. – Ufa, 2015. – pp. 103–106.

3. Karlik, D. Balanced scorecard model for enterprise providing services to population and related to the sphere of natural monopolies // Economic Sciences (Russia). – 2011. – Vol. 4 (77). – pp. 149–154.

4. Kripak, E. Methods for quantitative study of goal-setting stage in enterprise strategy development / E. Kripak / Economics and Entrepreneurship. – 2013. – Vol. 7 (36). – pp. 441–445.

5. Kripak, E. Enterprise management: models, methods and information technologies: monograph / E. Kripak, D. Domashova, A. Renner. – Moscow: «Spetskniga» (Special Book) Publ., 2012. – 98 p.

6. Mikheenko, Yu. Balanced scorecard as a tool to improve efficiency of business activity: Abstract of Candidate Thesis in Economic Sciences / Yulia Mikheenko. – Moscow: 2010. – 32 p.

7. Smirnova, E. Evolution of enterprises' planning system, its modifications and interrelation with economy development / E. Smirnova // Bulletin of Orenburg State University. – 2011. – Vol. 8 (127). – pp. 111–121.

8. Shumskaya, Yu. Balanced scorecard as a tool for strategic company development [Electronic resource] – Access: https://sibac.info/studconf/science/ii/27458 / – (reference date: 10.10.2016).

9. Hawald, S. 2014 Enterprise Architecture: Increasing Business Architecture ROI [Electronic resource] – Access: http://www.zapthink.com/2014/01/27/2014-enterprise-architecture-increasing-business-architecture-roi-2 / – (reference date: 10.10.2016).

10. Tribolet, J. The Role of Enterprise Governance and Cartography in Enterprise Engineering. International Electronic Journal / P. Sousa, A. Caetano // Enterprise Modeling and Information Systems Architectures. Special Issue on a Roadmap for Business Informatics. – 2014. – I. 9. – Vol. 1. – pp. 38–49.

E.V. Lapteva,
Candidate of Economic Sciences, Senior Lecturer of Department for Statistics and Economic Analysis, Orenburg State Agrarian University

STATISTICAL ANALYSIS AND FORECASTING OF POPULATION INCOMES IN RUSSIAN FEDERATION

Objective: is to conduct analysis and forecasting of population incomes in Russian Federation implementing statistical tools till 2018.

Methods: the article presents results on comprehensive research of population income for the period 2010-2015. The analysis of structure and dynamics of population incomes in Russian Federation is conducted; Russian regions classification by the incomes level is carried out using cluster analysis; forecasting till 2018 by the trend model, multi-factor model and within clusters is performed.

Results: three groups of Russian regions by the level of income were obtained according to the performed classification by the cluster analysis method; forecasting by the trend equation is carried out, and possible values of income with existing tendencies for 2016-2018 are calculated. Multiple regression analysis and forecasting by fixed factors values is conducted for analyzing the interrelation between income, expenses and key macroeconomic indicators. The article presents results of population incomes forecasting within the obtained clusters according to the multiple regression equations.

Scientific novelty: the authors have revealed projected values of incomes level in Russian Federation generally and partly on the basis of statistical models. Practical relevance: conceptual issues and paper's outputs can be used in scientific and educational work while considering issues of social statistics.

Keywords: *population incomes; dynamics; structure; cluster analysis; trend; multiple correlation and regression analysis; factor; forecast.*

References

1. Galichkin, E.A. State support of industrial enterprises at federal and regional level // Intelligence. Innovations. Investments. – 2016. – Vol. 3. – pp. 14–19.

2. Dubrova, M.A., Mkhitaryan, V.S., Troshin L.I. Multidimensional statistical methods. – Moscow: Finance and Statistics, 2011. – 336 p.

3. Zhidkikh, A.A. Cluster as a tool for territorial socio-economic development // Intelligence. Innovations. Investments. – 2015. – Vol. 4. – pp. 27–34.

4. Lapteva, E.V. Statistical research of population savings activity in Russian Federation // Bulletin of Orenburg State University. – 2016. – Vol. 13 (188). – pp. 53–59.

5. Lapteva, E.V. Analysis of average prices dynamics at market of mortgage crediting in Russian Federation // Science Symbol. – 2016. – Vol. 5–1 (17). – pp. 148–152.

6. Lapteva, E.V. Statistical research of banking sector development of Russian Federation. – Orenburg: «University» Publ., 2015. – 173 p.

7. Larina, T.N. System of statistical indicators for population life quality in rural areas // Materials of the 1st International Scientific Conference «Establishing Main Directions for Statistics and Econometrics Development», 2013. – pp. 76–83.

8. Larina, T.N., Kazhaeva, T.I. Culture statistics as indicator of population life quality: current state and priority directions for development // Intelligence. Innovations. Investments. – 2012. – Vol. 2. – pp. 147–150.

9. Sergeev, A.S. Estimation of entities innovation activity for foresight purpose of Russia's economic development // Intelligence. Innovations. Investments. – 2016. – Vol. 3. – pp. 64–72.

10. Zolotova, L.V., Lapteva, E.V., Portnova, L.V. Assessment of personal savings influence on dynamics of banking sector indices // European Science and Technology. – Materials of the X International Research and Practical Conference, 2015. – pp. 234–243.

T.N. Larina,
Doctor of Economics, Associated Professor, Head of Department for Statistics and Economic Analysis, Orenburg State Agrarian University

TERRITORIAL SOCIO-ECONOMIC CONVERGENCE MEASURING OF MUNICIPALITIES AS INDICATOR OF LIVING STANDARDS

Quantitative measuring of living standards is one of the topic tasks in statistical science. Significant territorial differences between Russian regions on living standards criteria require improving methodological approaches to this problem solving. The article presents the author's method for living standards study of region's population based on statistical evaluation of the municipalities' convergence by socio-economic and demographic indicators for a certain time period. The study purpose is to validate the methodological approach to living standards measuring at the regional level. For this purpose, the author has studied papers on the researched topic, justified the choice of statistical methods, formed a number of indicators in the context of regional municipalities, given the statistical evaluation of parameters significance, as well as proposed its economic interpretation.

The next statistical methods are implemented during the study: method of regression, variations and dynamics analysis.

The study is based on the data from Orenburg Statistics Authority for the period 2000-2014. As a result the regressions models have been obtained that reflect dependence of living standards growth rates in Orenburg Region on its original values («convergence models»). Practical relevance of this research concludes in the possibility to adjust socio-economic policy of regional development for living standards improvement.

Keywords: *quality of life, region, municipalities, regression model, convergence, statistical analysis.*

References

1. Belyaevskiy, I.K. Indicators of cash income and spending by analyzing population living standards / I.K. Belyaevskiy // Questions of Statistics. – 2016. – Vol. 2. – pp. 57–70.

2. Glinskiy, V.V. Municipal entities differentiation as factor for territories' economic development / V.V. Glinskiy, L.K. Serga, A.M. Bulkina // Questions of Statistics. – 2016. – Vol. 8. – pp. 46–51.

3. Cities and Area of Orenburg Region: Statistics Book / Orenburgstat. – Orenburg, 2015. – 254 p.

4. France Report on Economic Performance and Social Progress Measuring [Electronic resource] – Access: http://unstats.un.org/unsd/statcom/doc11/2011-35-France-R.pdf – (reference date: 15.06.2016).

5. Lavrukhina, E.A. Living standards of rural population: evaluation methods / E.A. Lavrukhina // Questions of Statistics. – 2012. – Vol. 1. – pp. 29–33.

6. Larina, T.N. Statistical support of living standards control of rural population / T.N. Larina. – Orenburg: OSAU Publ., 2012. – 224 p.

7. Libman, A.M. Role of economic integration and disintegration on the former Soviet Union territory: quantitative analysis / A.M. Libman // Issues of Forecasting, 2006. – Vol. 5. – pp. 58–72.

8. Matraeva, L.V. Public-private partnership the social sphere: international practice and perspectives / L.V. Matraeva, S.G. Erokhin, A.V. Belyak, A.A. Konov. – Kursk: University Book Publ., 2016. – 100 p.

9. Okladnikov, S.M. Impact study of regional economy transformation on living standards / S.M. Okladnikov, A.M. Ivanova, T.A. Safonov // Questions of Statistics. – 2016. – Vol. 10. – pp. 73–85.

10. Pankova, S.V. Impact modeling of socio-economic factors on gross regional product / S.V. Pankova, A.P. Tsypin // Economic Analysis: Theory and Practice. – 2015. – Vol. 45 (444). – pp. 2–14.

11. Poduzov, A.A. On theory and measuring of human life standards / A.A. Poduzov, V.S. Yazykova // Issues of Forecasting. 2014. – Vol. 4. – pp. 84–98.

12. Sivelkin, V.A. Comparative evaluation of intra-regional asymmetry in social infrastructure development of Orenburg and Samara regions / V.A. Sivelkin, T.N. Larina // Questions of Statistics. – 2009. – Vol. 6. – pp. 53–57.

13. Speshilova, N.V. Statistical study of Russian regions social differentiation based on convergence models / N.V. Speshilova, T.N. Larina // Regional Economy: Theory and Practice. – 2010. – Vol. 44 (179). – pp. 18–23.

14. Statistics: textbook / Ed. by Eliseeva I.I. – Moscow, 2014. – 674 p.

15. Tsypin, A.P. Selecting comparison base as a condition for obtaining evidence findings in analysis of historical time series / University Complex as Regional Center for Education, Science and Culture. Proceeding of All-Russian Scientific and Methodological Conference / A.P. Tsypin, L.R. Faizova. – Orenburg: Orenburg State University, 2016. – pp. 1777–1780.

T.V. Lebedeva,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

PERIODICITY STUDY OF NATURAL AND MECHANICAL POPULATION MOVEMENT IN ORENBURG REGION

The paper is devoted to consideration of demographic and migratory cycles of Orenburg region population for 1960-2015. The processes of population movement and changes continue to be one of the main objects of statistical methods application. Firstly it is caused by practical needs of population studying, as well as by mass proportions of the demographic phenomena and relative simplicity of observation. At the same time still there is no integrated practice for cycle definition, no definition for cycle stage; moreover opinions about duration of demographic cycles vary. All this facts have predetermined selection of the research objective – to reveal time series' structure for indicators of natural and mechanical population movement in Orenburg Region using modern statistical tools.

Keywords: *periodicity, time series, natural population movement, mechanical population movement.*

References

1. Afanasyev, V.N. Statistical analysis of main socio-economic indicators for Orenburg region's economy / V.N. Afanasyev // Bulletin of NSUEM. – 2013. – Vol. 4. – pp. 101–125.

2. Voronin, V.T. Dynamics of social and economic development: analysis of time lags / V.T. Voronin. – Novosibirsk: Science (Nauka) Publ., 1989. – 189 p.

3. Glinskiy, V.V. Methods of data typology in social and economic research: Doctoral thesis in Economics / V.V. Glinsky. – St. Petersburg, 2009. – 281 p.

4. Glinskiy, V.V. Tendencies of demographic policy: muted optimism of third cycle / V.V. Glinskiy, N.I. Ovechkina // National Interests: Priorities and Safety. – 2010. – Vol. 16 – pp. 14–18.

5. Long waves: scientific-technical progress and socio-economic development / S.Yu. Glazyev and colleagues; edited by P.N. Teslya, S.V. Kazantsev; Academy of Sciences of the USSR (Novosibirsk), Siberian Department, Institute for Economy and Organization of Industrial Production. – Novosibirsk: Science. Siberian Department, 1991. – 224 p.

6. Kapitsa, S. P. General theory of mankind growth. How was growing and where human world going / S.P. Kapitsa. – Moscow, 2009. – 120 p.

7. Kvasha, A.Ya. General tendencies of Russian population development / A.Ya. Kvasha // Questions of Statistics. – 1995. – Vol. 2. – pp. 53–58.

8. Kvasha, A.Ya. About demographic crises and disasters / A.Ya. Kvasha // Questions of Statistics. – 1996. – Vol. 8. – pp. 58–60.

9. Kvasha, A.Ya. Interrelation between modern demographic and economic development of Russia and some conclusions / A.Ya. Kvasha // What is the Relevance of Demographic Problem in Russia? / Under the editorship of B.S. Khorev. – Moscow: Dialogue MSU, 1997. – pp. 85–90.

10. Klupt, M.A. Demographic development of Russia: history and theory / M.A. Klupt // Questions of Statistics. – 1997. – Vol. 3. – pp. 45–49.

11. Kozmenko, S.Yu. Cyclic fluctuations of social and economic development / S.Yu. Kozmenko. – St. Petersburg: St. Petersburg State Economic University, 1995. – 106 p.

12. Li, R.D. Natural birth rate, demographic cycles and spectral analysis of births and marriages // Statistical analysis in demography: articles collection edited by A.G. Volkov. – Moscow: Statistics, 1980. – pp. 64–93.

13. Nefedov, S.A. Concept of demographic cycles / S.A. Nefedov. – Ekaterinburg: Publishing House of Ural State Mining University, 2007. – 141 p.

14. Ovechkina, N.I. Theory of recurrence in economy and demography / N.I. Ovechkina, N.A. Shulgina // Bulletin of NSUEM. – 2012. – Vol. 2. – pp. 105–110.

15. Pankova, S.V. Statistical studying of long-term trends in agricultural industry of Orenburg Region / S.V. Pankova, A.P. Tsypin // Economic analysis: Theory and Practice. – 2014. – Vol. 29 (380). – pp. 25–33.

16. Tsypin, A.P. On statistical periodization methods for historical time series of macroeconomic indicators / A.P. Tsypin // Bulletin of NSUEM. – 2014. – Vol. 4. – pp. 88–100.

17. Yakovets, Yu.V. Cycles. Crises. Forecasts / Yu.V. Yakovets. – Moscow: Science (Nauka) Publ., 1999. – 448 p.

T.V. Leushina,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

STATISTICAL EVALUATION OF FACTORIAL CONDITIONS FOR HOUSEHOLDS CREDIT BEHAVIOR

The article examines the question of financial behavior of Russian households, in particular its credit behavior. The author presented statistical evaluation and modeling of factors impact on the value of credit confidence index as characteristics of households' credit behavior. A close correlation of selected endogenous variables with the impactful factor is revealed. Multidirectional trends of dollar exchange rates and credit confidence index are reflected. The useful and adequate econometric model of multiple regression for the index of households' credit confidence is obtained. The results of simulation present that dynamics of such factors as dollar average exchange rate and disposable resources of households have a strong impact on the credit confidence of Russians, while influence of the first factor is more significant.

Keywords: *credit behavior, credit confidence index, multiple regression modeling.*

References

1. Social Data of WCIOM [Electronic resource] / All-Russia centre of studying of public opinion. – Access: http://wciom.ru/database/ – (reference date: 02.09.2016).

2. Galishnikova, E.V. Financial behavior of households: to save or to spend / V.E. Galishnikova // Financial journal (Russia). – 2012. – Vol. 2. – pp. 133–140.

3. Gondik, N.Yu. Financial behavior of population: theoretical aspects / N.Yu. Gondik // Maser"s Journal. – 2014. – Vol. 1. – pp. 330–333.

4. Dynamics of financial activity of Russian population in 1998-2015. Analytical report [Electronic resource] / Economic sociology. – Access: http://www.zircon.ru/publications/ekonomicheskaya-sotsiologiya/ – (reference date: 02.10.2016).

5. Orlov, N. Banking: main risks in 2016 associated with credit segment [Electronic resource] / N. Orlov. – Access: http://arb.ru/banks/analitycs/bankovskiy_sektor_osnovnye_riski_v_2016_godu_svyazany_s_segmentom_kreditovaniya-9963279 – (reference date: 10.09.2016).

6. Osipov, A.V. Debt behavior of households: typology and parameters [Electronic resource] / A.V. Osipov // Humanitarian scientific researches. – 2015. – Vol. 9. – Access: http://human.snauka.ru/2015/09/12661 – (reference date: 02.09.2016).

7. Statistics of incomes and expenditures of households [Electronic resource] / International Labour Organization. – Access: http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/meetingdocument/wcms_087597.pdf – (reference date: 12.09.2016).

8. Tetushkin, V.A. Marketing analysis of financial behavior of Russian citizens in crisis economic conditions [Electronic resource] / V.A. Tetushkin // «Professional Science». – 2016. – Vol. 2. – Access: http://scipro.ru/article/03-03-16 – (reference date: 10.09.2016).

9. Fedorov, E.A. Peculiarities of households' economic behavior at consumer credit markets: Thesis – Candidate of Economic Sciences / E.A. Fedorov. – Saratov, 2014. – 150 p.

10. Yarasheva, A.V. Savings and credit strategies of households / A.V. Yarasheva, Yu.V. Burdastova // Population (Russia). – 2013. – Vol. 2 – pp. 94–102.

S.N. Morozova,
Candidate of Economic Sciences, Senior Lecturer of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

STATISTICAL ANALYSIS OF MILK MARKET IN TERMS OF PRODUCTION AND CONSUMPTION IN RUSSIA AND ORENBURG REGION

The article presents a comparative analysis of milk market in terms of production and consumption in Russian Federation and Orenburg Region. The national situation is such that the volume of diary products consumed per capita is much higher than the volume of production. The deficit is covered by the import of milk and diary products from abroad - the Republic of Belarus generally. The economic and political conditions at the turn of 2014 lead to accelerated development of negative trends in the dairy industry. The reverse situation can be observed on the regional market: production of milk and dairy products is higher than the volume of per capita consumption. Orenburg Region is one of the market leaders of dairy products for a long time. However, in 2014 the special economic measures influenced the decline of the regional production. The author presented the analytical leveling of trends in the volume of milk production and consumption for Orenburg Region as well as calculated predictive values of these indicators.

Keywords: *production, consumption, dairy products, import of milk, modeling trends, production support.*

References

1. Afanasyev, V.N. Econometrics for bachelors / V.N. Afanasyev, T.V. Leushina, T.V. Lebedeva, A.P. Tsypin. – Orenburg: Publishing of Orenburg State University, 2014. – 434 p.
2. Afanasyev, V.N. Statistical analysis of main socio-economic indicators of Orenburg region economy / V.N. Afanasyev // Bulletin of Novosibirsk State University of Economics. – 2013. – Vol. 4. – pp. 101–125.
3. Goroschenko, L.G. Development trends of Russian diary market / L.G. Goroschenko // Dairy Industry. – 2009. – Vol. 3. – pp. 10–13.
4. Lapteva, E.V. Statistical research of milk products competitiveness at regional market: example of Orenburg Region. Thesis – Candidate of Economic Sciences. Abstract / E.V. Lapteva. – Orenburg, 2009. – 22 p.
5. Labinov, V.V. Dairy market: state and forecasts / V.V. Labinov // Dairy Industry. – 2009. – Vol. 3. – pp. 5–9.
6. Lyubchich, V.V. Statistical study of milk production dynamics / V.V. Lyubchich // Agricultural Science. – 2010. – Vol. 12. – pp. 5–6.
7. Morozova, S.N. Improvement of statistical methods in quality management. Thesis – Candidate of Economic Sciences. Abstract / S.N. Morozova. – Orenburg, 2011. – 20 p.
8. Mkhitaryan, V.S. Statistical analysis of efficiency of dairy production and consumption / V.S. Mkhitaryan, L.V. Ruchinskaya // Economics, Statistics, Computer Science. – 2013. – Vol. 4. – pp. 154–158.
9. Smertina, E.N. Study of regional dairy market / E.N. Smertina // Economics of agricultural and processing enterprises. – 2007. – Vol. 1. – pp. 36–42.
10. Tsypin, A.P. Impact analysis of socio-economic factors on development of dairy products market in Russia / T.N. Timofeeva, A.P. Tsypin // Economics and Entrepreneurship. – 2014. – Vol. 3 (44). – pp. 192–199.

S.V. Pankova,
Doctor of Economics, professor of department of financial accounting, analysis and audit, Orenburg state university

A.P. Tsypin,
Candidate of Economic Sciences, associate professor of statistics and econometrics, Orenburg state university

V.V. Popov,
Candidate of Economic Sciences, associate professor of customs affairs, Orenburg state university

STATISTICAL STUDIES OF SOME ASPECTS OF FOOD SECURITY IN RUSSIA

The external economic threats, generate need to provide citizens with high-quality food in enough in modern

Russia, closer attention to a problem of food security of the country follows from here. With respect thereto the purpose of writing of article is assessment of level of self-sufficiency by main products of food as one of aspects of food security of Russia. During a research by team of authors such statistical methods of the analysis as have been used: tabular and graphic, coefficient, cluster, correlation and regression. As the main results of the done work it is possible to call: the scheme of carrying out statistical investigation of food security of Russia is developed; availability of threat of loss of food security in connection with devaluation of ruble, fall of level of living of the population and considerable decrease in production is established; essential differentiation of subjects of Russia on the level of security with food is revealed. The received conclusions and results can be used in further researches of a problem of food security, to both independent researchers, and employees of public authorities of management.

Keywords: *food security, agricultural production, food, self-sufficiency, econometric modeling.*

References

1. Anishchenko, A.N. Assessment of food security of the region / A.N. Anishchenko // Problems of development of the territory. – 2013. – Vol. 4 (66). – pp. 30–39.

2. Gafurov, Sh.I. Problems of food security of Russia / Sh.I. Gafurov // Science Time. – 2014. – Vol. 12 (12). – pp. 94–102.

3. Grigorieva, M.A. Assessment of level of food security of the Russian Federation / M.A. Grigorieva // Homeland security. – 2012. – Vol. 2. – pp. 4–8.

4. Gumerov, R.R. Methodological issues of measurement and assessment of homeland food security / R.R. Gumerov // Management and business administration. – 2011. – Vol. 2. – pp. 20–32.

5. Kornev, V.M. Concept of agrofood system of the country of aspect of the international statistical comparisons / V.M. Kornev, O.V. Bakanach // Economic sciences. – 2013. – Vol. 100. – pp. 160–162.

6. Lysochenko, A.A. Methodology of determination of level of food security of the region / A.A. Lysochenko // Economic analysis: theory and practice. – 2009. – Vol. 4. – pp. 47–51.

7. Martynov, K.P. Problems of assessment of food security of Russia / K.P. Martynov // Theory and practice of social development. – 2014. – Vol. 14. – pp. 94–97.

8. Morozyuk, N.S. Indicators of assessment of food security / N.S. Morozyuk // Project management and development of production. – 2012. – Vol. 2. – pp. 1–6.

9. Pankova, S.V. Statistical analysis of dynamics of production of the main agricultural products of Russia and USA for the period 1940–2012 / S.V. Pankova, A.P. Tsypin // Intelligence. Innovations. Investments. – 2016. – Vol. 4. – pp. 39–44.

10. Pankova, S.V. Statistical studying of long-term trends in agricultural industry of the Orenburg region / S.V. Pankova, A.P. Tsypin // Economic analysis: theory and practice. – 2014. – Vol. 29 (380). – pp. 25–33.

11. Popov, V.V. Condition of food security of the country in the conditions of import substitution policy / V.V. Popov // Azimuth of scientific research: economy and management. – 2016. – Vol. 3 (16). – pp. 163–165.

12. Tsypin, A.P. Influence of a condition of the industry on food security of region / A.P. Tsypin // Azimuth of scientific research: economy and management. – 2016. – Iss. 5. – Vol. 3 (16). – pp. 209–211.

13. Chekavinsky, A.N. Modeling of food security of region / A.N. Chekavinsky, R.Yu. Selimenkov // Economic and social changes: facts, tendencies, forecast. – 2014. – Vol. 4 (34). – pp. 226–235.

Yu.V. Rozhkova,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Customs Department, Orenburg State University

V.V. Popov,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Customs Department, Orenburg State University

STATISTICAL STUDY OF CAUSES LED TO DECREASE OF CUSTOMS REVENUES TO FEDERAL BUDGET

The purpose of this article is identification of factors causing decrease of customs payments to the federal budget of Russian Federation. Attaining the goal the next statistical tools were used: descriptive statistics, methods of visual information and elements of time-series analysis. The following common factors were determined as a result of statistical methods application: growth in customs payments is observed in 2015 caused by the influence of aggregate factors and first of all by the economic sanctions against Russia, devaluation of the ruble in comparison to other world currencies, fall of the global prices for energy sources and not effective «tax maneuver» as well.

The received results will be useful for researchers in the field of foreign economic relations of Russia, and also for employees of Federal Customs Service and Federal Treasury.

Keywords: *customs payments, customs revenue, federal budget, statistics, dynamics, structure, interrelations.*

References

1. Birkova E. Disappointing result of 2015: why customs fees are collected by a third less [Electronic resource] / Proved – Acces: http://m.proved-partner.ru/opinion/ekaterina-byrkova.html – reference date: 01.11.2017..

2. Vasilyev, A.M. Calculation of customs payments / A.M. Vasilyev // Concept (Russia). – 2014. – Vol. S31. – pp. 1–6.

3. Komarova, E.V. Current state of customs payments system in Russian Federation / E.V. Komarova // Education and Law. – 2016. – Vol. 7. – pp. 131–137.

4. Kulumbekova, I.E. Impact assessment of dynamics and structure of customs payments on revenues forming of federal budget / T.E. Kulumbekova // Economy and Entrepreneurship. – 2016. – Vol. 4–1 (69–1). – pp. 1036–1038.

5. Orlov, I.V. Customs fees in the states of Eurasian Economic Union / I.V. Orlov // Central Russian Bulletin of Social Sciences. – 2015. – Vol. 4. – pp. 133–136.

6. Pankova, S.V. Impact analysis of products flows structure on amount of customs payments / S.V. Pankova, V.V. Popov // Economic Analysis: theory and practice. – 2015. – Vol. 46 (445). – pp. 15–26.

7. Popov, V.V. Quantitative impact assessment of change in structure of export-import goods traffic on the main macroeconomic indicators of Russia / V.V. Popov, A.P. Tsypin // Economics and Entrepreneurship. – 2015. – Vol. 9–2. – pp. 314–319.

8. Popov, V.V. Statistical analysis of dynamics in customs payments to federal budget in modern economic conditions / V.V. Popov, A.P. Tsypin // Bulletin of Orenburg State University. – 2015. – Vol. 13 (188). – pp. 69–73.

9. Razin, A.V. Forecasting of customs payments to federal budget on the basis time series / A.V. Razin, Yu.A. Anikina // Scientific Almanac. – 2015. – Vol. 12–1 (14). – pp. 318–323.

10. Rozhkova, Yu.V. Role of customs regulation in functioning of socio-economic subsystems / Yu.V. Rozhkova // Bulletin of Orenburg State Agricultural University. – 2013. – Vol. 2 (40). – pp. 214–217.

O.I. Stebunova,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Mathematical Methods and Models in Economics, Orenburg State University

APPROACH TO ANALYZING AND MODELING OF SPATIAL PATTERNS IN DEVELOPMENT OF REGIONAL LAND MARKET

Territorial imbalances of market space have significant impact on the structure and efficiency of economy, social policy, strategy and tactics of institutional changes. In this regard, the article proposes an approach to the analysis of irregularity and unbalance of economic space based on the methods and models of spatial econometrics.

In terms of this approach the author presents the study results of spatial patterns at the regional market of land resources in Orenburg Region. The analysis of spatial asymmetry by land value for regional administrative areas revealed a non-linear nature of its changes in terms of increasing distance from the regional center. Furthermore the similar pricing process is characterized for the two areas: higher prices are concentrated in the western part of the region, but lower prices - in the eastern part. The outputs can be implemented to develop effective methods for spatial regulation of regional economy.

Keywords: *spatial heterogeneity, spatial clustering, spatial models, land resources market.*

References

1. Vakulenko, E. Introduction to spatial econometrics in HSE [Electronic resource] / E. Vakulenko. – Access: http://yandex.ru/clck/jsredir?from=yandex.ru%3Bsearch%2F%3Bweb%3B%3B&text=&etext=721.xSs036MsBCdZ8EiSPs6OmAh – (reference date: 12.10.2016).

2. Guschina, A.A. On housing market differentiation in Amur Region / A.A. Guschina // Formation of market economy: theory and practice. Collection of scientific articles. Issue XIII / Ed. by Prof. M.G. Lapaeva. – Orenburg: «University» Publ., 2013. – pp. 84–93.

3. Demidova, O.A. Identification of spatial effects for main macroeconomic indicators of Russian regions [Electronic resource] / O.A. Demidov. – Access: http://www.hse.ru/data/2013/11/11/1335087620/Demidova_Article_HSE_2013.pdf – (reference date: 12.10.2016).

4. Zhukov, R.A. Mathematical model assessing efficiency of agricultural lands / R.A. Zhukov, S.D. Zhuravlev // Regional Economics and Management. – 2011. – Vol. 27. – pp. 9–24.

5. Zarova, E.V. Econometric modeling and forecasting of regional development in short term / E.V. Zarova. – Moscow: Economics, 2004. – 149 p.

6. Ibatullin, Sh.I. System aspects of complex economic evaluation of land resources / Sh.I. Ibatullin, A.V. Stepenko // Science and Economics (Eussia). – 2013. – Is. 1. – Vol. 4. –pp. 226–232.

7. Kosarev, N.B. Research of regional structure of Russian housing market [Electronic resource] / N.B. Kosarev. – Access: http://www.hse.ru/data/2013/08/12/1291505624/%D0%9A%D0%BE%D1%81%D0%B0%D1%80%D0 %B5%D0 % B2% D0% B0.pdf – (reference date: 11.05.2016).

8. Sedova, E.N. Modeling secondary housing costs at regional market: spatial approach / E.N. Sedova // Bulletin of Orenburg State University. – 2015. – Vol. 10. – pp. 179–182.

9. Stebunova, O.I. On application of geographically weighted regression / O.I. Stebunova // University Complex as Regional Center of Education, Science and Culture: Proceedings of the All-Russian Scientific Conference. – Orenburg: «University» Publ., 2013. – pp. 1554–1557.

10. Stebunova, O.I. Modeling and forecasting main indicators, characterizing mortgage lending in the region / O.I. Stebunova, N.S. Konnova // Science and Education: fundamentals, technologies and innovations: proceeding of the International Scientific Conference devoted to the 60th anniversary of Orenburg State University. – Orenburg: OSUб 2015. – pp. 228–232.

11. Fayziev, A.R. Mathematical methods and models of spatial structure analysis. Thesis - Candidate of Economic Sciences. Abstract / A.R. Fayziev. – Volgograd, 2014. – 24 p.

12. Kharlamov, A.V. Issues on spatial data zoning of economic and mathematical modeling / A.V. Kharlamov // Bulletin of Russian State Trade and Economic University. – 2008. – Vol. 4. – pp. 19–29.

13. Anselin, L. Spatial Econometrics: Methods and Models / L. Anselin. Springer, 2010. – 304 p.

14. Fingleton, B. Theoretical Economic Geography and Spatial Econometrics: Bridging the Gap between Theory and Evidence. – London, 2004. – 68 p.

15. Chistik, O.F. Research indicators of railway transport activity on the basis of historical series / O.F. Chistik, V.V. Nosov, A.P. Tsypin, O.B. Ivanov, T.V. Permjakova // International Journal of Economic Perspectives. – 2016. – I. 10. – Vol. 3. – pp. 57–65.

I.V. Syrovatskaya,
Candidate of Economic Sciences, Senior Lecturer of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

MORBIDITY STATISTICAL ANALYSIS OF PREGNANT WOMEN AND NEWBORN CHILDREN

The paper considers the topical issues of statistical evaluation in terms of newborn children health and pregnant women well-being. Health of the nation and each person is formed before birth, during pregnancy of a woman. Timely and relevant statistical information on morbidity of pregnant women and newborn children will be the basis for planning and implementation of health protection measures for young generation of Russian Federation. The purpose of this paper is to conduct statistical analysis of morbidity of pregnant women and newborn children. The article studies the birth rate in Russia as a whole and separately for urban and rural areas. The author analyzes the structure and dynamics of pregnant women morbidity and diseases complicating childbirth as well as prevalence of children in the first year of life. It was revealed that more than 80 % of pregnant women have various diseases, which in turn complicate childbirth process. In 2014, every third child was born sick or fell sick, every second child had respiratory diseases in the first year of life. The incidence of diabetes has the most rapid increase rate among pregnant women; and for children in the first year it's circulatory system diseases and blastomas.

Keywords: *morbidity, pregnancy, newborn children, dynamics, structure.*

References

1. Afanasyev, V.N. Time series analysis and forecasting: textbook / V.N. Afanasyev, M.M. Yuzbashev. – Moscow: Finance and statistics, INFRA-M, 2010. – 319 p.

2. Afanasyev, V.N. Demography and population statistics: textbook / V.N. Afanasyev, T.I. Plekhanova. – Orenburg: OrenburgStat Publ., 2010. – 192 p.

3. Bantikova, O.I. Demographic status as real and potential threat to sustainable development of society / Bantikova O.I. // Interaction of real and financial sectors in transition economy: materials of All-Russian Scientific-Practical Conference. – Orenburg: OSU Publ., 2003. – pp. 92–97.

4. Bantikova, O.I. Development of integral indicator characterizing demographic safety level / Bantikova O.I. // Bulletin of OSU. – 2007. – Vol. 2. – pp. 98–104.

5. Davidyan, Yu.I. Statistical study of territorial differentiation factors concerning population morbidity in Russian Federation: Thesis – Candidate of Economic Sciences. Abstract / Yu.I. Davidyan. – Samara, 2004. – 20 p.

6. Eremeeva, N.S. Impact analysis of population growth dynamics / N.S. Eremeeva, T.V. Lebedeva // Bulletin of Orenburg State Agrarian University. – 2015. – Vol. 1 (51) – pp. 183–187

7. Eremeeva, N.S. Statistical analysis of fertility dynamics and forecasting in tOrenburg region / N.S. Eremeeva, T.V. Lebedeva // Economics, Statistics and Informatics. Bulletin of AMA. – 2015. – Vol. 2 (29) – pp. 168–173.

8. Kovalevsky, V.P. Analysis and modeling of demographic and migratory processes in the context of national safety (regional aspect) / V.P. Kovalevsky, O.V. Buresh, A.G. Renner, O.I. Bantikova, V.I. Vasyanina. – Samara: Samara Scientific Center of RAS, 2009. – 226 p.

9. Mukhametova, L.R. Complex statistical research of population morbidity in Orenburg region: Thesis - Candidate of Economic Sciences. Abstract. / L.R. Mukhametova. – Orenburg, 2007. – 24 p.

10. Faizova, L.R. Theoretical aspects of statistical study of HIV infection / L.R. Faizova // Values and interests of modern society: materials of International Scientific-Practical Conference, Moscow State University of Economics, Statistics and Informatics – Moscow, 2013. – pp. 228–231.

L.M. Tuktamysheva,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Mathematical Methods and Models in Economics, Orenburg State University

A.R. Manbetov,
Master Student, Department for Mathematical Methods and Models in Economics, Orenburg State University

MULTIDIMENSIONAL STATISTICAL ANALYSIS OF OIL COMPANY'S CUSTOMER BASE

The paper explores heterogeneity of oil company customer base. The authors conducted multidimensional classification of contractors by indicators characterizing the business efficiency based on hierarchical and iterative methods of cluster analysis. The k-means method is chosen on the basis of functional calculation of partitioning quality. It has resulted in the three cluster groups of contractors with high, medium and low degree of business efficiency. The rating evaluation by development of integrated indicator based on multiple choice methods is performed to determine position and importance of customers in the total number of «effective/ineffective» counterparties. The total percentage of correct classification is 81 % for the logit model. The comparison showed that the data obtained with the ranking and classification of integral indicator proves the consistency of analysis results.

Keywords: *multidimensional classification, integrated indicator, models of multiple choice, customer base.*

References

1. Bantikova, O.I. Analysis of state and development of telecommunication services market (on the example of «Rostelecom» Orenburg branch) / O.I. Bantikova, A.V. Tankova // Economics and Entrepreneurship. – 2016. – Vol. 9 (74). – pp. 390–396.

2. Bantikova, O.I. Modeling demographic safety on the basis of serial models of multiple-choice / O.I. Bantikova // Bulletin of Orenburg State University. – 2012. – Vol. 13. – pp. 32–37.

3. Vardimiadi, Yu.D. Determination of qualitative and quantitative characteristics of strategic customers. Analysis of client base / Yu. D. Vardimiadi // Marketing and Marketing Research. – 2004. – Vol. 4. – pp. 48–51.

4. Galyamov, A.F. Decision support while managing interaction with clients on the basis of integrated service centre / A.F. Galyamov, S.V. Tarkhov // Modern Problems of Science and Education. – 2013. – Vol. 4. – pp. 5-6.

5. Epishin, N.B. Evaluation method for motion of customer base as a basis for marketing forecasting and sales management / N.B. Epishin // Industrial Marketing. – 2011. – Vol. 4. – pp. 43–44.

6. Zhemchuzhnikova, Yu.A. Differentiation of cities and districts of Orenburg Region by the level of investment activity / Yu.A. Zhemchuzhnikova // Bulletin of Orenburg State University. – 2014. – Vol. 14. – pp. 426–432.

7. Renner, A.G. Mathematical modeling of socio-economic, demographic, migration processes in the region considering Russia's enter to WTO / A.G. Renner, O.I. Bantikova, Yu.A. Zhemchuzhnikova, O.I. Stebunova, L.M. Tuktamysheva, O.S. Chudinova // Bulletin of Orenburg State University. – 2015. – Vol. 13. – pp. 78–81.

8. Renner, A.G. Multidimensional classification of Orenburg Region municipalities by degree of lability to WTO conditions / A.G. Renner, L.M. Tuktamysheva // Economics and Entrepreneurship. – 2014. – Vol. 12 (part 4). – pp. 352–356.

9. Renner, A.G. Rating assessment and comparative analysis of Orenburg Region municipalities by indicators of external migration / A.G. Renner, O.I. Stebunova, A.V. Ramenskaya // Economics and Entrepreneurship. – 2014. – Vol. 12 (part 4). – pp. 360–365.

10. Renner, A.G. On ranking of research objects by specific latent indicators / A.G. Renner, O. I. Stebunova // Bulletin of Orenburg State University. – 2014. – Vol. 14. – pp. 447–451.

L.R. Faizova,
Candidate of Economic Sciences, Associate Professor of Department for Statistics and Econometrics, Orenburg State University

ECONOMETRIC MODELLING AND DYNAMICS FORECASTING OF CREDIT PROVISION FOR ORENBURG HOUSEHOLDS

The relevance of the issue is caused by the need to study the households' credit provision in order to identify patterns of its development for future decision-making in the field of financial and socio-economic policy in households lending. The paper is focused on statistical study of households crediting in the region, which resulted in opportunity to assess the averaged dynamics of seasonal components data. The author conducted exponential smoothing and ARIMA-modeling of time series for the volume of consumer loans provided to households in the region by using STATISTICA software package. The predicted values of credit provision for households of Orenburg region considering the identified seasonality are obtained on the basis of the constructed model with 95% probability. The paper's outcomes may be useful for professionals engaged in decision-making in the field of financial and socio-economic policy in terms of lending and credit behavior of households.

Keywords: *consumer credit, households, time series, modeling, exponential smoothing.*

References

1. Afanasyev, K.S. Formation and evolution of consumer crediting institution in Russia / K.S. Afanasyev // Modern Technologies of Management. – 2013. – Vol. 4 (28). [Electronic resource] – Access: http://sovman.ru/article/2801/ – (reference date: 20.10.2016).

2. Belyaev, M. Specific risks of consumer crediting / M. Belyaev // Banking (Russia). – 2006. – Vol. 5. – pp. 54–57.

3. Box, George. Time Series Analysis: Forecasting and Control / translated by A.L. Levshin / G. Box, H. Jenkins / ed. by V.F. Pisarenko. – Moscow: Mir Publ., 1974. – 407 p.

4. Davydenko, I.G. Credit behavior determinants of population in conditions of consumer credit market development / I.G. Davydenko // Society: Politics, Economics and Law. – 2014. – Vol. 3. – pp. 22–27.

5. Zhirkina, N.I. Lending to individuals: content, role and principles of organization / N.I. Zhirkina // Economic and Law Issues. – 2011. – Vol. 4. – pp. 338–341.

6. Militskaya, R.V. Statistical analysis of credit behavior of households in the region / Faizova L.R., Militskaya R.V. // University complex as regional center of education, science and culture. – Orenburg: University Publ., 2015. – pp. 1705–1712.

7. Pytyeva, A.P. Specific features of consumer crediting development by commercial banks / A.P. Pytyeva // Bulletin of Samara State University of Economics. – 2010. – Vol. 10 (72). – pp. 95–99.

8. Fedorov, E.A. Peculiarities of households' economic behavior at market of consumer lending / E. A. Fedorov. – Moscow: I.M. Sechenov First Moscow State Medical University, 2014. – 112 p.

9. Scherbal, M.S. Financial behavior of households in crisis conditions // Public opinion monitoring: economic and social changes. – 2012. – Vol. 6 (112). – pp. 108–115.

10. Bachman, J. The Psychology of Debt. Credit & Collections World. White Paper, April 2001. [Electronic resource] – Access: http://i2credit.com/img/white/archivo-23.pdf – (reference date: 20.10.2016).

T.V. Harchenko,
Deputy Head of Department, Local Authority of Federal State Statistics Service, Orenburg Region

SCIENTIFIC AND INNOVATIVE ACTIVITY OF ORENBURG REGION

In modern situation innovations is a necessary condition to ensure competitive advantages of markets and high-technology production, as well as to increase the rating of manufacturing enterprises. Innovations promote: decrease in cost values; improvement of quality and production volumes of goods, works and services; investment attraction; commercial benefit; stable economic growth and expansion of activities. The results of entities' innovative activity in Orenburg Region are reflected in this article. The data about organizations, carrying out research and development, number and structure of personnel including scientific staff is provided. The purpose

of the article is assessment of companies' participation in organization of innovative activities. On the basis of these indicators, the cluster analysis on development of the innovative environment is carried out by the types of economic activity. The received results showed that majority of organizations is characterized by low values as innovations require considerable means; its implementation is impossible in the absence of investments and is extremely complicated in the case of adverse entrepreneurial climate. The matters shall become an object of prior attention for authorities of all levels.

Keywords: *innovations, scientific research, developments, post-graduate students.*

References

1. Ayvazyan, S.A. Applied statistics and fundamentals of econometrics / S.A. Ayvazyan, V.S. Mkhitaryan. – Moscow: UNITY, 1998. – 1000 p.

2. Arkhipova, M.Yu. Statistical analysis of main trends on creation and implementation of advanced technologies / M.Yu. Arkhipova // Questions of Statistics. – 2007. – Vol. 7. – pp. 67–72.

3. Gritsenko, S.V. Statistical studying of innovative processes at regional level / S.V. Gritsenko, E.V. Shubina // Questions of Statistics. – 2015. – Vol. 8. – pp. 65–72.

4. Zubova, L.G. Russian postgraduate study: state, tendencies, problems of development / L.G. Zubova, E. V. Arzhanykh // Questions of Statistics. – 2010. – Vol. 2. – pp. 58–66.

5. Innovative development: knowledge management / under editorship of B.Z. Milner – Moscow: INFRA. 2014. – 624 p.

6. Kuznetsova, I.A. Features of statistical measurement and main directions in the sphere of innovative activities for services / I.A. Kuznetsova, S.Yu. Fridlyanova, K. A. Ditkovsky // Questions of Statistics. – 2014. – Vol. 8. – pp. 8–24.

7. Order of Orenburg Region Government: Development of Investing and Innovative Activities in Orenburg Region for 2013-2017. – Orenburg. – 2012. – Vol. 557. – 21 p.

8. Statistical Book: Research and Innovations in Orenburg Region, 2016: / OrenburgStat. – Orenburg: 2016. – 46 p.

9. Tatarkin, A.I. Creation of innovative economy in Russian Federation: problems and prospects // Innovations. – 2007. – Vol. 7. – pp. 11–18.

10. Financial provision of innovative activities / A. Tretyak, K. Efimenko, E. Kochetkov, A. Larin // Innovations in Russia: system and institution analysis. – Moscow: TransList Publ., 2011. – 313 p.

V.N. Shepel,
Doctor of Economics, Professor, Head of Department for Control and Informatics in Technical Systems, Orenburg State University

N.V. Speshilova,
Doctor of Economics, Professor, Head of Department for Production Engineering and Modeling of Economic Systems, Orenburg State Agricultural University

MULTI-CRITERIA DETERMINATED TASKS OF DESCISION-MAKING IN SUBSYSTEMS OF HIGHER EDUCATIONAL INSTITUTIONS

Essentially the activities of higher education institutions are productive, but at the same time universities are complex organizational and economic systems, consisting of a large number of subsystems. For convenience of formalizing, the authors identify two integrated groups of subsystems: business and learning. The first subsystem essentially performs the function of production for the benefits of the second. Coordination of subsystems activities can be accomplished by the criteria appointment, reflecting the objectives of functioning as an educational institution and its subsystems. The article deals with the quality criteria for the selection procedure comprising four stages. The multi-criteria deterministic tasks for decision-making in the selected HEI subsystems are formulated. It is advisable to convert these tasks into one-criterion to obtain practical results. This transformation can be accomplished by a procedure consisting of five stages: to determine the type of decision-making tasks, to agree on the area of conflict, to normalize the criteria, to define the compromise scheme and the principle of appropriate optimality, as well as, to carry out the operation of criteria ranking.

Keywords: *higher educational institution, management, optimization, model, decision-making.*

References

1. Balykhin, G.A. Russian HEI in system of market relations: retrospective, current status and directions of development / G.A. Balykhin, M.G. Balykhin // Problems of Modern Economics. – 2014. – Vol. 3 (51). – pp. 320–326.

2. Vasilyev, Yu.S. Economics and management of higher education institution / Yu.S. Vasilyev, V.V. Glukhov, M.P. Fedorov. – St. Petersburg: «Lan» PUBLISHING house, 2001. – 544 p.

3. Emelyanov, S.V. Multi-criteria methods of decision making / S.V. Emelyanov, O.I. Larichev. – Moscow: Knowledge Publ., 1986. – 32 p.

4. Kovalevsky, V.P. Theoretical and methodological bases of forming a regional university complex. – Moscow: Economics, 2004. – 307 p.

5. Mikhaylova, O.P. Model of brand formation for higher educational institution: state-of-the-art review / O.P. Mikhaylova, V.N. Shepel // Bulletin of Orenburg State University. – 2015. – Vol. 4 (179). – pp. 304–312.

6. Foundation of optimal control theory / under editorship of Krotov V.F. – Moscow: The Higher School, 1990. – 430 p.

7. Speshilova, N.V. Conceptual bases for optimization of multistep management of educational process in higher education institution / N.V. Speshilova // Bulletin of Saratov State Social and Economic University. – 2006. – Vol. 1 (12). – pp. 93–96.

8. Speshilova, N.V. Optimization model for management of educational process in higher education institution in terms of competence-based approach / N.V. Speshilova // Modern Economy: Problems, Solutions, Prospects. – Kinel: Samara State Agricultural Academy, 2014. – pp. 152–156.

9. Strategic management of higher education institution / under editorship of A. L. Gavrikov. – Moscow: «New textbook», 2004. – 400 p.

10. Fedotov, A.V. Modeling in management of higher education institution / under editorship of V.P. Okorokov. – Leningrad: LSU publishing house, 1995. – 115 p.

11. Shepel, V.N. Procedure of decision making in economic-mathematical modeling / V.N. Shepel // Bulletin of Orenburg State University. – 2011. – Vol. 13 (136). – pp. 537–542.

V.N. Afanasiev,
Doctor of Economics, professor, head of the department of statistics and econometrics, Orenburg state university

THE SYSTEM OF SUSTAINABILITY INDICATORS OF THE FOOD MARKET

The relevance of the research problem due to the lack of statistical methods use asynchronous fluctuations in production caused by climatic variability in space and time, to create a sustainable food system. The paper focuses on a method of statistical analysis of food security within the framework of expanded reproduction. A leading approach to the study of this problem is the stability of production of main kinds of agricultural products based on both synchronous and asynchronous vibrations in the world, accounting for climatic variability. We develop a system of statistical parameters for estimating stability of production levels and trends of different forms. We show that the parameters of trend stability may serve as characteristics of cycles' presence and stability.

Keywords: *food security, production stability, asynchronous of production fluctuations, cycles.*

References

1. Afanasiev, V.N. Statistical support of providing stability of agricultural production / V.N. Afanasiev. – Moscow: Finances and Statistics, 1996. – 320 p.

2. Kovalevskiy, V.P. The formation of a stable market of agricultural products in Russian Federation / V.P. Kovalevskiy, E.V. Shevrina, A.V. Afanasieva, V.N. Afanasiev. – Moscow: Finances and Statistics, 2008. – 288 p.

3. Afanasiev, V.N. Agri-economic analysis and long-term climate studies in optimization of agricultural production structure in Southern Ural / V.N. Afanasiev, I.V. Kim // In: Experience and problems of building national foodsecurity. Conference proceedings, Section 2. Ural. – Ekaterinburg, 1998. – pp. 41–46.

4. Afanasiev, V.N. Time series analysis and forecasting / V.N. Afanasiev, M.M. Yuzbashev. – Moscow: Finances and Statistics, 2001. – 228 p.

5. Afanasiev, V.N. Coefficient of rank correlation as a parameter of dynamics stability / V.N. Afanasiev, M.M. Yuzbashev // Messenger of statistics, 1983. – Vol. 11. – pp. 39.

6. Food and Agriculture Organization of the United Nations [Electronic resource] / Declaration of the World Summit on Food Security. – Access: ftp://ftp.fao.org/docrep/fao/Meeting/018/k6050e.pdf – (reference date: 17.10.2016).

7. Offutt, S.E. A review of empirical techniques for the analysis of commodity instability / S.E. Offutt, D. Blandford // Research Bulletin. – 1983. – Vol. 83–07. – 64 p.

8. Tsypin, A.P. Influence of a condition of the industry on food security of region / A.P. Tsypin // Azimuth of scientific research: economy and management. – 2016. – Iss. 5. – Vol. 3 (16). – pp. 209–211.

V. Lyubchich,
Research Assistant Professor, University of Maryland Center for Environmental Science

DETECTING TIME SERIES TRENDS AND THEIR SYNCHRONIZATION IN CLIMATE DATA

Analysis of weather and climate dynamics largely depends on reliable assessment of trends and other complex nonlinear interrelationships among atmospheric variables. However, assumptions of many conventional parametric methods for statistical inference, particularly tests for trend detection, are not satisfied by environmental data. The goal of this paper is to provide an insight into utility of modern data-driven procedures that address many limitations of the conventional parametric trend tests. The discussed methods of trend testing employ local regression and local factor methods, hybrid bootstrap, and m-out-of-n subsampling. The results of two climatological case studies demonstrate the utility of the WAVK testing procedure in initial detection of regime shifts in a non-sequential change point analysis and applicability of the new synchronism test to intercomparison of climate trends. One of the possible directions for future research is to employ the discussed testing approaches for intercomparison and scoring of multiple global climate models.

Keywords: *bootstrap, resampling, inference, time series, temperature, limnology, CMIP*

References

1. Benson, B., Magnuson, J. 2000, updated 2012. Global lake and river ice phenology database, Version 1. Boulder, Colorado, USA. NSIDC: National Snow and Ice Data Center. – Accessed May 10, 2012.

2. Degras, D., Xu, Z., Zhang, T., Wu, W.B. Testing for parallelism among trends in multiple time series. IEEE Transactions on Signal Processing. –2012. – Vol. 60. – pp. 1087–1097.

3. Ebert-Uphoff, I., Deng, Y. Causal discovery for climate research using graphical models. Journal of Climate. – 2012. – Vol. 25. – pp. 5648–5665.

4. Karl, T.R., Hassol, S.J., Miller, C.D., Murray, W.L. Temperature trends in the lower atmosphere. Steps for understanding and reconciling differences. Report by the U.S. Climate Change Science Program and the Subcommittee on Global Change Research, Asheville, NC, 2006. – 180 p.

5. Katz, S.L., Hampton, S.E., Izmest'eva, L.R., Moore, M.V. Influence of long-distance climate teleconnection on seasonality of water temperature in the world's largest lake - Lake Baikal, Siberia. PloS ONE. – 2011. – Vol. 6 (2):e14688. – 10 p.

6. Kouraev, A.V., Semovski, S.V., Shimaraev, M.N., Mognard, N.M., Legrésy, B., Rémy, F. The ice regime of Lake Baikal from historical and satellite data: Relationship to air temperature, dynamical, and other factors. Limnology and Oceanography. – 2007. – Vol. 52. – pp. 1268–1286.

7. Livingstone, D.M. Ice break-up on southern Lake Baikal and its relationship to local and regional air temperatures in Siberia and to the North Atlantic Oscillation. Limnology and Oceanography. – 1999. – Vol. 44. – pp. 1486–1497.

8. Lyubchich, V., Gel, Y.R. A local factor nonparametric test for trend synchronism in multiple time series. Journal of Multivariate Analysis. – 2016. – Vol. 150. – pp. 91–104.

9. Lyubchich, V., Gel, Y.R., El-Shaarawi, A. Detecting non-monotonic trends and testing for synchronism: application to environmental time series. In: The 3rd International Workshop on Climate Informatics: CI2013. Boulder, CO, 2013. – pp. 91–92.

10. Lyubchich, V., Gel, Y.R., El-Shaarawi, A. On detecting non-monotonic trends in environmental time series: a fusion of local regression and bootstrap. Environmetrics. – 2013. – Vol. 24. – pp. 209–226.

11. Lyubchich, V., Gel, Y.R., Chu, C., Wang, X. Funtimes: Functions for Time Series Analysis. R package. – 2017. – Vol. 3.0. – 25 p.

12. Lyubchich, V., Wang, X., Heyes, A., Gel, Y.R. A distribution-free m-out-of-n bootstrap approach to testing symmetry about an unknown median. Computational Statistics & Data Analysis. – 2016. – Vol. 104. – pp. 1–9.

13. Magnuson, J.J., Robertson, D.M., Benson, B.J., Wynne, R.H., Livingstone, D.M., Arai, T., Assel, R.A., Barry, R.G., Card, V., Kuusisto, E., Granin, N.G., Prowse, T.D., Stewart, K.M., Vuglinski, V.S. Historical trends in lake and river ice cover in the Northern Hemisphere. Science. – 2000. – Vol. 289. – pp. 1743–1746.

14. McKitrick, R.R., Vogelsang, T.J. HAC robust trend comparisons among climate series with possible level shifts. Environmetrics. – 2014. – Vol. 25. – pp. 528–547.

15. Noguchi, K., Gel,Y.R., Duguay, C.R. Bootstrap-based tests for trends in hydrological time series, with application to ice phenology data. Journal of Hydrology. – 2011. – Vol. 410. – pp. 150–161.

16. Santer, B.D., Mears, C., Doutriaux, C., Caldwell, P., Gleckler, P.J., Wigley, T.M.L., Solomon, S., Gillett, N.P., Ivanova, D., Karl, T.R., Lanzante, J.R., Meehl, G.A., Stott, P.A., Taylor, K.E., Thorne, P.W., Wehner, M.F., Wentz, F.J. Separating signal and noise in atmospheric temperature changes: The importance of timescale. Journal of Geophysical Research: Atmospheres. – 2011. – Vol. 116: D22105. – 19 p.

17. Santer, B.D., Thorne, P.W., Haimberger, L., Taylor, K.E., Wigley, T.M.L., Lanzante, J.R., Solomon, S., Free, M., Gleckler, P.J., Jones, P.D., Karl, T.R., Klein, S.A., Mears, C., Nychka, D., Schmidt, G.A., Sherwood, S.C., Wentz, F.J. Consistency of modelled and observed temperature trends in the tropical troposphere. International Journal of Climatology. – 2008. – Vol. 28. – pp. 1703–1722.

18. Seidel, D.J., Lanzante, J.R. An assessment of three alternatives to linear trends for characterizing global atmospheric temperature changes. Journal of Geophysical Research: Atmospheres. – 2004. – Vol. 109: D14108. – 10 p.

19. Shen, C., Wang, W.C., Gong, W., Hao, Z. A Pacific Decadal Oscillation record since 1470 AD reconstructed from proxy data of summer rainfall over eastern China. Geophysical Research Letters. – 2006. – Vol. 33: L03702. – 4 p.

20. Todd, M.C., Mackay, A.W. Large-scale climatic controls on Lake Baikal ice cover. Journal of Climate. – 2003. – Vol. 16. – pp. 3186–3199.

21. Trenberth, K.E., Branstator, G.W., Karoly, D., Kumar, A., Lau, N.C., Ropelewski, C. Progress during TOGA in understanding and modeling global teleconnections associated with tropical sea surface temperatures. Journal of Geophysical Research: Oceans (1978–2012). – 1998. – Vol. 103. – pp. 14291–14324.

22. Vilar-Fernández, J., González-Manteiga, W. Nonparametric comparison of curves with dependent errors. Statistics. – 2004. – Vol. 38. – pp. 81–99.

23. Wang, L., Akritas, M.G., Van Keilegom, I. An ANOVA-type nonparametric diagnostic test for heteroscedastic regression models. Journal of Nonparametric Statistics. – 2008. – Vol. 20. – pp. 365–382.

24. Wang, L., Van Keilegom, I. Nonparametric test for the form of parametric regression with time series errors. Statistica Sinica. – 2007. – Vol. 17. – pp. 369–386.

25. Zhou, J., Tung, K.-K. Deducing multidecadal anthropogenic global warming trends using multiple regression analysis. Journal of the Atmospheric Sciences. – 2013. – Vol. 70. – pp. 3–8.

Sazcha Marcelo Olivera Villarroel,
Doctor of Economics, professor of Department of Economy, Autonomus Metropolitan University

Ricardo Hernández Murillo,
Doctor of Economics, World Bank

PAYMENT FOR ENVIRONMENTAL SERVICES: THE FOREST RESOURCES MANAGEMENT

Environmental services from the perspective of the State have as public policy objective the conservation of natural environments as well as the coverage of vegetation that provide environmental services to society. While from the perspective of the forest owner the decisions about forest use, whether through forest extraction activities or change of land use for agricultural or urban activities, depends on the opportunity costs, the conditions of production and access to economic resources. From this perspective, the study will analyze the current institutional framework that regulates environmental services and the system of payment for environmental services giving a contrastive emphasis on the management of forest resources by forest owners and managers. The program for the Payment of Environmental Services is not a determining factor in the owner community's decision to preserve the forest and to continue providing environmental services. So the creation of the conditions for the active forest preservation through the reconstruction of community institutionalism would allow generating the basis for guaranteeing the community reproduction.

Keywords: *environmental services, society, management, forest, agricultural activities, economic resources, system of payment.*

References

1. Andaluz-Westreicher, A. Bases conceptuales para un enfoque de los Servicios Ambientales. Manual de derecho ambiental – Editorial – Proterra-Lima, 2006. – pp. 76–30.

2. Chapela, F. y Lara Y. El Ordenamiento Comunitario del Territorio- un esquema para hacer compatibles los objetivos de conservación y los derechos sociales e indígenas. En: IUCN Commission on Environmental, Economic & Social Policy: «POLICY MATTERS. Conservation and human rights». – 2007. – I. 15. – pp. 288–29.

3. Chomitz, K.M., Gustavo, A.B. da Fonseca, Keith Alger, David M. Stoms, Miro Honzák, Landau, E.C., Timothy, S., Thomas, W.W. Thomas, and F. Davis. (2006). [Electronic resource] / «Viable Reserve Networks Arise from Individual Landholder Responses to Conservation Incentives». Ecology and Society. – 2006. – Vol. 11 (2). – Access: http://lib.icimod.org/record/9500/files/7055.pdf – (reference date: 18.08.2016).

4. CONAFOR. Plan Estratégico Forestal. – 2001. – Vol 2. [Electronic resource] – Access: www.conafor.gob.mx – (reference date: 18.08.2016).

5. CONAFOR. Estudio Socio-Institucional. México Programa de Servicios Ambientales del Bosque. Coordinación General de Producción y Productividad. Guadalajara. 2006. – pp. 90–45.

6. CONAFOR. Manual operativo para el proyecto de desarrollo de servicios ambientales del bosque. Coordinación General de Producción y Productividad, Guadalajara. 2006. – pp. 263–87.

7. CONAFOR. Reglas de Operación. 2006 – Diario Oficial de la Federación 16 de febrero, Ciudad de México [Electronic resource] – Access: http://dof.gob.mx/nota_detalle_popup.php?codigo=2119297 – (reference date: 18.09.2016).

8. Esteva, G. «Vacas, Milpas o Bosque: Una Exploración Econométrica de Las Causas de la Deforestación En México». Tesis de Licenciatura. México: Instituto Tecnológico Autónomo de Méxicoб 2004. – pp. 23.

9. FAO – CONAFOR. Revisión del Programa Estratégico Forestal 2025 (PEF 2025) y del Programa Nacional Forestal 2001–2006 (PNF 2001–2006), UTF/MEX/072. – 2006. – Vol. 1. [Electronic resource] – Access: http://www.fao.org/forestry/14395-0426c024cdf9b19c7d748f4269dd433b.pdf – (reference date: 18.08.2016).

10. Farley, J., & Costanza, R. Payments for ecosystem services: From local to global. Ecological Economics. – 2010. – Vol. 69 (11). – pp. 2060–2068. [Electronic resource] – Access: ttps://www.thegef.org/sites/default/files/publications/28252nomarks_0.pdf – (reference date: 18.08.2016).

11. Hernández M., R. El Programa de Pago de Servicios Ambientales y su aplicación en un núcleo agrario con manejo comunitario del bosque. Tesis que para obtener el grado de Doctor en Economía, División de Estudios de Posgrado de la Facultad de Economía de la Universidad Nacional Autónoma de México, 2008. – pp. 358–79.

12. Hernández, M.E. Suelos de Humedales Como Sumideros de Carbono y Fuentes de Metano. Terra Latinoamericana. – 2010. – Vol. 28 (2). – pp. 139–147.

13. INE. Situación general existente en las comunidades agrarias con respecto al manejo de los recursos naturales [Electronic resource] – Access: www.ine.gob.mx – (reference date: 18.08.2016).

14. Kelsey, J.B., Kousky, C. & Sims, K.R.E. Designing payments for ecosystem services: Lessons from previous experiences with incentive-based mechanisms. PNAS. – 2008. – Vol. 105 (28). – pp. 9465–9470. [Electronic resource] – Access: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/18621696 – (reference date: 18.08.2016).

15. Olivera-Villarroel, S.M. Explotación de Recursos No Renovables en Áreas protegidas: valoración de las Áreas protegidas en Bolivia. – 2015. – Vol. 6. [Electronic resource] – Access: http://ijbssnet.com/journals/Vol_6_No_11_1_November_2015/3.pdf – (reference date: 18.08.2016).

16. Wunder, S. The Efficiency of Payments for Environmental Services in Tropical Conservation. Conservation Biology. – 2007. – Vol. 21. – I. 1. [Electronic resource] – Access: https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/17298510 – (reference date: 18.08.2016).

ОСНОВНЫЕ ТРЕБОВАНИЯ К СОДЕРЖАНИЮ И ОФОРМЛЕНИЮ АВТОРСКИХ МАТЕРИАЛОВ

1. К публикации принимаются научные (практические) и обзорные статьи.

1.1 К содержанию научной (практической) статьи предъявляются следующие требования:

– во вводной части должны быть обоснованы актуальность и целесообразность разработки темы (научной проблемы или задачи);

– в основной части статьи путем анализа и синтеза информации необходимо раскрыть исследуемые проблемы, пути их решения, обоснования возможных результатов, их достоверность;

– в заключительной части – необходимо подвести итог, сформулировать выводы, рекомендации, указать возможные направления дальнейших исследований.

1.2 К содержанию обзорной статьи (обзора) предъявляются следующие требования:

– в обзоре должны быть проанализированы, сопоставлены и выявлены наиболее важные и перспективные направления развития науки (практики), ее отдельных видов деятельности, явлений, событий и пр.

– материал должен носить проблемный характер, демонстрировать противоречивые взгляды на развитие научных (практических) знаний, содержать выводы, обобщения, сводные данные.

2. Перечень необходимых данных в статье:

– УДК, фамилия, имя, отчество автора или авторов (на русском и английском языках);

– подробные сведения об авторе или авторах: ученая степень, ученое звание, должность, место работы (на русском и английском языках, как в Уставе организации);

– электронный адрес, адрес для почтовой переписки;

– аннотация, которая должна содержать краткую версию статьи, отражать актуальность, основные результаты представленного материала (100 – 250 слов, на русском и английском языках);

– ключевые слова (4-7 слов) к статье (на русском и английском языке);

– название статьи (на русском и английском языках);

– текст статьи;

– литература на русском и английском языке, рекомендуется не менее 15 пунктов. Оформление в соответствии с международным библиографическим стандартом.

3. Материал должен быть набран в текстовом редакторе Microsoft Word в формате *.doc или *.docx;

– Шрифт: гарнитура Times New Roman, 14 pt, межстрочный интервал 1,5 pt.

– Выравнивание текста: по ширине.

– Поля: левое 3 см, правое 1,5 см, верхнее 1,5 см, нижнее 2 см.

4. Графический материал, должен быть выполнен в графическом редакторе. Не допускаются отсканированные графики, таблицы, схемы. Фотографии представленные в статье должны быть представлены так же отдельным файлом в форматах *.tiff или *.jpg с разрешением не менее 300 dpi. Все графические материалы должны быть чёрно-белыми, полноцветные рисунки не принимаются.

5. Ссылки на первоисточники в тексте заключаются в квадратные скобки с указанием номера из списка литературы.

6. К статье отдельным документом прикладывается анкета с данными об авторе.

7. К статье прикладывается рецензия от остепененного специалиста.

8. К статье прикладывается копия квитанции об оплате публикации. Публикация оплачивается только после положительного решения членов редакционной коллегии.

9. Статьи, оформленные без соблюдения данных требований, редакцией не рассматриваются.

ПОДПИСКА НА ЖУРНАЛ «ИНТЕЛЛЕКТ. ИННОВАЦИИ. ИНВЕСТИЦИИ»

Периодичность журнала – 12 номеров в год.
Проводится подписка на 1-е полугодие 2017 г.
Вы можете выбрать удобный для Вас вид подписки:
по каталогу Российской прессы «Почта России», подписной индекс – 16478;
через редакцию журнала:
460018, г. Оренбург, пр. Победы, 13, каб. 171203, 171204

НАШИ РЕКВИЗИТЫ

ИНН 5612001360
КПП 561201001
УФК ПО ОРЕНБУРГСКОЙ ОБЛАСТИ
(ОРЕНБУРГСКИЙ ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ, Л. СЧ. 20536Х44564),
ОТДЕЛЕНИЕ ОРЕНБУРГ БИК 045354001
Р. СЧ. 40501810500002000001
ОКВЭД 80.30.1
ОКПО 02069024
ОКОПФ 72
ОКФС 12
ОГРН 1025601802698
ОКТМО 53701000
РЕДАКЦИОННО-ИЗДАТЕЛЬСКИЕ УСЛУГИ – КБК 00000000000000000130
ЖУРНАЛ «ИНТЕЛЛЕКТ. ИННОВАЦИИ. ИНВЕСТИЦИИ»

Интеллект. Инновации. Инвестиции
№ 12/2016

Ответственный секретарь – А.П. Цыпин
Верстка – М.В. Охин
Корректура – Ю.Р. Забирова
Перевод – О.А. Крикотов
Дизайн обложки – И.В. Возяков

Подписано в печать 23.12.2016 г. Дата выхода в свет 28.12.2016 г.
Формат 60×84/8. Бумага офсетная. Печать цифровая.
Усл.печ.л. 19,76. Усл.изд.л. 15,26. Тираж 500. Заказ №??.

Электронная версия журнала «Интеллект. Инновации. Инвестиции»
размещена на сайте журнала: http://intellekt-izdanie.osu.ru

Учредитель/редакция/издатель
Оренбургский государственный университет
Адрес: 460018, г. Оренбург, пр. Победы, 13
тел.: +7 (3532) 37-24-53
e-mail: intellekt-izdanie@yandex.ru

Отпечатано с готового оригинал-макета
в типографии ООО «Типография «Южный Урал»
Адрес типографии: 460000, г. Оренбург, пер. Свободина, 4
тел./факс: +7 (3532) 66-22-11
e-mail: print_ipk@mail.ru

типография
Южный Урал

Свободная цена