

ПРОБЛЕМЫ СТАТИСТИЧЕСКОГО АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ РАЗВИТИЯ АГРОПРОМЫШЛЕННОГО КОМПЛЕКСА БЕЛГОРОДСКОЙ ОБЛАСТИ

Н.М. Макаренко,

Территориальный орган Росстата по Белгородской области,

Н.А. Казакова, *д-р экон. наук,*

А.В. Безруков,

Российская экономическая академия им. Г.В. Плеханова,

Т.И. Наседкина, *канд. экон. наук,*

Белгородская государственная сельскохозяйственная академия

Кризисное состояние сельского хозяйства, высокая зависимость российской экономики от импортного сырья, материалов, комплектующих изделий и продуктов питания заставили Правительство Российской Федерации принять экстренные меры по созданию национального конкурентоспособного и сбалансированного рынка агропродовольственной продукции. Результаты статистического наблюдения за период 2004-2009 гг. констатируют, что в этой жизненно важной сфере после глубокого и системного кризиса постепенно начался процесс восстановления производственно-экономического потенциала. Развитию позитивных процессов в аграрной сфере способствовали Федеральный закон от 29.12.2006 № 264-ФЗ «О развитии сельского хозяйства», приоритетный национальный проект «Развитие агропромышленного комплекса»¹, Государственная программа развития сельского хозяйства и регулирования рынков сельскохозяйственной продукции, сырья и продовольствия на 2008-2012 гг.

В связи с неустойчивостью многих социально-экономических показателей-индикаторов, наличием многочисленных диспропорций в экономике хозяйствующих субъектов и необходимостью отслеживания хода реализации приоритетного национального проекта требуется постоянное наблюдение и анализ происходящих процессов, создание системы статистического мониторинга развития агропромышленного комплекса (АПК) на принципиально новой методологической и организационно-технологической основе. Сложность и многомерность задач, которые необходимо решать органам регионального управления АПК в условиях глобального экономического кризиса и реформирования хозяйственной модели управления экономикой, требуют корректного учета многоаспектности происходящих социально-экономических процессов, изменения существу-

ющих подходов к построению системы статистических показателей, разработки соответствующих современным требованиям методов наблюдения, сбора, обработки, анализа и интерпретации статистической информации.

Ключевым показателем системы национальных счетов является валовой внутренний продукт (ВВП), характеризующий стоимость произведенных товаров и услуг в стране, предназначенных для конечного потребления, накопления и экспорта (за вычетом импорта). На региональном уровне рассчитывается аналогичный показатель - валовой региональный продукт (ВРП) (в том числе в разрезе различных сфер деятельности), хотя методика его исчисления несколько отличается от способа расчета ВВП. ВРП является интегральным показателем, позволяющим изучать уровень и динамику результатов экономической деятельности регионов. Анализ ВРП дает возможность выявить положительные и отрицательные тенденции развития различных сфер деятельности, в том числе сельского хозяйства.

В современных условиях динамичности политических, экономических и социальных процессов проблема характеристики тенденций развития и их прогнозирования становится все более актуальной и востребованной в органах регионального управления. Однако существующая методика расчета ВРП, соответствующая международным стандартам, обеспечивает его определение с опозданием примерно на 1-1,5 года. Кроме того, в такой приоритетной сфере экономики региона, как АПК, моделирование и прогнозирование на основе временных рядов позволяют произвести более детальное исследование закономерностей и выявить основные тенденции развития аграрной сферы путем оценки изменения показателей, полученных на основе государственного статистического наблюдения Росстата с учетом влияния различных факторов.

¹Основные направления и мероприятия приоритетного национального проекта «Развитие агропромышленного комплекса» впервые были рассмотрены на расширенном заседании коллегии Минсельхоза России 19.10.2005 г., а затем утверждены президиумом Совета при Президенте Российской Федерации по реализации приоритетных национальных проектов 21.12.2005 г.

Прогнозирование же уровня ВРП позволяет не только заранее оценить результаты экономической деятельности, но и быстрее отреагировать на постоянно меняющиеся условия современного рынка, повысить эффективность управления экономикой региона, выработать концепции развития на последующие годы.

Рассмотрим возможности применения многофакторных статистических моделей, основанных на использовании методов корреляционного и регрессионного анализа, для моделирования и прогнозирования показателей развития сельского хозяйства Белгородской области.

Напомним, что основной целью множественного регрессионного анализа [термин «множественная регрессия» был впервые использован Пирсоном (Pearson K., 1908)] является анализ взаимосвязи между независимыми, или факторными, переменными и зависимым, или результативным, показателем [1]. Основные этапы проведения многомерного статистического анализа следующие:

1. Отбор факторов для включения в модель;
2. Проверка отобранных для включения в модель факторных признаков на наличие между ними коллинеарности;
3. Проверка отобранных для включения в модель факторных признаков на наличие автокорреляции во временных рядах;
4. Выбор формы связи между прогнозируемой величиной (результативным показателем) и включенными в модель факторными признаками;
5. Оценка параметров уравнения множественной регрессии;
6. Общая оценка модели, основанной на базе исходной статистической информации, и остаточный анализ;
7. Прогнозирование значений результативного показателя на основе разработанной модели и оценка результатов.

Для анализа и прогнозирования развития сельского хозяйства Белгородской области были использованы данные Белгородстата за период 1997-2008 гг. [6, 7, 8] и пакет прикладных программ статистического анализа Statistika 8.0.

На первом этапе был проведен содержательный анализ факторов, включаемых в модель, в целях оценки их влияния на ключевой показатель. В качестве исследуемого ключевого показателя выбрано производство валового регионального продукта по сельскому хозяйству в текущих ценах как обобщающий критерий развития сельского хозяйства в регионе в целом. В целях проведения многомерного статистического регрессионного анализа для включения в модель были отобраны следующие факторы и введены их обозначения:

Y - производство валового регионального продукта по сельскому хозяйству в Белгородской области, в текущих ценах, млн. рублей;

X_1 - индекс физического объема валовой добавленной стоимости (ВДС) по сельскому хозяйству, в % к предыдущему году;

X_2 - доля отрасли сельского хозяйства в НДС в текущих ценах, в % к предыдущему году;

X_3 - ВРП и НДС по сельскому хозяйству на душу населения, рублей;

X_4 - коэффициенты обновления основных фондов (ОФ) по сельскому хозяйству, в % от наличия на начало года;

X_5 - физический объем производства продукции сельского хозяйства по Белгородской области в фактических ценах, млрд. рублей;

X_6 - индекс физического объема сельскохозяйственной продукции, в сопоставимых ценах, в % к предыдущему году;

X_7 - число сельскохозяйственных организаций в Белгородской области, единиц;

X_8 - уровень рентабельности произведенной сельскохозяйственной продукции, в %;

X_9 - инвестиции в основной капитал сельскохозяйственной отрасли Белгородской области, млн. рублей (1997 г. - млрд. рублей);

X_{10} - индекс физического объема инвестиций в основной капитал, в сопоставимых ценах, в % к предыдущему году.

Таблица 1

Матрица множественных коэффициентов регрессии

	X_1	X_2	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	X_{10}	Y
X_1	1,000	0,403	0,308	0,203	0,259	0,321	-0,310	0,275	0,262	0,281	0,318
X_2	0,403	1,000	-0,226	-0,432	-0,350	-0,276	0,163	-0,479	-0,366	-0,343	-0,227
X_3	0,308	-0,226	1,000	0,957	0,986	0,923	-0,930	0,746	0,952	0,337	1,000
X_4	0,203	-0,432	0,957	1,000	0,979	0,933	-0,900	0,876	0,964	0,522	0,960
X_5	0,259	-0,350	0,986	0,979	1,000	0,949	-0,938	0,801	0,956	0,399	0,988
X_6	0,321	-0,276	0,923	0,933	0,949	1,000	-0,975	0,847	0,858	0,528	0,932
X_7	-0,310	0,163	-0,930	-0,900	-0,938	-0,975	1,000	-0,729	-0,815	-0,432	-0,934
X_8	0,275	-0,479	0,746	0,876	0,801	0,847	-0,729	1,000	0,824	0,783	0,761
X_9	0,262	-0,366	0,952	0,964	0,956	0,858	-0,815	0,824	1,000	0,404	0,954
X_{10}	0,281	-0,343	0,337	0,522	0,399	0,528	-0,432	0,783	0,404	1,000	0,357
Y	0,318	-0,227	1,000	0,960	0,988	0,932	-0,934	0,761	0,954	0,357	1,000

Таким образом, на основании матрицы множественных коэффициентов регрессии с вероятностью 95% можно утверждать, что достаточно сильная [$>0,6$] зависимость объема ВРП по сельскому хозяйству наблюдается от следующих факторов: ВРП и ВДС по сельскому хозяйству на душу населения (X_3), коэффициентов обновления основных фондов по сельскому хозяйству (X_4), физического объема производства продукции сельского хозяйства в фактических ценах (X_5), индекса физического объема сельскохозяйственной продукции (X_6), числа сельскохозяйственных организаций (X_7), уровня рентабельности произведенной сельскохозяйственной продукции (X_8) и инвестиций в основной капитал сельскохозяйственной отрасли Белгородской области (X_9).

Из модели на данном этапе представляется возможным исключить следующие факторы: индекс физического объема ВДС по сельскому хозяйству (X_1), долю отрасли сельского хозяйства в ВДС (X_2) и индекс физического объема инвестиций в основной капитал (X_{10}), поскольку их взаимосвязь с итоговым показателем статистически незначима (уровень значимости 0,05 по t -критерию Стьюдента).

Следующим этапом анализа является проверка включенных в модель факторов на коллинеарность. Анализ парных коэффициентов корреляции показывает сильную коллинеарную зависимость между отобранными для включения в модель факторами $X_3 - X_9$. На основании содержательного анализа этих факторов можно сделать вывод о том, что все они являются показателями уровня развития сельского хозяйства Белгородской области, и, следовательно, между ними несомненно определенная взаимосвязь. Однако как известно, наличие статистически тесной взаимосвязи между включаемыми в множественную регрессионную модель факторами оказывает существенное влияние на результаты прогнозного анализа.

Наиболее сильная коллинеарная зависимость существует между факторами $X_4 - X_9$, а также между этими и остальными отобранными для включения в модель факторами, что объяснимо на уровне содержательного анализа.

С учетом этих фактов необходима дополнительная проверка изучаемых факторов на существенность коллинеарности между ними. Одним из наиболее эффективных методов считается метод нахождения собственных значений (Eigenvalue algorithm), являющийся частью метода главных компонент и основывающийся на сравнении вариаций распределений каждой переменной, анализируя, таким образом, зависимость вариации каждой переменной от остальных.

На основании метода нахождения собственных значений возможно принятие решения о включении факторов в итоговую модель, если собственные значения переменных находятся в пределах от 0 до 100.

Анализ полученных собственных значений переменных показывает, что для каждого показателя они близки к 0, что свидетельствует об отсутствии между включаемыми в модель факторами значимой мультиколлинеарности (см. таблицу 2).

Таблица 2

Анализ собственных значений факторных переменных для включения в модель

Показатель	Обозначение	Собственные значения (Eigenvalues)
ВРП и ВДС на душу населения, рублей	X_3	6,392352
Коэффициенты обновления ОФ сельского хозяйства, в % от наличия на начало года	X_4	0,341807
Объем производства сельскохозяйственной продукции в фактических ценах, млрд. рублей	X_5	0,230310
Индекс физического объема производства сельскохозяйственной продукции, в %	X_6	0,019037
Число сельскохозяйственных организаций, единиц	X_7	0,009953
Уровень рентабельности, в %	X_8	0,004509
Инвестиции в основной капитал, млн. рублей (1997 г. - млрд. рублей)	X_9	0,002032

На основании изложенных фактов для включения в окончательную модель были отобраны следующие факторы: ВРП и ВДС по сельскому хозяйству на душу населения (X_3), коэффициенты обновления ОФ по сельскому хозяйству (X_4), физический объем продукции сельского хозяйства в фактических ценах (X_5), индекс физического объема сельскохозяйственной продукции (X_6), число сельскохозяйственных организаций в Белгородской области (X_7), уровень рентабельности сельскохозяйственного производства (X_8) и инвестиции в основной капитал (X_9).

Перед тем как приступить к моделированию исходных показателей, необходимо убедиться, что в уровнях этих показателей за рассматриваемый период времени отсутствует автокорреляция. Поскольку классические методы математико-статистического анализа применимы лишь в случае независимости отдельных членов ряда между собой, то при анализе нескольких взаимосвязанных рядов динамики можно установить наличие и степень их автокорреляции. Наличие последней приводит к искажениям величин среднеквадратических ошибок коэффициентов регрессии, что затрудняет построение доверительных интервалов для коэффициентов регрессии, а также проверку их значимости.

Расчет коэффициентов автокорреляции производился на основании нециклического коэффициента перво-

го порядка, так как наиболее сильные искажения результатов анализа возникают при корреляции между исходными уровнями ряда y_t и теми же уровнями, сдвинутыми на одну единицу времени, то есть y_{t+1} :

$$r_a = \frac{\overline{y_t \times y_{t+1}} - \overline{y_t} \times \overline{y_{t+1}}}{\sigma_{y_t} \times \sigma_{y_{t+1}}}.$$

Таким образом, полученные в результате расчетов коэффициенты автокорреляции первого порядка r_a показывают, что все приведенные показатели развития сельского хозяйства в Белгородской области содержат определенную сильную зависимость между последовательными уровнями временных рядов показателей (см. таблицу 3). Это означает, что моделирование показателя ВРП по сельскому хозяйству Белгородской области должно осуществляться с учетом наличия автокорреляции, которую необходимо исключить.

Таблица 3

Расчет и сравнение коэффициентов автокорреляции

Показатель	Обозначение	Коэффициент автокорреляции	
		r_a	результат сравнения
ВРП и ВДС на душу населения, рублей	X_3	0,82295418	существует
Коэффициенты обновления ОФ сельского хозяйства, в % от наличия на начало года	X_4	0,879731996	существует
Объем производства сельскохозяйственной продукции в фактических ценах, млрд. рублей	X_5	0,863021411	существует
Индекс физического объема производства сельскохозяйственной продукции, в %	X_6	0,88436593	существует
Число сельскохозяйственных организаций, единиц	X_7	0,865950263	существует
Уровень рентабельности, в %	X_8	0,749115928	существует
Инвестиции в основной капитал, млн. рублей (1997 г. - млрд. рублей)	X_9	0,852721716	существует

Существует достаточно много методов исключения автокорреляции, из которых наиболее часто на практике применяется метод Фриша-Воу [1]. Суть этого метода заключается во включении в уравнение множественной регрессии фактора времени как дополнительного факторного признака. Как правило, время вводится в виде линейного члена уравнения регрессии,

который может последовательно дополняться членами более высоких степеней того же временного ряда. Время при этом не является признаком, причинно определяющим развитие исследуемого показателя.

Уравнение множественной регрессии в этом случае принимает вид:

$$\hat{y}_t = (x_1, x_2, x_3, \dots, x_n, t, t^2, \dots).$$

Вопрос о введении в уравнение множественной регрессии фактора времени решается на основании следующей схемы.

Для каждого показателя определяется уравнение тренда с наиболее высокой степенью аппроксимации реально существующей тенденции этого показателя. Затем на основании полученных уравнений тренда определяют количество и степень переменных факторов времени t (см. таблицу 4).

Поскольку тенденции большинства показателей наилучшим образом аппроксимируются уравнением тренда второй степени, в уравнение множественной регрессии были введены переменные времени t и t^2 [9].

Таблица 4

Уравнения трендов показателей развития сельского хозяйства Белгородской области в 1997-2008 гг.

Показатель	Обозначение	Уравнение регрессии
ВРП и ВДС на душу населения, рублей	X_3	$y = 233,17x^2 - 1051x + 3617,1$
Коэффициенты обновления ОФ сельского хозяйства, в % от наличия на начало года	X_4	$y = 0,3675x^2 - 1,9269x + 5,3295$
Объем производства сельскохозяйственной продукции в фактических ценах, млрд. рублей	X_5	$y = 0,6788x^2 - 2,8738x + 8,1653$
Индекс физического объема производства сельскохозяйственной продукции, в %	X_6	$y = 4,0808x + 75,713$
Число сельскохозяйственных организаций, единиц	X_7	$y = -21,402x + 505,68$
Уровень рентабельности, в %	X_8	$y = 0,2125x^2 - 0,5469x + 4,9002$
Инвестиции в основной капитал, млн. рублей (1997 г. - млрд. рублей)	X_9	$y = 514,52x^2 - 4059,9x + 7890$

В результате была получена модель зависимости производства валового регионального продукта по сельскому хозяйству Белгородской области (Y) от стоимости ВРП и валовой добавленной стоимости на душу населения (X_3), коэффициентов обновления ОФ по сельскому хозяйству (X_4), физического объема продукции сельского хозяйства в фактических ценах (X_5), индекса физического объема сельскохозяйственной

продукции (X_6), числа сельскохозяйственных организаций в Белгородской области (X_7), уровня рентабельности сельскохозяйственного производства (X_8) и инвестиций в основной капитал (X_9), с учетом фактора времени.

Проверка значимости коэффициентов регрессии на основе t -критерия Стьюдента показала, что коэффициент регрессии при факторном признаке t^2 статистически незначим при вероятности 0,95 ($t_{кр} = 0,34$) (см. рис. 1).

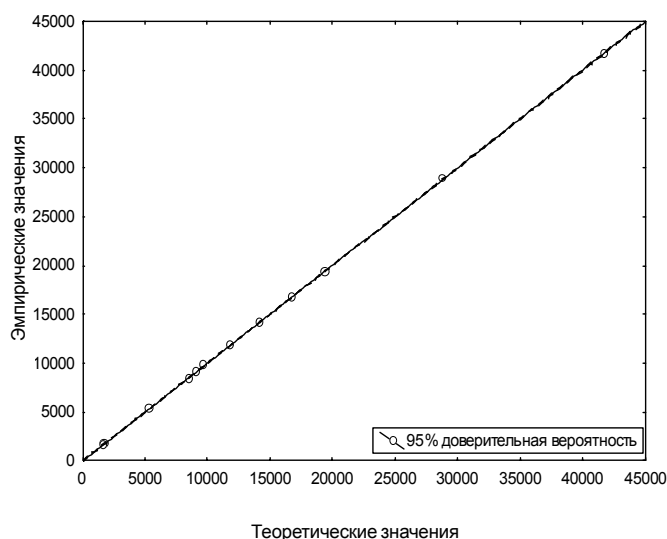


Рис. 1. Распределение теоретических значений относительно эмпирических для результативного признака: производство ВРП по сельскому хозяйству Белгородской области (в текущих ценах; млн. рублей)

Это исключает, таким образом, необходимость рассмотрения квадратической формы выражения времени, поскольку данный признак статистически несуществен в оценке ВРП по сельскому хозяйству Белгородской области [t -критерий для $t^2 = -0,84 < t_{кр}$].

В результате на основе предварительного содержательного анализа и применения пошаговых алгоритмов получена следующая модель регрессии:

$$\hat{y}_t = -3476,15 + 1,43X_{1t} - 77,21X_{2t} - 6,92X_{3t} + 9,21X_{4t} + 5,08X_{5t} + 27,33X_{6t} + 0,04X_{7t} + 260,36t$$

$$R^2=0,99; F(8,3)=30775; Std.err.=77,41; DW=2,75,$$

где X_{1t} - ВРП и ВДС на душу населения, рублей;

X_{2t} - коэффициенты обновления ОФ по сельскому хозяйству, в % от наличия на начало года;

X_{3t} - физический объем продукции сельского хозяйства по Белгородской области в фактических ценах, млрд. рублей;

X_{4t} - индекс физического объема сельскохозяйственной продукции Белгородской области, в %;

X_{5t} - число сельскохозяйственных организаций, единиц;

X_{6t} - уровень рентабельности сельскохозяйственного производства, в %;

X_{7t} - инвестиции в основной капитал, млн. рублей;

t - фактор времени.

Результаты проверки значимости полученной модели показали, что уравнение и все коэффициенты регрессии значимы. Значение множественного коэффициента детерминации позволяет сделать вывод о том, что 99% вариации результативного признака Y объясняется включенными в модель переменными. Уровень остаточной вариации, объясняющейся воздействием случайных и не учтенных в модели факторов, составляет 1%.

Об адекватности модели свидетельствует значение критерия Дарбина-Уотсона (DW)², равное 2,75, указывающее на некоррелированность регрессионных остатков. Множественный коэффициент корреляции показывает, что между показателями существует тесная прямая связь с учетом фактора времени.

Заключительным этапом многомерного статистического анализа являются прогнозирование значений показателя Y - производства валового регионального продукта по сельскому хозяйству в Белгородской области на основе разработанной модели и оценка результатов.

Прогнозные значения включенных в модель переменных получены на основании адаптивных авторегрессионных моделей Бокса-Дженкинса [10], с доверительной вероятностью 0,9 (см. таблицу 5, рис. 2).

Таблица 5

Фактические и прогнозируемые значения факторных и результативных признаков развития сельского хозяйства Белгородской области за период 1997-2011 гг.*

t	Год	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	Y
1	1997	1177,100	1,3	3,524603	81,21647	492,9268	4,245	1459,997	1744,700
2	1998	1134,800	4,9	4,798858	84,47991	466,5228	6,300	1751,433	1691,200
3	1999	3592,700	5,1	6,533796	87,87447	440,1187	8,422	2101,044	5382,900
4	2000	5651,100	2,5	8,89597	91,40544	413,7146	4,187	2520,442	8500,900
5	2001	6482,200	5,6	11,2246	95,07829	389,5673	5,428	3023,559	9772,600
6	2002	6045,500	6,7	20,1	101,8	367	5,500	2767,400	9128,800

² Об адекватности уравнения свидетельствует значение критерия Дарбина-Уотсона (DW), находящееся в пределах $2 \leq DW \leq 3$, что указывает на некоррелированность регрессионных остатков.

<i>t</i>	Год	X_3	X_4	X_5	X_6	X_7	X_8	X_9	<i>Y</i>
7	2003	7856,200	8,5	23,8	101,8	346	8,100	3644,300	11882,500
8	2004	9383,900	13	27,2	106,4	341	13,000	5666,300	14191,700
9	2005	11113,400	17,7	33,9	115,9	311	23,000	8897,300	16797,900
10	2006	12783,400	23,5	40,1	111,5	320	24,100	17769,600	19335,200
11	2007	19043,200	28	56,3	122,2	300	32,000	28992,500	28876,600
12	2008	28722,100	35,7	78,7	127,2	211	20,000	33852,300	41668,000
13	2009	28957,730	35,15531	78,76600	121,8655	254,8147	20,175	37024,386	42507,869
14	2010	29828,061	34,97768	78,66089	125,2789	272,6397	16,894	41222,495	44227,490
15	2011	31688,535	34,43699	78,52541	127,7316	357,9291	27,622	43519,036	48031,945

*Серым цветом выделены прогнозируемые значения.

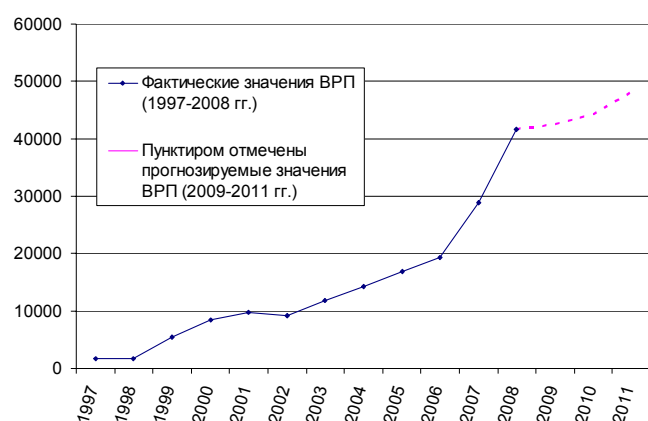


Рис. 2. Фактические и прогнозируемые значения ВРП по сельскому хозяйству Белгородской области (млрд. руб.)

На основании выполненного исследования показателей развития сельского хозяйства Белгородской области по данным Белгородстата за период 1997-2008 гг. с использованием пакета прикладных программ статистического анализа Statistica можно сделать выводы о том, что к 2011 г. динамика коэффициента обновления основных производственных фондов в сельском хозяйстве Белгородской области будет отрицательной и составит 34,4%, физический объем продукции сельского хозяйства (в фактических ценах) также немного сократится и прогнозируется в объеме 78,5 млрд. рублей. Динамика остальных факторов и ключевого показателя развития сельского хозяйства (валового регионального продукта) сохранится положительной. Прогноз ВРП Белгородской области по отрасли сельского хозяйства на 2011 г. составляет 48 млрд. рублей.

Сегодня в соответствии с новыми принципами управления региональной экономикой перед территориальными органами статистики стоят задачи, связанные с оценкой потребностей региональных органов управления АПК в статистической информации; разработкой системы статистических показателей-индикаторов,

наиболее точно характеризующих социально-экономические и инвестиционные процессы в АПК; разработкой и проведением различного рода обследований, ориентированных на выполнение основных целей региональной статистики; формированием на единой методологической основе информационного фонда региональной статистики; организацией оперативного информационно-статистического анализа процессов и прогнозирования их развития с точки зрения проводимых реформ с использованием международного опыта, систем классификации и стандартов [5]. К сожалению, действующая сегодня система информационно-статистического обеспечения департаментов АПК не позволяет в полном объеме решать поставленные задачи в основном из-за межведомственных проблем согласования, а также несовместимости информационно-статистических ресурсов, сформированных в результате различных статистических наблюдений за развитием сельского хозяйства [4]. Это не обеспечивает полноты и достоверности информации для проведения аналитических работ как в Белгородстате, так и в департаменте АПК, не позволяет применять современные методы и технологии анализа. Кроме того, недостаточное финансирование аналитических работ, отсутствие соответствующей требованиям современной экономики системы повышения квалификации специалистов в области учета и статистики, особенно в части современных информационных технологий анализа, серьезно тормозят широкое внедрение востребованного статистического инструментария в практику органов регионального управления АПК.

Одним из важнейших направлений совершенствования статистического исследования развития сельского хозяйства сегодня является использование комбинированного метода наблюдения, сочетающего периодическое проведение сплошных сельскохозяйственных переписей и выборочных обследований. В 2006 г. на всей территории России была проведена сельскохозяйственная перепись в целях обеспечения Правительства РФ, и прежде всего Минсельхоза России,

достоверной статистической информацией, отражающей состояние и структурные изменения и тенденции в аграрной сфере. Предыдущая сельскохозяйственная перепись проводилась в 1920 г. Необходимо отметить, что обе переписи проводились в период глобальных институциональных преобразований, и статистика беспристрастно фиксировала результаты этих трансформаций, представляя исследователям ценный эмпирический материал для анализа [2].

Полученная в процессе сельскохозяйственной переписи информация характеризует колоссальные базовые структурные изменения в аграрной сфере, происшедшие за 15 лет. В начале 1990-х годов 75% сельскохозяйственного производства осуществлялось в крупных и средних сельскохозяйственных организациях - колхозах и совхозах. Сегодня более половины объема производства сельскохозяйственной продукции выпускается в личных подсобных хозяйствах, фермерских хозяйствах и у индивидуальных предпринимателей [4].

Основным направлением работы Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Белгородской области (Белгородстата) по распространению уникальных уточненных данных о состоянии и развитии сельского хозяйства является доведение до органов власти и управления, научных организаций и других пользователей различных статистических материалов, формируемых в системе Росстата, как на электронных, так и на бумажных носителях. Другим важным направлением выступает воздействие через печатные и электронные СМИ, в том числе Интернет-сайты Росстата, посредством которых распространяются статьи, интервью, презентации. Однако активной обратной связи со стороны пользователей статистической информации и российской общественности до сих пор не наблюдается. При этом причины пассивного отношения к результатам переписи различны: у населения - из-за отсутствия реальной возможности влиять на решения правительства; у предпринимателей - из-за отсутствия бизнес-статистики; у органов управления - из-за доминирования оперативно-тактических локальных задач, для решения которых официальная статистика мало применима из-за конфиденциальности данных, запаздывания сроков их актуального представления и иных причин. Давно существующее несоответствие реальных потребностей системы

управления и возможностей сегодняшней реформируемой статистики представляет собой серьезнейшую информационно-методологическую проблему. В интервью газете «Финансы» в 2006 г. руководитель Росстата В.Л. Соколин заявил: «Наши предприниматели вообще не понимают, что такое статистика»³. В этих условиях решение проблемы заключается в создании действительно единого информационного пространства, преодолении ведомственных барьеров, использовании статистической информации на междисциплинарном уровне, в более широком историческом контексте, в процессе непосредственной разработки наиболее значимых концептуальных, аналитических, прогностических документов [2].

Литература

1. **Елисеева И.И., Юзбашев М.М.** Общая теория статистики: Учебник / Под ред. И.И. Елисеевой. - 5-е изд., перераб. и доп. - М.: Финансы и статистика, 2008.
2. **Кисельников А.А.** Роль статистической информации в разработке стратегии постреформенного развития АПК Сибири // Вопросы статистики. 2007. № 12. С. 47-54.
3. **Макаренко Н.М., Наседкина Т.И., Казакова Н.А.** Статистика состояния сельского хозяйства и проблемы реализации приоритетного национального проекта развития АПК в Белгородской области // Вопросы статистики. 2009. № 5. С. 71-77.
4. **Наседкина Т.И., Макаренко Н.М.** Анализ и оценки институциональных сдвигов в развитии агропромышленного комплекса Белгородской области // Вопросы статистики. 2009. № 12. С. 56-69.
5. **Пашинцева Н.И.** Современные проблемы статистики регионов и муниципальных образований // Вопросы статистики. 2006. № 12. С. 5-11.
6. Сайт Территориального органа Федеральной службы государственной статистики по Белгородской области: <http://belg.gks.ru>.
7. Статистический сборник «Производство продукции сельского хозяйства в Белгородской области» // Белгородстат, 2008.
8. Статистический сборник «Сельское хозяйство Белгородской области» // Белгородстат, 2009.
9. Экономическая статистика. 2-е изд., доп.: Учебник / Под ред. Ю.Н. Иванова. - М.: ИНФРА-М, 2002.
10. **Bollerslev Tim** (1986), «Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity», *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

³ Газета «Финансы» (Москва) № 032, 21.08.2006.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ИССЛЕДОВАНИЕ СТРАХОВАНИЯ ЖИЗНИ*

О.А. Хохлова, д-р экон. наук,

С.С. Михайлова, канд. экон. наук,

Восточно-Сибирский государственный технологический университет

Главной человеческой ценностью является жизнь, однако в силу различных обстоятельств мы не задумываемся об этом. Но наша жизнь часто зависит от случайных событий, которые могут не только выбить из привычного ритма, но и нарушить стабильность и благополучие близких нам людей. В наше непростое время защита жизни и здоровья приобретает особый смысл, поскольку является гарантией финансовой стабильности в семье. Здоровье, достойный уровень жизни семьи, хорошее образование детей, дополнительные пенсионные накопления - все это достигается путем стабильных денежных вложений в различные финансовые инструменты: банковские вклады, ценные бумаги, в собственный бизнес, в недвижимость, в паевые и пенсионные фонды и личное страхование. Каждый инструмент имеет свои особенности. Особая роль страхования жизни заключается в решении социальных проблем общества путем предоставления населению гарантий, что в свою очередь повышает доверие к правительству и ведет к стабилизации политической и экономической обстановки.

В условиях ограниченности в регионе собственных инвестиционных ресурсов и высоких процентных ставок по долгосрочным кредитам большое значение приобретает развитие классического страхования жизни. Расширение рынка долгосрочного страхования жизни особенно важно для дотационных регионов, характерной чертой которых является низкая инвестиционная привлекательность: преобладание в структуре капиталовложений бюджетных средств, незначительный объем финансирования долгосрочных инвестиционных проектов и т. д. Развитая система страхования жизни, с одной стороны, служит источником инвестиционных средств, носящих преимущественно долгосрочный характер, а с другой - выступает гарантом социальной защищенности населения, обеспечивая защиту материальных интересов страхователей.

Страхование жизни может мобилизовать внутренние финансовые ресурсы региона и, размещая сформированные страховые резервы в различные активы, частично восполнить потребность региона в инвестициях, что в дальнейшем окажет благоприятное влияние на экономику региона (см. рис. 1).

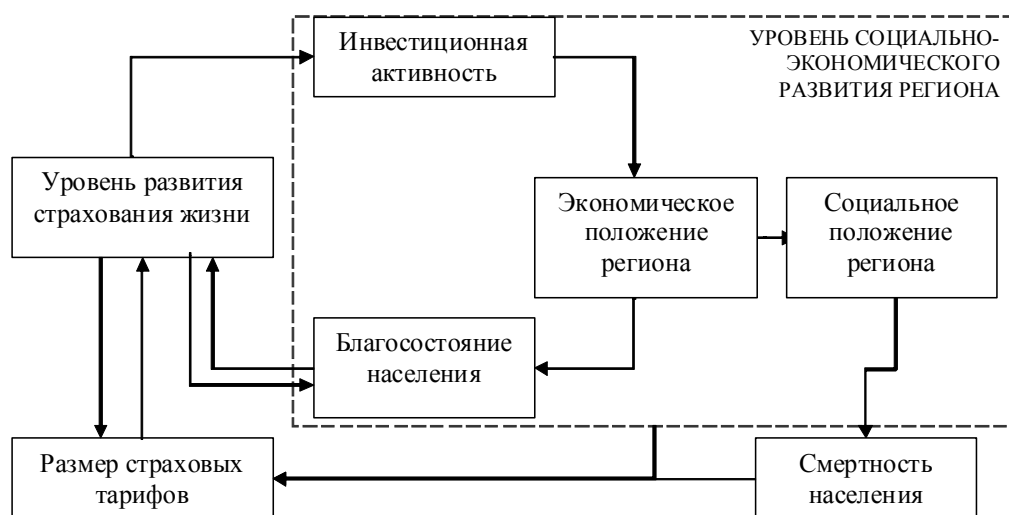


Рис. 1. Роль страхования жизни в экономике региона

При осуществлении страхования жизни в регионе необходимо учитывать его особенности, так как субъекты Российской Федерации характеризуются различным уровнем социально-экономического развития, разнообразием национального состава населения, резкими отличиями природно-климатических условий, что не-

посредственно обуславливает демографическую ситуацию, определяет уровень смертности в регионе. Так, занижение стоимости предоставляемой страховой защиты населению, неадекватная оценка страхового потенциала региона могут привести к финансовой неустойчивости страховой компании, нерентабельности

* На примере Республики Бурятия.

страховых операций, а завышение тарифов будет сдерживать развитие страхования жизни, приведет к неконкурентоспособности отдельного страховщика. Обоснованный с экономической и научной точки зрения размер тарифа страхования жизни для населения региона позволит обеспечить требуемую надежность и устойчивость страховщика. В то же время страховые компании при разработке региональной тарифной политики сталкиваются с проблемой отсутствия достоверных статистических данных, единой страховой информационной базы, методик расчета страховых тарифов для региона.

Это требует решения задачи определения размера тарифа страхования жизни с учетом особенностей экономической, региональной и демографической ситуаций в регионе. Отметим, что установление справедливой и экономически обоснованной цены страховой защиты способствует реализации функций страхования жизни: сберегательной, кредитной, инвестиционной.

Размер страховых тарифов, устанавливаемый страховщиками, зависит от следующих региональных показателей (см. рис. 2).

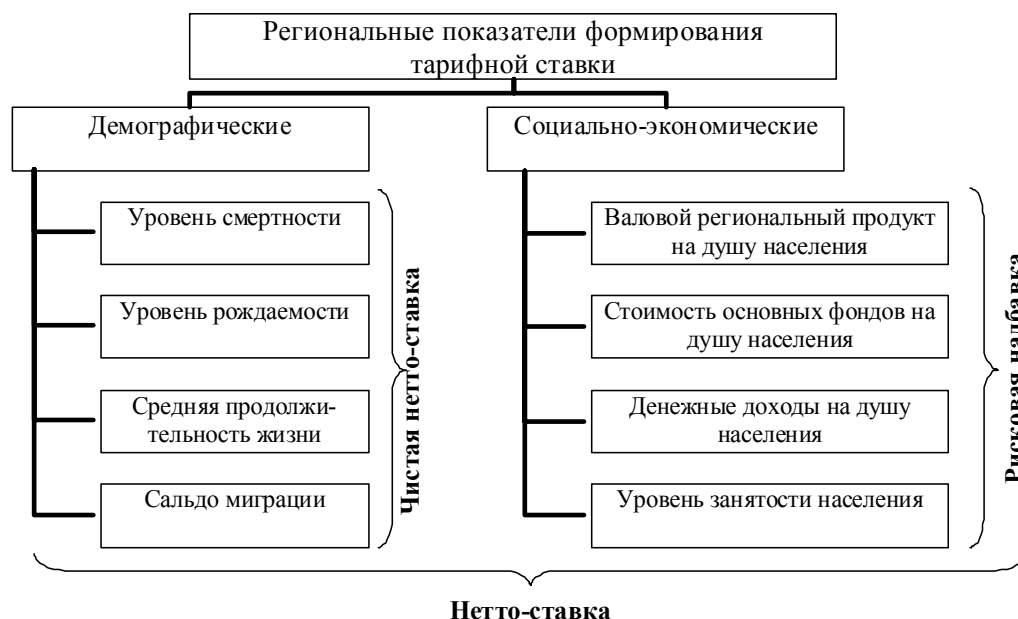


Рис. 2. Региональные показатели формирования тарифной ставки страхования жизни

Для решения вышеуказанной задачи авторами предложен алгоритм статистического анализа страхования жизни и предпосылок его развития в регионе

(см. рис. 3). Реализация алгоритма и последующие результаты позволят провести актуарные расчеты тарифов страхования жизни для населения региона.

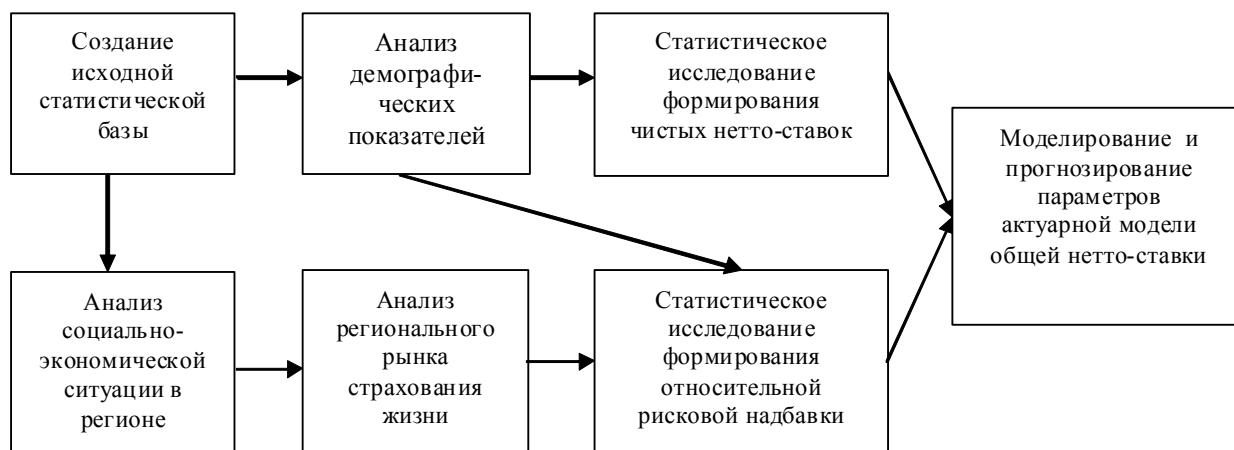


Рис. 3. Этапы статистического анализа страхования жизни в регионе

В настоящее время для определения и обоснования применяемых страховых тарифов используются методики, основанные на теории вероятностей и математической статистики. Точность оценки риска и соответственно рассчитанного тарифа определяется точностью статистических данных. Следовательно, ошибки или неполнота статистической информации приводят к возникновению погрешностей при расчете тарифа. Поэтому *на первом этапе* решается задача сбора достоверных статистических данных. Статистическое наблюдение за событиями, приносящими ущерб, носит систематический характер. Как известно, подобную информацию собирают статистические организации, органы страхового надзора, страховые компании и др. На основе полученных данных строятся ряды распределения, позволяющие увидеть и измерить закономерности в размере наносимого ущерба в тех или иных условиях, измерить динамику потерь, а также выявить закономерности наступления таких событий. Основным документом, в котором закреплены экономические и правовые отношения страховщика и страхователя, является *договор страхования*. Заключение договора страхования сглаживает последствия страхового случая, выражающиеся в резком изменении объема производственных фондов предприятия, потере собственности физического лица. В договоре содержится практически вся статистическая информация, необходимая для проведения расчетов, связанных с установлением объема ответственности по страховым рискам: страховая сумма, размер и периодичность уплаты взносов, лимит ответственности, время, территория, на которой действует договор, и т. п.

Важными источниками статистической информации являются бухгалтерская, финансовая и статистическая отчетность. В статистической отчетности (форма № 1-СК) наряду с реквизитами, позволяющими анализировать отчитывающиеся страховые организации в разрезе территорий, отраслей, организационно-правовых форм, форм собственности, содержатся важнейшие показатели, характеризующие деятельность страховой компании, в том числе данные об уставном капитале в разрезе долей учредителей: страховых организаций; банков; промышленных, сельскохозяйственных, транспортных и строительных организаций; физических лиц. В отчетности содержатся сведения о страховом портфеле, количестве действующих договоров страхования в разрезе физических и юридических лиц, по принадлежности договоров различным институциональным секторам экономики. Кроме того, имеются довольно подробные сведения о численности страховых агентств и их комиссионном вознаграждении. Особое место уделено статистическому наблюдению добровольного страхования в стоимостной форме. В форме № 1-С отражаются сведения о страховых взносах и выплатах по агрегированным группам страховых услуг.

В форме № 3-С содержатся такие сведения об операциях по обязательному медицинскому страхованию, как количество договоров, число застрахованных, страховые взносы и выплаты, в том числе выплаты по случаю травм и смерти на различных видах транспорта. Такими же показателями характеризуется обязательное государственное личное страхование сотрудников Государственной налоговой службы Российской Федерации, дополнительно оговариваются количество и суммы выплат по инвалидности, тяжким и менее тяжким телесным повреждениям.

Накапливается статистическая информация и по количеству заключаемых договоров, числу застрахованных, взносам и выплатам; по государственному страхованию личности от риска радиационного ущерба вследствие аварии на Чернобыльской АЭС; государственному личному страхованию военнослужащих и военнообязанных; граждан, призванных на военные сборы; лиц рядового и начальствующего состава органов внутренних дел; обязательному государственному страхованию медицинских и научных работников на случай ВИЧ-инфицирования; страхованию имущества, принадлежащего гражданам. Находит отражение в отчетности и динамика вновь заключаемых и прекращенных договоров по отдельным видам страхования. Наряду с прочими данными, в форме № 2-С, утвержденной приказом Росстрахнадзора, содержатся сведения, позволяющие проводить статистический анализ по личному страхованию в разрезе видов страховых услуг - выплат по страховым случаям дожития, смерти, постоянной утрате общей трудоспособности, временной утрате общей трудоспособности, оплате медицинских услуг и т. п.

Наряду с перечисленными источниками статистической информации, в статистическом анализе страховой деятельности широко используется информация практически всех разделов статистики: показатели рождаемости и смертности, информация о процентных ставках, инфляции, доходах и расходах населения и др. В статистике социального страхования накапливается информация о заболеваемости населения, травматизме, инвалидности, потерях кормильцев, о старении населения и рождаемости, строятся распределения населения по полу, характеру заболеваний, социальным признакам, таким, как профессия, отрасль занятости и т. д. Данные показатели применяются для определения цены страховой защиты, прогнозирования объемов премий, выплат, инвестиционного дохода, размера страхового портфеля. Наличие достоверных исходных статистических данных позволяет построить качественный прогноз, на основе которого и должна строиться деятельность страховщика. Поэтому выбор источника информации имеет большое значение при исследовании страховой деятельности.

Фундаментальное значение для статистического исследования имеет информация, предоставляемая

Федеральной службой государственной статистики. Так, в Российском статистическом ежегоднике публикуются данные о страховых взносах и выплатах в целом по страховым организациям и административным единицам в разрезе форм собственности в рублях, а также структура взносов и выплат по агрегированным группам страховых услуг в процентах. Однако указанные сведения позволяют составить лишь общее представление о страховании.

Ведомственная статистическая отчетность значительно подробнее, чем государственная статистика, как в части охвата отчетностью отдельных видов страхования, так и в части перечня направлений и набора характеризующих их показателей. В целом страховой надзор создает достаточно емкую информационную базу для характеристики и анализа страхового дела в России.

Статистическая отчетность по страхованию имеет ряд существенных недостатков:

- ведомственная статистика недоступна широкой научной общественности и специалистам страховых компаний, а государственная - содержит лишь наиболее общие показатели;

- в практике сбора информации почти не используется выборочный метод исследования, который позволил бы накапливать данные по более широкому кругу показателей, исследовать качественные характеристики деятельности отрасли, проводить экспертные опросы и сделать их достоянием страховой общественности.

Уровень развития страхования жизни во многом определяется социально-экономическим положением региона, желанием и возможностью населения сохранить достигнутый уровень благосостояния, доступностью страховых тарифов. Поэтому *на втором этапе* был проведен анализ социально-экономических показателей развития региона, определяющих размер страхового тарифа.

Несмотря на позитивную динамику макроэкономических показателей, остается нерешенной проблема изношенности основных средств, объемы капитальных затрат не удовлетворяют потребности экономики региона. Такие отрасли, как сельское хозяйство, добывающая и обрабатывающая промышленность, нуждаются в значительных инвестиционных средствах. В этих условиях страхование жизни можно рассматривать как потенциальный источник инвестиционных средств для экономики региона.

Для Республики Бурятия характерна неравномерность социально-экономического развития в территориальном разрезе, которая оказывает существенное влияние на степень развития страховой отрасли в регионе. Для классификации районов республики по уровню социально-экономического развития был при-

менен кластерный анализ, который позволил выделить типологические группы муниципальных образований.

Результаты многомерной классификации подтвердили обоснованность выбора исходных показателей для оценки социально-экономического положения муниципальных образований Республики Бурятия. На основе рассмотренных показателей проведено их ранжирование по уровню развития. Выявлено наличие тесной статистической связи между социально-экономическим положением и степенью развития страхования в районе.

Так как предпосылкой успешного развития страхования жизни в регионе служит сформированный рынок рискованного страхования, то представляет интерес анализ факторов, обуславливающих состояние этого рынка. Информационная база для исследования включала в себя сопоставимые данные по Республике Бурятия за 2000-2007 гг. по следующим пяти показателям: y - объем страховой премии по всем видам страхования (млн. рублей); x_1 - ВРП (млрд. рублей); x_2 - численность занятого населения (тыс. человек); x_3 - денежные доходы населения (млн. рублей); x_4 - численность населения с доходами ниже величины прожиточного минимума (тыс. человек); x_5 - естественный прирост населения (в промилле).

При анализе влияния социально-экономических показателей на страхование возникла проблема мультиколлинеарности, для решения которой был использован компонентный анализ. Реализация метода главных компонент позволила выделить три главные компоненты, которые объясняют 91,3% вариации исходного информационного пространства. Первая главная компонента, f_1 - *страховой потенциал региона*, тесно связана с показателями x_2 - численность занятого населения, x_3 - денежные доходы населения и объясняет 35,4% суммарной вариации исходных показателей. Вторая главная компонента, f_2 - *уровень социального развития региона*, связана с показателями x_4 - численность населения с доходами ниже величины прожиточного минимума, x_5 - естественный прирост населения на 1000 человек и обуславливает 32,8% суммарной вариации исходных показателей. Третья главная компонента, f_3 - *уровень экономического развития региона*, тесно связана с показателем x_1 - объем ВРП и объясняет 23,03% суммарной вариации исходных показателей.

Для исследования влияния главных компонент на развитие страхового дела в регионе был проведен регрессионный анализ. Анализ динамики страховых премий по всем видам страхования показал, что в развитии страхования имеют место институциональные изменения, связанные с ужесточением требований лицензирования страховой деятельности, которые оказали значительное влияние на объемы страховых премий

и организацию страхового дела. В этой связи в регрессионную модель была введена фиктивная переменная γ , где $\gamma = \begin{cases} 1 - \text{начиная с I квартала 2004 г.;} \\ 0 - \text{до I квартала 2004 г.} \end{cases}$

Уравнение множественной регрессии объема страховой премии (\hat{y}_t) на главных компонентах имеет вид:

$$\hat{y}_t = 709,987 + 37,278 f_{1,t} + 94,556 f_{2,t} + 72,459 f_{3,t} - 530,810 \gamma$$

$t_{\text{расч}} \quad (5,0) \quad (8,7) \quad (6,2) \quad (-11,8)$

$$R^2 = 0,90; F_{\text{набл.}} = 10,23; \bar{\delta} = 2,85\%; DW = 1,971.$$

Уравнение значимо по F -критерию Фишера, а коэффициенты регрессии - по t -критерию Стьюдента при $\alpha = 0,05$.

Институциональные изменения, имевшие место в начале 2004 г., оказали существенное влияние на страховое дело, снизив ежегодные объемы страховой премии в среднем на 530,81 млн. рублей. Со II квартала 2004 г. наблюдается тенденция устойчивого роста страховых премий.

Для оценки влияния экономических факторов на развитие страхования жизни в регионе построена регрессионная модель объема премий по страхованию жизни. Информационной базой послужили полугодовые данные по Республике Бурятия за период 2000-2007 гг. В качестве объясняющих переменных в модель вошли: x_1 - величина валового регионального продукта (млрд. рублей); x_2 - число страховых компаний и их филиалов, ведущих деятельность на территории региона. Зависимой переменной в регрессионном уравнении является y - объем страховых премий по страхованию жизни (млн. рублей). Модель имеет следующий вид:

$$\hat{y} = -2,275 + 1,022 x_{1,t} + 1,050 x_{2,t}$$

$$t_{\text{расч}} \quad (2,260) \quad (2,794)$$

$$R^2_{\text{испр}} = 0,822; F_{\text{набл.}} = 27,691; DW = 1,963.$$

Предложенная модель статистически значима по F -критерию Фишера, коэффициенты регрессии значимы по t -критерию Стьюдента при $\alpha = 0,05$. Модель отражает региональные особенности, определяющие спрос населения на услуги по страхованию жизни и предложение со стороны страховщиков. Прогнозные данные, полученные с помощью этой модели, в дальнейшем позволят сформировать размер относительной надбавки - важной составляющей страхового тарифа.

На **третьем этапе** проводился анализ демографических показателей региона. Расчет тарифов в страховании жизни опирается на показатели смертности населения, поэтому исследованы динамика и распределение смертности по возрасту, полу и месту проживания.

В таблице 1 представлены результаты моделирования кривых повозрастной смертности для мужского населения Республики Бурятия за период 1990-2007 гг. Так, модель, позволяющая описать не менее 90,0% изменения уровней повозрастной смертности мужского и женского населения Республики Бурятия на различных возрастных интервалах, основана на распределении Вейбулла и экспоненциальной функции. Смертность среди мужчин в возрасте 18-35 лет описывается моделью Вейбулла, а в старшей возрастной группе 36-70 лет - наиболее адекватной, экспоненциальной функцией. Несоответствие законов смертности в молодом и старшем возрастах объясняется различиями в приращении силы смертности.

Смертность среди женщин на всем рассматриваемом промежутке подчиняется экспоненциальному закону.

Таблица 1

Результаты моделирования повозрастных уровней смертности мужского населения Республики Бурятия за 1990-2007 гг.

Год	Возрастные группы			
	18-35 лет		36-70 лет	
	модель № 1	коэффициент детерминации	модель № 2	коэффициент детерминации
1990	$\hat{\mu}_k = 0,0005 x^{0,7066}$	0,9792	$\hat{\mu}_k = 0,0005 e^{0,0684 x}$	0,9771
...
1995	$\hat{\mu}_k = 0,0003 x^{0,9931}$	0,9343	$\hat{\mu}_k = 0,0013 e^{0,0578 x}$	0,9925
...
2000	$\hat{\mu}_k = 0,0003 x^{1,0127}$	0,9341	$\hat{\mu}_k = 0,0014 e^{0,0554 x}$	0,9914
...
2006	$\hat{\mu}_k = 0,0001 x^{1,7222}$	0,9549	$\hat{\mu}_k = 0,0020 e^{0,0515 x}$	0,9973
2007	$\hat{\mu}_k = 0,0001 x^{1,3799}$	0,9845	$\hat{\mu}_k = 0,0019 e^{0,0523 x}$	0,9961

Проведенный комплексный анализ современной демографической ситуации в Республике Бурятия показал, что основные проблемы развития населения региона сходны с общероссийскими, но имеются свои особенности:

- уровень рождаемости в регионе значительно выше, чем в целом по стране;
- стандартизованный коэффициент смертности в Республике Бурятия ниже, чем в среднем по России;
- уровень смертности в трудоспособном возрасте в республике значительно ниже среднероссийского значения;
- снижение численности населения республики на 70% обусловлено миграционным оттоком населения.

Результаты исследования подтвердили необходимость учета пола и возраста застрахованного лица при определении тарифа страхования жизни. Фактор места проживания (село или город) не оказывает существенного влияния на вероятность смерти, поэтому при построении страховых тарифов им можно пренебречь.

На *четвертом этапе* исследования эконометрическое моделирование тарифов страхования жизни с учетом региональных особенностей позволило рассчитать рискованные ставки и надбавки для населения Республики Бурятия. Результаты исследования подтвердили, что различия в уровнях смертности населения региона и страны в целом ведут к существенным различиям и в размере нетто-ставок страхования жизни. В таблице 2 приведены значения единовременных рискованных ставок для населения Российской Федерации и Республики Бурятия при 5%-ной норме доходности ($i = 5\%$). Базой для расчета послужили общероссийские и региональные таблицы смертности.

Таблица 2

Единовременная нетто-ставка по видам страхования жизни сроком на пять лет для лиц мужского пола по Российской Федерации и Республике Бурятия за 2007 г.

Возраст застрахованного лица, лет	На случай смерти		На дожитие		Смешанное	
	РФ	РБ	РФ	РБ	РФ	РБ
20	0,0195	0,0266	0,8037	0,7972	0,8232	0,8238
25	0,0366	0,0384	0,7879	0,7864	0,8245	0,8247
30	0,0546	0,0511	0,7713	0,7747	0,8259	0,8258
35	0,0724	0,0575	0,7550	0,7688	0,8274	0,8263
40	0,0898	0,0763	0,7390	0,7514	0,8288	0,8277
45	0,1070	0,0910	0,7232	0,7379	0,8302	0,8289
50	0,1239	0,1160	0,7077	0,7147	0,8316	0,8307
55	0,1405	0,1496	0,6925	0,6837	0,8330	0,8332
60	0,1569	0,2038	0,6775	0,6339	0,8344	0,8377

Анализ единовременных нетто-ставок по видам страхования жизни для мужского и женского населения Республики Бурятия в страховом возрасте 18-60

лет (женщины 18-55 лет) и в целом по Российской Федерации показывает, что нетто-ставка страхования жизни на случай смерти мужского населения Республики Бурятия выше в среднем на 2,6%, чем по России, а по смешанному страхованию - на 0,03%. Для женского населения нетто-ставка на случай смерти выше на 22,6%, по смешанному страхованию - на 0,66%. В отдельных возрастных группах наблюдается снижение нетто-ставок для населения республики по сравнению с общероссийскими значениями: нетто-ставка по страхованию жизни на случай смерти для мужского населения Республики Бурятия в возрасте 30-45 лет ниже на 15,6%; по смешанному страхованию - на 0,5%. Разница для женского населения наблюдается на более коротком возрастном интервале 35-45 лет и не столь существенна: на случай смерти нетто-ставка ниже на 6,3%, по смешанному страхованию - на 0,1%. Отметим, что наиболее активными страхователями по договорам страхования жизни являются дееспособные лица в возрасте 30-45 лет.

Таким образом, использование региональных таблиц смертности при расчете нетто-ставок страхования жизни приводит к снижению чистой цены страхования для наиболее активной группы страхователей. Это обеспечит, во-первых, справедливую плату за риск получения материального ущерба, связанного с продолжительностью жизни человека, между всеми страхователями. Во-вторых, повысит устойчивость страховых операций, обеспечит массовость страхования за счет снижения цены страховой защиты для наиболее вероятных страхователей. Все это в целом оказывает понижающее действие на страховые тарифы для всех страхователей.

В таблице 3 представлены относительные рискованные надбавки для населения Республики Бурятия, рассчитанные при различных уровнях надежности страховых операций и объема страхового портфеля.

Доля рискованной надбавки в страховом тарифе с увеличением возраста застрахованного снижается в силу того, что с ростом возраста возрастает вероятность смерти, соответственно снижается вероятность выжить. Увеличение объема портфеля страховщика ведет к снижению общего уровня относительной рискованной надбавки, так как чем больше однородных рисков в портфеле, тем меньше реализованный суммарный риск отличается от ожидаемого, ниже общая вариация, выше надежность и устойчивость страховых операций.

Для моделирования и последующего прогнозирования повозрастных коэффициентов смертности мужского и женского населения региона в работе предложена методика, использующая данные региональной статистики и отвечающая требованиям краткосрочного демографического прогноза.

При прогнозировании уровней смертности исходили из условия, что в краткосрочном периоде демографи-

Таблица 3

Относительная рискованная надбавка для населения Республики Бурятия в 2007 г.
(в процентах)

Пол	Возраст	Объем страхового портфеля								
		N=2000			N=5000			N=10000		
		$\gamma = 0,65$	$\gamma = 0,7$	$\gamma = 0,75$	$\gamma = 0,65$	$\gamma = 0,7$	$\gamma = 0,75$	$\gamma = 0,65$	$\gamma = 0,7$	$\gamma = 0,75$
Мужчины	20	12,3	16,8	21,6	7,8	10,6	13,7	5,5	7,5	9,7
	30	8,3	11,3	14,5	5,2	7,1	9,2	3,7	5,0	6,5
	40	6,8	9,2	11,9	4,3	5,8	7,5	3,0	4,1	5,3
	50	5,4	7,4	9,5	3,4	4,7	6,0	2,4	3,3	4,2
	60	4,0	5,4	7,0	2,5	3,4	4,4	1,8	2,4	3,1
Женщины	20	21,6	29,5	37,9	13,7	18,7	24,0	9,7	13,2	17,0
	30	15,4	21,0	27,0	9,7	13,3	17,1	6,9	9,4	12,1
	40	12,2	16,6	21,3	7,7	10,5	13,5	5,4	7,4	9,5
	50	8,6	11,8	15,2	5,5	7,5	9,6	3,9	5,3	6,8
	60	6,2	8,5	10,9	3,9	5,4	6,9	2,8	3,8	4,9

ческие показатели будут близки к некоему постоянно-му значению.

Для построения прогностических моделей, описывающих вероятности наступления смерти в возрасте x мужского и женского населения Республики Бурятия на период 2008-2010 гг., была построена модель регрессии, которая предполагает отсутствие тенденции в ряду уровней повозрастной смертности и изменения характера приращения смертности по возрастам.

Гипотеза об отсутствии тенденции проверялась с помощью кумулятивного T -критерия, метода сравнения средних уровней временного ряда, критерия Аббе (критерий квадратов последовательных разностей). Тестирование подтвердило гипотезу об отсутствии тенденции в изменении параметров моделей, приведенных в таблице 4 за период 2001-2007 гг., которые образуют стационарный ряд.

Для построения прогностических моделей повозрастной смертности мужчин в возрасте 18-35 лет были использованы данные 17 возрастных групп за семь лет (119 наблюдений) и в возрасте 35-70 лет - данные 35 возрастных групп за семь лет (245 наблюдений).

Модели уровня повозрастной смертности мужского населения Республики Бурятия имеют вид:

$$\hat{\mu}_x = 0,00003 x^{1,7441}, R^2 = 0,929 \text{ - в возрасте 18-35 лет;} \\ t_{расч} (34,15)$$

$$\hat{\mu}_x = 0,00194 e^{0,0523x}, R^2 = 0,959 \text{ - в возрасте 35-70 лет.} \\ t_{расч} (46,76)$$

Значения вероятности повозрастной смертности для мужского населения представлены на рис. 4.

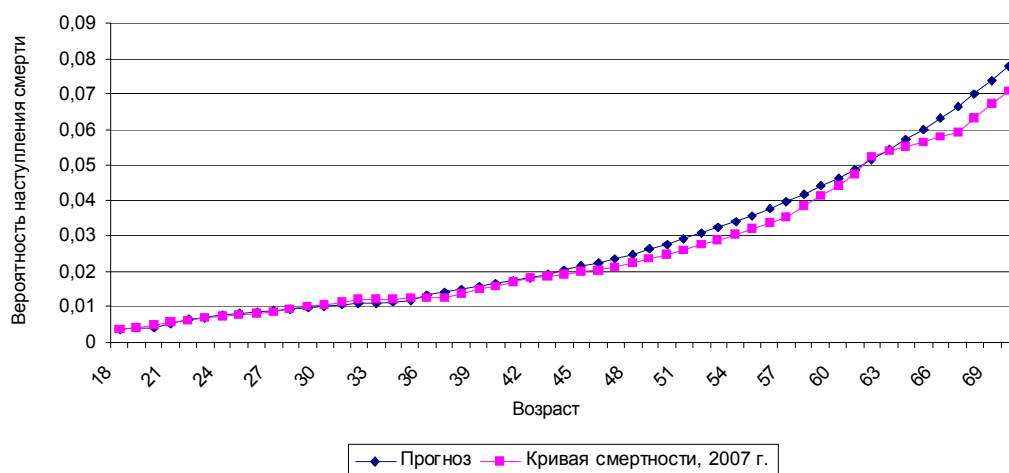


Рис. 4. Прогнозные значения вероятности повозрастной смертности мужского населения Республики Бурятия на 2008-2010 гг. в сопоставлении с 2007 г.

Построение прогностических моделей повозрастной смертности женщин проводилось аналогично, как и для мужчин.

Модели уровня повозрастной смертности женского населения Республики Бурятия имеют вид:

$$\hat{\mu}_x = 0,00031 e^{0,0734x}, R^2 = 0,962 \text{ - в возрасте 18-35 лет;}$$

$$t_{расч} (37,23)$$

$$\hat{\mu}_x = 0,00037 e^{0,0658x}, R^2 = 0,977 \text{ - в возрасте 35-70 лет.}$$

$$t_{расч} (54,93)$$

Значения вероятности повозрастной смертности для женского населения представлены на рис. 5.



Рис. 5. Прогнозные значения вероятности повозрастной смертности женского населения Республики Бурятия на 2008-2010 гг. в сопоставлении с 2007 г.

На основе прогнозных моделей уровней повозрастной смертности построены единовременные нетто-ставки для мужского и женского населения Республики Бурятия на перспективный период 2008-2010 гг.

Ключевым показателем, характеризующим перспективы развития страхования жизни в регионе, является число заключаемых договоров страхования жизни, которое зависит от собранной страховой премии, а соотношением этих показателей является средний страховой взнос.

Для прогнозирования количества договоров (y) страхования жизни предложена модель множественной регрессии, где в качестве факторных переменных выступают: q - объем страховых премий по страхованию жизни, тыс. рублей; γ - фиктивная переменная, отражающая влияние институциональных изменений, где

$$\gamma = \begin{cases} 1 - \text{начиная с I квартала 2004 г.;} \\ 0 - \text{до I квартала 2004 г.} \end{cases}$$

Моделирование количества договоров страхования жизни проведено по данным филиалов четырех страховых компаний по полугодиям за период 2000-2007 гг., которые охватывали по итогам 2007 г. 96,3% рынка страхования жизни Республики Бурятия. Модель имеет следующий вид:

$$\hat{y}_t = 843,41 + 0,50q_t - 10821,30\gamma,$$

$$t_{расч} (10,6) \quad (-4,6)$$

$$R^2 = 0,97; F_{набл} = 230,91; \bar{\delta} = 7,56\%; DW = 2,03.$$

Уравнение и параметры при объясняющих переменных значимы при $\alpha = 0,05$. Критерий Дарбина-Уотсона, равный $DW = 2,03$, свидетельствует об отсутствии автокорреляции регрессионных остатков.

Прогнозирование объема премий страхования жизни было проведено на основе регрессионного уравнения, характеризующего спрос населения на региональном рынке страхования жизни. Для прогнозирования параметра ВРП использованы адаптивные методы прогнозирования (АРСС-модели). Параметр - число страховых компаний описан трендовой моделью.

В таблице 4 приведены точечный и интервальный прогнозы числа ежегодно заключаемых договоров страхования жизни на 2009-2010 гг.

Таблица 4

Прогнозные значения количества договоров страхования жизни Республики Бурятия на уровне надежности $\gamma = 0,95$

Прогнозный период		Прогноз	Нижняя граница	Верхняя граница
полугодие	год			
1	2009	7246	5072	9420
2		9459	5676	13243
1	2010	7163	2149	12179
2		11171	2793	19549

Анализ показал, что страхование жизни в Республике Бурятия имеет значительный потенциал для расширения и качественного развития.

Использование региональных статистических данных, теоретического и научно-методического сопровождения исследования позволяет оптимизировать тарифные ставки, что может служить дополнительным фактором увеличения страховой активности населения, стимулом расширения страхового бизнеса на территории любого субъекта РФ.

Литература

1. Дубров А.М., Мхитарян В.С., Трошин Л.И. Многомерные статистические методы: Для экономистов и менеджеров. - М.: Финансы и статистика, 2000. - 368 с.
2. Корнилов И.А. Актуарные расчеты в страховании жизни: Учеб. пособие - М.: Изд-во МЭСИ, 2003. - 240 с.
3. Хохлова О.А. Методология статистического исследования экономики региона. - Иркутск: Изд-во Байк. гос. ун-та экономики и права, 2006. - 276 с.

ТИПОЛОГИЗАЦИЯ СОЦИАЛЬНО-ЭКОНОМИЧЕСКОГО И ЭКОЛОГИЧЕСКОГО ПОЛОЖЕНИЯ РЕГИОНА

О.Г. Матковская,

Белорусский государственный экономический университет

Несмотря на свою значимость в аналитической практике, статистические данные отдельных регионов (областей Беларуси) используются исследователями недостаточно активно и со значительными ограничениями по набору характерных признаков. Такое положение обусловливается рядом причин, главной среди которых видится необходимость обработки больших массивов данных и интегрирования разноплановых показателей, нередко отражающих противоречивые тенденции. Подобную задачу сложно решать традиционными статистическими методами, предполагающими последовательную обработку данных по каждому из отобранных признаков. Тем не менее решение такой задачи становится возможным с использованием арсенала современной экономической теории и статистической методологии, ориентированных на применение гибких методов моделирования явлений (процессов) и высокий уровень обобщения аналитических выводов. В частности, одним из новейших методов формального описания сложных

трудномоделируемых процессов является многомерное шкалирование. Его особенности заключаются в том, что оценке подвергаются не тривиальные значения признаков, а пространственное расположение наблюдаемых объектов. При этом принимается во внимание, что любой объект, представленный набором признаков, сам по себе может давать искажения, демонстрировать маскирующие эффекты, но становится строго различим, прогнозируем по поведению, если известно его расположение относительно других объектов в идентифицированной системе координат [1, с. 29].

Приложение многомерного шкалирования в конкретном анализе предполагает формирование некоторой системы показателей, представляющей наблюдаемые объекты. Избрав в качестве последних административные территориальные единицы - области и поставив целью их комплексное отображение, отберем три группы показателей: экономического, социального и экологического положения региона (см. таблицу).

Таблица

Система показателей экономического, социального и экологического положения региона

Показатель		
экономического положения	социального положения	экологического положения
Объем промышленного производства в сопоставимых ценах 2000 г. в расчете на душу населения, тыс. рублей	Среднедушевые денежные доходы населения в сопоставимых ценах 2000 г., тыс. рублей	Выбросы вредных веществ в атмосферный воздух от стационарных источников на одного жителя, кг
Число промышленных предприятий, единиц	Среднемесячная заработная плата в сопоставимых ценах 2000 г., тыс. рублей	Число стационарных источников выбросов, тыс. единиц
Уровень рентабельности реализованной промышленной продукции, в %	Коэффициент нагрузки трудоспособного населения	Удельный вес проб воздуха, превышающих максимальную разовую ПДК, в %
Розничный товарооборот в сопоставимых ценах 2000 г. в расчете на душу населения, тыс. рублей	Уровень безработицы, в %	Уловлено и обезврежено загрязняющих веществ в % от общего количества отходящих от стационарных источников

Окончание таблицы

Показатель		
экономического положения	социального положения	экологического положения
Производство потребительских товаров в сопоставимых ценах 2000 г. в расчете на душу населения, тыс. рублей	Число зарегистрированных преступлений на душу населения, единиц	Выбросы вредных веществ в атмосферный воздух от передвижных источников на одного жителя, кг
Инвестиции в основной капитал в сопоставимых ценах 2000 г. в расчете на душу населения, тыс. рублей	Обеспеченность населения легковыми автомобилями, штук на 1000 человек населения	Коэффициент озеленения городского хозяйства, в %
Грузооборот автомобильного транспорта всех отраслей экономики, млн. ткм	Численность населения с уровнем располагаемых ресурсов ниже бюджета прожиточного минимума, в % от общей численности	Площадь зеленых насаждений общего пользования в городах и поселках городского типа в расчете на одного городского жителя, кв. м
	Уровень обеспеченности населения медицинскими кадрами, число врачей на 10000 человек населения	

Источник: авторская разработка на основе [6].

Оценка пространственного различия областей Республики Беларусь по экономическому и социальному положению

На начальном этапе исследования исходные данные, характеризующие социально-экономическое положение регионов Республики Беларусь, были стандарти-

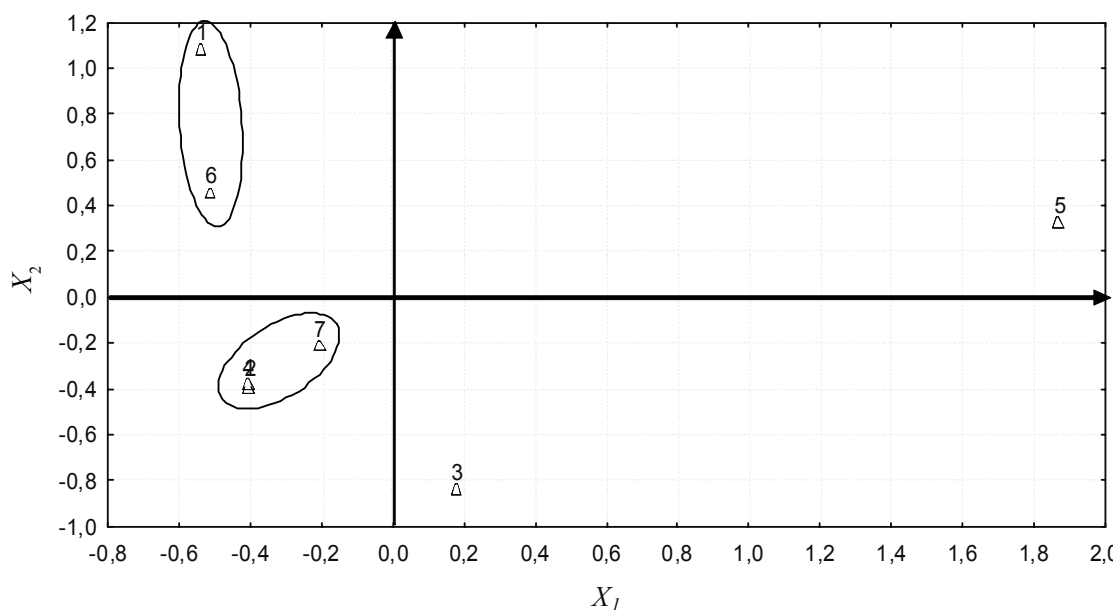
зованы: $z_{ij} = \frac{x_{ij} - \bar{x}_j}{\sigma_j}$, и для всех пар областей опреде-

лялись расстояния с учетом значений каждой группы показателей, а затем по всем группам расстояния ис-

числялись с применением евклидовой метрики:

$$d_{ij}^E = \left(\sum_k (x_{ik} - x_{jk})^2 \right)^{1/2} [2, \text{с. 406}].$$

На основании исходной матрицы расстояний (D_0) и производной от нее матрицы скалярных произведений (D_0^*) из равенства Торгерсона ($D_0^* = X^T \times X$) с использованием метода главных факторов получена матрица координат стимулов - X^* [3, с. 115], которая позволяет представить рассматриваемые территории в теоретическом пространстве шкал X_1, X_2 (см. рис. 1).



*На рис. 1-6 приняты обозначения: 1 - Брестская область; 2 - Витебская область; 3 - Гомельская область; 4 - Гродненская область; 5 - г. Минск; 6 - Минская область; 7 - Могилевская область.

Рис. 1. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое и социальное положение в пространстве латентных факторов X_1 и X_2 по данным за 1995 г.*

Характер распределения стимулов (областей Республики Беларусь и г. Минска) на рис. 1 дает основания для идентификации координатных осей X_1, X_2 . Применительно к оси X_1 правомерно говорить, что она представляет уровень экономического развития, а к оси X_2 - снижение социальной напряженности по наблюдаемым объектам.

В теоретическом пространстве R^{X_1, X_2} в 1995 г. параметрически выделяется четыре кластера: I кластер - г. Минск; II кластер - Гомельская область; III кластер - Брестская и Минская области; IV кластер - Витебская, Гродненская и Могилевская области.

По оси X_1 (уровень экономического развития) наиболее выгодным представляется положение г. Минска, что вполне отвечает реальности, ведь столичный город отличают высокие показатели развития экономики, а именно:

- относительно большие объемы промышленного производства и розничного товарооборота в расчете на одного жителя;
- самый высокий уровень производства потребительских товаров;
- самые высокие показатели инвестиций в основной капитал.

За г. Минском следует Гомельская область, обладающая также мощной производственной базой. Для нее характерна высокая концентрация промышленных предприятий. Также Гомельскую область отличают от других регионов самые высокие показатели рентабельности реализованной промышленной продукции. Кстати говоря, в сравнении с г. Минском, который в свою очередь находится в области положительных значений как по оси X_1 , так и по оси X_2 , Гомельская область

обладает самыми низкими отрицательными характеристиками по оси X_2 (снижение социальной напряженности). И это неслучайно, ведь именно в Гомельской области наблюдаются:

- сравнительно высокий уровень преступности (13,87 тыс. зарегистрированных преступлений на душу населения, а на уровне республики данный показатель составляет 12,94);
- одни из самых высоких значений коэффициента демографической нагрузки трудоспособного населения (853 лица нетрудоспособного возраста приходится на 1000 человек трудоспособного возраста, что превышает общереспубликанский уровень в среднем на 5%);
- относительно низкий уровень обеспеченности населения медицинскими кадрами (33,2 врача на 10000 населения, а в г. Минске, к примеру, - 71,4);
- достаточно высокий уровень безработицы.

Области Брестская и Минская находятся, также как и г. Минск, в зоне положительных значений по оси X_2 , то есть для них характерно относительно благополучное социальное положение населения. В то же время выделенные области обладают негативными характеристиками уровня экономического развития относительно г. Минска.

Негативными характеристиками по двум выделенным обобщенным признакам X_1, X_2 выделяются области четвертой группы: Витебская, Гродненская и Могилевская.

За период с 1995 по 2000 г. положение областей Республики Беларусь в системе координат, обобщающей признаки социально-экономических процессов, претерпело существенные изменения (см. рис. 2).

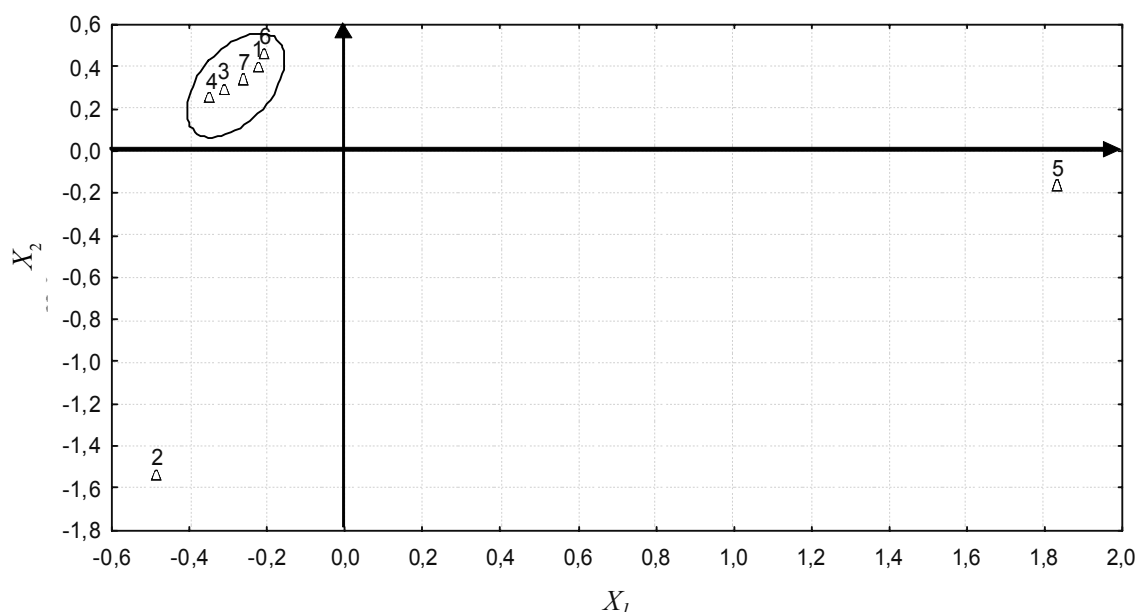


Рис. 2. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое и социальное положение в пространстве латентных факторов X_1 и X_2 по данным за 2000 г.

Город Минск, который в 1995 г. можно было считать «идеализированным» объектом по социально-экономическому положению относительно других регионов, в 2000 г. сместился в сторону отрицательных значений по оси X_2 , что вызвано относительным ухудшением характеристик социальной напряженности в городе. В 2000 г. по сравнению с 1995 г. наблюдается рост уровня безработицы на 16% и увеличение числа зарегистрированных преступлений на душу населения в среднем на 2 тыс., или на 14%.

Следует отметить в 2000 г. рост компактности состава выделенных групп, исключая г. Минск и Витебскую область. Последнее свидетельствует о том, что совокупность областей становится более однородной по составу. Таким образом, в 2000 г. большинство областей образует довольно компактную группу, в которой уровень экономического развития (X_1) находится в интервале от -0,209 до -0,345, а значения X_2 (снижение социальной напряженности) варьируют от 0,245 до 0,457. Смещение Гомельской, Гродненской и Могилевской областей происходит за счет улуч-

шения показателей социальной напряженности в регионах.

Так, в 2000 г. в зоне негативного развития социально-экономических процессов остается только Витебская область, для которой характерно:

- высокий уровень безработицы (2,61%);
- большое число зарегистрированных преступлений на душу населения;
- устойчивый рост уровня бедности (более 48% населения с уровнем располагаемых ресурсов ниже бюджета прожиточного минимума);
- сравнительно небольшие объемы производства потребительских товаров на душу населения;
- низкий уровень инвестиций в основной капитал.

Однако в 2008 г. происходит очередная перегруппировка областей по уровню социально-экономического развития (см. рис. 3). В теоретическом пространстве шкал X_1 , X_2 выделяется опять четыре кластера, состав которых следующий: отдельно г. Минск; отдельно Могилевская область; далее Витебская, Гомельская и Гродненская области; затем Брестская и Минская области.

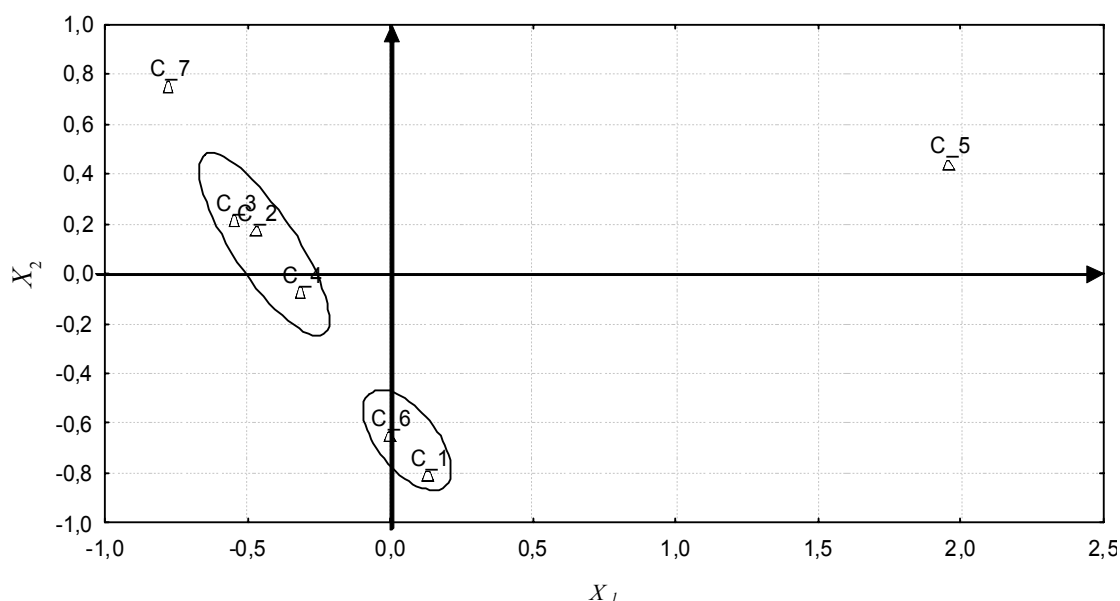


Рис. 3. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое и социальное положение в пространстве латентных факторов X_1 и X_2 по данным за 2008 г.

В качестве относительно «благополучного» региона в 2008 г., также как и в 1995 г., выступает г. Минск. Следует отметить динамическую устойчивость расположения столицы относительно оси X_1 (уровня экономического развития) на протяжении всего анализируемого периода. В 2008 г. также наблюдается существенное улучшение позиций города относительно оси X_2 (снижение социальной напряженности). Значения X_2 изменились в пределах от -0,167 в 2000 г. до 0,435 в 2008 г., превысив значения данного показателя за 1995 г. (0,322).

Таким образом, г. Минск отличают от других регионов следующие характерные особенности:

- сравнительно высокий уровень доходов (в 1,5-2 раза выше, чем в областях);
- самые низкие показатели уровня безработицы;
- большие объемы розничного товарооборота и производства потребительских товаров на душу населения.

В то же время в 2008 г. в качестве «аномального» объекта выступает Могилевская область, которую в свою очередь отличают самые высокие значения по оси X_2 - снижение социальной напряженности (0,746) и одновременно самые низкие значения по оси X_1 - уровень экономического развития (-0,776), то есть для области характерно:

- относительно низкий коэффициент нагрузки трудоспособного населения и уровень безработицы;
- сравнительно невысокий удельный вес населения с уровнем располагаемых доходов ниже бюджета прожиточного минимума;
- незначительные объемы промышленного производства и производства потребительских товаров на душу населения;
- наименьший уровень инвестиций в основной капитал.

На противоположном конце вектора X_2 находятся Брестская и Минская области, в которых наблюдаются наименьший уровень обеспеченности населения медицинскими кадрами, наиболее низкий уровень среднедушевых доходов и среднемесячной заработной платы и, как следствие, относительно высокий удельный вес бедного населения.

Однако по оси X_1 (уровень экономического развития) положение данных областей представляется наиболее выгодным, чем расположение группы с тремя остальными областями, в числе которых Витебская, Гомельская и Гродненская.

В то же время нельзя не указать на значительное улучшение своих позиций относительно оси X_2 (снижение социальной напряженности) Витебской области в 2008 г. по сравнению с 2000 г. За этот период в ней произошло почти двукратное увеличение доходов населения; сокращение уровня безработицы (более чем в два раза), а также снижение на 40% удельного веса населения с уровнем располагаемых ресурсов ниже бюджета прожиточного минимума.

Предложенная классификация позволяет делать определенные шаги в решении построения образа. Так, появляется возможность выделять типы с различающимся уровнем экономического развития (X_1) и социальной напряженности (X_2). В то же время нельзя не указать на наличие определенной нестабильности в про-

странственном размещении наблюдаемых объектов. Такого рода неустойчивость состава однородных групп регионов за анализируемый период объясняется в основном динамическим поведением обобщенных факторов X_1 , X_2 , отражающих социально-экономическое положение. При этом в некоторых областях рост экономических и социальных показателей происходит более быстрыми темпами, что в свою очередь становится следствием наиболее выгодного положения данных регионов относительно других объектов в идентифицированной системе координат X_1 , X_2 .

Такие регионы, как Витебская, Гомельская и Могилевская области, сделали сравнительно большой шаг в сторону улучшения своих позиций относительно оси X_2 (снижение социальной напряженности), тогда как другие регионы практически не изменили свое расположение, а в некоторых регионах: Брестской и Минской областях наблюдается прогрессирование негативных социальных процессов.

Относительно оси X_1 отмечается большая стабильность в размещении наблюдаемых объектов. Так, на протяжении всего анализируемого периода ведущее место по экономическому развитию занимает г. Минск. Размещение же других регионов по оси X_1 практически не претерпело существенных изменений.

Распределение областей Республики Беларусь по социально-экономическому и экологическому положению

На завершающем этапе исследования была сделана попытка обобщения значений исходных признаков, характеризующих социально-экономическое развитие и состояние атмосферного воздуха в областях. В этом случае было получено распределение в пространстве X_1^* - социальный эффект экономической деятельности и X_2^* - снижение антропогенной нагрузки на атмосферный воздух (см. рис. 4).

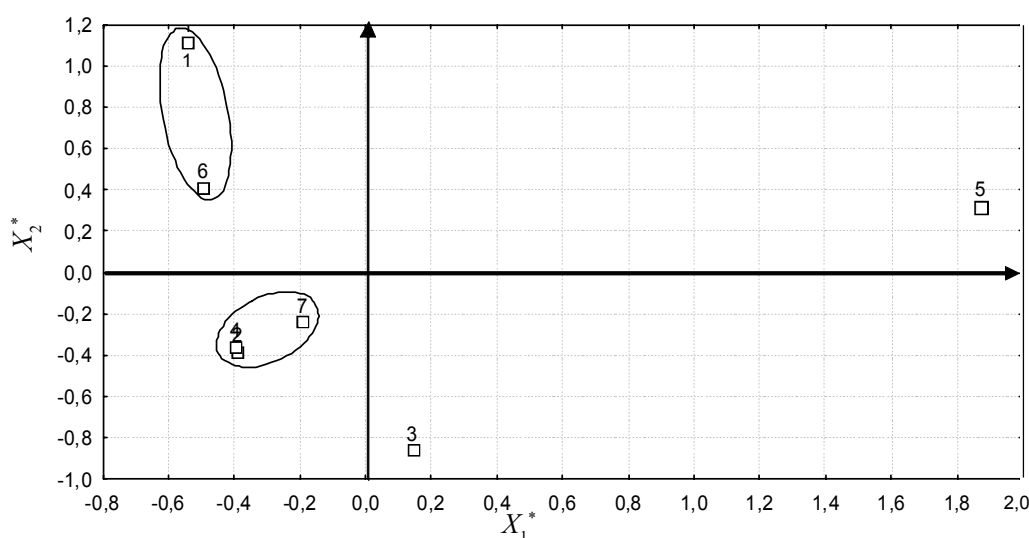


Рис. 4. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое, социальное и экологическое положение в пространстве латентных факторов X_1^* и X_2^* по данным за 1995 г.

Как видно, визуализированные данные рис. 4 согласуются с ранее сделанными выводами отдельно по группе показателей, отражающих социально-экономическое положение регионов. В частности, в 1995 г. выделяется четыре кластера, состав которых полностью совпадает с уже ранее выделенными группами за этот же период времени (см. рис. 1). Так, относительно «благополучным» регионом остается г. Минск, в котором, наряду с высокими показателями социально-экономического развития, наблюдается средний уровень антропогенной нагрузки на атмосферный воздух.

В отдельный кластер выделяется Гомельская область, в которой наращивание объемов производства происходит на фоне усиления антропогенного воздействия на атмосферный воздух, что имело свое отражение в снижении характеристик социального положения населения.

В зоне негативного развития исследуемых процессов в 1995 г. так и остались Витебская, Гродненская и Могилевская области. Помимо отрицательных значений X_1^* (социального эффекта экономической деятельности), в данных областях наблюдается высокий уровень антропогенной нагрузки на атмосферный воздух:

- самые высокие объемы выбросов загрязняющих веществ в атмосферу от стационарных и передвижных источников;
- относительно высокий удельный вес проб воздуха, превышающих максимально разовую ПДК;
- сравнительно низкие показатели количества улов-

ленных и обезвреженных загрязняющих веществ в общем объеме выбросов вредных веществ, отходящих от стационарных источников.

В 2000 г. пространственное распределение областей в системе координат X_1^* и X_2^* представляет собой как бы зеркальное отображение размещения областей в пространстве X_1 , X_2 (см. рис. 5), то есть компактное скопление объектов, включающее Брестскую, Гомельскую, Гродненскую, Минскую и Могилевскую области теперь находится в области отрицательных характеристик как по оси X_1^* , так и по оси X_2^* . Таким образом, несмотря на некоторые положительные подвижки в социальной сфере, наблюдаемые в указанных областях в 2000 г., усиление антропогенного воздействия на атмосферный воздух за этот же период искажило положительный социальный эффект и соответственно повлияло на перемещение регионов в зону негативного развития исследуемых процессов.

В то же время, несмотря на наличие тенденции усиления социальной напряженности, отмеченной ранее в г. Минске, значительное снижение антропогенной нагрузки на атмосферный воздух в 2000 г. по сравнению с 1995 г. (сокращение объемов выбросов вредных веществ в атмосферу от стационарных и передвижных источников почти в 1,5-2 раза; увеличение удельного веса уловленных и обезвреженных загрязняющих веществ на 8%) отразилось на определенном постоянстве города в качестве относительно «благополучного» региона в новой системе координат X_1^* , X_2^* .

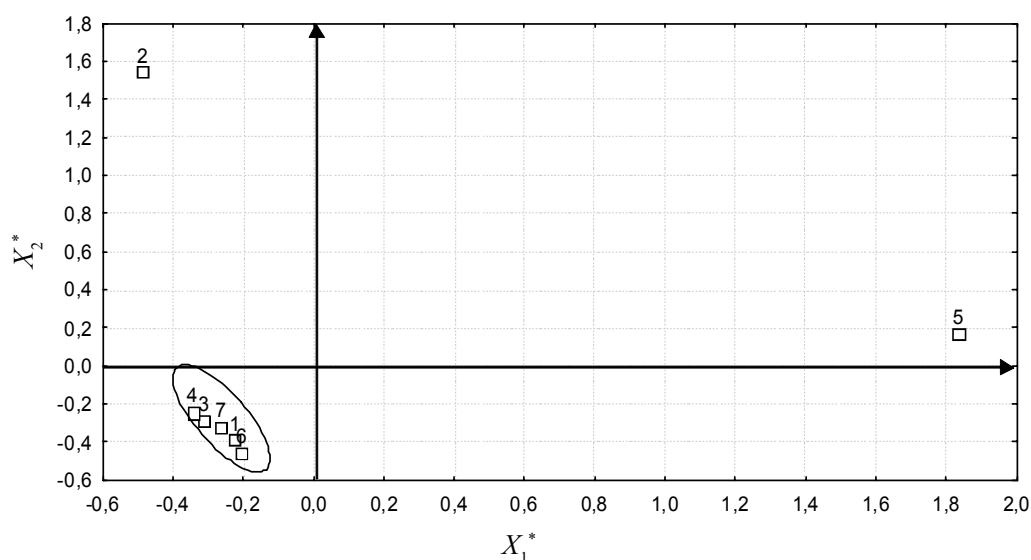


Рис. 5. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое, социальное и экологическое положение в пространстве латентных факторов X_1^* и X_2^* по данным за 2000 г.

Практически по этой же причине Витебская область вместо отрицательной области в системе координат X_1 , X_2 оказалась в более выгодном положении относительно других областей по оси X_2^* в теоретическом пространстве $R^{X_1^*, X_2^*}$. Значительное сокращение антропогенного

воздействия на воздушный бассейн за анализируемый период в Витебской области произошло за счет:

- полуторакратно снижения объемов выбросов загрязняющих веществ в атмосферу от стационарных источников;

- практически двукратного сокращения выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от передвижных источников.

Экологическая обстановка в регионе улучшается за счет устойчивого роста значений коэффициента озеле-

нения городского хозяйства, которые в 2000 г. по сравнению с 1995 г. увеличились на 4,5%.

В 2008 г., также как и в 1995 г., наблюдается полное соответствие в относительном расположении областей в шкальном пространстве R^{X_1, X_2} и $R^{X_1^*, X_2^*}$ (см. рис. 6).

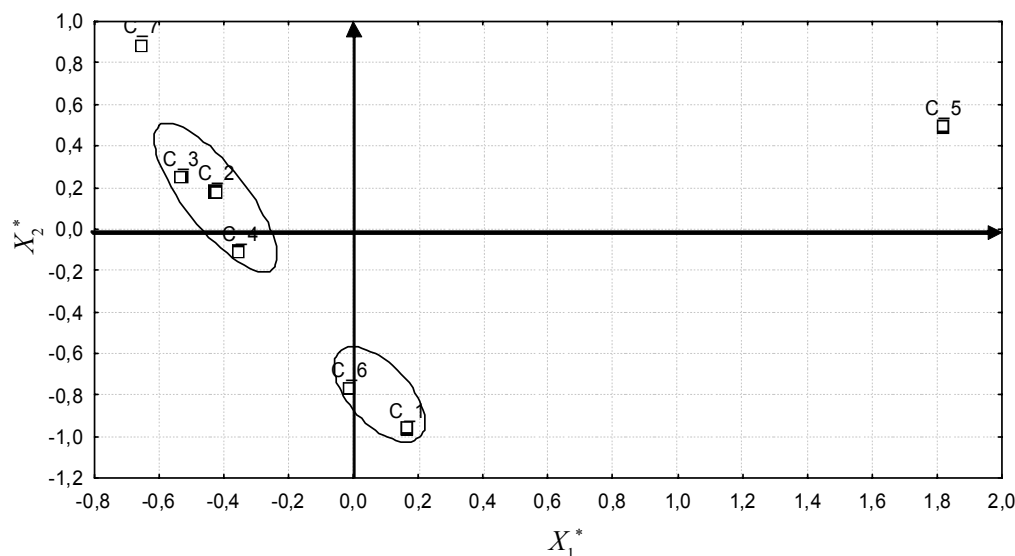


Рис. 6. Конфигурация областей Республики Беларусь и г. Минска по комплексу признаков, представляющих экономическое, социальное и экологическое положение в пространстве латентных факторов X_1^* и X_2^* по данным за 2008 г.

Как видно из рис. 6, г. Минск располагается в зоне положительных значений как по оси X_1^* (социальный эффект экономической деятельности), так и по оси X_2^* (снижение антропогенной нагрузки на атмосферный воздух), и в 2008 г. также выступает в качестве относительно «благополучного» региона.

Если говорить о социальном эффекте экономической деятельности (уровень доходов; розничный товарооборот и т. п.), то он наиболее высок в г. Минске, и такое положение воспринимается естественно. Но столичный город имеет наиболее выгодное положение относительно других регионов и по уровню антропогенного воздействия, что, очевидно, требует пояснения. Думается, что в данном случае следует указать на особенности расчета объемных показателей выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от стационарных и передвижных источников, оказывающих существенное влияние на формирование латентного фактора X_2^* , которые в свою очередь рассчитывались на душу населения. Таким образом, для г. Минска, как наиболее густонаселенного региона, данные показатели имеют наименьшие значения, чем в других областях.

Однако в 2008 г. в несколько лучшем положении по оси X_2^* , чем г. Минск, находится Могилевская область. Этот факт объясняется тем, что снижение антропогенного воздействия на воздушный бассейн в области происходит наиболее быстрыми темпами, чем в других регионах, что явилось следствием самых высоких значений латентного признака X_2^* (0,891). Для Могилев-

левской области характерны: самые низкие объемы выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от передвижных источников в расчете на одного жителя; сравнительно высокие показатели удельного веса уловленных и обезвреженных загрязняющих веществ и коэффициента озеленения городского хозяйства.

В 2008 г. по сравнению с 2000 г. происходит смещение Витебской области по оси X_2^* (снижение антропогенной нагрузки на атмосферный воздух) в сторону средних значений, вызванное относительным ухудшением характеристик состояния атмосферного воздуха в области. Средний уровень загрязненности воздушного бассейна в 2008 г. наблюдается также в Гомельской области.

В то же время Гродненская область, которая параметрически приближается к данной группе областей, находится в зоне отрицательных значений как по оси X_1^* , так и по оси X_2^* , то есть неблагоприятная социально-экономическая обстановка сопровождается усилением антропогенного воздействия на воздушный бассейн (ростом объемов выбросов загрязняющих веществ в атмосферу от стационарных источников в среднем на 23%; от передвижных источников - на 27%; снижением удельного веса уловленных и обезвреженных загрязняющих веществ - на 7%). Сложная ситуация по уровню загрязнения атмосферного воздуха складывается также в Брестской и Минской областях, здесь самые высокие объемы выбросов вредных веществ в

атмосферу от стационарных и передвижных источников относительно других регионов.

Выводы

Обобщая полученные аналитические результаты, следует отметить наличие определенно существующей взаимосвязи в динамике изменения состояния атмосферного воздуха и социально-экономического развития. При этом несмотря на оптимистичное поведение отдельных экономических показателей в 1995-2008 гг. (объемы производства в промышленности; производство потребительских товаров; розничный товарооборот), социально-экономическая ситуация в областях не стабилизировалась. Здесь наблюдаются прогрессирующие негативные тенденции развития социальных процессов (рост преступности, нестабильность в уровне безработицы и бедности населения). При этом негативный отпечаток на характер и динамику социально-экономического развития накладывает степень антропогенного воздействия на атмосферный воздух, что подтверждается практически полным совпадением пространственного распределения областей в системе координат X_1 , X_2 и X_1^* , X_2^* .

Так, в относительно неблагоприятных регионах по социально-экономическому развитию отмечается высокий уровень загрязнения воздушного бассейна. В то же время снижение степени антропогенной нагрузки на атмосферный воздух, как правило, сопровождается значительным улучшением социально-экономического положения региона.

С учетом выявленных тенденций развития регионов централизованное управление должно быть в первую очередь ориентировано на комплексное решение задач экономического, социального и экологического характера. Отсутствие же позитивных подвижек в уровне загрязненности атмосферного воздуха значительно снижает результативность социальных мероприятий, направленных на стабилизацию социально-экономического положения регионов.

Литература

1. Дэйвинсон М. Многомерное шкалирование: методы наглядного представления данных / Пер. с англ. В.С. Каменского. - М.: Финансы и статистика, 1988. - 254 с.
2. Сошникова Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике: Учеб. пособие для вузов / Л.А. Сошникова [и др.]; под ред. проф. В.Н. Тамашевича. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. - 598 с.
3. Ниворожкина Л.И. Многомерные статистические методы в экономике: Учебник / Л.И. Ниворожкина, С.В. Арженовский. - М.: Наука-Спектр, 2008. - 224 с.
4. Охрана окружающей среды в Беларуси. Стат. сборник / Национальный статистический комитет Республики Беларусь. - Мн., 2009. - 233 с.
5. Состояние природной среды Беларуси: экологический бюллетень, 2008 / Под общ. ред. В.Ф. Логинова. - Мн.: Изд. центр БГУ, 2009. - 377 с.
6. Статистический ежегодник 2009: стат. сборник / Национальный статистический комитет Республики Беларусь - Мн., 2009. - 598 с.

СТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ПЛАТНОГО ЗЕМЛЕПОЛЬЗОВАНИЯ В МОСКОВСКОЙ ОБЛАСТИ

А.В. Прасолова,

Финансовая академия при Правительстве РФ

Землепользование, осуществляемое на основе права собственности, права пожизненного наследуемого владения, права постоянного (бессрочного) пользования, права аренды, является платным. Формами платы за использование земель выступают земельный налог и арендная плата за землю (см. рис. 1). Земельный налог является местным и формирует доходную базу местных бюджетов (см. рис. 1, 2) [1]. Арендная плата за использование земель государственной и муниципальной собственности - также источник доходной части местных бюджетов [2, 3].

С 1 января 2006 г. на территории РФ, субъектов Федерации и муниципальных образований изменен порядок

налогообложения земельных участков и механизм определения налоговой ставки и налоговой базы для исчисления земельного налога. Налоговой базой и основой для исчисления арендной платы стала кадастровая стоимость земельных участков по видам использования земель [1, 2]. Ныне действующие в Московской области показатели кадастровой стоимости введены с 1 января 2007 г.

Начисление налогов, их поступление в местные бюджеты осуществляются по ставкам и нормативам, установленным в Налоговом, Бюджетном и Земельном кодексах РФ (см. рис. 2, 3).

Величина налога, подлежащего уплате налогоплательщиками, в зависимости от вида права, формы соб-



Рис. 1. Формы платы за пользование землей

ственности и вида использования (см. рис. 1 и 3) определяется органами местного самоуправления. Согласно статье 387 Налогового кодекса (НК) РФ, органы муниципальных образований самостоятельно определяют налоговые ставки в пределах установленных нормативов.

Последствия этих нововведений, изменения в объеме и структуре доходов местных бюджетов рассмотр-

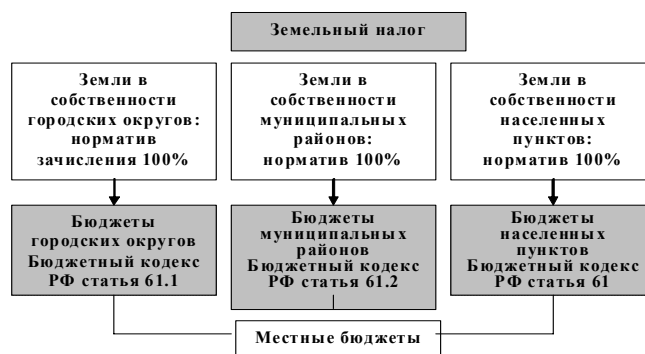


Рис. 2. Распределение земельного налога по местным бюджетам

рены для всех субъектов РФ [5] и для Московской области [6].

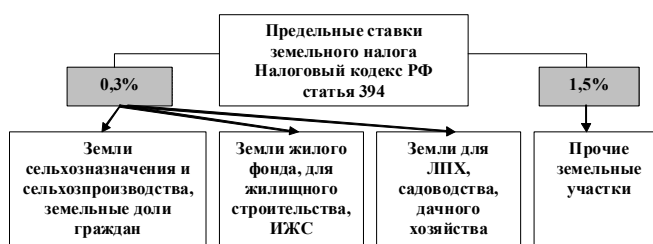


Рис. 3. Предельные ставки земельного налога

Динамика процесса формирования местных бюджетов и поступления земельного налога в субъектах РФ отражены в таблице 1 и на рис. 4.

Таблица 1

		Доходы на 1 января				
		2005	2006	2007	2008	2009
Консолидированный бюджет субъектов РФ	млрд. рублей	1930,2	2403,2	2997,6	3481,2	4841,8
	в % к 2005	100,0	124,5	155,3	180,4	250,8
Земельный налог	млрд. рублей	36,8	44,1	48,5	53,6	68,9
	в % к 2005	100,0	119,8	131,8	145,7	187,2
Удельный вес в консолидированном бюджете субъектов РФ	в %	1,91	1,84	1,62	1,54	1,42
	в % к 2005	100,0	96,3	84,8	80,6	74,3

Поступления земельного налога с 2005 по 2009 г. резко возросли - на 87,2%, однако его доля в консолидированном бюджете (КБ) субъектов РФ снизилась (с 1,91 до 1,42%, то есть на 25,7%).

Динамика этих процессов в Московской области выглядит иначе (см. таблицу 2, рис. 5). Резкий опережающий рост земельного налога по сравнению с ростом КБ Московской области в 2007 и 2008 гг. сменился в 2009 г. резким снижением роста земельного налога и его доли в бюджете.

Сравнение динамики рассматриваемых процессов по РФ и Московской области дает основание сделать вывод о несовершенстве существующей системы платного землепользования. Возможно, одним из факторов, влияющим на состояние и эффективность этой системы, являются структурные изменения, происходящие в налоговой базе.

К 2009 г. в системе платного землепользования РФ сформировалась налоговая база [4], представленная в таблице 3, наибольшую долю в которой занимают та-

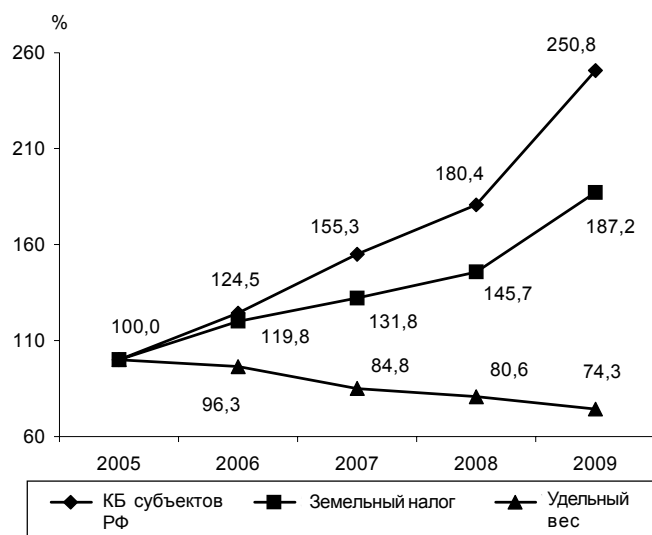


Рис. 4. Динамика КБ субъектов РФ, земельного налога и его удельного веса (на 1 января)

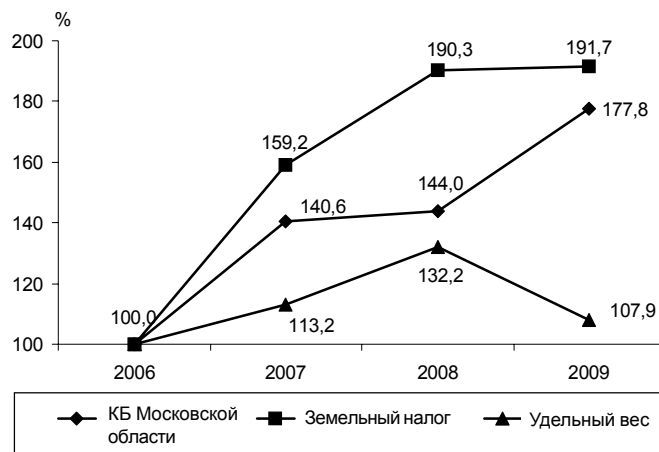


Рис. 5. Динамика КБ Московской области, земельного налога и его удельного веса (на 1 января)

Таблица 2

		Доходы на 1 января				Фактические доходы на 1 сентября 2009
		2006	2007	2008	2009 (план)	
Консолидированный бюджет Московской области	млрд. рублей	210,452	295,862	303,080	374,102	294,266
	в % к 2006	100,0	140,6	144,0	177,8	-
Земельный налог	млрд. рублей	4,774	7,601	9,084	9,153	8,370
	в % к 2006	100,0	159,2	190,3	191,7	-
Удельный вес в КБ Московской области	в %	2,27	2,57	3,00	2,45	2,84
	в % к 2006	100,0	113,2	132,2	107,9	125,1

кие категории земель, как земли населенных пунктов, земли сельскохозяйственного назначения, земли лесного фонда и земли промышленности (всего - 98,8%).

Таблица 3

Категория земель (КЗ _i)		Всего		Доля в налоговой базе, в % (D _н)	Коэффициент налоговой нагрузки (КНН _{кз})
		млн. га	доля в земельном фонде, в % (D _ф)		
1	Земли сельскохозяйственного назначения	402,31	25,03	9,2	0,368
2	Земли населенных пунктов	19,37	1,20	82,3	68,583
3	Земли промышленности	16,74	1,04	2,8	2,692
4	Особо охраняемые земли	34,35	2,14	1,0	0,467
5	Земли водного фонда	27,93	1,74	0,2	0,115
6	Земли лесного фонда	1106,53	68,85	4,5	0,065
Всего		1607,23	100,00	100,00	72,290

Для характеристики значимости каждой из категорий земель в системе платного землепользования проведено сравнение доли категории земель в налоговой базе (D_н) и доли категории земель в земельном фонде (D_ф):

$$КНН_{кз} = \frac{D_{н}}{D_{ф}}$$

Полученный показатель характеризует удельный вес каждого процента категории земли в налоговой базе и в случае полной и качественной оценки земель отражает соотношения в кадастровой стоимости земель по категориям. Поскольку в Московской области кадастровая оценка не завершена, проведена не полностью, не по всем категориям и видам использования земель и не одновременно [7], этот показатель можно рассматривать как коэффициент налоговой нагрузки (КНН_{кз}) на категорию земли в налоговой базе в анализируемом периоде или на анализируемый момент времени.

Процесс перераспределения земель в рамках каждой категории происходит по видам права на землю

(ПЗ), по формам собственности (ФС), по видам использования и угодьям (ВИ), которые могут рассматриваться как факторы, влияющие на налоговую базу. Следовательно, основа модели этого процесса может быть построена в виде суммы этих факторов с учетом соотношения между ними в виде произведения факторов:

$$M(НБ) = \sum_{i=1}^n KHH_{i3} [ПЗ + ФС + ВИ + ВИ(ПЗ) \times ВИ(ФС)].$$

Исходя из этой аддитивно-мультипликативной модели, для комплексной оценки налоговой базы, оценки динамики ее развития, эффективности процесса кадастровой оценки и переоценки земель необходимо иметь следующие показатели:

- коэффициент налоговой нагрузки по видам права на землю ($KHH_{ПЗ}$);
- коэффициент налоговой нагрузки по формам собственности на землю ($KHH_{ФС}$);
- коэффициент налоговой нагрузки по видам использования земель ($KHH_{ВИ}$);
- коэффициент налоговой нагрузки по видам права на землю и виду использования земель ($KHH_{ВИ(ПЗ)}$);
- коэффициент налоговой нагрузки по формам собственности на землю и виду использования земель ($KHH_{ВИ(ФС)}$).

В качестве примера вычисления одного из этих показателей выбран процесс перераспределения земель населенных пунктов Московской области, находящихся в частной собственности, по видам использования, на которые действует предельная налоговая ставка 0,3% (см. таблицу 4).

Таблица 4

Вид использования земель		Земли населенных пунктов в частной собственности на 1 января		
		2007	2008	2009
Земли многоквартирной жилой застройки (ЗМЖЗ)	тыс. га	0,3	0,4	1,1
	D_{ϕ} , в %	1,04	1,12	2,99
Земли индивидуальной жилой застройки (ЗИЖЗ)	тыс. га	15,3	16,2	16,3
	D_{ϕ} , в %	53,13	45,25	44,29
Земли сельскохозяйственного использования (ЗСХИ)	тыс. га	7,8	13,5	13,6
	D_{ϕ} , в %	27,08	37,71	36,96
Земли садоводческих и дачных объединений (ЗСДО)	тыс. га	5,4	5,7	5,8
	D_{ϕ} , в %	18,75	15,92	15,76
Всего	тыс. га	28,8	35,8	36,8
	в %	100,0	100,0	100,0

При общем росте объема земель по видам использования на 8,0 тыс. га, или на 27,78%, налоговая база увеличилась на 37389,64 млн. рублей, или на 34,16% (см. таблицу 5).

Таблица 5

Вид использования земель		Земли населенных пунктов в частной собственности на 1 января (млн. рублей)		
		2007	2008	2009
ЗМЖЗ	налоговая база	7036,40	9381,92	25800,28
	D_H , в %	6,43	7,25	17,57
ЗИЖЗ	налоговая база	72012,51	76248,54	76719,21
	D_H , в %	65,80	58,88	52,25
ЗСХИ	налоговая база	17427,54	30163,05	30386,48
	D_H , в %	15,92	23,30	20,70
ЗСДО	налоговая база	12962,16	13682,28	13922,32
	D_H , в %	11,84	10,57	9,48
Налоговая база	Всего	109438,65	129475,79	146828,29
	$T_{РБ}$, в %	100,00	118,31	134,16
	$T_{РЦ}$, в %	100,00	118,31	113,39

При расчете налоговой базы приняты действующие в Московской области с 1 января 2007 г. показатели средней кадастровой стоимости земель (СКС) по видам использования:

- для земель многоквартирной жилой застройки - 2345,48 руб./м²;
- для земель индивидуальной жилой застройки - 470,67 руб./м²;
- для земель сельскохозяйственного использования - 223,43 руб./м²;
- для земель садоводческих и дачных объединений - 240,04 руб./м².

Очевидно, что более высокие темпы роста налоговой базы в рассматриваемой категории были обусловлены изменениями в структуре земель частной собственности по видам использования:

- доля наиболее ценных земель многоквартирной жилой застройки (D_{ϕ}) увеличилась на 1,94%, а их доля в налоговой базе (D_H) - на 11,14%;
- доля земель индивидуальной жилой застройки (D_{ϕ}) уменьшилась на 8,84%, а их доля в налоговой базе (D_H) - на 13,55%;
- доля земель сельскохозяйственного использования (D_{ϕ}) увеличилась на 9,88%, а их доля в налоговой базе (D_H) - на 4,78%;

- доля земель садоводческих и дачных объединений (D_{ϕ}) уменьшилась на 2,99%, а их доля в налоговой базе (D_H) - на 2,36%.

Эти изменения в налоговой базе носят качественный характер и количественно выражены с помощью предлагаемого коэффициента налоговой нагрузки ($KHH_{\phi C/BI}$) для каждого вида использования земель. Далее проводится расчет среднего значения этого коэффициента для каждого года (см. таблицу 6):

$$\overline{KHH}_{BI(\phi C)} = \frac{\sum KHH_{BI(\phi C)} D_H}{\sum D_H}.$$

Для оценки динамики этого показателя построен индекс налоговой нагрузки I_{HH} . Его расчет проводится путем сопоставления средних значений этого коэффициента:

$$I_{HH} = \frac{\overline{KHH}_{BI(\phi C)1}}{\overline{KHH}_{BI(\phi C)0}}.$$

Таблица 6

Вид использования земель	На 1 января					
	2007		2008		2009	
	KHH	D_H , в %	KHH	D_H , в %	KHH	D_H , в %
ЗМЖС	6,18	6,43	6,47	7,25	5,88	17,57
ЗИЖС	1,24	65,80	1,30	58,88	1,18	52,25
ЗСХИ	0,59	15,92	0,62	23,30	0,56	20,70
ЗСДО	0,63	11,84	0,66	10,57	0,60	9,48
$\overline{KHH}_{BI(\phi C)}$	1,3818		1,4488		1,8225	
Индекс налоговой нагрузки	I_{HH} , в %	100,00		104,85		131,89
Налоговая база	$T_{РБ}$, в %	100,00		118,31		134,16

Сопоставление динамики налоговой базы и индекса налоговой нагрузки по рассмотренным в примере признакам (см. таблицу 6) позволяет сделать вывод о том, что рост налоговой базы с 2008 г. был обеспечен преимущественно за счет количественных изменений, а с 2009 г. - за счет качественных, структурных изменений в землепользовании.

В целом на основе предлагаемой модели оценка налоговой базы осуществляется путем вычисления интегрального коэффициента налоговой нагрузки за анализируемый период или на момент времени:

$$KHH_{INT} = \sum_{i=1}^n KHH_{K3(i)} \times [\overline{KHH}_{ПЗ} + \overline{KHH}_{\phi C} + \overline{KHH}_{BI} + \overline{KHH}_{BI(ПЗ)} \times \overline{KHH}_{BI(\phi C)}],$$

с последующей оценкой его динамики с помощью интегрального индекса налоговой нагрузки:

$$I_{INT} = \frac{KHH_{INT(1)}}{KHH_{INT(0)}}.$$

Литература

1. Налоговый кодекс РФ (НК РФ), часть 2 от 05.08.2000, № 117-ФЗ, гл. 31. Земельный налог.
2. Бюджетный кодекс РФ (БК РФ) от 27.12.2005, № 197-ФЗ, гл. 3. Доходы местных бюджетов.
3. Земельный кодекс РФ (ЗК РФ) от 25.10.2001, № 136-ФЗ, гл. 10. Плата за землю и оценка земли.
4. Сайт Федеральной службы государственной регистрации, кадастра и картографии (Росреестр): <http://www.rosreestr.ru>.
5. www.roskazna.ru
6. www.mf.mosreg.ru
7. Прохоров М.В. О некоторых итогах государственной кадастровой оценки земель // Вестник Росреестра. 2009. № 1. С. 23-25.