

На правах рукописи

Митрофанов Алексей Юрьевич

**МОДЕЛИРОВАНИЕ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ КАЧЕСТВА
ЖИЗНИ НАСЕЛЕНИЯ НА УРОВНЕ РЕГИОНА**

08.00.13 – «Математические и инструментальные методы экономики»

АВТОРЕФЕРАТ

диссертации на соискание ученой степени

кандидата экономических наук

Волгоград – 2009

Работа выполнена в ГОУ ВПО «Саратовский государственный
социально-экономический университет»

Научный руководитель доктор физико-математических наук, профессор
Гусятников Виктор Николаевич.

Официальные оппоненты: доктор технических наук, профессор
Дарманян Анатолий Петрович.
кандидат экономических наук, доцент
Скитер Наталья Николаевна.

Ведущая организация ГОУ ВПО «Саратовский государственный
университет им. Н.Г. Чернышевского».

Защита состоится «31» октября 2009 г. в 15.30 на заседании
диссертационного совета ДМ 212.028.07 при Волгоградском государственном
техническом университете по адресу: 400131, г. Волгоград, проспект Ленина,
28, ауд. 209.

С диссертацией можно ознакомиться в библиотеке Волгоградского
государственного технического университета.

Автореферат разослан «30» сентября 2009 г.

Ученый секретарь
диссертационного совета

Попкова Е. Г.

ОБЩАЯ ХАРАКТЕРИСТИКА РАБОТЫ

Актуальность темы исследования. Появление категории качества жизни населения (КЖН) во второй половине XX в. связано с осознанием обществом ограничений, присущих традиционному понятию уровня жизни как меры благосостояния населения, поскольку рост доходов и потребления материальных благ сложным образом связан с другими аспектами жизни людей и может сопровождаться ухудшением состояния окружающей среды, ростом преступности, заболеваемости и т.п.

Задача изучения существенных для развития страны в целом взаимосвязей между экономическим ростом, ростом производительности труда, демографическими процессами, развитием инновационной экономики и КЖН является актуальной и требует наличия достаточно надежных методов оценки и прогнозирования последнего. Сложность данной задачи обуславливает необходимость разработки адекватных экономико-математических моделей.

Поскольку субъекты РФ представляют собой большие по людности и внутренне неоднородные социально-экономические образования, особую актуальность данная задача приобретает на уровне регионов. При этом наиболее информативным является изучение КЖН на уровне отдельных индивидов и муниципальных образований. Отметим, что в последние годы администрации многих субъектов РФ используют категорию КЖН как основу формирования стратегии развития своих регионов. Вышеперечисленные обстоятельства обусловили актуальность диссертационного исследования.

Степень разработанности проблемы. Исследованию проблематики оценки КЖН посвящены работы многих отечественных и зарубежных экономистов, социологов, философов.

Подход к КЖН на основе всеобъемлющей концепции качества развивается в работах Б.В. Бойцова, А.И. Субетто. Оценка КЖН с позиций общей теории социальных индикаторов разработана Ф.М. Бородкиным и С.А. Айвазяном. Общие проблемы исследования уровня и КЖН отражены в работах И.В. Бестужева-Лада, В.Н. Бобкова, Б.И. Герасимова. Методология построения

обобщающих индикаторов КЖН на основе методов многомерного статистического анализа развиты в работах С.А. Айвазяна. Исследования межрегиональной дифференциации по КЖН представлены в работах Ю.Н. Гаврильца, Н.В. Зубаревич и др. Проблематике мониторинга благосостояния населения и КЖН на основе бюджетных обследований посвящены работы В.Н. Бобкова, О.А. Мухановой, Е.Б. Фроловой и др.

Проблемам оценки КЖН на внутрирегиональном уровне на основе выборочных обследований населения и на основе статистических данных посвящены работы В.В. Дробышевой, Н.И. Зорина, В.Е. Кузнецовой, Н.С. Маликова, Т.А. Торговкиной, М.А. Исакина. Вопросы оценки уровня социально-экономического развития на внутрирегиональном уровне с целью разработки политики управления развитием региона разработаны Ю.В. Донченко, А.В. Евченко, С.С. Железняковым и др. Планированию и прогнозированию уровня жизни в России посвящены работы И.Б. Колмакова, Л.И. Нестерова, В.Я. Райцина. Эконометрическому моделированию и прогнозированию развития региона посвящены работы Е.В. Заровой, Г.Р. Хасаева и др.

Исследования уровня и КЖН за рубежом проводились такими авторами, как А. Аткинсон, Дж. Гэлбрейт, Р.А. Камминс, М. Нюссбаум, А. Сен, Э. Шарп, Ф.М. Эндрюс и др.

Несмотря на обилие публикаций по общей тематике исследований КЖН, следует отметить недостаточную разработанность таких принципиальных вопросов, как методология статистической оценки качества жизни индивидов (КЖИ) по данным выборочных социологических обследований, сопоставление результатов оценок КЖИ и оценок КЖН по агрегированным данным региональной статистики, прогнозирование КЖН.

Целью диссертационного исследования является разработка экономико-математических моделей, развивающих статистический подход к оценке КЖИ и КЖН на уровне муниципальных образований, а также анализ динамики и прогнозирование КЖН.

Поставленная цель предопределила следующие **задачи исследования**:

- анализ преимуществ и недостатков существующих методов оценки КЖН;

- разработка методологических основ оценки КЖН на основе кардиналистской теории полезности;

- уточнение требований к интегральному индикатору КЖН;

- разработка и апробирование методики оценки КЖИ на основе данных выборочных социологических обследований с применением методов многомерного статистического анализа;

- разработка и апробирование методики оценки КЖН муниципальных образований (МО) на основе данных региональной статистики с применением методов эконометрического моделирования;

- сравнение результатов оценки КЖИ на основе данных выборочных социологических обследований и КЖН на основе данных региональной статистики по структуре отобранных признаков;

- разработка общей методики моделирования динамики «структуры» – набора статистических показателей, нормированных общим итогом;

- разработка методики анализа и прогнозирования динамики КЖН для МО региона.

Объектом исследования является качество жизни отдельных жителей и в целом населения МО субъекта РФ.

Предмет исследования составляет методика построения интегральных индикаторов КЖИ и КЖН, анализа и прогнозирования КЖН.

Работа выполнена в рамках п. 1.9. «Разработка и развитие математических методов и моделей анализа и прогнозирования развития социально-экономических процессов общественной жизни: демографических процессов, рынка труда и занятости населения, качества жизни населения и др.» паспорта научных специальностей ВАК 08.00.13 – «Математические и инструментальные методы экономики».

Теоретико-методологической основой диссертационного исследования послужили труды отечественных и зарубежных ученых в области исследования уровня и КЖН, региональной статистики, многомерного статистического анализа, эконометрики, экономической теории.

Инструментарно-методический аппарат исследования. В работе использованы общенаучные методы дедукции и индукции, логического, математического и статистического анализа.

Информационно-эмпирическую базу исследования составляют результаты выборочных социологических обследований, проведенных Институтом аграрных проблем РАН в отдельных МО Саратовской области, данные Федеральной службы государственной статистики РФ и ее территориальных органов, обзорно-аналитические материалы, опубликованные в периодической печати, а также информационные Интернет-ресурсы.

Основные положения диссертации, выносимые на защиту:

1. Алгоритм построения интегрального индикатора КЖН должен включать в себя: нормировку «Паттерн» базовых признаков КЖН с последующим степенным преобразованием; построение апостериорного набора показателей с контролем статистической значимости коэффициентов первой главной компоненты (метод «складного ножа»); обобщение показателей апостериорного набора с помощью варианта компонентного анализа.

2. Предложенный в работе метод обобщения базовых признаков КЖН, основанный на максимизации суммы коэффициентов детерминации моделей парной линейной регрессии каждого из обобщаемых (нормированных) признаков КЖН на интегральный индикатор КЖН, позволяет уточнить оценку КЖН, даваемую стандартным компонентным анализом.

3. Сформированный в работе априорный набор из 31 базового признака КЖН может быть редуцирован при построении интегрального индикатора КЖН муниципальных образований Саратовской области до следующих 15: общий коэффициент брачности; среднегодовая численность работающих в организациях; среднемесячная начисленная заработная плата работающих в

экономике; средний размер назначенных месячных пенсий пенсионеров; доли общей площади жилых помещений, оборудованной водопроводом, канализацией, центральным отоплением, ваннами (душем); обеспеченности населения врачами и больничными койками; обороты розничной торговли и общественного питания на душу населения, объемы платных и бытовых услуг на душу населения; численность лиц, совершивших преступления, на 100 000 населения.

4. Средневзвешенный индикатор КЖН МО Саратовской области достиг максимума в 2005 г. за изучаемый период 2002–2007 гг. и его значение составило в нормализованных единицах 0.712 ± 0.001 .

Научная новизна результатов исследования заключается в следующем:

- перечень требований, которым должен удовлетворять интегральный индикатор (ИИ) КЖН, дополнен такими требованиями как «мультипликативная инвариантность» – значения ИИ КЖН должны оставаться неизменными при изменении единиц измерения определяющих его статистических показателей; «непрерывность» – ИИ КЖН должен непрерывно зависеть от определяющих его статистических показателей; «статистическая регулярность» – распределения преобразованных значений показателей, по которым вычисляются ковариации (корреляции), должны быть приближенно нормальными, также коэффициенты линейной комбинации, определяющей ИИ КЖН, должны быть статистически значимыми; «представительность» – ИИ КЖН должен достаточно точно воспроизводить вариацию базового признака КЖН в терминах суммы коэффициентов детерминации и доли правильно воспроизведенных бинарных признаков;

- разработана интегральная оценка КЖН, основанная на неоклассической функции полезности, в качестве которой принимается экспонента средней полезности потребления, выраженная через а) средний размер потребительских расходов, б) эквивалентное число потребляемых товаров (определяемое на основе энтропии Шеннона простых средних коэффициентов полезности), в) показатель концентрации потребления и г) среднее геометрическое цен

потребляемых товаров (предполагается, что индивидуальные потребительские бюджеты подчинены логнормальному распределению);

- уточнен метод С.А. Айвазяна построения ИИ КЖН по агрегированным статистическим данным: а) к базовым признакам КЖН предварительно применяется нормализующее преобразование Бокса-Кокса, либо используются остатки простых эконометрических моделей; б) производится итеративный отбор обобщаемых базовых признаков КЖН с проверкой знаков коэффициентов первой главной компоненты и их статистической значимости с использованием метода «складного ножа»;

- разработана методика построения ИИ КЖИ по данным выборочных социологических обследований, основанная на факторном корреспондентном анализе при условии, что каждый вариант выбора респондента представляется парой «зеркальных» бинарных переменных с целью обеспечения равенства «весов» всех респондентов;

- разработан метод построения ИИ КЖИ с корректировкой неоднородности групп респондентов, использующий остатки классификационных и регрессионных деревьев (CART), предсказывающих ответы респондентов на основании формальных признаков, таких как населенный пункт проживания, пол, возраст, профессия и т.д.;

- разработана динамическая модель структуры занятых по видам экономической деятельности, сочетающая в себе цепь Маркова с непрерывным временем и векторную авторегрессию; эта модель применена для среднесрочного прогнозирования КЖН отдельных МО региона.

Теоретическая значимость результатов исследования. Теоретические выводы и обобщения, содержащиеся в диссертационной работе, направлены на совершенствование методологии оценки и прогнозирования качества жизни индивидов и в целом населения МО на основе статистических и эконометрических методов на региональном уровне в условиях ограниченности доступного набора статистических показателей. Результаты исследования также могут быть использованы в учебном процессе при преподавании

дисциплин «Многомерные статистические методы», «Эконометрика», «Экономико-математическое моделирование».

Практическая значимость работы заключается в возможности использования разработанных методик для мониторинга КЖН МО региона с целью оценки результатов деятельности администрации МО и выработки политики и стратегии развития субъекта РФ.

Апробация работы. Основные результаты исследования отражены в 16 публикациях автора общим объемом 6,9 п.л., в том числе в рецензируемых научных журналах и изданиях, рекомендованных ВАК РФ – 4 статьи объемом 1,9 п.л.

Структура диссертационной работы. Диссертационная работа состоит из введения, четырех глав, заключения, списка использованной литературы.

ОСНОВНОЕ СОДЕРЖАНИЕ РАБОТЫ

К первой группе проблем, рассмотренных в работе, относится уточнение понятий уровня и качества жизни населения, а также построение количественной оценки КЖН. Соотношение между понятиями уровня жизни населения и КЖН представлено на рисунке 1. Установлено, что с развитием общества происходит смещение значимости критериев оценки и характеристик качества жизни от материальных, количественных и объективных к нематериальным, качественным и субъективным.

Одним из подходов к оценке качества жизни населения, позволяющих оценить качественные, субъективные факторы, является оценка качества жизни индивидов на основе данных выборочных социологических обследований. Инструментом социологического обследования является анкета, которая содержит два вида вопросов: с уникальным и с множественным выбором (как правило, наиболее часто встречающиеся ответы на открытые вопросы интегрированы в материалы анкетирования).

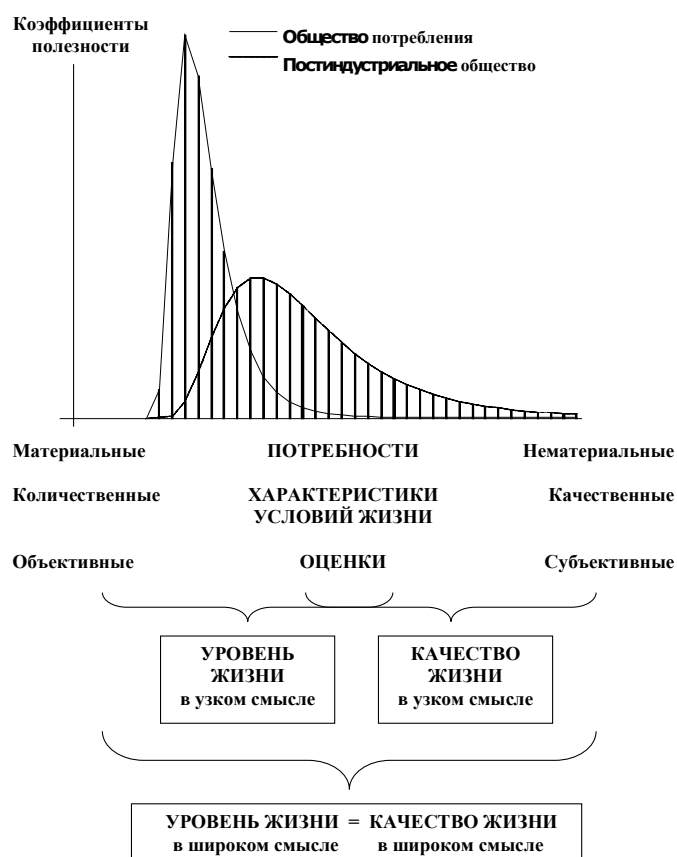


Рис. 1 Соотношение понятий уровня жизни и качества жизни населения
 Источник: составлено автором.

Использованная в работе анкета содержала ряд вопросов, характеризующий определенный набор категорий КЖИ респондента, а также формальные категории, характеризующие принадлежность респондента к определенной социальной группе (населенный пункт проживания, пол, возрастная группа, профессия и т.п.). Для построения интегральной оценки КЖИ в работе использован множественный факторный корреспондентный анализ, в предположении, что совокупность респондентов однородна.

На первом этапе результаты анкетирования (категории КЖИ) кодируются в виде матрицы из 0 и 1. Ответы на вопросы с множественным выбором кодируются вектор-строкой, имеющей размерность, совпадающую с числом вариантов ответа. При этом выбор респондента кодируется 1, остальные элементы вектора равны 0. Обозначим полученную матрицу X с числом строк (равным числу респондентов) I и числом столбцов J .

На втором этапе к матрице X применяется один из вариантов факторного корреспондентного анализа, учитывающий постоянство сумм по

строкам матрицы. Обозначим f матрицу относительных частот, получаемую делением X на сумму T всех ее элементов; пусть f_J – строка сумм f по столбцам (предполагаем, что все они отличны от 0). Обозначим $B = \sqrt{I} f \text{diag}(1/\sqrt{f_J})$, $S = f' f$. Решая задачу на собственные значения для симметричной матрицы S , выделим второе по величине собственное значение λ (наибольшее собственное значение равно 1) и соответствующий собственный вектор U . Определим обобщающий индикатор КЖИ так: $Q = \sqrt{\frac{I}{\lambda}} B U$.

Построенный индикатор обладает следующими свойствами. Во-первых, $\sum Q_i = 0$, во-вторых, $\frac{1}{I} \sum Q_i^2 = 1$. В-третьих, Q позволяет реконструировать X (с некоторой погрешностью) в соответствии с формулой: $X \approx \bar{X} + \frac{1}{I} Q Q' X$, где \bar{X} – матрица, получаемая из X заменой ее элементов на средние по столбцам.

В соответствии с формулой реконструкции матрица X может быть приближенно выражена через компоненты, содержащие существенно меньше информации (в смысле количества элементов). В самом деле, \bar{X} содержит только J различных элементов, вектор Q – I элементов, вектор-строка $Q' X$ – J элементов, в то время как матрица X содержит IJ элементов.

Таким образом, знание вектора Q (и небольшой дополнительной информации) позволяет реконструировать исходную матрицу ответов респондентов (отметим, что использование всех собственных значений S позволяет точно реконструировать X). Для оценки точности получаемой реконструкции можно округлить до ближайшего целого элементы матрицы из правой части формулы реконструкции и найти число несовпадений с элементами матрицы X . Значения Q определяются как линейная комбинация

элементов строк X с коэффициентами: $b = \frac{I}{T\sqrt{\lambda}} \text{diag}(1/\sqrt{f_J}) U$. Таким образом,

элементы b отражают влияние базовых признаков КЖИ на результат.

На третьем этапе оцениваются стандартные ошибки элементов b для определения «значимости» последних по t-критерию. Для этого в работе использован известный метод «складного ножа». Оценка ковариационной матрицы b позволяет найти стандартные ошибки элементов Q , т.е. индивидуальных значений КЖН.

Предлагаемая методика была апробирована на материалах анкетирования «Место и ход вашей жизни» (анкета педагога), проведенного коллективом Совместного учебно-научного центра Института аграрных проблем РАН под руководством профессора В.Б. Самсонова в Саратовской области летом 2005 г. (357 респондентов, 172 бинарных признака, кодирующих ответы).

В случае, когда нет оснований предполагать совокупность респондентов однородной, предлагается скорректировать неоднородность путем вычисления остатков классификационных и регрессионных деревьев (CART), прогнозирующих бинарно кодированные ответы респондентов на основе формальных признаков. Этот метод использован в работе при построении оценки КЖИ по данным выборочного социологического обследования «Ваше (не)благополучие», проведенного сотрудниками УНЦ в июле 2000 г. в трех населенных пунктах Балаково-Вольской агломерации Саратовской области: с. Ивановка, пгт Сенной, с. Терса (всего 252 респондента).

Ко второй группе проблем, рассмотренных в диссертационном исследовании, относится построение теоретически обоснованной модели оценки УЖН по агрегированным данным.

Как известно, максимизация неоклассической функции полезности $U = \sum_j \alpha_j \log Q_j$ покупателем, располагающим бюджетом C , приводит к объемам

потребления благ $Q_j = \frac{\alpha_j C}{P_j}$ (коэффициенты полезности неотрицательны и

$\sum_j \alpha_j = 1$). При построении модели оценки предполагалось: а) векторы коэффициентов полезности всех индивидов совпадают; б) потребительские

расходы индивидов следуют логнормальному распределению: $\log C \sim N(\mu, \sigma^2)$;

в) известны цены P_j всех потребляемых благ. Получаем:

$$\begin{aligned} U &= \sum \alpha_j \log Q_j = \sum \alpha_j \log \frac{\alpha_j C}{P_j} = \sum (\alpha_j \log \alpha_j + \alpha_j \log C - \alpha_j \log P_j) = \\ &= -H(\alpha) - \sum \alpha_j \log P_j + \log(C) \sim N(-H(\alpha) - \sum \alpha_j \log P_j + \mu, \sigma^2) \end{aligned}$$

(здесь $H(\alpha)$ – энтропия Шеннона коэффициентов полезности).

«Типичное» значение полезности индивидуального потребителя естественно охарактеризовать математическим ожиданием:

$$MU = -H(\alpha) - \sum \alpha_j \log P_j + \mu.$$

Более удобна экспоненциальная шкала (имеющая размерность денежных

единиц): $e^{MU} = \frac{e^\mu}{\#(\alpha) e^{\sum \alpha_j \log P_j}}$ (здесь $\#(\alpha) = \exp(H(\alpha))$ – эквивалентное число

потребляемых товаров). Поскольку для логнормального распределения $MC = e^{\mu + \sigma^2/2}$, типичную полезность можно выразить так:

$$e^{MU} = \frac{MC}{\#(\alpha) e^{\sigma^2/2} e^{\sum \alpha_j \log P_j}} = e^{-\sigma^2/2} e^{\sum \alpha_j \log MQ_j} = e^{-\sigma^2/2} \prod (MQ_j)^{\alpha_j}.$$

Анализ полученных соотношений показывает, что уровень благосостояния пропорционален взвешенному среднему геометрическому среднедушевых уровней потребления благ и обратно пропорционален множителю концентрации объемов потребления.

К третьей группе проблем, рассмотренных в диссертационном исследовании, относится оценивание КЖН МО региона по агрегированным статистическим данным. Автором предлагаются два варианта метода, основанные на компонентном анализе.

Первый вариант включает следующие этапы: 1) отбор на основе качественных соображений в рамках имеющейся информации максимально широкого набора базовых признаков КЖН; 2) замена нулевых значений на малые ненулевые (в работе нулевые значения заменялись на 1/20 минимального ненулевого значения показателя за тот же год); 3) определение показателей степени, приближенно нормализующих распределения отдельных базовых

признаков с помощью преобразования Бокса-Кокса с использованием метода максимального правдоподобия; 4) возведение базовых признаков в соответствующие степени (в случае отрицательного показателя степени для сохранения «направления» признака результат умножается на -1); 5) значения базовых признаков, имеющих «отрицательные направления» (например, общий коэффициент смертности, относительное число зарегистрированных преступлений) умножаются на -1; 6) стандартизация каждого признака делением на его стандартное отклонение; 7) итеративная «фильтрация» преобразованных базовых признаков на основе знаков коэффициентов первой главной компоненты и их статистической значимости; на каждом шаге выполняется компонентный анализ корреляционной матрицы, с помощью метода «складного ножа» вычисляются стандартные ошибки коэффициентов первой главной компоненты и затем значения t-статистики; переменная, имеющая наименьшее значение t (с учетом знака), исключается; процесс повторяется до тех пор, пока все t-значения не превзойдут заданный уровень (в работе использовано значение 2); 8) проверка многомерной нормальности распределения отобранных базовых признаков (в работе использована проверка, основанная на графической оценке согласия расстояний Махаланобиса и распределения хи-квадрат с числом степеней свободы, равным числу переменных; 9) перебор всех подмножеств отобранных переменных (с числом элементов не меньше 2), выполнение компонентного анализа для переменных каждого подмножества и фиксация доли обобщенной дисперсии, объясняемой первой главной компонентой; выделение для каждого числа элементов подмножества «рекордного» подмножества, характеризующейся максимальной долей обобщенной дисперсии; 10) построение зависимости (в табличной и графической форме) «рекордной» доли обобщенной дисперсии, объясненной первой главной компонентой, от числа элементов подмножества; 11) на основании содержательных соображений (набора отобранных признаков) и доли объясненной обобщенной дисперсии выбирается один вариант (число элементов подмножества базовых признаков) и вычисляются значения ИИ

КЖН как индивидуальные значения нормированной первой главной компоненты.

Второй вариант аналогичен вышеприведенному, при этом для нормировки исходных относительных базовых признаков КЖН используются модели, связывающие их «числитель» и «знаменатель»: 1) двойная логарифмическая модель, оцениваемая с помощью МНК; 2) парная линейная регрессия с коррекцией гетероскедастичности; 3) двойная логарифмическая модель, оцениваемая с помощью собственного вектора, соответствующего минимальному собственному значению ковариационной матрицы; 4) нормализация плотности с помощью преобразования Бокса-Кокса (оценка максимального правдоподобия); 5) модель парной линейной регрессии «числителя» на «знаменатель» с преобразованиями Бокса-Кокса (оценка максимального правдоподобия).

Все базовые признаки КЖН были преобразованы с помощью каждой из перечисленных моделей, и к результатам был применен итеративный отбор переменных на основе знаков коэффициентов первой главной компоненты и статистической существенности последних. Было выявлено, что наиболее информативными (с точки зрения доли объясненной дисперсии) были варианты преобразования, полученные на основе моделей 2) и 4). Результаты преобразования с помощью этих двух моделей были объединены, и к ним также был применен итеративный отбор. Значения интегрального индикатора качества жизни населения МО Саратовской области, вычисленные по разработанным в работе методикам, сведены в общую таблицу, фрагмент которой приведен в таблице 1.

На рисунке 2 приведена динамика средневзвешенного интегрального индикатора по всем муниципальным образованиям Саратовской области (с весами, равными средней численности их населения). Максимум индикатора достигается в 2005 г., и его вариация невелика по сравнению со значениями стандартного отклонения.

Таблица 1

Значения интегрального индикатора КЖН муниципальных образований
Саратовской области (фрагмент)

	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Саратов	0.958±0.012	0.958±0.015	0.972±0.006	0.985±0.004	0.972±0.006	0.976±0.009	0.98±0.01
Ал.-Гайское	0.369±0.005	0.426±0.01	0.45±0.014	0.444±0.007	0.472±0.007	0.47±0.006	0.495±0.022
Аткарское	0.513±0.006	0.514±0.004	0.494±0.006	0.487±0.005	0.503±0.003	0.512±0.002	0.514±0.013
Б.-Карабулакское	0.425±0.003	0.417±0.004	0.42±0.004	0.44±0.002	0.438±0.004	0.443±0.003	0.447±0.009
Балаковское	0.783±0.008	0.79±0.011	0.783±0.006	0.77±0.005	0.759±0.006	0.748±0.007	0.741±0.007
Балашовское	0.602±0.004	0.587±0.006	0.57±0.006	0.574±0.004	0.572±0.004	0.573±0.004	0.568±0.008
Балтайское	0.505±0.011	0.527±0.02	0.51±0.017	0.494±0.008	0.475±0.003	0.479±0.004	0.467±0.015
Вольское	0.594±0.008	0.604±0.008	0.637±0.004	0.653±0.005	0.665±0.009	0.631±0.005	0.63±0.022
Дергачевское	0.385±0.002	0.387±0.003	0.415±0.008	0.403±0.003	0.4±0.003	0.414±0.002	0.417±0.013
Духовницкое	0.433±0.004	0.439±0.006	0.415±0.009	0.433±0.006	0.44±0.004	0.449±0.003	0.45±0.013
Озинское	0.339±0.004	0.362±0.004	0.389±0.005	0.374±0.005	0.372±0.004	0.381±0.003	0.39±0.015
Перелюбское	0.35±0.018	0.343±0.022	0.331±0.013	0.326±0.007	0.334±0.005	0.352±0.007	0.366±0.009
Пугачевское	0.543±0.003	0.539±0.003	0.546±0.006	0.553±0.008	0.544±0.004	0.54±0.004	0.539±0.007
Ровенское	0.376±0.006	0.373±0.007	0.375±0.006	0.377±0.005	0.388±0.005	0.381±0.005	0.389±0.005
Хвалынское	0.45±0.01	0.455±0.011	0.45±0.011	0.451±0.01	0.486±0.005	0.478±0.008	0.49±0.014
Энгельское	0.708±0.011	0.712±0.014	0.726±0.004	0.73±0.004	0.708±0.001	0.703±0.006	0.702±0.012

Источник: составлено автором по авторской методике, исходя из данных государственной статистики.

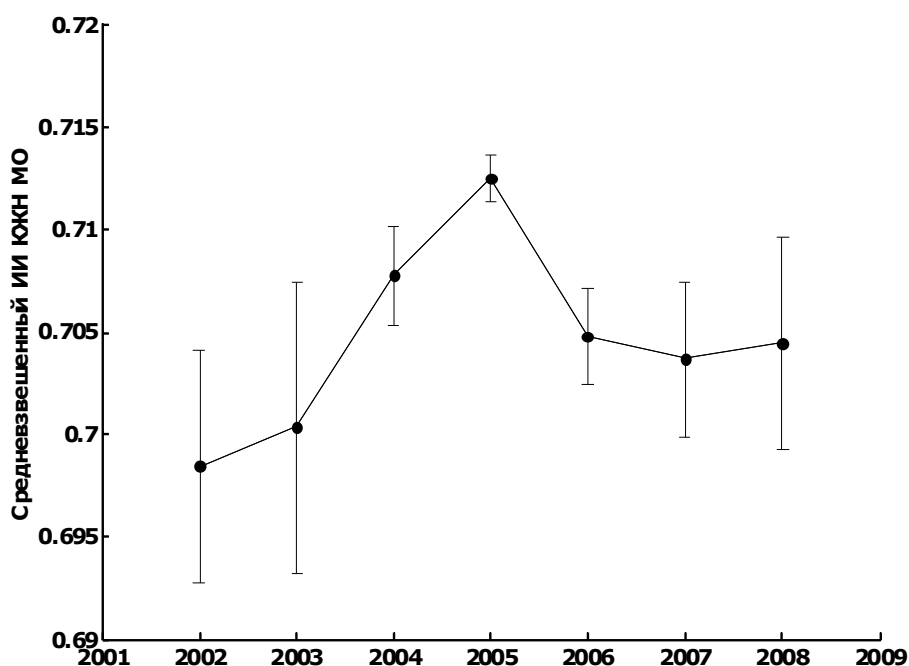


Рис.2. Динамика средневзвешенного интегрального индикатора КЖН по муниципальным образованиям Саратовской области

Источник: составлено автором.

К четвертой группе проблем, рассмотренных в исследовании, относится анализ динамики КЖН. Простейшим вариантом является ранжирование

объектов по значению ИИ КЖН, позволяющее сделать вывод об относительном опережении или отставании КЖН выбранного объекта по сравнению с другими объектами; дополнительный анализ показывает, какими изменениями базовых признаков КЖН это обусловлено. Такое использование меры КЖН существенно ограничивает потенциальные возможности, заложенные в категории КЖН. В связи с этим в работе предлагается перейти от центральной концепции ИИ КЖН к концепции функции КЖН (ФКЖН), которая может быть нелинейной по базовому признаку КЖН. Значения ФКЖН для отдельных объектов аналогичны ИИ КЖН.

Пусть $y_{ijt} = z_{ijt}/x_{ijt}$ – значение базового признака КЖН (относительного показателя) для объекта (муниципального образования) $i = 1, 2, \dots, n$, показателя $j = 1, 2, \dots, m$ и года $t = 1, 2, \dots, T$; здесь z_{ijt} , x_{ijt} – абсолютные показатели. Все базовые признаки КЖН пересчитаны на середину года и имеют гипотетический характер. Обозначим $y = (y_1, y_2, \dots, y_m)^T$, $x = (x_1, x_2, \dots, x_p)^T$, где p – число абсолютных показателей-знаменателей базовых признаков КЖН. ФКЖН имеет

вид: $Q(y, x, t) = g(y, t) + h(x, t)$, где $g(y) = \sum_{j=1}^m g_j(y, t)$, $g_j(y, t)$ – линейная или

степенная функция y , $h(x) = \sum_{j=1}^p \frac{c_j(t)}{x_j}$.

Рассмотрим поверхность уровня ФКЖН: $g(\dots y_j, \dots y_k, \dots) = const$.

Производная неявно заданной функция $y_k(y_j)$: $y'_k(y_j) = -\frac{g_{y_j}(\dots y_j, \dots y_k, \dots)}{g_{y_k}(\dots y_j, \dots y_k, \dots)}$ и,

соответственно, эластичность замещения:

$E_{y_k}(y_j) = y'_k(y_j) \frac{y_j}{y_k} = -\frac{g_{y_j}(\dots y_j, \dots y_k, \dots)}{g_{y_k}(\dots y_j, \dots y_k, \dots)} \frac{y_j}{y_k}$. Определим элемент эластичности

замещения (ЭЭЗ): $\text{ЭЭЗ}_j = g_{y_j}(\dots y_j, \dots y_k, \dots) y_j$, тогда эластичность замещения

(с обратным знаком) выражается как $-E_{y_k}(y_j) = \frac{(\text{ЭЭЗ}_g(y))_j}{(\text{ЭЭЗ}_g(y))_k}$. ЭЭЗ

представляют собой числовые характеристики чувствительности зависимости ФКЖН от каждого из исходных признаков для каждого из объектов. Формула Тейлора дает приближенное выражение для изменения приращения преобразованного базового признака КЖН (только первого компонента, зависящего от y):

$$g(y(t+1), t) - g(y(t), t) \approx \sum_{j=1}^m g_{y_j}(y(t), t) y_j(t) \frac{y_j(t+1) - y_j(t)}{y_j(t)} =$$

$$= \text{ЭЭЗ}_g(y(t)) \delta y(t, t+1) = \|\text{ЭЭЗ}_g(y(t))\| \|\delta y(t, t+1)\| \cos \varphi(\text{ЭЭЗ}, \delta y),$$

здесь $\text{ЭЭЗ}_g(y(t))$ – строка, $\delta y(t, t+1)$ – столбец. Эта формула позволяет провести обобщенный анализ динамики ИИ КЖН, выделяя 3 величины:

$\|\text{ЭЭЗ}_g(y(t))\|$ – норма ЭЭЗ, характеризующая чувствительность КЖН к изменениям отобранных базовых признаков; $\|\delta y(t, t+1)\|$ – норма прироста отобранных базовых признаков КЖН; $\cos \varphi(\text{ЭЭЗ}, \delta y)$ – характеристика благоприятности изменений для роста КЖН.

К пятой группе проблем, рассмотренных в исследовании, относится прогнозирование КЖН отдельных МО региона и региона в целом. Краткосрочные прогнозы для отдельных объектов допустимо выполнять на основе простых эконометрических моделей типа ARIMA(1,1,0). Однако применение таких моделей для прогнозирования на более длительную перспективу нерационально. Для получения косвенной индикации динамики КЖН для совокупности объектов (индивидов, муниципальных образований) предлагается использовать прогноз структуры занятых по видам экономической деятельности. Основой такого прогноза является модель, сочетающая в себе цепь Маркова и векторную авторегрессию. Было высказано предположение, что переходы занятого населения из одного вида деятельности

в другой приближенно описываются цепью Маркова с d состояниями и непрерывным временем:

$$P(K(t+h) = j | K(t) = i) = hq_{ij} + o(h), \quad (i, j = 1, 2, \dots, d)$$

где $K(t)$ – номер вида деятельности занятого в момент времени t , q_{ij} – интенсивности переходов из состояния (вида деятельности) i в состояние (вид деятельности) j .

Известно, что $K(t)$, наблюдаемая в моменты времени $1, 1+\delta, 1+2\delta, \dots$ является цепью Маркова с дискретным временем (т.н. δ -скелет исходной цепи). Обозначим ее матрицу вероятностей переходов $P_\delta = \exp(\delta Q)$. Пусть $p(t)$ – распределение $K(t)$ (строка). В силу марковского свойства $p(t+\delta) = p(t)P_\delta$.

Пусть $\delta = 1/m$, где $m \geq 1$ целое. Для прогнозирования структуры занятых с шагом 1 год требуется P_1 – матрица вероятностей переходов за 1 год, которую можно найти по P_δ : $P_1 = P_\delta^m$. Исходными данными для оценки P_δ служат абсолютные значения численности занятых n_{ij} по видам экономической деятельности $j = 1, 2, \dots, d$ в годы $t = 1, 2, \dots, T$.

Для оценки P_δ , интерполируем n_{ij} по времени с помощью кубического сплайна для каждого вида деятельности j . В работе использован сплайн с т.н. «неузловыми» (not-a-knot) конечными условиями, дополнительно обладающий непрерывной 3-й производной во втором и предпоследнем узлах.

Обозначим интерполированные численности занятых \tilde{n}_{ij} , соответствующие значениям времени $t_i = 1 + i\delta$ ($i = 0, 1, \dots, (T-1)m$).

Соответственно получаем оценки распределения в моменты времени t_i :

$$\tilde{x}_{ij} = \tilde{n}_{ij} / \sum_{l=1}^d \tilde{n}_{il}.$$

Для оценки матрицы P_δ воспользуемся методом наименьших квадратов

(см. далее): $\hat{P}_\delta = \arg \min_{P_\delta} \sum_{i=1}^{(T-1)m} \|\tilde{x}_i - \tilde{x}_{i-1} P_\delta\|_2^2,$

где $P_\delta \geq 0$, $P_\delta u = u$, для $u = (1, 1, \dots, 1)'$, \tilde{x}_i – строка распределения по видам занятости в момент времени t_i , $\|\cdot\|_2$ обозначает евклидову норму вектора. Соответственно получаем оценку: $\hat{P}_1 = \hat{P}_\delta^m$.

Очевидно, что цепь Маркова не может точно воспроизвести динамику распределения занятых по видам экономической деятельности, поэтому для построения прогноза в диссертации была использована следующую модель:

$$X_t = X_{t-1}P_1 + \varepsilon_t, X_0 = x_0, \quad (1)$$

где X_t – случайная вектор-строка, представляющая структуру занятых по видам в середине года t ; P_1 – матрица вероятностей переходов за 1 год; ε_t – последовательность некоррелированных по времени нормально распределенных случайных строк, подчиняющихся условиям $E\varepsilon_t = 0$, $E\varepsilon_t'\varepsilon_t = \Sigma_\varepsilon$; x_0 – неслучайный стартовый вектор с условиями $x_0 \geq 0$, $x_0 u = 1$. Данная модель формально представляет собой векторную авторегрессию (VAR) 1-го порядка. Вместе с тем, ее существенной особенностью является структура матрицы коэффициентов как матрицы переходных вероятностей цепи Маркова с дискретным временем. Наличие ясной интерпретации матрицы коэффициентов устраняет основные недостатки модели VAR – ее эмпиричность, трудность интерпретации матрицы коэффициентов. Поскольку матрица вероятностей переходов предполагается не случайной, из (1) следует, что для математических ожиданий EX_t выполняется обычное соотношение для цепи Маркова:

$$EX_t = EX_{t-1}P_1, \quad (2)$$

Также из условий на x_0 $EX_t \geq 0$, $EX_t u = 1$, т.е. EX_t является распределением вероятностей. Из (2) следует, что при известных x_0, P_1 для любого $t > 0$

$$EX_t = x_0 P_1^t. \quad (3)$$

Выражением (3) можно воспользоваться для построения «средних» прогнозов распределения занятых по видам экономической деятельности, однако, для этого требуется оценить «стартовое» распределение x_0 . Для этого воспользуемся методом наименьших квадратов:

$$\hat{x}_0 = \arg \min_{x_0} \sum_{t=1}^T \|x_t - x_0 \hat{P}_1^t\|_2^2, \text{ при условии } x_0 \geq 0, x_0 u = 1 \quad (4)$$

где $x_{ij} = n_{ij} / \sum_{l=1}^d n_{il}$ – доля занятых видом деятельности j в год t , x_t – строка распределения по видам занятости в год t . Теперь мы можем найти «аппроксимированные» распределения $\hat{x}_t = \hat{x}_0 \hat{P}_1^t$, ($t=1,2,\dots,T$) и средние прогнозные распределения при $t > T$.

Для оценки неопределенности построенных прогнозов требуется оценить дисперсии элементов X_t . Для этого представим их в следующем виде:

$$X_t = x_0 P_1^t + \sum_{k=1}^t \varepsilon_k P_1^{t-k},$$

что непосредственно следует из (1). Тогда ковариационная матрица

$$\Sigma_{X_t} = E(X_t - EX_t)'(X_t - EX_t)$$

выражается следующим образом:

$$\Sigma_{X_t} = \sum_{k=0}^{t-1} P_1'^k \Sigma_{\varepsilon} P_1^k,$$

что дает возможность вычислять ее рекуррентно:

$$\begin{aligned} \Sigma_{X_0} &= 0, \\ \Sigma_{X_t} &= \Sigma_{\varepsilon} + P_1' \Sigma_{X_{t-1}} P_1 \quad (t > 0) \end{aligned} \quad (5)$$

Ковариационную матрицу Σ_{ε} можно оценить обычным образом, по

отклонениям $\hat{\Sigma}_{\varepsilon} = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T e_t' e_t$, где $e_t = x_t - \hat{x}_0 \hat{P}_1^t$ ($t=1,2,\dots,T$). Оценки

стандартных отклонений элементов $\sigma(X_{t,j}) = (\hat{\Sigma}_{\varepsilon})_{jj}$ позволяют построить приближенный прогнозный интервал с надежностью ω :

$$\hat{x}_0 \hat{P}_1^{T+k} - z_\omega \hat{\sigma}(X_{k,j}) \leq X_{T+k} \leq \hat{x}_0 \hat{P}_1^{T+k} + z_\omega \hat{\sigma}(X_{k,j}), \quad (6)$$

где $k \geq 1$ – горизонт прогнозирования, $F_{0,1}(z) = (1 + \omega)/2$, $F_{0,1}$ – функция распределения стандартного нормального распределения.

Отметим, что в отличие от (5) в выражении (6) использованы оценки дисперсии, предполагающие $\Sigma_{X_T} = 0$, поскольку при $t = T$ распределение по видам деятельности известно.

Для построения прогнозов динамики КЖН отдельных МО региона прогнозируются доли оценок МО в общем итоге. Результаты прогнозов по четырем МО представлены на рисунке 3.

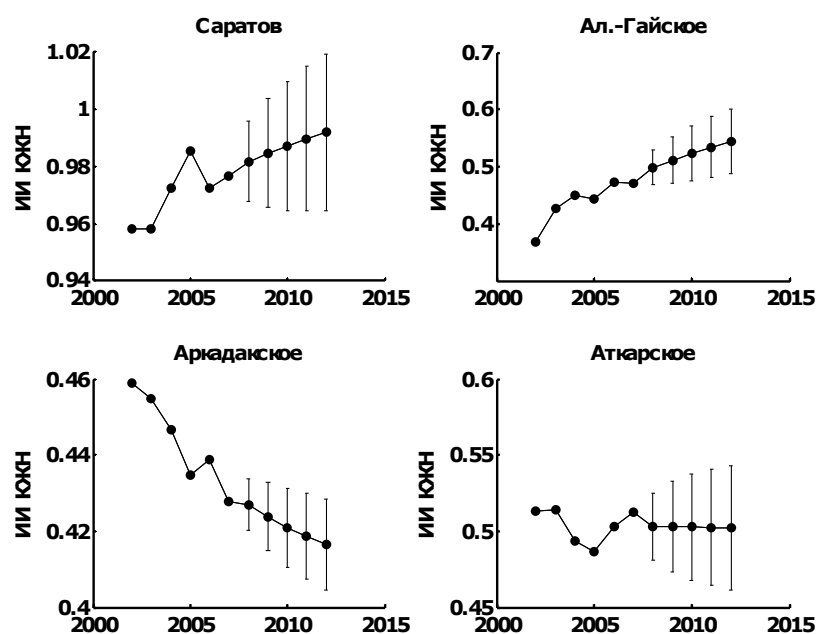


Рис. 3. Прогноз интегрального индикатора КЖН четырех МО

Источник: составлено автором.

Публикации автора по теме диссертационного исследования

В изданиях, рекомендованных ВАК РФ:

1. Митрофанов А.Ю. Методика построения интегрального показателя качества жизни населения муниципальных образований / А.Ю. Митрофанов // Вестник СГСЭУ. – Саратов, 2008. – №4(23). – С. 109-112 (0.8 п.л.).

2. Митрофанов А.Ю. / Прогнозирование развития сектора услуг в структуре российской экономики / Т.В. Блинова, А.Ю. Митрофанов, А.В. Русановский // Вестник Тамбовского ун-та. Сер. Гуманитарные науки. – Тамбов, 2008. – Вып. 9 (65). – С. 336-344 (авт. – 0,4 п.л.).

3. Митрофанов А.Ю. Прогнозирование межсекторных пропорций российской экономики в долгосрочном периоде / А.Ю. Митрофанов, А.В. Русановский // Вестник СГТУ. – Саратов, 2008. – №3(35). Вып. 2. – С. 158-164 (авт. – 0,3 п.л.).

4. Митрофанов А.Ю. / Прогнозирование структуры занятости на основе модели марковской векторной авторегрессии / А.Ю. Митрофанов, А.В. Русановский // Вестник СГСЭУ. – Саратов, 2008, №3(22). – С. 25-29 (авт. – 0,35 п.л.).

В прочих изданиях:

5. Митрофанов А.Ю. Пространственно-временная организация страны: Региональный анализ / В.Б. Самсонов, А.К. Адамов, С.А. Андриющенко, В.М. Аникин, А.Ф. Голубенцев, Н.Э. Гущин, Н.Н. Гущина, А.М. Демин, В.И. Дорофеев, Е.С. Дорофеева, Ю.Б. Дрючков, О.В. Ермолова, Н.А. Киреева, Ю.А. Куликова, Р.П. Кутенков, А.Ю. Митрофанов, В.Н. Пахомов, А.Б. Писменная, Ю.С. Прокофьев, С.Н. Семенов, К.М. Семенов, Н.Г. Харева, В.Л. Шабанов. – Саратов: Приволжское книжное изд-во, 2000. – 270 с. (авт. – 1,1 п.л.).

6. Митрофанов А.Ю. / Нелинейная динамика Земли: сферы и структуры самоорганизации / В.Б. Самсонов, В.М. Аникин, О.Л. Гридасов, Л.А. Донецкова, Г.И. Худяков, А.М. Демин, Р.П. Кутенков, А.Ю. Митрофанов, С.Н. Семенов, Р.А. Осипов, Е.В. Отставнова, В.Н. Пахомов. – Саратов: Изд-во «ЭМОС», 2005. – 219 с. (авт. – 0,4 п.л.)

7. Митрофанов А.Ю. Обобщающий индикатор экономической ситуации в регионе России / А.Ю. Митрофанов // Территориальная организация общества и управление в регионах. Материалы междунар. науч.-практ. конф. – Воронеж. гос. пед. ун-т, 1998. – С. 35-37 (0,17 п.л.).

8. Митрофанов А.Ю. Граница возможностей для уровня жизни регионов России / А.Ю. Митрофанов // Проблемы и перспективы российской экономики: III Всероссийская науч.-практ. конф. – Пенза: ПДЗ, 2004. – С. 57-59 (0,28 п.л.).

9. Митрофанов А.Ю. Построение интегрального показателя качества жизни населения муниципальных образований региона / А.Ю. Митрофанов // Математические методы в технике и технологиях – ММТТ-21: Сб. тр. XXI Междунар. науч. конф. – Саратов: СГТУ, 2008. – Т.8. – С. 191-193 (0,35 п.л.).

10. Митрофанов А.Ю. Методология построения интегральной оценки качества жизни населения / А.Ю. Митрофанов // Математическое и информационное обеспечение экономической деятельности: Альманах. – Саратов: СГСЭУ, 2006. – С. 28-33 (0,63 п.л.).

11. Митрофанов А.Ю. Статистическое оценивание качества жизни на субрегиональном уровне / А.Ю. Митрофанов // Социально-экономическое развитие

России: Проблемы, поиски, решения: Сб. науч. тр. по итогам НИР СГСЭУ в 2006 году. – Саратов: СГСЭУ, 2007. – Ч.2. – С. 105-107 (0,6 п.л.).

12. Митрофанов А.Ю. Оценка уровня благосостояния в свете теории полезности / А.Ю. Митрофанов // Математическое и информационное обеспечение экономической деятельности: Сб. науч. статей. Вып. 2. – Саратов: СГСЭУ, 2007. – С. 46-50 (0,35 п.л.).

13. Митрофанов А.Ю. Статистический анализ качества жизни сельского населения России / А.Ю. Митрофанов // Социально-экономические проблемы трансформации аграрных отношений и реформирования агропромышленного комплекса («Островские чтения 2005» 23 ноября 2005 г.) – Саратов: ИАП РАН, 2005. – С. 239-243 (0,2 п.л.).

14. Митрофанов А.Ю. Модель качества жизни населения муниципальных образований Саратовской области в 2001-2003 гг. / А.Ю. Митрофанов // Социально-экономическое развитие России: Проблемы, поиски, решения: Сб. науч. тр. по итогам НИР СГСЭУ в 2004 году. – Саратов: СГСЭУ, 2005. – Ч.2. – С. 118-119 (0,18 п.л.).

15. Митрофанов А.Ю. Взаимодействие города и сельской местности региона: математическая модель / А.Ю. Митрофанов // Социально-экономические проблемы устойчивого развития региональных агропродовольственных систем в переходной экономике («Островские чтения 2004» 19-21 октября 2004 г.). – Саратов: ИАП РАН, 2004. – С. 70-73 (0,38 п.л.).

16. Митрофанов А.Ю. Монотонное Т-шкалирование относительных показателей для оценки качества жизни населения / А.Ю. Митрофанов // Социально-экономическое развитие России: Проблемы, поиски, решения: Сб. науч. тр. по итогам НИР СГСЭУ в 2007 году. – Саратов: СГСЭУ, 2007. – Ч.1. – С. 96-98 (0,39 п.л.).