

**МЕТОДЫ И МОДЕЛИ ПРОГНОЗИРОВАНИЯ ПОКАЗАТЕЛЕЙ
УРОВНЯ БЕДНОСТИ***

И.Б. Колмаков, канд. физ.-мат. наук,
ОАО Институт микроэкономики

Решению задачи прогнозирования уровня бедности предшествует решение двух независимых задач прогноза:

1. Прогнозирование прожиточного минимума;
2. Прогнозирование параметров распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода.

Собственно прогнозный расчет доли и численности населения с доходами ниже прожиточного минимума выполняется на основе прогнозных значений прожиточного минимума и прогнозных значений функции распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода.

Рассмотрим каждую из независимых задач прогноза.

1. Прогнозирование прожиточного минимума

Проблема оценки прожиточного минимума является одной из самых сложнейших в силу многофакторности и расплывчатости областей определения факторов. Эта проблема включает в себя демографические, географические, климатические, медико-биологические, профессиональные, этнические, социальные, экономические, правовые и многие другие аспекты. Поэтому здесь для решения математических проблем прогноза рассматривается максимально упрощенный аспект объемно-ценового содержания *Прожиточного Минимума* (ПМ). Рассматривается только объем корзины ПМ и ее цена. В такой редакции ПМ определяется следующим образом:

$$PM_{i+1} = V_{i+1} \cdot PVM_{i+1}, \quad (1)$$

где PM_{i+1} - прожиточный минимум; V_{i+1} - объем корзины обязательных платежей и взносов, товаров и услуг прожиточного минимума; PVM_{i+1} - цена корзины обязательных платежей и взносов, товаров и услуг прожиточного минимума.

Темп роста прожиточного минимума γ_{PMi+1} равен:

$$\gamma_{PMi+1} = \frac{PM_{i+1}}{PM_i} = \frac{PVM_{i+1}}{PVM_i} \cdot \frac{V_{i+1}}{V_i}. \quad (2)$$

Имеет смысл сравнивать между собой только равные (или сопоставимые) корзины, то есть логично полагать

$V_i = V_{i+1}$. Отношение $\frac{PVM_{i+1}}{PVM_i}$ есть индекс цен прожиточного минимума IPM_{i+1} . Тогда

$$\gamma_{PMi+1} = IPM_{i+1}. \quad (3)$$

При принятых допущениях это означает, что темп роста прожиточного минимума равен индексу цен прожиточного минимума.

2. Прогнозирование параметров распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода

Методологической базой экономико-математического анализа и моделирования процессов распределения доходов населения явились результаты исследований и разработок зарубежных и отечественных экономистов. Различные модификации экономических теоретических моделей, которые фокусируются на проблемах распределения оплаты труда и денежных доходов населения, представлены в работах: Aitchison J. and Brown J.A.C. [1], Павловского З. [12], Рабкиной Н.Е. и Римашевской Н.М. [13], Райцина В.Я. [14], Айвазяна С.А. [2], Деева Г. [7], Великановой Т., Колмакова И. и Фроловой Е. [3], Ершова Э.Б. и Майера В.Ф. [11], Суворова А.В. [15], Суринова А.Е. [16, 17] и др.

Логарифмически нормальное распределение находит весьма широкое применение в практических приложениях математической статистики [1-4, 9, 10, 12-20]. Повсеместно наблюдаемая закономерность соответствия фактически наблюдаемой частоты и частоты, исчисленной в предположении, что распределение доходов логарифмически нормально, позволила исследователям разработать ряд интересных и отличающихся относительно высокой точностью методов расчетов распределения населения по уровню среднедушевых денежных доходов. Оказалось, что данных выборочных обследований достаточно для построения *двухпараметрической* логарифмически нормальной кривой распределения населения по уровню среднедушевого дохода. С учетом дополнительных данных осуществляется переход к логарифмически нормальной кривой распределения населения по уровню среднедушевого денежного дохода генеральной совокуп-

* Автор выражает благодарность А.Е. Суринову, Е.Б. Фроловой, Т.Б. Великановой за обсуждение проблем и результатов исследования.

ности. Из интегральных оценок этой кривой осуществляется переход к кривой Лоренца. На основе кривой Лоренца вычисляются: коэффициент концентрации доходов Лоренца (коэффициент Джини) и коэффициент фондов. Кривые распределения и кривые Лоренца позволяют вычислять и другие весьма полезные показатели, необходимые для измерения и исследования дифференциации доходов населения.

В настоящее время в Федеральной службе государственной статистики (Росстат) применяются методики, основанные на использовании логарифмически нормального закона распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода, которые включают в себя систему поправок, что существенно повышает адекватность применяемого распределения [19, Вып. 1. С. 74-92]. Рассматриваемые в настоящей статье методы и модели прогнозирования параметров распределения населения по уровню среднедушевого денежного дохода приведены в соответствии с методологическими положениями и отчетной информацией Росстата [19, 20]. Такой подход дает возможность проведения ретроспективных проверок применяемых методов и существенно повышает надежность прогнозов.

2.1. Исходные показатели, необходимые для прогноза параметров распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода

Параметры конкретного распределения доходов населения могут быть рассчитаны на основе отчетных и/или прогнозных наборов показателей: сценарных условий развития экономики, демографических показателей, макроэкономических показателей, показателей структуры доходов баланса денежных доходов и расходов населения. Рассмотрим вклад каждого внешнего уровня в прогноз параметров распределения.

Прогноз сценарных показателей. Сценарные показатели и аргументы определяются на базе экспертного прогноза развития мировой экономики и целей развития внутренней экономики. Информация для расчетов берется, например, из отчетных и прогнозных данных, разрабатываемых Росстатом, Департаментами Минэкономразвития и Минпромэнерго России. Вариантов сценарных условий получается достаточно много. Каждый вариант устанавливается экспертно и фиксирует условия, параметры и показатели, которые экзогенно определяют три последующих уровня прогнозов.

Прогноз демографических показателей. Из показателей демографического прогноза в настоящем исследовании используется только показатель прогноза общей численности населения N . Некоторые другие показатели, такие, как численность экономически активного населения, численность пенсионеров, лиц, не достигших трудоспособного возраста, и т. д. используются для экспертных оценок. Прогнозы показателей демографического развития выполняются Росстатом, Центром демографии и экологии человека РАН и некоторыми другими международ-

ными (ООН, ВОЗ, ЕБРР и др.) и отечественными организациями. Отметим только, что уже в 2004 г. появились значимые корректировки отчетных значений и прогнозов начиная с 2002 г., основанные на результатах Всероссийской переписи населения 2002 г.

Прогноз макроэкономических показателей. Для наиболее вероятных экспертно выбранных вариантов сценарных условий производятся расчеты прогнозных макропоказателей и, по сложившейся практике подготовки прогнозов Минэкономразвития, два из них - наиболее реалистичные (оптимистичный и пессимистичный) принимаются для прогноза других уже детализированных по отраслям и секторам экономики показателей, в том числе и показателей социального развития.

Математическое ожидание среднедушевого дохода в генеральной совокупности в точности соответствует среднему значению среднедушевого среднемесячного денежного дохода, рассчитанного при выбранных сценарных условиях по ВВП, доле доходов населения в ВВП и среднегодовой численности населения:

$$X_c = \frac{ВВП \cdot dPI}{12 N} = \frac{PI}{12 N}, \quad (4)$$

где $ВВП$ - валовой внутренний продукт в текущих ценах; dPI - доля доходов населения в ВВП; PI - денежные доходы населения в текущих ценах; N - среднегодовая численность населения.

Формула (4) является одной из базовых в расчете прогнозных параметров распределения населения по уровню доходов. Рассмотрим входящий в нее показатель ВВП более детально:

$$ВВП_{i+1} = ВВП_i \cdot IDV_{i+1} \cdot IVS_{i+1} = IVT_{i+1} \cdot ВВП_i,$$

где $ВВП_{i+1}$ - прогнозное значение ВВП $i+1$ года в текущих ценах; $ВВП_i$ - значение ВВП предыдущего года (может быть отчетным или прогнозным); IDV_{i+1} - прогнозное значение индекса-дефлятора ВВП; IVS_{i+1} - прогнозное значение темпа роста ВВП в сопоставимых ценах; IVT_{i+1} - прогнозное значение темпа роста ВВП в текущих ценах.

Прогноз показателей структуры доходов населения. Показатели dPI - доля доходов населения в ВВП и PI - денежные доходы населения в текущих ценах являются контурной оценкой показателей баланса денежных доходов и расходов населения (БДРН). Основными показателями прогноза являются показатели структуры статьи «Доходы населения» БДРН: W , TR , RST . Здесь W - доля (в денежных доходах населения) оплаты труда наемных работников; TR - доля трансфертов населению; RST - доля прочих доходов. Из условий баланса следует, что $W + TR + RST = 1,0$ (или 100%).

Росстат регулярно публикует отчетные данные по балансу денежных доходов и расходов населения, оставляя за собой право как на корректировку методики расчета показателей баланса, так и самих показателей баланса. Кроме того, определение оплаты труда по методике Росстата, включая скрытую, требует экспертного досчета этого

показателя, то есть имеются все основания полагать, что работы по уточнению методик расчета показателей баланса продолжаются и пока еще не завершены. Это - совершенно естественные процессы в переходном периоде становления государственной отчетности и в условиях перехода на СНС и, отчасти, на МСФО. Конечно, процессы трансформации методик нарушают преемственность рядов отчетных показателей, но следует заметить, что после каждого нововведения качество отчетной информации повышается.

Решение задач прогноза показателей социального развития возложено на Минэкономразвития РФ и Министерство здравоохранения и социального обеспечения Российской Федерации. Поэтому и решение многих проблем прогноза показателей социального развития, возникающих в ходе выполнения поставленных задач, концентрируется в этих ведомствах. Например, для решения проблем прогноза структуры БДРН в Минэкономразвития разработана и используется видоизмененная (по сравнению с Росстатом) структура БДРН. Принципиальное отличие БДРН Росстата от БДРН МЭРТ состоит в том, что в БДРН МЭРТ некоторые экспертно досчитываемые части показателей структуры доходов отнесены в «прочие». Такой подход повышает методическую устойчивость структуры показателей баланса. Но в реальной экономике, и в особенности в отчетности предприятий, происходят очень сильные подвижки, обусловленные изменениями налогового законодательства и переводом отчетности российских предприятий на СНС и, отчасти, на МСФО. И тем не менее стабильные процессы развития экономики, накопленный опыт и накопленная отчетность, относительная прозрачность методологических положений, публикуемых Росстатом [19, 20], позволяют выполнять достаточно устойчивые прогнозы показателей структуры БДРН.

2.2. Основные определения и предпосылки прогнозирования параметров распределения населения по среднему денежному среднему месячному денежному доходу

Распределение населения по среднему денежному среднему месячному денежному доходу подчиняется двухпараметрическому логнормальному распределению с параметрами μ и σ . Плотность распределения для логарифмического нормального закона распределения имеет вид:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma \cdot x \cdot \sqrt{2\pi}} e^{-\frac{(\ln x - \mu)^2}{2\sigma^2}}, \quad (5)$$

где x - случайная величина, среднему денежному среднему месячному денежному доходу, а параметры μ и σ есть соответственно математическое ожидание и дисперсия нормального закона распределения случайной величины $\ln x$.

Параметры μ и σ , определяющие плотность распределения населения по уровню среднего денежного дохода, вычисляются через два параметра X_c и X_{mod} , имеющих явный экономический смысл:

$$\sigma = \sqrt{\frac{2}{3} (\ln X_c - \ln X_{mod})}; \quad (6)$$

$$\mu = \frac{1}{3} \cdot \ln (X_{mod} \cdot X_c^2). \quad (7)$$

Здесь X_c - математическое ожидание; по экономическому смыслу соответствует среднему значению среднедушевого среднемесячного денежного дохода в генеральной совокупности, определяемому, с одной стороны, делением доходов населения на среднюю численность населения (4).

С другой стороны, среднее значение (математическое ожидание) среднедушевого дохода определяется через параметры логнормального распределения μ и σ :

$$X_c = e^{\mu + \frac{1}{2}\sigma^2}. \quad (8)$$

Модальное значение среднедушевого среднемесячного денежного дохода в генеральной совокупности X_{mod} соответствует (в своей окрестности) доходам наиболее многочисленной группы населения. С одной стороны, X_{mod} ретроспективно определяется на основе данных выборочного обследования. С другой стороны, модальное значение среднедушевого дохода X_{mod} есть то значение дохода, при котором функция плотности распределения населения по уровню дохода $f(x)$ достигает своего максимального значения и определяется через параметры логнормального распределения μ и σ :

$$X_{mod} = e^{\mu - \sigma^2}. \quad (9)$$

Между модальным (X_{mod}) и средним (X_c) значениями дохода существует параметрическая связь:

$$k_i = k_{xi} = \frac{X_c}{X_{mod}} = e^{\frac{3}{2}\sigma^2}. \quad (10)$$

На базе отчетной системы показателей рассчитываются отчетные параметры среднемесячных доходов X_{ci} , X_{modi} и параметры отчетных распределений μ_i , σ_i^2 . По имеющимся парам параметров (X_{ci} , X_{modi}) или (μ_i , σ_i^2) рассчитывается $f_i(x)$ - отчетная плотность распределения населения по уровню среднего денежного среднему месячному денежному доходу и дополняется соответствующей корректировкой правой (высокодоходной) части распределения.

Задача прогноза распределения населения по среднему денежному среднему месячному денежному доходу сводится к получению прогнозных значений X_{modi+1} и X_{ci+1} . Если известен прогноз показателей, определяющих X_{modi+1} и X_{ci+1} , то прогнозная плотность распределения населения по среднему денежному доходу $f_{i+1}(x)$ рассчитывается либо по параметрам (X_{modi+1} и X_{ci+1}), либо по параметрам (μ_{i+1} и σ_{i+1}^2).

Для расчета прогнозных показателей X_{modi+1} и X_{ci+1} используются прогнозные и отчетные данные макропоказателей, демографических показателей и показателей структуры баланса доходов и расходов населения для моментов времени $i+1$ и i соответственно.

Прежде чем рассматривать методику прогнозирования параметров распределения для генеральной совокупности

сти, рассмотрим упрощенную схему распространения обработки результатов выборочного обследования на генеральную совокупность. Представим схему обработки следующим образом: объектом выборочного обследования является только та часть населения, которая не имеет доступа к финансовым потокам предприятий (предпринимательским доходам). Это - наиболее реалистичная схема проведения выборочных обследований. Результаты такого обследования охватывают выборку (2000 г. - 49175 домохозяйств), которую можно распространить приблизительно на $(88 \div 90)\%$ населения, имеющего денежные доходы в основном в виде оплаты труда и/или трансфертов.

Так как данные о численности получателей предпринимательских доходов и методологические подходы к расчету этого показателя отсутствуют, то прогнозные расчеты можно проводить только на основе экспертных оценок, которые могут уточняться по мере объяснения экспертами обоснованности принимаемых предположений.

Ниже предлагается один из возможных вариантов экспертной оценки численности получателей предпринимательских доходов, основанный на демографических данных, данных выборочных обследований населения, данных о труде и занятости, данных налоговых органов и некоторых предположениях, положенных в основу расчетов. Для примера воспользуемся отчетными данными, опубликованными в [18].

Численность наличного населения	146,74 млн. человек [18. С. 23]
Из общей численности население в возрасте:	
моложе трудоспособного	31,366 млн. человек [18. С. 22]
трудоспособном	84,785 млн. человек [18. С. 22]
старше трудоспособного	30,586 млн. человек [18. С. 22]
Коэффициент демографической нагрузки	731/1000 [18. С. 23]
	(или $146,74/1,731 = 84,772 \cdot 0,731 = 61,968$)

Данные возрастного состава населения:

Дошкольники (0-6 лет)	10,167 млн. человек [18. С. 22]
Учащиеся общеобразовательных школ	21,683 млн. человек [18. С. 335]
Студенты высших учебных заведений	3,048 млн. человек [18. С. 334]
Студенты средних учебных заведений	2,011 млн. человек [18. С. 342]
Дошкольники и учащиеся (в сумме)	36,9 млн. человек
Пенсионеры	38,184 млн. человек [18. С. 212]
Численность пенсионеров, дошкольников и учащихся в сумме составляет:	$36,9 + 38,2 \approx 75,1$ млн. человек
Экономически активное население (включает занятых в экономике и безработных)	72,819 млн. человек [18. С. 52]
Занятые в экономике	64,640 млн. человек [18. С. 52]
Население, не занятое в экономике	$146,74 - 64,64 \approx 82,1$ млн. человек
Безработные	8,180 млн. человек [18. С. 52, 65]
из них имеют официальный статус	1,999 млн. человек [18. С. 52]
получают пособие	1,771 млн. человек [18. С. 52]
Военнослужащие	2,2 млн. человек [МК]
Осужденные	3,2 млн. человек [18. С. 373]
Численность безработных, военнослужащих, осужденных в сумме составит:	$8,2 + 2,2 + 3,2 \approx 13,6$ млн. человек.

Если к этому добавить численность населения в нетрудоспособном возрасте (75,1 млн. человек), то получим $75,1 + 13,6 \approx 88,7$ млн. человек. А так как фактическая численность населения, не занятого в экономике, составляет 82,1 млн. человек, то получаем оценку $88,7 - 82,1 \approx 6,6$ млн. человек. Следовательно, численность работающего населения в нетрудоспособном возрасте составит около 7 млн. человек (или около 5% общей численности населения).

Прежде чем перейти к методике расчетов, введем обозначения множеств:

$N1$ - население, получающее трансферты;
 $N10$ - население, получающее только трансферты;
 $N11$ - лица, получающие только пенсию (68% от 38,2 млн. человек \approx 26 млн. человек);
 $N12 = N21$ - лица, получающие и трансферты, и оплату труда (\approx 7 млн. человек);
 $N13$ - лица, получающие и трансферты, и предпринимательские доходы;
 $N2$ - население, получающее оплату труда (\approx 64,64 млн. человек);
 $N21 = N12$ - лица, получающие и трансферты, и оплату труда (\approx 7 млн. человек);
 $N22$ - лица, получающие только оплату труда;
 $N23$ - лица, получающие и оплату труда, и предпринимательские доходы;
 $N3$ - население, получающее предпринимательские доходы;
 $N31 = N13$ - лица, получающие и трансферты, и предпринимательские доходы;
 $N32 = N23$ - лица, получающие и оплату труда, и предпринимательские доходы;
 $N123$ - лица, получающие и трансферты, и оплату труда, и предпринимательские доходы.

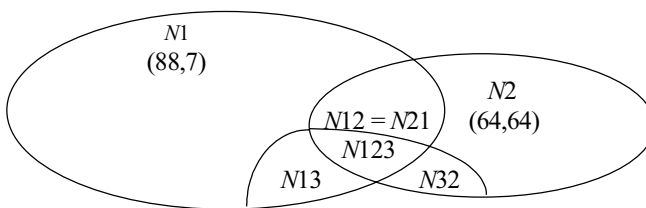


Рис. 1. Структура и соотношения множеств для групп населения, различающихся по источникам денежных доходов

Используя принятые обозначения, можем записать несколько полезных уравнений для множеств:

$$N1 + N2 - N12 = NR \approx 146,74 \text{ млн. человек.} \quad (11)$$

Для лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам:

$$N3 = N13 + N23 - N123 \text{ или } N3 - (N13 + N23 - N123) = 0. \quad (12)$$

В принятой классификации лица, получающие предпринимательские доходы, не существуют вне общества и являются подмножеством либо $N1$, либо $N2$. Среди лиц, получающих предпринимательские доходы, могут быть: занятые в экономике; неработающие пенсионеры; работающие пенсионеры; военнослужащие; учащиеся; безработные; осужденные.

Если сложить (11) и (12), то для всех подмножеств можно записать основное балансовое тождество:

$$N1 + N2 + N3 - N12 - N13 - N23 + N123 = NR \approx 146,74 \text{ млн. человек.}$$

По данным налоговых органов (1998 г.) в России за-

регистрировано примерно 2,8 млн. юридических лиц. Из них около 0,6 млн. сдавали отчетность и платили налоги, приблизительно столько же сдавали отчетность, но налоги не платили из-за отсутствия денег на расчетных счетах, остальные не сдавали отчетность и налоги не платили. Из этих же данных можно предположить, что общее количество лиц, имеющих прямой доступ к предпринимательским доходам, колеблется от 4 до 6,2 млн. человек. Естественно также предположить, что каждый из них живет в семье и фактически предпринимательскими доходами в той или иной мере пользуются и члены семьи. Коэффициент семейности (средний размер домохозяйства) в России (по данным микропереписи населения 1994 г.) был равен 2,84 [18. С. 32]. Тогда количество лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам, составит от 11,5 до 17,5 млн. человек, или $(10 \pm 2)\%$ населения.

Количество лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам из-за незавершенности переходного периода распределения собственности, продолжает расти, но темпы этого роста снижаются и в ближайшие годы следует ожидать стабилизации численности собственников и появления качественно новых процессов: перераспределения собственности при сохранении средней численности собственников, определяемых в конечном итоге деятельностью органов законодательной и исполнительной власти.

Пример расчета. Примем $TRT = 17,5\%$; $WR = 39,5\%$; $RST = 43\%$. Будем полагать, что численность населения, имеющего доступ к предпринимательским доходам, составляет $N_3 \approx 15$ млн. человек (или около 10% населения). Наряду с предпринимательскими доходами, эта же группа населения с учетом коэффициента семейности получит оплату труда и трансферты. Причем около 6,4 млн. человек получают оплату труда, около 8,6 млн. человек получают трансферты, а примерно 0,75 млн. человек получают и оплату труда, и трансферты. Для расчетов можно принять, что $N_{13} \approx 7,15$ млн. человек, а $N_{23} \approx 9,35$ млн. человек. Тогда эта часть населения получит $(100\%/64,64) \cdot 7,15 \approx 11\%$ оплаты труда и $(100\%/88) \times 9,35 \approx 10,6\%$ трансфертов. Дополнительный доход этой группы будет равен $[(17,5 \cdot 10,6) + (39,5 \cdot 11)]/100 = 1,855\% + 4,345\% \approx 6,2\%$.

Совокупный доход этой группы составит $43\% + 6,2\% = 49,2\%$.

Пусть dN_{Bi} - доля численности высокодоходных групп населения, а dN_{Hi} - доля численности групп населения, не имеющего доступа к предпринимательским доходам. Очевидно, что $dN_{Hi} = 1 - dN_{Bi}$. Предприниматели не находятся вне общества, они - его часть. Основываясь на этом постулате и дополнительных данных налоговых организаций, выше была получена оценка доли численности населения, имеющего доступ к предпринимательским доходам N_{Bp} , совпадающая с оценками Росстата и оценками других исследователей и составляющая $dN_B \approx (9 \div 12)\%$ от общей численности населения [9]. В сложившейся структуре общества можно полагать, что численность низкодоходных групп населения меняется также слабо, как и численность высокодоходных групп населения [5].

По данным выборочного обследования, рассчитывается среднедушевой среднемесячный доход в обследуемой группе населения X_{ci} . С другой стороны, этот же показатель можно рассчитать по данным показателей отчетной структуры доходной части БДРН. Показатели БДРН определяют баланс целиком для всего населения России, то есть отражают баланс генеральной совокупности. Если

в генеральной совокупности исключить из оплаты труда и трансфертов доходы в виде оплаты труда и трансфертов лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам, то получим распределение, близкое к выборочному с тем же модальным значением, что и в генеральной совокупности X_{modi} и средним значением дохода выборочного распределения X_{ci} :

$$X_{ci} = X_{cni} = \frac{(WN_i + TRN_i)}{dN_{Hi}} \cdot \frac{BB\Pi_i \cdot dPI_i}{N_i 12} = X_{ci} \frac{dPN_i}{dN_{Hi}}, \quad (13)$$

где X_{cni} - среднедушевой среднемесячный денежный доход групп населения, не имеющих доступа к предпринимательским доходам и совпадающий со среднедушевым доходом выборочного обследования. Условно назовем такие группы населения низкодоходными;

WN_i - доля оплаты труда в БДРН после исключения оплаты труда лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам, $WN_i = W_i(1 - dW_i)$;

TRN_i - доля трансфертов населению в БДРН после исключения трансфертов лиц, имеющих доступ к предпринимательским доходам, $TRN_i = TR_i(1 - dTR_i)$;

dPN_i - доля доходов низкодоходных групп населения в общих доходах населения PI .

В структуре БДРН в чистом виде показателя dPN_i нет,

$$dPN_i = WN_i + TRN_i, \quad (14)$$

а имеется показатель DS_i , определяющий суммарный доход долей оплаты труда и трансфертов в структуре реального БДРН:

$$DS_i = W_i + TR_i. \quad (15)$$

В Российской Федерации нет системы прямого обязательного измерения денежных доходов всего населения. Денежные доходы измеряются (с 1997 г.) в основном косвенно, экспертно, по показаниям расходов, сбережений, операций с валютой и др. Декларации о денежных доходах являются точечными источниками информации и не могут служить базой статистических измерений.

$$dPN_i = WN_i + TRN_i = W_i(1 - dW_i) + TR_i(1 - dTR_i) = DS_i(1 - dDS_i). \quad (16)$$

Из формул (14)-(16) можно записать, что

$$dPN_i = DS_i(1 - dDS_i) = s_{Di} DS_i, \text{ где } 0,9 < s_{Di} < 0,95 \text{ и } dPN_i < DS_i.$$

Введем обозначение:

$$SB_i = \frac{(WN_i + TRN_i)}{dN_{Hi}} = \frac{dPN_i}{dN_{Hi}}, \quad (17)$$

где SB_i - доля удельного среднедушевого дохода в низкодоходной группе населения,

и из (13) получим $X_{cni} = X_{ci} = X_{ci} SB_i$.

На основе прогнозных значений всех исходных показателей для момента времени $i+1$: N_{i+1} (IN_{i+1}), $BB\Pi_{i+1}$ (IDV_{i+1} , IVS_{i+1} или IVT_{i+1}), PI_{i+1} или dPI_{i+1} (IPI_{i+1} или $IdPI_{i+1}$), W_{i+1} , TR_{i+1} , DS_{i+1} (IDS_{i+1}) рассчитываются прогнозные значения параметров распределения среднедушевых денежных доходов населения на тот же момент времени $i+1$: X_{ci+1} , X_{modi+1} , μ_{i+1} , σ_{i+1}^2 .

Темп расслоения населения по уровню денежных доходов в низкодоходной группе населения, соответствующий

шей выборочному обследованию γ_{ai+1} , значительно ниже темпа расслоения в генеральной совокупности. Процессы дифференциации доходов происходят и в низкодходных группах населения, но гораздо более слабыми темпами, чем в генеральной совокупности.

В основу методики прогнозирования положены следующие предпосылки:

1. Каждый прогнозный расчет производится для среднегодовых показателей каждого года;

2. Стартовое распределение населения по среднедушевому среднемесячному денежному доходу подчиняется двухпараметрическому логнормальному распределению с параметрами μ_{i+1} и σ_{i+1} , и эти параметры вычисляются через показатели, имеющие явный экономический смысл $X_{mod\ i+1}$ и X_{ci+1} ;

3. В установившейся (или слабо меняющейся) структуре распределения денежных доходов общества темп роста модального значения дохода γ_{modi+1} соответствует темпу роста среднего значения дохода в выборочной совокупности:

$$\gamma_{modi+1} \cong \gamma_{ai+1}.$$

2.3. Прогнозирование параметров распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода

Очень просто определяется прогнозное значение X_{ci+1} - среднедушевой среднемесячный денежный доход в генеральной совокупности по макропоказателям:

$$X_{ci+1} = \frac{PI_{i+1}}{12N_{i+1}},$$

где PI_{i+1} - прогнозное значение годового денежного дохода населения в текущих ценах; N_{i+1} - прогноз среднегодовой численности населения.

Задача прогноза распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода $f_{i+1}(x)$ будет решена, если найдем прогнозное значение X_{modi+1} . Чтобы отыскать X_{modi+1} , приведем следующую цепочку рассуждений.

Основываясь на предположении, что темп роста модального значения дохода γ_{modi+1} совпадает с темпом роста среднего значения дохода в выборочной совокупности γ_{ai+1} , то есть $\gamma_{modi+1} \cong \gamma_{ai+1}$, определим темп γ_{ai+1} на основе данных структуры доходной части БДРП:

$$\gamma_{ai+1} = \frac{X_{ai+1}}{X_{ai}} = \frac{(WN_{i+1} + TRN_{i+1})}{dN_{Hi+1}} \cdot \frac{dN_{Hi}}{(WN_i + TRN_i)} \cdot \frac{PI_{i+1}}{N_{i+1}} \cdot \frac{N_i}{PI_i}. \quad (18)$$

Учитывая, что темп роста γ_{ci+1} среднего значения X_{ci+1} в генеральной совокупности равен $\gamma_{ci+1} = \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} = \frac{PI_{i+1}}{N_{i+1}} \cdot \frac{N_i}{PI_i}$, с учетом принятых обозначений для S_{Bi} (17) можем записать, что

$$\gamma_{ai+1} = \frac{X_{ai+1}}{X_{ai}} = \gamma_{ci+1} \frac{SB_{i+1}}{SB_i}. \quad (19)$$

Тогда

$$\frac{X_{modi+1}}{X_{modi}} = \gamma_{modi+1} \cong \gamma_{ai+1} = \gamma_{ci+1} \frac{SB_{i+1}}{SB_i} = \gamma_{ci+1} \gamma_{SBi+1}, \quad (20)$$

или

$$X_{modi+1} = X_{modi} \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} \cdot \frac{SB_{i+1}}{SB_i} = X_{modi} \gamma_{ci+1} \gamma_{SBi+1}. \quad (21)$$

Последняя формула является одной из основных рабочих формул метода.

Так как в реальном БДРП показателей SB_i нет, то необходим переход к показателям реальной структуры БДРП - доходам DS_i . На самом деле, замена выражения γ_{DSi+1} на выражение γ_{SBi+1} включает в себя воздействие двух взаимно компенсирующих факторов:

- темпа роста модального значения дохода $\gamma_{modi+1} (\gamma_{ai+1} \geq \gamma_{modi+1})$ и

- темпа роста структуры доходов низкодходных групп населения γ_{SBi+1} .

С одной стороны, происходит замена γ_{modi+1} на γ_{ai+1} , а с другой - переход от гипотетической структуры баланса БДРП (SB) к фактической (DS) следующим образом:

$$\frac{SB_{i+1}}{SB_i} = \frac{dPN_{i+1}}{dN_{Hi+1}} \cdot \frac{dN_{Hi}}{dPN_i} \cong \frac{(1-dDS_{i+1})}{(1-dDS_i)} \cdot \frac{DS_{i+1}}{DS_i} \cdot \frac{dN_{Hi}}{dN_{Hi+1}}.$$

Если в определениях показателей dPN_{i+1} и dPN_i использовать обозначения (16) доли доходов низкодходных групп населения в структуре оплаты труда и трансфертов БДРП s_{Di} и s_{Di+1} , то есть $s_{Di} = (1 - dDS_i)$ и $s_{Di+1} = (1 - dDS_{i+1})$, то

$$\frac{dPN_{i+1}}{dPN_i} = \frac{(1-dDS_{i+1})}{(1-dDS_i)} \cdot \frac{DS_{i+1}}{DS_i} = \frac{s_{Di+1}}{s_{Di}} \cdot \frac{DS_{i+1}}{DS_i}.$$

Фактор динамики доли численности низкодходных групп населения следует рассматривать с учетом динамики полной численности населения:

$$\frac{dN_{Hi}}{dN_{Hi+1}} = \frac{N_{Hi}}{N_{Hi+1}} \cdot \frac{N_i}{N_i}.$$

Отсюда

$$\gamma_{SBi+1} = \frac{SB_{i+1}}{SB_i} = \frac{s_{Di+1}}{s_{Di}} \cdot \frac{DS_{i+1}}{DS_i} \cdot \frac{N_{Hi}}{N_{Hi+1}} \cdot \frac{N_i}{N_i} = k_{Si+1} \frac{DS_{i+1}}{DS_i} = k_{Si+1} \gamma_{DSi+1}.$$

Тогда основная рабочая формула (21) в результате замены γ_{SBi+1} на $k_{Si+1} \gamma_{DSi+1}$ приобретает вид:

$$X_{modi+1} = X_{modi} \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} k_{Si+1} \frac{DS_{i+1}}{DS_i} = X_{modi} \gamma_{ci+1} \gamma_{DSi+1} k_{Si+1}. \quad (22)$$

В этой формуле все величины известны и определяются реальными значениями отчетных и прогнозных показателей, кроме коэффициента k_{Si+1} . Величина коэффициента k_{Si+1} отражает компенсационное воздействие показателей структуры баланса на формирование показателя темпа роста модального значения дохода γ_{modi+1} . Компенсационный эффект сводится к тому, что темп роста модального значения дохода γ_{modi+1} заменяется темпом роста среднего значения выборочного обследования γ_{ai+1}

($\gamma_{ci+1} \geq \gamma_{modi+1}$). В свою очередь темп среднего значения выборочного обследования γ_{ci+1} , определяемый темпом изменения доходов в фиктивной структуре БДРН γ_{SBi+1} , заменяется темпом изменения доходов в реальной структуре БДРН γ_{DSi+1} . Компенсационный эффект отражается коэффициентом k_{Si+1} , величина которого мало отличается от единицы:

$$k_{Si+1} = \frac{s_{Di+1}}{s_{Di}} \cdot \frac{dN_{Hi}}{dN_{Hi+1}} \cong (1,001 \div 1,004).$$

Фактически это оказалось потому, что значения s_{Di} и s_{Di+1} меняются слабо, то есть $s_{Di+1} \cong s_{Di}$. Можно предположить, что столь же незначительно меняется и доля численности низкодоходных групп населения [5], то есть $dN_{Hi} \cong dN_{Hi+1}$. Коэффициент k_{Si+1} уточняется на основе ретроспективных данных, а для практических стартовых расчетов принимается равным единице.

С учетом замены темпа изменения гипотетической структуры доходов низкодоходных групп населения γ_{SBi+1} на темп изменения реальной структуры доходов БДРН γ_{DSi+1} выражение для коэффициента связи k_{i+1} (10) приобретает вид:

$$k_{i+1} = k_i \frac{DS_i}{DS_{i+1}}. \quad (23)$$

Теперь, когда известны X_{ci+1} и X_{modi+1} , переход к параметрам μ_{i+1} и σ_{i+1}^2 осуществляется известным образом из (6) и (7).

Но из формулы (23) следует прямой способ нахождения параметров μ_{i+1} и σ_{i+1}^2 . Действительно:

$$\frac{DS_{i+1}}{DS_i} = \frac{k_i}{k_{i+1}} = e^{\frac{3}{2}(\sigma_i^2 - \sigma_{i+1}^2)} \quad \text{или} \quad e^{(\sigma_{i+1}^2 - \sigma_i^2)} = \sqrt[3]{\left(\frac{DS_i}{DS_{i+1}}\right)^2}. \quad (24)$$

В условиях установившейся (или слабо меняющейся) дифференциации задача прогноза параметра σ_{i+1}^2 сводится первоначально к оценке направления: снижается или возрастает дифференциация, то есть меньше или больше нуля величина $\Delta\sigma_{i+1}^2$. Для расчета дисперсии σ_{i+1}^2 - индикатора дифференциации получим, что

$$\Delta\sigma_{i+1}^2 = \sigma_{i+1}^2 - \sigma_i^2 = \frac{2}{3} \ln \frac{DS_i}{DS_{i+1}},$$

$$\text{или} \quad \sigma_{i+1}^2 = \sigma_i^2 - \frac{2}{3} \ln \frac{DS_{i+1}}{DS_i}. \quad (25)$$

Если прогнозное значение DS_{i+1} - суммы оплаты труда и трансфертов в структуре денежных доходов БДРН меньше отчетного DS_i ($DS_{i+1} < DS_i$), то

$$\sigma_{i+1}^2 > \sigma_i^2 \quad \text{и} \quad \Delta\sigma_{i+1}^2 > 0.$$

В таком случае дифференциация (расслоение населения по уровню доходов) возрастает, прогнозные значения X_{modi+1} и X_{ci+1} будут удаляться друг от друга. Величина темпа сдвига вправо для модального значения X_{modi+1} будет меньше, чем для темпа сдвига вправо среднего значения

X_{ci+1} .

Если прогнозное значение DS_{i+1} - суммы оплаты труда и трансфертов в структуре денежных доходов БДРН больше отчетного DS_i ($DS_{i+1} > DS_i$), то

$$\sigma_{i+1}^2 < \sigma_i^2 \quad \text{и} \quad \Delta\sigma_{i+1}^2 < 0.$$

В таком случае дифференциация (расслоение населения по уровню доходов) снижается, прогнозные значения X_{modi+1} и X_{ci+1} будут сближаться друг с другом. Величина темпа сдвига вправо для модального значения X_{modi+1} будет больше, чем для темпа сдвига вправо среднего значения X_{ci+1} .

В действительности из (23) следует интересный вывод о том, что

$$k_{i+1} \cdot DS_{i+1} = k_i \cdot DS_i = D_{i+1} = D_i = D. \quad (26)$$

То есть в слабо меняющейся структуре доходов существует константа D , которая однозначно характеризует структуру распределения денежных доходов населения. При любом реформировании распределения денежных доходов населения эта константа должна пересчитываться. В условиях, если когда-то заканчиваются переходные процессы и наступает некоторая стабилизация, величина D становится постоянной и равной, например, $D = 1,17$. Достигается насыщение на траектории роста агрегированных доходов и происходит переход с траектории роста на траекторию слабых колебаний. В таком случае изменения в агрегированных структурных показателях доходной части БДРН становятся незначительными, то есть величина $DS_i \Rightarrow DS_{i+1}$. Тогда и коэффициент связи

$k_i \Rightarrow k_{i+1}$. Поэтому величина $e^{\frac{3}{2}(\sigma_i^2 - \sigma_{i+1}^2)}$ становится близкой к 1, так как показатель степени близок к 0. Стабилизируется и значение дисперсии $\sigma_i^2 \Rightarrow \sigma_{i+1}^2$, что в конечном итоге стабилизирует дифференциацию денежных доходов населения на некотором уровне, определяемом величиной σ_{i+1}^2 . Выражение для σ_{i+1}^2 приобретает вид:

$$\sigma_{i+1}^2 = \frac{2}{3} \ln \frac{D}{DS_{i+1}}, \quad (27)$$

а из условия (8) с учетом (27) определяется параметр μ_{i+1} :

$$\mu_{i+1} = \ln X_{ci+1} - \frac{1}{3} \ln \frac{D}{DS_{i+1}} = \ln X_{ci+1} + \frac{1}{3} \ln \frac{DS_{i+1}}{D}. \quad (28)$$

Судя по структуре БДРН стран с развитой рыночной экономикой, именно для них характерны процессы (26) - (28).

В региональном аспекте константа D может характеризовать распределение и дифференциацию денежных доходов населения на региональном уровне. Возможно, что для каждого j -го региона существует присущая ему константа D_j , которую можно рассматривать как региональную характеристику дифференциации доходов населения.

В общем случае для расчета параметра μ_{i+1} , исполь-

зую выражение

$$\frac{X_{modi+1}}{X_{modi}} = \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} \frac{DS_{i+1}}{DS_i} = e^{\Delta\mu_{i+1}} \cdot e^{-\Delta\sigma_{i+1}^2}, \quad (29)$$

$$\text{найдем, что } e^{\Delta\mu_{i+1}} = \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} \sqrt[3]{\frac{DS_{i+1}}{DS_i}},$$

$$\text{или } \Delta\mu_{i+1} = \ln \left(\frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} \sqrt[3]{\frac{DS_{i+1}}{DS_i}} \right). \quad (30)$$

Отсюда

$$\mu_{i+1} = \mu_i + \ln \frac{X_{ci+1}}{X_{ci}} + \frac{1}{3} \ln \frac{DS_{i+1}}{DS_i}. \quad (31)$$

Возвращаясь к макроэкономическому определению X_c , выражение для прогнозного значения μ_{i+1} можно записать в следующем виде:

$$\mu_{i+1} = \mu_i + \ln IVT_{i+1} + \ln IdPI_{i+1} - \ln IN_{i+1} + \frac{1}{3} \ln IDS_{i+1}. \quad (32)$$

Прирост μ определяется индексом ВВП в текущих ценах, индексом доли доходов в ВВП, индексом численности населения и индексом доли доходов в структуре БДРН. Выражение (32) дает возможность оценить вклад каждого перечисленного фактора в изменение величины μ .

Зная любую пару прогнозных значений из четырех (X_{ci+1} , X_{modi+1} , μ_{i+1} и σ_{i+1}^2), получаем возможность рассчитать прогнозное распределение населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода $f_{i+1}(x)$.

3. Методика прогнозных расчетов доли и численности населения с доходами ниже прожиточного минимума

3.1. Полномасштабный уточненный прогноз уровня бедности

На основе прогноза параметров распределения строится прогнозная плотность распределения $f_{i+1}(x)$ населения по уровню среднедушевых среднемесячных денежных доходов и подсчитывается доля (или численность) населения с доходами ниже прожиточного минимума. Так как распределение населения по уровню среднедушевых среднемесячных денежных доходов происходит по логарифмически нормальному закону, то полномасштабный уточненный прогноз уровня бедности выполняется по формулам для функции распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода $F_{i+1}(0 < x < X)$. Если в качестве верхнего предела интеграла - функции распределения населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода рассматривать прожиточный минимум $ПМ_{i+1}$, то получим долю численности населения, имеющего доходы ниже прожиточного минимума (или уровень бедности Y_{Bi+1}):

$$Y_{Bi+1} = F_{i+1}(0 < x < ПМ_{i+1}) = \frac{1}{\sigma_{i+1}\sqrt{2\pi}} \int_0^{ПМ_{i+1}} \frac{1}{u} e^{-\frac{(\ln u - \mu_{i+1})^2}{2\sigma_{i+1}^2}} du. \quad (33)$$

Произведение доли численности бедного населения на общую численность населения дает численность бедного населения:

$$N_{Bi+1}(ПМ_{i+1}) = N_{i+1} \cdot F_{i+1}(0 < x < ПМ_{i+1}) = Y_{Bi+1} \cdot N_{i+1}. \quad (34)$$

$N_{Bi+1}(ПМ_{i+1})$ - это и есть численность населения России, имеющего доходы ниже прожиточного минимума, то есть численность бедного населения.

В совокупности эта группа населения имеет долю фактического дохода $D_{Bi+1}(ПМ_{i+1})$:

$$D_{Bi+1}(0 < x < ПМ_{i+1}) = \frac{1}{X_c} \int_0^{ПМ_{i+1}} u f(u) du. \quad (35)$$

Тогда объем фактического дохода бедного населения $FD_{Bi+1}(ПМ_{i+1})$ определятся так:

$$FD_{Bi+1}(ПМ_{i+1}) = D_{Bi+1}(ПМ_{i+1}) \cdot PI_{i+1}. \quad (36)$$

А так как каждый представитель группы бедного населения имеет доход ниже прожиточного минимума, то суммарный дефицит объема денежного дохода составляет:

$$\Delta FD_{Bi+1}(ПМ_{i+1}) = ПМ_{i+1} \cdot N_{Bi+1} - FD_{Bi+1}(ПМ_{i+1}). \quad (37)$$

Величина $\Delta FD_{Bi+1}(ПМ_{i+1})$ это и есть объем среднемесячных денежных средств, необходимых для ликвидации бедности.

3.2. Прогноз оценок изменения уровня бедности на основе прогноза макропоказателей

Анализ сравнения модального значения дохода X_{mod} с прожиточным минимумом $ПМ$ за последние шесть лет (с 1999-го по 2004-й) показал, что величина прожиточного минимума $ПМ$ почти совпадала со значением модального дохода X_{mod} . Ежегодно происходило как бы *синхронное* повышение X_{mod} и $ПМ$. Поэтому можно воспользоваться имеющимися оценками величины $f_m(X_{mod})$ и получить оценки численности населения как функции отношения $ПМ$ к X_{mod} . На основе сравнения величины прожиточного минимума $ПМ$ со значением модального значения среднедушевого дохода X_{mod} можно практически без громоздких вычислений получать оценку доли численности населения, находящегося за чертой бедности.

Покажем, как получить такую оценку. Для этого предварительно воспользуемся оценкой величины S_m - доли численности населения - функции распределения $F(x)$ в пределах от 0 до X_{mod} . Отметим, что значение плотности $f_m(x)$ в точке X_{mod} равно:

$$f_m(X_{mod}) = f_m \cong \frac{0,4}{\sigma \cdot x_{mod}} e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}. \quad (38)$$

Для значения $F(0 < x < X_{mod})$, заменяя значение интеграла эквивалентной площадью треугольника, получаем оценку:

$$F(0 < x < X_{mod}) \cong S_m = 0,5 \cdot f_m \cdot X_{mod} = \frac{0,2}{\sigma} e^{-\frac{1}{2}\sigma^2}. \quad (39)$$

Величина $S_m = S_m(\sigma)$ представлена на рис. 2. Эта функция близка к линейной и может быть линеаризована в любом рабочем диапазоне σ .

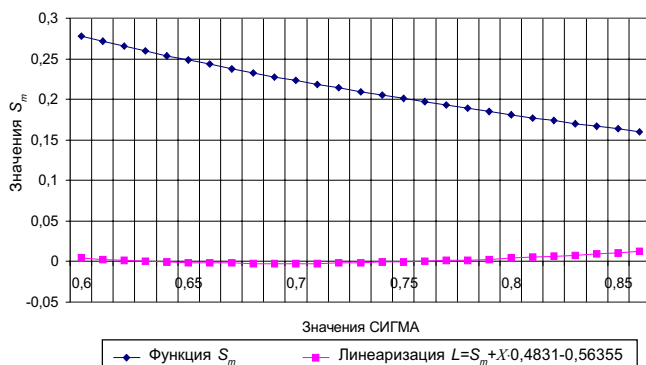


Рис. 2. Оценка доли численности населения с доходами ниже X_{mod} ($S_m(\sigma) = 0,5 \cdot f_m \cdot X_{mod}$)

Так как прожиточный минимум мало отличается от X_{mod} , то и численность населения с доходами ниже прожиточного минимума мало отличается от величины численности населения с доходами ниже X_{mod} . В окрестности X_{mod} выражение для оценки уровня бедности (доли населения с доходами ниже прожиточного минимума), если заменить интеграл (33) площадью эквивалентного треугольника, можно записать так:

$$Y_B \cong 0,5 \cdot ПМ \cdot f_6. \quad (40)$$

Из подобия треугольников S_m и Y_B (см. рис. 3) следует, что

$$f_6/f_m = ПМ/X_{mod} \text{ или } f_6 = f_m \cdot (ПМ/X_{mod}). \quad (41)$$

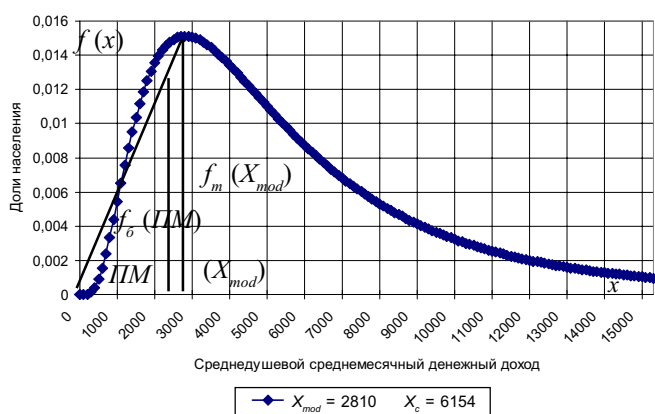


Рис. 3. Распределение населения по уровню среднедушевого среднемесячного денежного дохода

Подставляя f_6 из последнего выражения в выражение для Y_B , получаем

$$Y_B \cong 0,5 \cdot f_m \cdot ПМ \cdot (ПМ/X_{mod}). \quad (42)$$

Разделим и умножим выражение (42) на X_{mod} . С учетом значения для S_m (39) получим выражение для оценки доли численности бедного населения

$$Y_B \cong 0,5 \cdot f_m \cdot X_{mod} \cdot \left(\frac{ПМ}{X_{mod}} \right)^2 = S_m \left(\frac{ПМ}{X_{mod}} \right)^2. \quad (43)$$

Обозначим $Z = \left(\frac{ПМ}{X_{mod}} \right)$. Тогда

$$Y_B(Z) \cong S_m \cdot Z^2. \quad (44)$$

Уровень бедности является квадратичной функцией Z . Чтобы получить итерационные оценки для прогнозирования направления изменения уровня бедности, воспользуемся известными приемами. Выражение (44) прологифируем, продифференцируем и, переходя к конечным приращениям, найдем, что:

$$\frac{\Delta Y_B}{Y_B} \cong \frac{\Delta S_m}{S_m} + 2 \cdot \frac{\Delta Z}{Z}.$$

Полагая $\frac{\Delta S_m}{S_m} = 0$, получаем

$$\frac{\Delta Y_B}{Y_B} \cong 2 \cdot \frac{\Delta Z}{Z}. \quad (45)$$

Из последнего выражения следует фундаментальный вывод: в окрестности X_{mod} относительное снижение доли ПМ в X_{mod} на $n\%$ влечет относительное снижение уровня бедности на $2n\%$. Справедливо и обратное утверждение: относительное увеличение доли ПМ в X_{mod} на $n\%$ влечет относительное увеличение уровня бедности на $2n\%$.

Экономический смысл абсолютного приращения $\Delta Z_{i+1} = Z_{i+1} - Z_i$ следует из определения этой величины:

$$\begin{aligned} \Delta Z_{i+1} &= \frac{ПМ_{i+1}}{X_{mod i+1}} - \frac{ПМ_i}{X_{mod i}} = Z_i \cdot (\gamma_{mod i+1}^{-1} IPM_{i+1} - 1) = \\ &= Z_i \cdot \gamma_{mod i+1}^{-1} (IPM_{i+1} - \gamma_{mod i+1}). \end{aligned} \quad (46)$$

С учетом записи выражения для ΔZ_{i+1} формула (45) приобретает вид:

$$\frac{\Delta Y_B}{Y_B} \cong 2 \cdot \frac{\Delta Z}{Z} = 2 \gamma_{mod i+1}^{-1} \cdot (IPM_{i+1} - \gamma_{mod i+1}). \quad (47)$$

Формальный анализ последнего выражения наглядно показывает, что если выражение в скобках положительно, то уровень бедности возрастает. Если выражение в скобках отрицательно, то уровень бедности снижается.

Напомним, что $\gamma_{mod i+1} = \gamma_{i+1} \cdot \gamma_{DS i+1} = IVT_{i+1} \cdot IdPI_{i+1} \cdot IDS_{i+1} / IN_{i+1}$

и тогда оценка знака для прогноза изменения уровня бедности ΔY_{Bi+1} приобретает вид:

$$\begin{aligned} \text{Sign} \Delta Y_{Bi+1} &= \text{sign} \Delta Z_{i+1} = \\ &= \text{sign}(IN_{i+1} \cdot IPM_{i+1} - IVT_{i+1} \cdot IdPI_{i+1} \cdot IDS_{i+1}). \end{aligned} \quad (48)$$

Экономический анализ оценки знака изменения прогноза уровня бедности следует именно из этой формулы, и основные выводы сводятся к следующим рассуждениям:

1. Если произведение прогнозных значений темпа роста ВВП в текущих ценах (IVT_{i+1}), темпа роста доли денежных доходов населения в ВВП ($IdPI_{i+1}$) и темпа роста суммарной доли оплаты труда и трансфертов в структуре БДРН (IDS_{i+1}) превышает произведение прогнозных значений темпа роста изменения численности населения (IN_{i+1}) и темпа роста прожиточного минимума (IPM_{i+1}), то прогнозируемый уровень бедности снижается. То есть если

$$IVT_{i+1} \cdot IdPI_{i+1} \cdot IDS_{i+1} > IPM_{i+1} \cdot IN_{i+1}, \quad \text{то } \Delta Y_{Bi+1} < 0.$$

Или если прогноз темпа роста прожиточного минимума (IPM_{i+1}) ниже темпа роста модального значения денежных доходов населения (γ_{modi+1}), то прогнозируемый уровень бедности Y_{Bi+1} снижается.

2. Если произведение прогнозных значений темпа роста ВВП в текущих ценах (IVT_{i+1}), темпа роста доли денежных доходов населения в ВВП ($IdPI_{i+1}$) и темпа роста суммарной доли оплаты труда и трансфертов в структуре БДРН (IDS_{i+1}) ниже произведения прогнозных значений темпа роста изменения численности населения (IN_{i+1}) и темпа роста прожиточного минимума (IPM_{i+1}), то прогнозируемый уровень бедности возрастает. То есть если

$$IVT_{i+1} \cdot IdPI_{i+1} \cdot IDS_{i+1} < IPM_{i+1} \cdot IN_{i+1}, \quad \text{то } \Delta Y_{Bi+1} > 0.$$

Или если прогноз темпа роста прожиточного минимума (IPM_{i+1}) превышает темп роста модального значения денежных доходов населения (γ_{modi+1}), то прогнозируемый уровень бедности Y_{Bi+1} возрастает.

Уточненную оценку относительного изменения уровня бедности можно получить из формулы:

$$\frac{\Delta Y_{Bi+1}}{Y_{Bi}} \cong \alpha \cdot (\gamma_{modi+1}^{1} IPM_{i+1} - 1). \quad (49)$$

Координата X_{mod} является точкой перегиба функции $F(x)$. Поэтому величина $\alpha \cong 2$ в ближайшей окрестности X_{mod} и находится в диапазоне $1,98 < \alpha < 1,99$ при удалении до 20% от X_{mod} (см. рис. 4).

3.3. Прогнозная итерационная оценка уровня бедности

Из выражения (45) удается получить очень простую и прозрачную формулу для итерационного процесса расчета оценок прогнозируемого значения уровня бедности:

$$Y_{Bi+1} \cong Y_{Bi} \cdot \left(2 \frac{Z_{i+1}}{Z_i} - 1 \right). \quad (50)$$

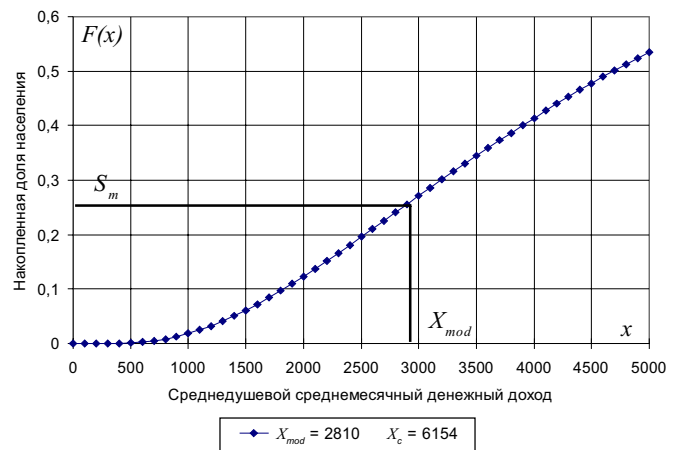


Рис. 4. Диапазон линейности оценок уровня бедности

Формула (50) обладает двумя преимуществами: простота и точность. Понятно, что высокая точность сохраняется только на коротких отрезках прогноза (2-3 года) и при значениях $Z = (PM/X_{mod})$ в диапазоне $0,8 < Z < 1,2$.

В большинстве случаев формула (50) вписывается в реальные ограничения и перекрывает практические потребности, но если возникает необходимость выйти за эти ограничения, то следует применять полномасштабный уточненный прогноз уровня бедности.

4. «Цена вопроса» ликвидации (или снижения уровня) бедности

Уравнения (33)-(50) позволяют весьма просто оценивать решения многих практических задач, связанных с ликвидацией (или снижением уровня) бедности. Пусть, например, по состоянию на 2003 г., уровень бедности составлял 21% (около 30,0 млн. человек). Оценка совокупного дохода этой группы населения составляет 5,8%. Но для того, чтобы доход этой группы населения был не ниже прожиточного минимума, он должен быть равен:

$$\begin{aligned} N_B \cdot PM &= (30,0 \cdot 10^6 \cdot 2112) \text{ руб./месяц} = \\ &= 63,36 \text{ млрд. руб./месяц.} \end{aligned}$$

Фактический доход этой группы составляет 5,8% от 739 млрд. руб./месяц, или 42,87 млрд. руб./месяц, то есть на ликвидацию бедности потребовалось бы ежемесячно $(63,36 - 42,87) \approx 20,5$ млрд. руб./месяц, что составляет около 2,8% от ежемесячного дохода всего населения, или около 246 млрд. руб./год. Доля денежных доходов населения в ВВП составляла в среднем в 2003 г. 65,9%. Тогда на полную ликвидацию бедности потребовалось бы около 2% от ВВП.

В зоне, близкой к прожиточному минимуму, находится население еще с 7% дохода. Тогда получается, что если перераспределить 87% дохода оставшегося населения, что составляет примерно 65% граждан, уменьшив их доходы на 3% в совокупности, то проблема бедности реша-

ется полностью. Целесообразен ли такой путь снижения уровня бедности - решать законодателям. Хотя именно регрессионная шкала социального налога является наиболее эффективным средством выравнивания доходов в развитых странах [21]. Опыт развитых стран говорит и о том, что снижение формально учитываемого уровня бедности эффективно до 10-12%. Решение проблемы снижения уровня бедности следует рассматривать, например, поэтапно (см. таблицу).

Таблица

(в процентах)

	2004	2005	2006	2007	2008
Уровень бедности	18	16	14	12	11

При сокращении уровня бедности не на 21% за один год, а по $(1 \div 2)\%$ в год, потребуется и средств примерно в 10 раз меньше, то есть не более 2,25 млрд. руб./месяц (в сопоставимых ценах 2003 г.).

Проблема ликвидации бедности (или снижения уровня бедности) сводится не только к изысканию источников средств на достижение этих целей, но и к созданию правовых и государственных механизмов, обеспечивающих решение этих проблем. Соответственно должны появиться правовые документы разных уровней и подразделения в государственных структурах, обеспечивающие эффективное функционирование этих механизмов.

Задача федеральных и местных органов власти как раз и состоит в том, чтобы используя законодательные акты, определять системы налогообложения, субсидий, трансфертов, соответствующих социальных программ таким образом, чтобы способствовать социальной помощи наименее обеспеченным слоям населения за счет средств федерального бюджета (или точнее, за счет сверхдоходов наиболее обеспеченных слоев). Именно такого рода механизмы социальной стабилизации распространены в странах с развитой рыночной экономикой [21].

Выводы

В настоящей статье представлены три ступени прогнозирования показателей уровня бедности, а именно:

1. Методы полномасштабного уточненного прогнозирования показателей уровня бедности на основе прогнозных оценок параметров распределения населения по уровню среднедушевого дохода и прогноза прожиточного минимума (33)-(37).

2. Индикативные оценки прогноза направления процессов возрастания или убывания уровня бедности (48).

3. Количественные итерационные оценки прогноза уровня бедности (50).

Для каждой ступени прогноза уровня бедности разработаны и применяются программно-технологические средства расчетов соответствующих параметров распределения населения по уровню среднедушевого дохода и показателей уровня бедности на базе прогноза демографических показателей, прогноза макроэкономических показателей развития экономики, прогноза показателей структуры доходов БДРН и прогноза прожиточного минимума.

Литература

1. Aitchison J., Brown J.A.C. The Lognormal Distribution. Cambridge University Press, 1957.
2. Айвазян С.А. Модель формирования распределения населения России по величине среднедушевого дохода // Экономика и математические методы. 1997. № 4.
3. Великанова Т., Колмаков И., Фролова Е. Совершенствование методики и моделей распределения населения по среднедушевому доходу // Вопросы статистики. 1996. № 5. С. 50-58.
4. Великанова Т.Б., Веденеев Б.П., Колмаков И.Б. Распределение населения по среднедушевым доходам. Регионы России // Вестник экономики. 1997. № 2. С. 25-47.
5. Бартоломью Д. Стохастические модели социальных процессов. М.: Финансы и статистика, 1985.
6. Волкова Г., Мигранова Л., Римашевская Н. Вопросы методики оценки дифференциации доходов населения // Вопросы статистики. 1997. № 2.
7. Деев Г. Модель распределения населения по доходам // Вопросы статистики. 1995. № 5. С. 3-7.
8. Дмитриев М. Социальная сфера в условиях финансового кризиса: проблемы адаптации // Вопросы экономики. 1999. № 2.
9. Колмаков И.Б. Методы и модели прогнозирования показателей дифференциации денежных доходов населения. - М.: Институт микроэкономики, 2004.
10. Корольюк В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. М.: Наука, 1985.
11. Майер В.Ф., Ершов Э.Б. Методологические и методические проблемы определения уровня, объема и дифференциации доходов населения. Материалы к заседанию Ученого Совета ВЦУЖ. М., 1998.
12. Павловский З. Введение в математическую статистику. М.: Статистика, 1967. - 286 с.
13. Рабкина Н.Е., Римашевская Н.М. Основы дифференциации заработной платы и доходов населения. М.: Экономика, 1972.
14. Райцин В.Я. Модели планирования уровня жизни: Учебное пособие для студентов вузов. М.: Экономика, 1987.
15. Суворов А.В. Доходы и потребление населения: макроэкономический анализ и прогнозирование. М.: МАКС Пресс, 2001.
16. Суринов А.Е. Доходы населения. Опыт количественных измерений. М.: Финансы и статистика, 2000.
17. Суринов А.Е. Статистика доходов населения. М.: ЗАО «Финстатинформ», 2001.
18. Социальное положение и уровень жизни населения России: Стат. сб. / Госкомстат России. М., 1998.
19. Методологические положения по статистике. Вып. 1, 2, 3, 4. М.: Госкомстат России, 1996, 1998, 2000, 2003.
20. Статистическое обозрение (Ежеквартальный журнал). М.: Госкомстат России, 1995-2005.
21. Макконнелл К.Р., Брю С.Л. Экономикс: Принципы, проблемы и политика. В 2-х т.: Пер. с англ. 11-го изд. М.: Республика, 1992. - 789 с.

СТАТИСТИЧЕСКОЕ ОЦЕНИВАНИЕ СОСТОЯНИЯ АТМОСФЕРНОГО ВОЗДУХА И ВОДНЫХ РЕСУРСОВ С ИСПОЛЬЗОВАНИЕМ МЕТОДА ГЛАВНЫХ КОМПОНЕНТ

В.Н. Тамашевич, канд. экон. наук,

О.Г. Матковская,

НИИ статистики Минстата Республики Беларусь

Повышение значимости экологической проблематики в экономике и жизни общества предполагает всестороннее исследование и отображение изменений, происходящих в окружающей среде. Проведение такого исследования означает, в сущности, последовательное решение следующих задач:

- 1) формирования системы показателей, характеризующей эколого-экономические процессы и их взаимосвязи;
- 2) анализа и обобщения данных с учетом действующих взаимосвязей характерных признаков;
- 3) визуализации аналитических результатов и формирования обобщающих выводов.

С целью изучения изменений в состоянии атмосферного воздуха и водных ресурсов нами использовалась система аналитических показателей, представленная в таблице 1, включающая характеристики антропогенного воздействия (X_j), масштабов проведения природоохранных мероприятий (Y_j), а также качественного состояния компонентов природной среды (Z_j). Построенная система от-

вечает принципу комплексного подхода в анализе, отражая процесс изменения состояния окружающей среды в результате динамики антропогенного воздействия и масштабов проведения природоохранных мероприятий.

Потенциально широкий круг базовой информации (около 20 элементарных признаков) о состоянии и использовании природных ресурсов и ее неоднородность предполагают на первом этапе исследования решение задачи обобщения данных. Подобная задача эффективно решается с использованием методов факторного анализа (ФА), позволяющих сжимать размерность исходного признакового пространства без существенных потерь его информативности.

Поскольку в ФА часто возникает проблема интерпретации полученных результатов, в ходе анализа был применен эвристический подход [1, с. 571], который заключается в том, что все множество изучаемых признаков с учетом логических связей и целевой определенности изначально разбивается на группы.

Таблица 1

Система показателей состояния атмосферного воздуха и водных ресурсов

Атмосферный воздух	Водные ресурсы
Показатели	
уровня загрязненности	
X_{ji}	X_{2j}
X_{11} - объем выбросов в атмосферный воздух твердых загрязняющих веществ, тыс. т; X_{12} - объем выбросов в атмосферный воздух газообразных и жидких загрязняющих веществ, тыс. т; X_{13} - объем выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от передвижных источников, тыс. т	X_{21} - объем сброса загрязненных сточных вод в поверхностные водоемы, млн. м ³ ; X_{22} - объем сточных вод, имеющих загрязняющие вредные вещества, млн. м ³
масштабов проведения природоохранных мероприятий	
Y_{ji}	Y_{2j}
Y_{11} - удельный вес инвестиций в основной капитал, направленных на охрану атмосферного воздуха; Y_{12} - ввод в действие установок для улавливания и обезвреживания вредных веществ из отходящих газов от стационарных источников загрязнения атмосферного воздуха, тыс. м ³ газа в час	Y_{21} - мощность очистных сооружений, после которых сточные воды сбрасываются в водные объекты, тыс. м ³ в год; Y_{22} - удельный вес инвестиций в основной капитал, направленных на охрану и рациональное использование водных ресурсов; Y_{23} - ввод в действие станций и сооружений для очистки сточных вод, тыс. м ³ в сутки
качественного состояния	
Z_{ji}	Z_{2j}
Z_{11} - показатель очистки выбросов от стационарных источников в атмосферу; Z_{12} - удельный вес проб воздуха, превышающих максимальную разовую ПДК, в %; Z_{13} - содержание свинца в общем объеме выбросов твердых загрязняющих веществ; Z_{14} - удельный вес сернистого ангидрида в общем объеме выбросов газообразных и жидких загрязняющих веществ от стационарных источников; Z_{15} - удельный вес аммиака в общем объеме выбросов газообразных и жидких загрязняющих веществ от стационарных источников	Z_{21} - показатель очистки сточных вод; Z_{22} - удельный вес проб, несоответствующих нормативам по микробиологическим критериям в местах водопользования, в %; Z_{23} - удельный вес проб, несоответствующих нормативам по химическим критериям в местах водопользования, в %; Z_{24} - объем сброса нефтепродуктов в составе сточных вод, млн. м ³ ; Z_{25} - объем сброса цинка в составе сточных вод, млн. м ³

В нашем случае показатели каждой из трех групп признаков (X_{ij} , Y_{ij} , Z_{ij}) отдельно по атмосферному воздуху и водным ресурсам были интегрированы с применением метода главных компонент, в результате чего по каждому виду ресурсов выявлено три обобщающих (латентных) признака:

Обобщающие признаки (F_{jr})	
по атмосферному воздуху	по водным ресурсам
F_{11} - антропогенное воздействие на атмосферный воздух;	F_{21} - антропогенное воздействие на водные ресурсы;
F_{12} - проведение природоохранных мероприятий, направленных на снижение уровня загрязненности воздуха;	F_{22} - проведение природоохранных мероприятий, направленных на снижение уровня загрязненности воды;
F_{13} - качественное состояние атмосферного воздуха	F_{23} - качественное состояние водных ресурсов

Матрицы факторных нагрузок главных компонент F_{11} , F_{12} , F_{13} представлены в таблице 2; главных компонент F_{21} , F_{22} , F_{23} - в таблице 3.

Таблица 2

Матрица факторных нагрузок по атмосферному воздуху

Векторы факторных нагрузок (A_{11} , A_{12} , A_{13})					
X_{1j}	F_{11}	Y_{1j}	F_{12}	Z_{1j}	F_{13}
X_{11}	0,983	Y_{11}	0,782	Z_{11}	0,985
X_{12}	0,977	Y_{12}	0,972	Z_{12}	-0,762
X_{13}	0,919	-	-	Z_{13}	-0,935
-	-	-	-	Z_{14}	-0,870
-	-	-	-	Z_{15}	-0,956
Собственные значения факторов (λ_{1r})	2,767	-	1,556	-	4,095
Вклад фактора в дисперсию признаков ($\sum \alpha_{1j}^2$)	0,922	-	0,778	-	0,819

Таблица 3

Матрица факторных нагрузок по водным ресурсам

Векторы факторных нагрузок (A_{21} , A_{22} , A_{23})					
X_{2j}	F_{21}	Y_{2j}	F_{22}	Z_{2j}	F_{23}
X_{21}	0,936	Y_{21}	0,925	Z_{21}	0,997
X_{22}	0,848	Y_{22}	0,913	Z_{22}	-0,824
-	-	Y_{23}	0,901	Z_{23}	-0,803
-	-	-	-	Z_{24}	-0,978
-	-	-	-	Z_{25}	-0,998
Собственные значения факторов (λ_{2r})	1,596	-	2,499	-	4,271
Вклад фактора в дисперсию признаков ($\sum \alpha_{2j}^2$)	0,798	-	0,833	-	0,854

Следуя математической логике метода главных компонент, первая главная компонента вносит наибольший вклад в суммарную дисперсию, вторая компонента - следующий по величине вклад и так далее, последняя компонента вносит наименьший вклад в дисперсию. Из общего числа главных компонент для исследования, как правило, составляют m ($r < m$) наиболее весомых, то есть вносящих максимальный вклад в объясняемую часть общей дисперсии. Обычно используют $m - r$ первых компонент, суммарный вклад которых составляет порядка 60-70 и более процентов.

В нашем случае первые главные компоненты несут достаточно высокую информационную нагрузку; при этом потребность в изучении других главных компонент отпадает. В частности, F_{11} описывает 92,2% вариации признаков, характеризующих антропогенную нагрузку на атмосферный воздух (X_{1j}); F_{12} - 77,8% вариации масштабов природоохранной деятельности, направленной на снижение антропогенного воздействия на атмосферный воздух (Y_{1j}); F_{13} - 81,9% колебаний качественных характеристик состояния атмосферного воздуха (Z_{1j}) (см. таблицу 2).

Соответственно по водным ресурсам F_{21} объясняет 79,8% колебаний уровня загрязненности (X_{2j}), F_{22} - 83,3% вариативности масштабов природоохранных мероприятий (Y_{2j}) и F_{23} - 85,4% изменений качественных характеристик состояния водных ресурсов (Z_{2j}) (см. таблицу 3).

Элементы матрицы факторных нагрузок A - это коэффициенты частной корреляции, характеризующие тесноту связи исходных признаков (X_{ij} , Y_{ij} , Z_{ij}) с латентными факторами (F_{ri}). Связи элементарных признаков с главными компонентами, и наоборот, главных компонент с элементарными признаками описываются линейными уравнениями вида:

$$z_{ij} = a_{j1}f_{1i} + a_{j2}f_{2i} + \dots + a_{jr}f_{ri}; \quad (1)$$

$$f_{ri} = \frac{1}{\lambda_r} (a_{1r}z_{i1} + a_{2r}z_{i2} + \dots + a_{mr}z_{im}), \quad (2)$$

где z_{ij} - значение j -й стандартизованной переменной по i -му объекту наблюдения; f_{ri} - r -я главная компонента F_r по i -му объекту наблюдения; λ_r - собственное значение r -й главной компоненты; a_{jr} - весовой коэффициент r -й главной компоненты для j -й переменной; a_{mr} - весовые коэффициенты (характеристики силы связи) m -элементарных признаков для r -й главной компоненты.

Исчисленная матрица факторных нагрузок (A_{11}) по атмосферному воздуху (см. таблицу 2) дает основание для записи следующих уравнений связи:

$$P_{11(X)}^1 = 0,983F_{11}; P_{12(X)} = 0,977F_{11}; P_{13(X)} = 0,919F_{11} \text{ и } F_{11} = 1 / 2,767(0,983P_{11(X)} + 0,977P_{12(X)} + 0,919P_{13(X)}).$$

Как видно, между F_{11} (антропогенное воздействие на атмосферный воздух) и всеми признаками, включенными в анализ (X_{11} , X_{12} , X_{13}), наблюдается тесная связь. Наи-

¹ Для обозначения стандартизованной величины используется показатель P , в связи с тем что величина Z представляет характеристику качественного состояния природных ресурсов.

большой вклад в величину F_{11} вносит признак X_{13} - объем выбросов загрязняющих веществ в атмосферный воздух от передвижных источников ($a_{31} = 0,919$).

Факторные нагрузки по второму обобщающему признаку F_{12} (проведение природоохранных мероприятий, способствующих снижению уровня загрязненности воздуха) распределились следующим образом:

$$F_{12} = 1 / 1,556(0,782 P_{11(Y)} + 0,972 P_{12(Y)}).$$

Признаки Y_{11} и Y_{12} связаны с главной компонентой F_{12} положительными коэффициентами веса, то есть масштабы проведения природоохранных мероприятий (F_{12}) прямо связаны с увеличением ввода в действие установок для улавливания вредных веществ из отходящих газов от стационарных источников (Y_{12}) и удельного веса инвестиций, направленных на охрану атмосферы (Y_{11}).

Уравнение связи между F_{13} - качественным состоянием атмосферного воздуха и элементарными признаками (Z_{11} - Z_{15}) принимает следующий вид:

$$F_{13} = 1 / 4,095(0,985P_{11(Z)} - 0,762P_{12(Z)} - 0,935P_{13(Z)} - 0,870P_{14(Z)} - 0,956 P_{15(Z)}).$$

Из уравнения видно, что улучшение качественного состояния атмосферного воздуха (F_{13}) происходит при увеличении объемов очистки выбросов вредных веществ в воздушный бассейн (Z_{11}) и одновременно снижении концентрации загрязняющих веществ (свинца, аммиака, сернистого ангидрида) в общем объеме выбросов в атмосферный воздух (Z_{13} - Z_{15}).

В формирование F_{21} (антропогенное воздействие на водные ресурсы) существенный вклад вносят признаки X_{21} (0,936) - объем сброса загрязненных сточных вод в поверхностные водоемы и X_{22} (0,848) - объем сточных вод, имеющих загрязняющие вредные вещества (см. таблицу 3):

$$F_{21} = 1 / 1,596 (0,936 P_{21(X)} + 0,848 P_{22(X)}).$$

Величина F_{21} , отражающая уровень антропогенной нагрузки на водные ресурсы, увеличивается одновременно с ростом значений объема сброса загрязненных сточных вод (X_{21}) и объема сточных вод, имеющих загрязняющие вредные вещества (X_{22}).

Отметим наличие тесной связи между обобщающим признаком F_{22} и переменными: Y_{21} ($a_{12} = 0,925$) - мощностью очистных сооружений, Y_{22} ($a_{22} = 0,913$) - удельным весом инвестиций природоохранного назначения и Y_{23} ($a_{32} = 0,901$) - вводом в действие сооружений для очистки сточных вод:

$$F_{22} = 1 / 2,499(0,925 P_{21(Y)} + 0,913 P_{22(Y)} + 0,901 P_{23(Y)}).$$

Латентный признак F_{23} также тесно связан со всеми признаками, включенными в анализ качественного состояния водных ресурсов (Z_{21} - Z_{25}):

$$F_{23} = 1/4,271(0,997P_{21(Z)} - 0,824 P_{22(Z)} - 0,803P_{23(Z)} - 0,978 P_{24(Z)} - 0,998 P_{25(Z)}).$$

Оценивая структуру связей выделенной главной компоненты (F_{23} - качественное состояние водных ресурсов) с элементарными признаками (Z_{21} - Z_{25}), можно видеть, что F_{23} с Z_{22} - Z_{25} имеет обратную связь, в отличие от признака Z_{21} . Распределение знаков в формуле для F_{23} совершенно логично: рост объемов очистки водных стоков (Z_{21}) приводит к улучшению качества водных ресурсов, а увеличение удельного веса водных стоков, несоответствующих нормативам, и объема сбросов нефтепродуктов и цинка в сточные воды - к ухудшению состояния водных ресурсов.

Расчет матрицы значений обобщающих признаков (F_{ri}) отдельно по данным о состоянии атмосферного воздуха и водных ресурсов позволяет показать динамику латентных признаков (см. таблицу 4).

Таблица 4

Динамика обобщающих признаков состояния атмосферного воздуха и водных ресурсов
(по данным за 1990-2003 гг.)

Год	Значения главных компонент (F_{ri})					
	по атмосферному воздуху			по водным ресурсам		
	F_{11}	F_{12}	F_{13}	F_{21}	F_{22}	F_{23}
1990	2,00527	0,80819	1,17160	1,788250	1,39456	1,67671
1991	1,76928	2,39616	1,20843	2,194558	1,39097	1,32825
1992	0,88670	0,55726	1,01261	0,577852	0,86544	0,99408
1993	0,32722	0,88447	0,88495	0,545821	0,42237	1,05670
1994	0,03783	0,13073	0,64497	-0,062832	0,56514	0,21939
1995	0,15215	0,01221	0,43711	-0,787713	0,20270	0,03253
1996	-0,33138	0,05835	0,24809	-0,419406	0,58600	-0,12341
1997	-0,30507	-1,41136	-0,17604	-0,468375	-0,26033	-0,86920
1998	-0,54395	-0,88253	-0,61584	-0,623134	-0,10457	-0,59460
1999	-0,80076	-0,71959	-0,64645	-0,840706	-1,29372	-0,44539
2000	-0,94555	-0,52611	-1,18175	-0,578195	-1,32336	-0,78844
2001	-0,96064	-0,20265	-1,46159	-0,549396	-1,58823	-0,90094
2002	-0,98680	-0,93901	-1,52611	-0,776725	-0,55697	-1,58568
2003	-0,97240	-0,91500	-1,52870	-0,746800	-0,49800	-1,59010

По данным, представленным в таблице 4, видно, что величины выделенных обобщающих признаков (F_{11} , F_{12} , F_{13} и F_{21} , F_{22} , F_{23}) в 1990-2003 гг. имели тенденцию к устойчивому снижению. С одной стороны, это свидетельствует о позитивных процессах сокращения антропогенной нагрузки на атмосферный воздух (F_{11}) и водные ресурсы (F_{21}). С другой стороны, можно отметить негативные подвижки: сокращение масштабов проведения природоохранных мероприятий (F_{12} ; F_{22}) и снижение качественных характеристик атмосферного воздуха и водных ресурсов (F_{13} ; F_{23}).

Графическое отображение динамики обобщающих признаков (F_{11} - F_{13} ; F_{21} - F_{23}) позволяет говорить о согласованности в динамике латентных признаков (см. рис. 1 и 2).

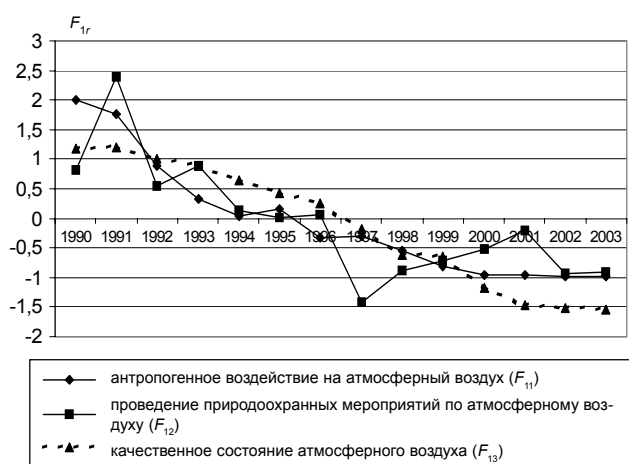


Рис. 1. Динамика значений обобщающих признаков по атмосферному воздуху (F_{1r})

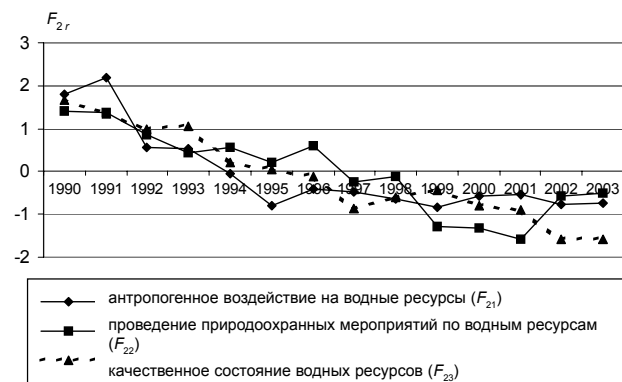


Рис. 2. Динамика значений обобщающих признаков по водным ресурсам (F_{2r})

При оценке динамического поведения F_{ri} выделяется три характерных временных периода:

1-й - 1990-1994 гг. - период интенсивного снижения антропогенного воздействия на окружающую среду и одновременного сокращения масштабов проведения природоохранных мероприятий, ухудшения качественного состояния атмосферного воздуха и водных ресурсов. В этот период снижение уровня антропогенной нагрузки на атмосферный воздух (F_{11}) и водные ресурсы (F_{21}) произошло в связи с резким падением объемов производства. Так,

в 1994 г. по сравнению с 1990 г. объем промышленного производства сократился примерно в два раза; объем производства продукции сельского хозяйства - в 1,3 раза.

Одновременно динамика F_{12} и F_{22} указывает на сокращение масштабов проведения природоохранной деятельности. На снижение результативности средозащитных мероприятий прежде всего повлияло быстрое сокращение потока инвестиций (примерно на 30-40%), направленных на охрану окружающей среды, что в свою очередь значительно ограничило возможности ввода в действие новых очистных сооружений.

Ухудшение качественного состояния компонентов природной среды (F_{13} и F_{23}) за 1990-1994 гг. было вызвано сокращением объемов очистки выбросов (сбросов) вредных веществ и увеличением объема выбросов специфических загрязняющих веществ (аммиака - на 40%, цинка - более чем на 160% и т. д.).

2-й - 1995-1999 гг. - период усиления антропогенного воздействия на окружающую среду, при одновременном наращивании объема проводимых природоохранных мероприятий и временного улучшения качественного состояния атмосферного воздуха и водных ресурсов. Для второго из выделенных периодов характерно увеличение удельного веса инвестиций природоохранного назначения (примерно в 2-3 раза по сравнению с предыдущим периодом). При этом закономерным стало улучшение качественного состояния атмосферного воздуха и водных ресурсов (примерно на 10-15%).

На данном временном отрезке негативное воздействие усиления антропогенной нагрузки не отразилось на качественных характеристиках компонентов природной среды. Поддержанию уровня качества атмосферного воздуха и водных ресурсов содействовал компенсационный эффект природоохранных мероприятий.

3-й - 2000-2003 гг. - период снижения антропогенной нагрузки и масштабов природоохранной деятельности, активизации регрессивного процесса качественного состояния основных компонентов природной среды. На этом этапе по сравнению с предыдущим периодом вновь наблюдается снижение антропогенной нагрузки на атмосферный воздух и водные ресурсы, а также сокращение масштабов проведения природоохранных мероприятий, причем более быстрыми темпами по сравнению со снижением антропогенного воздействия. В результате начиная с 2000 г. возобновляется тенденция ухудшения качественного состояния основных компонентов окружающей среды. К выраженному негативному эффекту приводит возрастающая концентрация ядовитых веществ (свинца, аммиака, цинка) в общем объеме выбросов (сбросов) загрязняющих веществ. Определенное влияние на негативное изменение в качестве атмосферного воздуха и водных ресурсов оказало также устойчивое падение показателей очистки выбросов и сбросов вредных веществ. В 2003 г. по сравнению с 1995 г. уровень очистки снизился более чем в два раза.

В целом, проведенное исследование показало, что приложение факторного анализа позволяет выделять обобщающие характеристики состояния атмосферного возду-

ха и водных ресурсов, а также факторных условий, обуславливающих это состояние. Структура и взаимосвязи обобщающих признаков в целом соответствуют гипотезам, формируемым на логическом уровне и по данным элементарных признаков. Это в свою очередь позволяет получать согласованные выводы, имеющие практическую значимость. Последние заключаются в следующем: экологическое состояние в Республике Беларусь в настоящее время трудно охарактеризовать как благополучное, хотя на самом деле для этого имеется одна важная предпосылка - относительное сокращение антропогенной нагрузки на окружающую среду. Но одновременно наблюдается разрыв в масштабах проведения природоохранных мероприятий и интенсивности использования природных ресурсов, что ведет к ухудшению качественного состояния компонентов природной среды. Начиная с 1991 г. уровень очистки выбросов (сбросов) загрязняющих веществ устойчиво снижается, происходит рост концентрации ядовитых веществ в атмосферном воздухе и водных ресурсах и снижение качественных характеристик природных

ресурсов.

Преодоление отрицательных последствий антропогенной нагрузки связано с расширением комплекса природоохранных мероприятий и увеличением ввода в действие новых очистных сооружений, а также ограничением выбросов (сбросов) специфических загрязняющих веществ в окружающую среду.

Литература

1. Айвазян С.А., Мхитарян В.С. Прикладная статистика. Основы эконометрики: Учебник для вузов: В 2 т. 2-е изд., испр. - Т. 1: Теория вероятностей и прикладная статистика. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 2001. - 656 с.
2. Благуш П. Факторный анализ с обобщениями: Пер. с чешск. - М.: Финансы и статистика, 1989. - 248 с.
3. Дубров А.М. Обработка статистических данных методом главных компонент. - М.: Статистика, 1988. - 135 с.
4. Сошникова Л.А., Тамашевич В.Н., Уебе Г., Шефер М. Многомерный статистический анализ в экономике: Учеб. пособие для вузов/ Под ред. проф. В.Н. Тамашевича. - М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. - 598 с.

КОНЦЕНТРАЦИЯ ПРОМЫШЛЕННОГО ПРОИЗВОДСТВА БЕЛАРУСИ И ЦИКЛИЧЕСКАЯ ДИНАМИКА*

Л.П. Зенькова, канд. экон. наук,
Белорусский торгово-экономический университет
потребительской кооперации

Экономика Беларуси, равно как и всех стран СНГ, испытывает трудности трансформационного периода. Этот период продолжителен, большинство экономистов выделяет в нем несколько фаз. *Первая фаза* - критическая, на которой основной экономической задачей становится борьба с инфляцией и другими формами макроэкономической нестабильности. *Вторая фаза* - становление рынка, то есть период, в течение которого происходит формирование институтов рыночной экономики. *Третья фаза* - фаза структурного корректирования, предполагающая использование рыночных сил для окончательного изменения характера производства, его структурных преобразований, и по времени она может занять жизнь целого поколения.

Беларусь сейчас находится на второй фазе трансформации, когда удалось преодолеть кризисные явления 1991-1995 гг., относительно стабилизировать финансы и приступить к активной политике институциональных преобразований. Прошедшее десятилетие с момента начала переходных процессов в Беларуси дало много практического материала, потребовавшего систематизации, анализа, обобщения. На сегодняшний день экономическая наука

позволила выделить *группу обязательных преобразований и комплекса мероприятий экономической политики*, необходимых для проведения реформ. К ним относятся:

- либерализация экономики;
- институциональные изменения;
- структурные преобразования;
- демонополизация экономики;
- изменения отношений собственности;
- макроэкономические стабилизационные меры.

Среди этих мероприятий особое место отводится *демонополизации экономики*, предлагающей создание конкурентной среды, то есть равных возможностей доступа на рынок, выхода из него, получения экономической информации, контроля над ценообразованием при естественных монополиях, а также льготирование малого бизнеса, устранение, по возможности, явления чистых монополий и олигополий в отдельных отраслях и сферах. Эта мера тесно связана с институциональными изменениями, так как последние направлены на изменения отношений собственности, формирование субъектов частного сектора, рыночной инфраструктуры (бирж, банков, аукционов, инвестиционных фондов и др.).

*Исследования, отраженные в данной статье, проводятся в рамках государственной программы фундаментальных исследований Министерства образования Республики Беларусь, ГБЦМ 01-75 № госрегистрации 20012394.

В связи с вышеизложенным для правительства любой страны с переходной экономикой важно знать о ходе де-монополизации, а перед статистикой, как отраслью экономических знаний, встает проблема разработки методологического подхода к учету данного процесса.

В развитых странах мира, со зрелым уровнем развития рыночных отношений, столкнувшихся давно с явлением монополий и объективной необходимостью анти-монопольного государственного регулирования, накоплен значительный опыт по учету уровня монополизации. Причем монополизация экономики может приобретать как скрытые, не регистрируемые официальной статистикой формы, так и открытые: уровень концентрации производства, сбыта, доля контроля над рынком ценных бумаг, степень монополизации сырьевого рынка и др. При этом следует различать рыночную власть и степень концентрации производства.

Концентрация производства измеряется количеством фирм-лидеров. Существует несколько способов ее математической интерпретации. Наиболее распространенный среди них - расчет коэффициента доли четырех фирм-лидеров отрасли (C_m):

$$\tilde{N}_m = \sum_{i=1}^m s_i, \quad (1)$$

где m - количество крупнейших фирм в отрасли, индекс i -й фирмы упорядочен в зависимости от доли данной фирмы в рынке; s - доля поставок каждой фирмой, измеренной в %, на рынок для продажи. Значение этого индекса колеблется от 0 до 1.

Существуют более сложные методики измерения степени концентрации на рынке. Например, в сфере обращения доля фирмы на рынке определяется процентом ежегодных поставок на рынок, обеспечиваемых этой фирмой. Чем выше доля фирмы на рынке, тем больше потенциальные возможности этой фирмы для обладания монополистической властью на рынке, что приводит к ценам, превышающим предельные издержки.

В развитых странах мира для оценки степени монополизации экономики принято рассчитывать индекс Херфиндаля (H). Этот индекс позволяет оценить концентрацию рынка путем оценки сначала доли поставок S каждой фирмы, измеренной в процентах, на рынок для продажи, а затем последующего суммирования возведенных в квадрат долей каждой фирмы:

$$H = S_1^2 + S_2^2 + S_3^2 + \dots + S_N^2, \quad (2)$$

где S_1 - доля рынка у фирмы, обеспечивающей наибольший объем поставок; S_2 - доля рынка следующего по величине поставщика и т. д.

Значение индекса H колеблется от 0 до 10000.

Например, для чистой монополии доля рынка у самой большой фирмы будет $S_1=100\%$, а доля рынка у всех остальных фирм будет равна нулю. При таких обстоятельствах индекс Херфиндаля равнялся бы 10000. Рынок с 10 фирмами одинакового размера (доля каждого составляла бы 10%) мог бы быть охарактеризован индексом $H=1000$. Если бы рынок состоял из 100 фирм одинакового размера

(каждая, следовательно, с долей рынка, равной 1%), то индекс Херфиндаля принял бы значение 100.

Этот индекс используется в США на практике министерством юстиции для оценки монополистической власти на рынке. Неконцентрированным считается рынок при индексе $H=1000$ или менее. Принято считать рынок с высокой концентрацией производства при индексе Херфиндаля на уровне 1800 и более. Этот индекс рассчитывается при наличии информации о долях всех фирм на рынке, что не всегда имеется. Проще определить индекс C_m , так как для подсчета требуется знать долю производства в отрасли всего *четырёх крупнейших фирм*. Тем не менее при отсутствии информации о рыночной доле тех или иных фирм все же можно рассчитать верхний и нижний пределы значений индекса H .

Индекс *Херфиндаля-Хиршмана* рассчитывается по этой же методике, но проще: вместо всех производств он охватывает только 50 самых крупных производителей.

Не все отрасли экономики одинаково монополизированы. Это обусловлено целым рядом объективных причин. Так, энергетика, топливная промышленность, железнодорожный транспорт, связь требуют высокой степени координации совместной деятельности в экономике. Функционирование торговли, общественного питания, пищевой промышленности, наоборот, связано с необходимостью быть как можно ближе к потребителю, поэтому предполагает существование преимущественно мелких разрозненных предприятий. Согласно статистике США, наиболее монополизированы производство солодовых напитков, турбин для электростанций, искусственного волокна, бытовых холодильников и морозильников, производств в горнодобывающей промышленности в силу наличия эффекта естественного монополизма (алюминий, медь) [1].

В области определения степени монополизации экономики и «рыночной власти» в статистике Беларуси существуют серьезные пробелы. Официальная статистика Беларуси фиксирует уровень концентрации производства лишь по *промышленности*, и то с 1991 г. Тем не менее активная реформа организационных форм хозяйствования, сопровождаемая изменением уровня концентрации производства, наблюдается и в сельском хозяйстве, и в торговле, и в общественном питании, но таких данных в обобщенном виде просто не существует.

Фиксируемая с 1991 г. для статистического ежегодника Беларуси дифференциация промышленных предприятий по группам также оказалась ошибочной по своей методологии подсчета: группировка этих данных *в разрезе определенных объемов производства* в условиях инфляции сделала их несопоставимыми и соответственно спустя десяток лет при несохранившихся первичных архивных статистических данных бесполезными. К примеру, как можно сопоставить долю производства группы предприятий с объемом продукции (услуг) от 500 до 1000 млн. рублей за 1991 и 2004 гг., если за этот период сам объем производства номинально многократно вырос (индекс потребительских цен с 1990 г. вырос в миллионы раз и составил нарастающим итогом к концу 2004 г. 8040817 пунктов)? Таким образом, из-за инфляции Беларусь ока-

залась лишенной точного представления о динамике процесса концентрации производства за 1991-2004 гг.

Приблизительное представление о данном процессе может дать другая статистическая выборка, проводившаяся в разрезе основных отраслей промышленности с 1995 г.: удельный вес объема промышленной продукции, выпускаемой тремя, четырьмя, шестью и восьмью крупными предприятиями. Такая обработка статистических данных по своей сути близка к рассчитываемому в западных странах коэффициенту C_m .

Динамика индекса C_m за семь последних лет свидетельствует о нарастании уровня концентрации белорусской экономики. Так, индекс концентрации, рассчитываемый по четырем крупнейшим предприятиям, устойчиво рос с 10,9% в 1999 г. до 20,3% в 2004 г. (см. таблицу 1). Исключение составил 1998 г.: только к 2001 г. экономика достигла такого же уровня концентрации производства. Эту же картину повторяет другой индекс, рассчитанный как сумма квадратов долей объема производства каждого из более чем 2100 предприятий промышленности - индекс Херфиндаля. Значение индекса H в среднем по промышленности находится в пределах нормального, не требующего каких-либо антимонопольных мер со стороны правительства.

Тем не менее спешить с выводами не стоит. Уровень концентрации производства очень дифференцирован в

Таблица 1

Динамика уровня концентрации производства в промышленности Беларуси за 1998-2004 гг.

Индексы концентрации производства	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
C_m	18,0	10,9	15,2	17,7	19,8	19,4	20,3
H	138	83	125	131	134	157	175

Источник: рассчитано по первичным данным объема промышленного производства предприятий промышленности Министерства статистики и анализа Республики Беларусь.

зависимости от отрасли промышленности. Наибольшая концентрация производства наблюдается в отраслях топливно-энергетического и добывающего комплексов: в электроэнергетике, топливной промышленности, черной и цветной металлургии (см. таблицу 2), что и следовало ожидать. Либо сам характер производства, либо естественная монополия обуславливают здесь высокий уровень концентрации производства. Лидирует топливная промышленность: всего восьмью предприятиями национальной экономики ныне выпускается практически 100% продукции, причем доля трех крупнейших производств в общем объеме отраслевого производства росла наиболее высокими темпами - почти на 9,5% за 10 лет.

Таблица 2

Динамика концентрации производства в топливной промышленности Беларуси за 1995-2003 гг.

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Удельный вес объема продукции (в %), выпускаемой:									
3-мя предприятиями	89,2	90,2	93,5	94,5	94,1	95,9	96,5	97,3	97,6
4-мя предприятиями	92,9	92,4	94,2	95,2	94,9	96,5	96,9	97,6	97,8
6-ю предприятиями	94,5	94,1	95,3	96,2	95,9	97,3	97,7	98,0	98,2
8-ю предприятиями	95,3	95,0	96,1	96,9	96,7	97,8	98,1	98,4	98,6

Источник: [4].

Анализ данных таблицы 3 свидетельствует о неуклонном нарастании степени монополизации энергетики, причем олигополистического типа, так что уже к 1999 г. от-

пала необходимость фиксации доли объема производства восьми предприятий: их осталось всего шесть.

Таблица 3

Динамика концентрации производства в энергетике Беларуси за 1995-2003 гг.

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Удельный вес объема продукции (в %), выпускаемой:									
3-мя предприятиями	69,7	68,0	68,7	75,4	71,9	73,5	73,4	74,7	73,4
4-мя предприятиями	82,4	81,6	82,0	87,1	83,7	84,6	84,3	85,1	83,5
6-ю предприятиями	96,9	97,3	97,4	97,1	100	100	100	100	100
8-ю предприятиями	99,9	100	100	100	100	100	-	100	100

Источник: [4].

Динамика концентрации производства в черной металлургии особенно не изменила позиции восьмерки лидирующих предприятий (см. таблицу 4). Уровень концен-

трации производства на первых трех-четырех крупнейших предприятиях сравним разве что только с топливной промышленностью.

Таблица 4

Динамика концентрации производства в черной металлургии Беларуси за 1995-2003 гг.

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003
Удельный вес объема продукции (в %), выпускаемой:									
3-мя предприятиями	89,9	91,2	91,9	91,9	89,0	90,7	88,9	88,9	89,7
4-мя предприятиями	92,7	93,3	93,3	93,6	91,2	92,8	91,5	91,4	92,3
6-ю предприятиями	96,6	96,2	96,2	96,0	94,6	95,8	95,0	94,8	95,7
8-ю предприятиями	98,3	97,7	97,7	97,5	96,8	97,6	97,2	97,2	98,0

Источник: [4].

Далее в номинации наиболее высокомонополизированных отраслей следуют химическая и нефтехимическая промышленность, машиностроение и металлообработка, промышленность стройматериалов. Из перерабатывающих отраслей наибольшая концентрация производства наблюдается в стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности: доля выпуска трех предприятий возросла с 55,6% в 1995 г. до 70,1% в 2003 г., четырех предприятий - с 65,5 до 69,5% соответственно (см. рисунок).

Однако такое положение не касается других отраслей промышленности, где достаточно много мелких предприятий. В связи с этим *средний* уровень концентрации производства, который можно рассчитать по четырем ведущим крупнейшим предприятиям промышленности Беларуси (см. таблицу 1), едва достиг к концу 2004 г. 20,3%.

Сравнение величин обоих индексов концентрации (C_m и H) показывает, что существует резкая дифференциация между крупными и мелкими предприятиями. В связи с этим для полной характеристики процесса концентрации производства статистикой необходимо отражать и тот, и другой индексы.

Кроме того, на наш взгляд, в методику подсчета этих индексов следует внести в дальнейшем существенные коррективы. Они особенно актуальны для экономики, имеющей широкие внешнеторговые связи. В частности, данные, используемые для подсчета долей каждого из предприятий в общем объеме производства отрасли, должны включать *только внутринациональные поставки* продукции, иначе искусственно завышается значение индекса. Для Беларуси такое искажение очень велико, так как доля экспорта от ВВП растет с каждым годом (с 39% в 1996 г. до 60% в 2004 г.). Точно также представителями продавцов на национальном рынке Беларуси являются предприятия-импортеры (доля импорта к ВВП составила к концу 2004 г. 71,5%). Следовательно, в расчет индексов концентрации производства следует включать в составе i -х фирм объемы импортных поставок данной отрасли. При такой коррективке не возникает проблема совместимости данных. Если ВВП рассчитывается как сумма *добавленных стоимостей*, то в расчет доли каждого предприятия на рынке принимается объем производства в целом, поэтому и объем экспортно-импортных поставок будет совместим с данными по объемам производства конкретных предприятий. Формула (2), например, преобразуется следующим образом:

$$H = \frac{Q_1 - Q_1^x}{\sum_{i=1}^n (Q_i - Q_i^x)} + \frac{Q_2 - Q_2^x}{\sum_{i=1}^n (Q_i - Q_i^x)} + \dots + \frac{Q_n - Q_n^x}{\sum_{i=1}^n (Q_i - Q_i^x)}, \quad (3)$$

где Q_i - объем производства i -й фирмы;

Q_i^x - объем экспорта i -й фирмы;

i - количество отечественных предприятий и предприятий-импортеров.

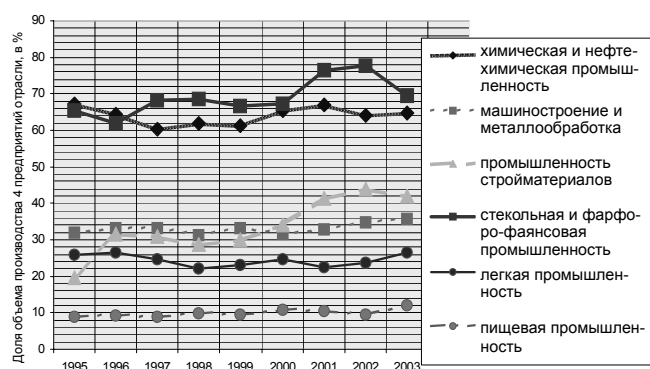


Рисунок. Динамика концентрации производства (индекс C_m) в Беларуси в 1995-2003 гг.

При имеющейся организации статистического учета подсчитать скорректированный индекс H не представляется возможным, особенно в разрезе импортных поставок. Тем более что и здесь могут быть искажения: импорт может поступать не от самого производителя, а от фирм-перекупщиков, и фиксироваться как поставки совершенно отдельного субъекта хозяйствования. Можно лишь утверждать, что скорректированный индекс H при сложившемся соотношении между экспортом и импортом будет гораздо выше, чем обычный.

Доказательством того, что учет уровня концентрации производства важен для экономики, является его влияние на динамику ВВП. В частности, экономика, переходящая в рыночную, подвержена *циклическим колебаниям*. За рубежом среди ученых давно известен тот факт, что уровень концентрации производства влияет на экономический рост и цикличность. Существуют несколько теорий, объясняющих цикличность экономики экзогенным характером изменения уровня концентрации производства (Р. Хоуткинс, Дж. Литтл) [2, 3].

Коэффициент парной корреляции между индексами C_m , H и ВВП на основе помесечных данных за период 2000-2004 гг. имеет значение выше 0,62. Тем не менее проверка статистической значимости подобранных уравнений показала их недостаточно качественный уровень: коэффициент детерминации составил соответственно 0,433 и 0,388. Следовательно, либо зависимость между указанными параметрами носит нелинейный характер, либо имеет место «эффект времени». Возможно, есть и то, и другое.

Очевидно, что вышеуказанные предварительные расчеты справедливы лишь для процессов, связанных мгновенной, гибкой взаимосвязью. На практике же более вероятна ситуация, когда между динамикой концентрации производства и реакцией объема национального производства на нее существует некий *интервал запаздывания*. Его можно определить путем выявления *наибольшего* коэффициента корреляции между индексами C_m , H и объемом ВВП с разным лагом запаздывания уровня ВВП (при этом для устранения влияния инфляции уровень ВВП пересчитан в млн. долларов в базовых ценах 1990 г.). Результаты подтвердили один и тот же эффект: на интервале запаздывания в пять месяцев коэффициенты корреляции резко возрастали и составили соответственно 0,812 и 0,818 (при возрастании качественного уровня коэффициента детерминации до 0,660 и 0,669 для линейной зависимости). Коэффициент детерминации еще больше увеличивается, если связь между уровнем концентрации и динамикой ВВП приобретает не линейную, а экспоненциальную или полиномиальную зависимость: $\text{ВВП} = 344,4e^{0,0668C_m}$ (при $R^2=0,627$); $\text{ВВП} = -0,0027C_m^4 - 0,4526C_m^3 + 35,987C_m^2 - 676,83C_m + 4603,5$ (при $R^2 = 0,8356$).

Таким образом, приведенные расчеты подтверждают, во-первых, наличие цикличности в макродинамике, а во-вторых, важность учета уровня концентрации производства для ее прогноза и для характеристики процессов институциональных преобразований в экономике.

Индекс Херфиндаля, рассчитанный в среднем по промышленности Беларуси, показывает лишь динамику концентрации экономики в процессе ее трансформации, но не отражает всей глубины и сложности этого процесса. Ранее указывалось, что кроме концентрации производства, выделяют понятие «рыночная власть». Ее принято измерять разницей между ценой (p) и предельными издержками (MC), либо как долю этой разницы от цены: $(p-MC)/p$. В этом случае даже если цена у всех фирм одна и та же, разные предельные издержки дадут неодинаковое значение разницы между ценой и предельными издержками. В этом случае отрасль рассматривают не только с точки зрения структуры (в том числе и концентрации производства), но и эффективности производства. Собственно говоря, структура отрасли определяет *эффективность* производства в ней. Имеется в виду чисто экономическая эффективность, основанная на максимизации прибыли и минимизации убытка. Тогда с этой позиции для ее измерения также подходит *индекс Лернера* (L), отражающий разницу между ценой и предельными издержками фирм. Он

определяется следующим образом:

$$L \equiv \sum_{i=1}^n s_i \frac{p - MC_i}{p}, \quad (4)$$

где s_i - рыночная доля i -й фирмы;

p - цена за единицу продукции;

MC_i - предельные издержки производства i -й фирмы.

Таким образом, индекс Лернера фактически включает *средневзвешенную разницу между ценой и предельными издержками каждой фирмы*. Поэтому индекс Лернера можно рассчитать приблизительно, используя *среднюю* норму прибыли, а также определить эконометрическую связь между уровнем концентрации производства и *нормой* прибыли в разных отраслях. Если фирмы имеют одинаковые предельные издержки, то числитель индекса Лернера превращается просто в *разницу между ценой и издержками фирм*:

$$L \equiv \sum_{i=1}^n s_i r_i = \sum_{i=1}^n s_i \frac{R_i - C_i}{R_i} = \sum_{i=1}^n s_i \frac{pq_i - c_i q_i}{pq_i} = \sum_{i=1}^n s_i \frac{p - c_i}{p}, \quad (5)$$

где r_i - норма прибыли i -й фирмы;

R_i - совокупный доход i -й фирмы;

C_i и c_i - соответственно совокупные и предельные издержки i -й фирмы;

q_i - объем продукции i -й фирмы;

p - цена.

В отраслях с более высокой степенью концентрации следует ожидать и более высокую среднюю норму прибыли (*эффективность*), то есть при подборе функциональной зависимости между указанными параметрами будет наблюдаться положительный коэффициент в регрессии. К сожалению, в большинстве зарубежных исследований выявляется слабая связь между концентрацией производства (структурой) и рыночной властью (эффективностью). Причина, очевидно, кроется в неточности либо сложности получения полноценных данных, а также в возможности обратного влияния изменения рыночной власти на изменение структуры отрасли. Во-первых, импорт давальческого сырья для его дальнейшей переработки и возврата на «родину» в виде экспорта готовой продукции, работа одних и тех же предприятий в разных отраслях, скрытые формы монополизации («личная уния», «система участия» и др.) искажают действительный уровень концентрации производства в экономике. Во-вторых, фирмы могут становиться крупнее за счет вытеснения с рынка фирм-конкурентов, используя такие методы конкурентной борьбы, которые понижают цену (следовательно, числитель индекса Лернера) с целью завоевания рынка и устранения конкурента (например, демпинг). В этом случае меняется как математическая оценка рыночной власти, так и значение степени концентрации производства, то есть индекс H .

Однако все приведенные до сих пор рассуждения верны, если рыночную структуру принять как неизменную величину (экзогенную), а степень конкуренции принимать за эндогенный параметр. Но ведь возможна и обратная

связь, мы на это уже указывали. И тогда при падении цены и уменьшении соответственно рыночной власти будет увеличиваться концентрация производства, то есть в регрессионном анализе будет наблюдаться совершенно обратный процесс; при этом *коэффициент регрессии будет принимать не положительные, а отрицательные значения*.

В нашей отечественной практике рассчитать индекс Лернера сложно, а точнее, невозможно из-за отсутствия статистики предельных издержек. Возможен лишь приблизительный подсчет на основе средней нормы прибыли. Но для такого статистического учета необходимо фиксировать разницу между ценой реализации и полной себестоимостью каждой фирмы, а затем взвешивать на долю данной фирмы в общем объеме производства или сбыта отрасли.

Таким образом, на практике стоит задача совершенствования методики учета концентрации производства с

выделением специфического показателя уровня рыночной власти и степени монополизации экономики, скорректированной на уровень открытости экономики.

Литература

1. Данные министерства торговли США, Бюро переписи. 1982. Census of Manufacturers, Concentration Ratios in Manufacturing.
2. **Hawkins R.G.** Cyclical investment behavior of indigenous firms and US foreign affiliates // European research in international business / Ed. by Ghertman M., Leontiadis J. - Amsterdam etc.: North-Holland, 1978. P. 189-213.
3. **Little J.S.** The effects of foreign direct investment on US employment: during recession and structural change // New England ecjn. rev. - Boston, 1986. - Vol. 6. № 1. P. 40-48.
4. Промышленность Республики Беларусь. Стат. сборник. - Мн.: Министерство статистики и анализа Республики Беларусь: 1995. С. 22-23; 1996. С. 35; 1997. С. 36; 1998. С. 35; 1999. С. 33; 2000. С. 31; 2001. С. 31; 2002. С. 31-32; 2003. С. 31-32.

ОЦЕНКА ЭФФЕКТИВНОСТИ АУДИТОРСКИХ ПРОВЕРОК СТАТИСТИЧЕСКИМИ МЕТОДАМИ

В.В. Земсков, канд. экон. наук,
ООО «Трувер Аудит»

Правилом (стандартом) аудиторской деятельности № 5 «Аудиторские доказательства», утвержденным постановлением Правительства Российской Федерации от 23.09.2002 № 696, установлено, что аналитические процедуры представляют собой анализ и оценку полученной аудитором информации, исследование важнейших финансовых и экономических показателей проверяемого экономического субъекта. Аналитические процедуры позволяют повысить качество проводимого аудита, поскольку создают систему последовательного выполнения отдельных приемов, включают процедуры, необходимые для проверки отдельных объектов учета, обеспечивают рациональное использование времени работы аудитора и оптимизируют технологию проверки.

Одним из видов аналитических процедур является применение статистических методов в аудиторской деятельности. Как показывает международная практика, в деятельности аудиторских организаций повышается доля услуг, связанных с анализом и прогнозированием. Это непереносимое условие диверсификации их деятельности в рыночной экономике и повышения уровня их конкурентоспособности и рентабельности. Проводить же анализ и прогнозирование без статистических методов невозможно.

Представляется целесообразным, чтобы статистический анализ проводился аудиторскими организациями в обязательном порядке, так как он позволяет уже на начальном этапе аудиторской проверки частично проверить

достоверность финансовой отчетности, выявить несоответствие показателей форм отчетности и рационально построить аудиторскую проверку. Все это содействует внедрению в аудиторскую практику научных достижений и новых технологий, укрепляет общественный престиж профессии.

Применение экономико-математических методов, в частности аппарата регрессионного анализа при изучении эффективности аудиторских проверок, требует, чтобы исследуемый объект характеризовался количественными величинами. В этой связи одной из проблем моделирования качества оказания аудиторских услуг является количественная оценка степени влияния выявленных в ходе содержательного экономического анализа факторов на состояние и развитие аудиторской деятельности. В качестве такой количественной оценки обычно используются различные статистические показатели, в которых и отражается суммарное воздействие основных факторов.

Проблема, однако, состоит в том, что отдельные факторы в силу их сложности, многообразия форм проявления и быстрой изменчивости во времени не поддаются количественному определению с помощью какого-либо одного статистического показателя. Поэтому часто необходимо ставить в соответствие каждому фактору не один конкретный статистический показатель, а несколько, которые являются наиболее точными индикаторами текущих и будущих изменений. Вся совокупность таких показателей отбирается в предварительном порядке и состав-

ляет информационную базу построения модели, или исходный статистический массив показателей. Экономические модели позволяют выявить особенности функционирования экономического субъекта и на основе этого предсказывать его будущее поведение при изменении каких-либо параметров. Предсказание будущих изменений, например повышение обменного курса, ухудшение экономической конъюнктуры, падение прибыли, может опираться лишь на интуицию. Однако при этом могут быть упущены, неправильно определены или неверно оценены важные взаимосвязи экономических показателей, влияющие на рассматриваемую ситуацию. В модели все взаимосвязи переменных могут быть оценены количественно, что позволяет получить более качественный и надежный прогноз.

Для любого экономического субъекта возможность прогнозирования ситуации означает прежде всего получение лучших результатов или избежание потерь, в том числе и в аудиторской деятельности.

Необходимыми требованиями при разработке информационной базы моделирования исследуемого объекта является полнота информации. Это значит, что исходный статистический массив должен отражать в каждый момент времени факторы, определяющие качество аудиторских услуг, от которого и зависит в конечном итоге эффективность аудиторской проверки. К числу других необходимых условий, от которых зависит степень адекватности будущей модели изучаемому объекту, а значит, и точность результатов, следует отнести достоверность и сопоставимость используемой статистической информации.

При применении отдельных показателей необходимо иметь в виду, что часть их прямо и непосредственно отражает те или иные изменения, а другие являются лишь косвенными индикаторами, но в ряде случаев, например из-за отсутствия прямых данных, косвенные показатели приобретают особое значение.

При проведении многомерного статистического анализа вся система показателей была разделена на две группы:

- абсолютные показатели, характеризующие эффективность работы как самого экономического субъекта, так и аудиторской организации. В эту группу входят показатели балансовой прибыли, выручки от реализации, валюты баланса, собственного капитала, общих затрат экономического субъекта, суммы ошибки, выявленной в результате аудиторской проверки;

- экспертные показатели, характеризующие организацию внутреннего контроля.

Из общего количества показателей, характеризующих организацию внутреннего контроля, для описания эффективности этого контроля было отобрано 30 факторов, описывающих его организацию за 2003 г. по 50 хозяйствующим субъектам, которым были присвоены порядковые номера с 1-го по 50-й.

Система факторов, влияющих на организацию внутреннего контроля, приведена в Приложении.

Выбранная для исследования пространственная вы-

борка представляется вполне приемлемой как с точки зрения экономического анализа, так и с позиций требований статистического моделирования. Отобранные показатели характеризуют основные факторы эффективности аудиторских проверок.

Вся система показателей в целом дает довольно объективное представление о процессах, происходящих в аудиторской деятельности, и позволяет провести всесторонний и полный анализ эффективности качества работы аудиторских организаций. Многомерный статистический анализ деятельности аудиторских организаций проводился на основании следующих показателей:

y - сумма ошибок, выявленных при проведении проверок, тыс. рублей;

x_1 - балансовая прибыль, тыс. рублей;

x_2 - коэффициент общего внутрихозяйственного риска;

x_3 - коэффициент факторов средств контроля;

x_4 - коэффициент факторов обнаружения ошибки;

x_5 - выручка от реализации, тыс. рублей;

x_6 - валюта баланса, тыс. рублей;

x_7 - собственный капитал, тыс. рублей;

x_8 - общие затраты предприятия, тыс. рублей.

Основными источниками информации при построении статистической базы моделирования эффективности аудиторских проверок послужили официальные данные бухгалтерской отчетности (баланс - форма № 1, отчет о прибылях и убытках - форма № 2, приложения к бухгалтерскому балансу - форма № 5), пояснительная записка к бухгалтерской отчетности аудируемых лиц.

Исходный массив показателей был подвергнут статистическому анализу, целью которого был отбор ограниченного числа показателей, влияние которых на эффективность аудиторских проверок наиболее существенно.

В качестве средства для проведения исследования использован статистический программный пакет STATGRAPHICS Plus («Статграфикс плюс»). Данный программный продукт обладает высокими возможностями по обработке статистических данных. Одна из них - регрессионный анализ. Процедура Multiple regression (множественная регрессия) позволяет исследовать связь между одной зависимой переменной и одной или более независимыми переменными, используя метод наименьших квадратов. С помощью функции регрессии количественно оценивается зависимость между исследуемыми переменными.

В результате исследования была получена модель зависимости показателя y - сумма ошибок, выявленных при проведении проверок, от влияния показателей, связанных с проверяемым экономическим субъектом:

$$y = -109334,0 + 4,57431x_1 + 116745,0x_2 - 6275,52x_3 + 122570,0x_4 + 0,00677919x_5 - 0,252314x_6 + 0,381439x_7 + 0,0915868x_8,$$

где на значение y факторные показатели оказывают следующее влияние:

Таблица 1

Значение факторных показателей, влияющих на сумму ошибки

Параметры	Значение	Стандартная ошибка	Т-статистика	Минимальный уровень значимости
Константа	-109334,0	46202,1	-2,36644	0,0228
x_1	4,57431	2,37634	1,92494	0,0612
x_2	116745,0	49619,6	2,35281	0,0235
x_3	-6275,52	8049,74	-0,779592	0,4401
x_4	122570,0	187511,0	0,653669	0,5170
x_5	0,00677919	0,00981711	0,690548	0,4937
x_6	-0,252314	0,055336	-4,55967	0,0000
x_7	0,381439	0,0633212	6,02388	0,0000
x_8	0,0915868	0,0599334	1,52814	0,1342

Следует обратить внимание на уровень значимости коэффициентов. Так как уровень значимости коэффициентов x_3 (0,4401), x_4 (0,5170) и x_5 (0,4937) значительно превышает допустимое значение уровня значимости 0,10, что означает, что коэффициент незначим в 90% случаев в полученной модели, данные коэффициенты необходимо исключить из модели.

Соответственно используя следующие показатели, повторяем процедуру построения модели:

y - сумма ошибок, выявленных при проведении проверок, тыс. рублей;

x_1 - балансовая прибыль, тыс. рублей;

x_2 - коэффициент общего внутрихозяйственного риска;

x_6 - валюта баланса, тыс. рублей;

x_7 - собственный капитал, тыс. рублей;

x_8 - общие затраты предприятия, тыс. рублей.

Получаем такую модель:

$$y = -104419,0 + 4,89595x_1 + 113640,0x_2 - 0,258942x_6 + 0,396497x_7 + 0,127491x_8,$$

где на значение y факторные показатели оказывают следующее влияние:

Таблица 2

Значение факторных показателей, влияющих на сумму ошибки

Параметры	Значение	Стандартная ошибка	Т-статистика	Минимальный уровень значимости
Константа	-104419,0	37871,5	-2,7572	0,0085
x_1	4,89595	2,26806	2,15865	0,0364
x_2	113640,0	48358,6	2,34993	0,0233
x_6	-0,258942	0,0521643	-4,96397	0,0000
x_7	0,396497	0,0571022	6,94363	0,0000
x_8	0,127491	0,0466108	2,73522	0,0090

Так как уровень значимости коэффициента x_1 (0,0364), имеющего наибольшее значение среди присутствующих в модели коэффициентов, меньше значения 0,05, то это означает, что все коэффициенты данной модели в 95% случаев значимы.

Анализ вариации модели выглядит так:

Наименование	Сумма квадратов	Число степеней свободы	Квадрат среднего	Критерий Фишера	Минимальный уровень значимости
Модель	$1,40648 \times 10^{11}$	5	$2,81296 \times 10^{10}$	18,80	0,000
Остаток	$6,58466 \times 10^{10}$	44	$2,81296 \times 10^9$		
Итого (Корреляция)	$2,06495 \times 10^{11}$	49			

$$R\text{-squared} = 68,1122\%$$

Стандартная ошибка значения - коэффициент детерминации = 38684,8

$$\text{Средняя абсолютная ошибка} = 26236,3$$

$$\text{Статистика Дарбина-Уотсона} = 1,60286.$$

Полученная модель статистически значима, так как при $\alpha = 0,05$ $t_{\text{набл}} > t_{\text{кр}}$. Значимы и все коэффициенты регрессии.

Множественный коэффициент детерминации $R_y^2 = 0,68$ свидетельствует о том, что 68% вариации суммы выявленных ошибок при проведении аудиторской проверки объясняется вошедшими в модель показателями. Оставшаяся часть вариации обусловлена действием неучтенных факторов.

Высокая доля объясняемой дисперсии свидетельствует о хорошей адекватности полученной модели. Отсутствие автокорреляции характеризует критерий Дарбина-Уотсона, равный 1,60.

(X 10000)

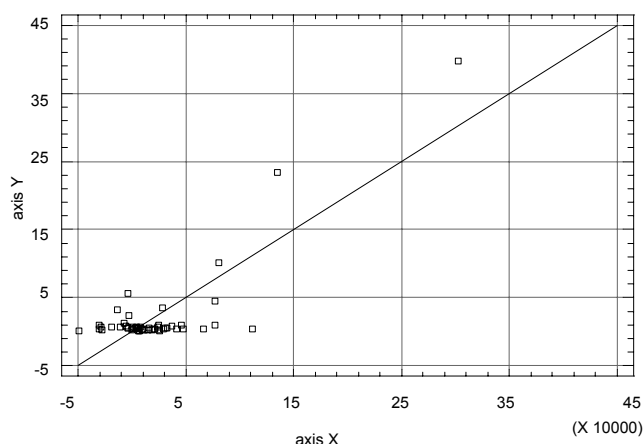


Рис. 1. Графическая зависимость суммы ошибки, выявленной при проверках

На рис. 1 представлена графическая зависимость показателя y от алгебраической суммы показателей: x_1 (балансовая прибыль), x_2 (коэффициент общего внутрихозяйственного риска), x_6 (валюта баланса), x_7 (собственный капитал), x_8 (общие затраты предприятия) и на основе статистических данных построена прямая по методу наименьших квадратов.

Далее была построена матрица парных коэффициентов корреляции, по которой оценивалась степень связи каждого из показателей с результирующими величинами: суммой ошибки, выявленной при аудиторских проверках. Выбор именно этих показателей продиктован соображениями объективности отражения эффективности аудиторских проверок.

Кроме количественного анализа статистических показателей, большое внимание было уделено качественной экономической интерпретации значений коэффициентов корреляции и знаков при них. Когда коэффициент корреляции равен 0, связь отсутствует, а когда равен 1, связь функциональная. С ростом величины коэффициента корреляции от 0 до 1 связь возрастает. Положительный знак означает прямую связь, отрицательный - обратную.

Матрица парных коэффициентов корреляции (см. таблицу 3) позволяет сделать вывод о тесноте связи результативных показателей и факторов, влияющих на них.

Анализ матрицы парных коэффициентов корреляции свидетельствует о том, что результативный показатель для регрессионной модели суммой ошибки, выявленной при аудиторских проверках, наиболее тесно связан с показателем x_2 - коэффициентом общего внутрихозяйственного риска, парный коэффициент которого с результирующим показателем равен 0,9434. В то же время связь между при-

Таблица 3

Матрица парных коэффициентов корреляции

	Константа	x_1	x_2	x_6	x_7	x_8
Константа	1,0000	-0,1133	-0,9434	-0,1645	0,1794	-0,1205
x_1	-0,1133	1,0000	-0,1393	0,0334	0,0620	-0,1907
x_2	-0,9434	-0,1393	1,0000	0,0624	-0,2219	0,0708
x_6	-0,1645	0,0334	0,0624	1,0000	-0,6157	0,2242
x_7	0,1794	0,0620	-0,2219	-0,6157	1,0000	-0,2228
x_8	-0,1205	-0,1907	0,0708	0,2242	-0,2228	1,0000

знаками-аргументами достаточно тесная, но с обратным знаком.

В практике аудиторской деятельности это означает, что сумма ошибки, выявленной при аудиторских проверках, напрямую зависит от уровня организации внутрихозяйственного контроля. Чем выше уровень внутрихозяйственного контроля, тем меньше сумма выявленной ошибки.

Ранжирование экономических субъектов по сумме ошибок, выявленных при аудиторских проверках, представлено на рис. 2, из которого видно, что в пяти экономических субъектах с номерами 40, 5, 10, 6, 50 уровень организации внутрихозяйственного контроля находится на достаточно низком уровне. Руководителям этих субъектов необходимо принимать неотложные меры по повышению уровня организации внутрихозяйственного контроля.

На основе проведенного анализа можно сделать вывод, что применение методов статистического анализа усиливает обоснованность выводов аудиторских проверок. Этот вывод важен прежде всего для инвестиционных компаний, финансово-промышленных групп и холдинговых компаний.

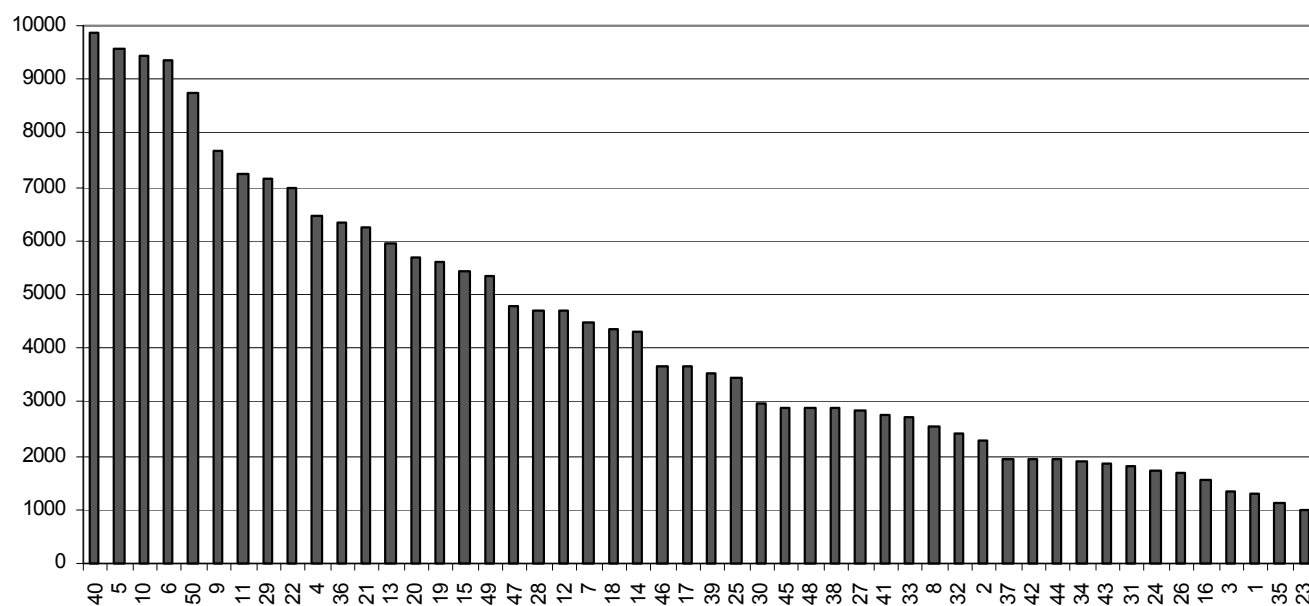


Рис. 2. Ранжирование экономических субъектов по сумме ошибок, выявленных при аудиторских проверках



ПОДПИСКА - 2005

Продолжается подписка на журнал «Вопросы статистики» на 2-е полугодие 2005 года, которую можно оформить во всех почтовых отделениях России, стран СНГ и Балтии по Каталогу газет и журналов агентства Роспечать (индексы 70127, 71807) или по Объединенному каталогу «Почта России» (том 1, индекс 41254), а также непосредственно через Информационно-издательский центр «Статистика России».

Вы можете также приобрести отдельные номера журнала «Вопросы статистики» за 1994-2004 гг.

Редакция предлагает подписчикам индивидуальные подборки опубликованных статей и экономико-статистических материалов **по любой заказанной Вами тематике** (основные социально-экономические индикаторы развития России, стран СНГ, внедрение системы национальных счетов, современных информационных технологий и классификаторов, методы и результаты анализа макро- и микроэкономики, «теневой» экономики, малого бизнеса, уровня жизни населения, демографических процессов, национальной конкурентоспособности, отдельных отраслей и сфер экономики, история статистики и другие).

С 2003 г. выпускается электронная версия журнала. Вы можете заказать отдельные номера (отдельные статьи) или оформить годовую подписку на электронную версию журнала, выслав в адрес редакции письмо-заявку.

Контактные телефоны: 207-48-90, 207-48-82, 207-42-52

Факс: 207-48-90

E-mail: voprstat@mtu-net.ru

<http://www.infostat.ru>

Адрес редакции: 107450 Москва, ул. Мясницкая, 39, строение 1.