

ОЦЕНКА ПОКАЗАТЕЛЕЙ МЕЖОТРАСЛЕВОГО БАЛАНСА В ПОСТОЯННЫХ ЦЕНАХ*(на основе модельного подхода)***Н.В. Суворов**, *д-р экон. наук,**Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН,***А.Е. Косарев,***Бюро экономического анализа*

В Системе национальных счетов таблицы «Затраты-Выпуск» занимают важное место. В советской и российской экономической школе использование этих таблиц, приведенных к форме, опирающейся на квадратную матрицу - межотраслевому балансу (МОБ) - имеет богатейшие традиции. Применение межотраслевого баланса для целей анализа структурных макроэкономических изменений предопределяет необходимость оперирования данными межотраслевых таблиц в сопоставимой оценке. Между тем отчетные укрупненные межотраслевые балансы, разрабатывавшиеся Госкомстатом России во второй половине 1990-х - начале 2000-х годов, опубликованы исключительно в текущих (фактических) ценах.

В связи с этим представляется необходимым, во-первых, рассмотреть общие проблемы приведения показателей стоимостных МОБ к сопоставимой оценке и, во-вторых, проанализировать некоторые специфические аспекты процедуры переоценки, наиболее важные в контексте данного исследования.

Применительно к МОБ СНС в практике современного статистического учета различают две основных системы стоимостной оценки продукции отраслевых потоков промежуточной и конечной продукции: 1) исходя из цены производителей (основные цены) и 2) исходя из цены конечного потребления (цены покупателей).

Основные цены - это цены, непосредственно устанавливаемые производителем продукции. При этом стоимостное строение валового выпуска выглядит следующим образом:

X (основные цены) = текущие затраты материальных ресурсов и услуг на производство данной продукции + амортизация (потребление основного капитала) + фонд оплаты труда + чистая прибыль + налоги на производство, включаемые в себестоимость продукции – субсидии на производство, относимые на себестоимость.

Цены покупателей - это те цены, по которым продукция входит в реальный экономический оборот. Стоимостное строение валового выпуска в ценах покупателей следующее:

X (цены покупателей) = X (основные цены) + торговая наценка + транспортная наценка + налоги на продукты (НДС, акциз, экспортные таможенные пошлины, налоги на импорт) – субсидии на продукты.

Таким образом, стоимость валового выпуска в ценах покупателей включает все транспортные и торговые наценки, увеличивающие цену товаров при продвижении их от производителей к потребителям, а также налоги на продукты за вычетом субсидий.

В практике российской статистики МОБ составляются как в ценах покупателей, так и в основных ценах. Ввиду того что именно исходя из фактических цен приобретения, то есть цен покупателей, рассчитываются отчетные данные о затратах на предприятиях, первичная статистическая информация, необходимая для заполнения I и II квадрантов МОБ, имеется именно в ценах покупателей. Вместе с тем для целей экономического анализа данные о межотраслевых потоках рассчитываются также и в ценах производителей.

В процессе составления межотраслевого баланса Росстатом разрабатываются таблицы, содержащие информацию о транспортных и торгово-посреднических наценках, данные о величине налогов, содержащихся в стоимостной величине каждого отдельного межотраслевого потока (используемого в качестве текущих затрат), а также каждой компоненте продукции, идущей на нужды конечного потребления. По форме эти таблицы подобны первому и второму квадрантам межотраслевого баланса. Переход к основным ценам, во-первых, обеспечивает более адекватную характеристику структуры распределения отдельных видов продукции между различными отраслями (поскольку, например, уровни торговых и транспортных наценок могут различаться для отдельных межотраслевых потоков) и, во-вторых, создает дополнительные возможности для анализа воспроизводственного процесса в экономике (в частности, для анализа роли посреднических секторов, транспорта, а также налогов в формировании уровня цен в экономике).

Однако следует отметить, что пересчет показателей межотраслевых таблиц в цены производителей, как он осуществляется в настоящее время (и как он осуществлялся в практике советской статистики в 1980-е годы), сопряжен с целым рядом условностей из-за отсутствия или недостатка соответствующей первичной статистической информации. Здесь имеется в виду, что элементы первого и второго квадрантов межотраслевого баланса, как правило, не могут быть непосредственно трансформированы в величины, корреспондирующие отраслевым показателям выпуска в

ценах производителей. Например, информация о фактической величине транспортных и торговых наценок для отдельных межотраслевых потоков I квадранта (то есть элементов промежуточного потребления) может быть прямо определена лишь в исключительных случаях; то же касается и налоговой составляющей (в связи с этим напомним, что в счете производства ВВП показатели промежуточного потребления отраслей оцениваются лишь в фактически наблюдаемых ценах, то есть ценах покупателей).

Различия в принципах оценки продукции имеют наибольшее значение для расчетов отраслевых величин выпуска и показателей межотраслевых связей именно в постоянных ценах.

В теоретических моделях ценообразования, основывающихся на модели МОБ, а также и во многих прикладных межотраслевых моделях, как правило, предполагается, что переоценка элементов каждой строки межотраслевой таблицы (в части I и II квадрантов МОБ) осуществляется единым среднеотраслевым индексом цен, то есть

$$p_i X_i = \sum_j p_{ij} x_{ij} + \sum_k p_{ik} y_{ik}, \quad (1)$$

где X_i - валовая продукция i -й отрасли;

x_{ij} - межотраслевые потоки I квадранта;

y_{ik} - функциональные элементы конечного спроса i -й отрасли;

p_i - среднеотраслевой индекс цен для i -й отрасли.

Вместе с тем и имеющийся отечественный и зарубежный опыт переоценки межотраслевых таблиц в сопоставимые цены, и общеметодические соображения указывают на то, что при динамических сопоставлениях пересчет межотраслевого баланса в постоянные цены должен осуществляться поэлементно. Соответственно в уравнениях распределения продукции каждое слагаемое правой части должно быть переоценено индивидуальным индексом, то есть

$$p_i X_i = \sum_j p_{ij} x_{ij} + \sum_k p_{ik} y_{ik}, \quad (2)$$

где p_{ij} , p_{ik} - индексы цен для отдельных потоков данной отрасли, а объем валовой продукции отрасли должен соответственно определяться как сумма потоков I и II квадрантов.

Поскольку отдельные статьи баланса распределения продукции могут различаться удельным весом в них торгово-транспортных расходов, а также уровнем налоговой компоненты (что отражается в наибольшей мере на соотношении конечного и промежуточного спроса), то динамика валовой продукции отрасли в ценах покупателей будет существенным образом зависеть от структуры каналов распределения. Следовательно, изменение валовой продукции в ценах покупателей может отражать изменение лишь условий распределения продукции, а не изменение собственно физического объема производства, например динамику выпуска в натуральном выражении.

Другая особенность пересчета элементов МОБ в постоянные цены покупателей заключается в следующем. Если отвлечься от неоднородности продукции, производимой внутри отрасли, то оперирование неизменными ценами покупателей будет означать, что условия транспортировки, отражаемые в величине транспортного наложе-

ния, зафиксированы на уровне года, базисного для данных постоянных цен. Тогда в изменении каждого отдельного потока x_{ij} будет отражаться не реальная транспортная работа (затраты на транспортировку данного объема продукции по неизменному тарифу), а объем транспортного наложения, исчисленный по базисным условиям. То же самое может быть сказано относительно элементов II квадранта. Например, перемещение добычи нефти и газа в северные районы и, как следствие, увеличение среднего расстояния транспортировки газа и нефтепродуктов не находят отражения при расчетах элементов фонда потребления в постоянных ценах. Сказанное означает, что при последовательном соблюдении принципа постоянных цен в межотраслевой таблице, составленной в неизменных ценах покупателей, в строке «транспорт» должна указываться не величина транспортных услуг, исчисленная в неизменных тарифах, а некоторый условный объем транспортной работы, исходя из условий года, принимаемого за базу постоянных цен. То же самое относится и к отрасли «торговля».

Вместе с тем при исчислении межотраслевых таблиц в сопоставимой оценке не менее обоснованным представляется рассмотрение в МОБ реального, а не условного объема продукции транспорта и других отраслей инфраструктуры.

Отмеченное противоречие - специфическая проблема построения МОБ в постоянных ценах покупателей. Оценка продукции в ценах производителей позволяет в принципе как более точно измерить динамику физического объема выпуска на уровне отрасли, так и достичь большего единообразия при исчислении продукции отраслей, существенно различающихся уровнем транспортно-торговых наценок и налоговой компоненты. Однако как уже было сказано ранее, отсутствие необходимой первичной информации делает более предпочтительным построение динамических рядов МОБ в сопоставимой оценке исходя из цен покупателей.

Корректная в методическом отношении и практически реализуемая схема построения укрупненной таблицы МОБ в постоянных ценах покупателей заключается в следующем.

1. Построение коэффициентов прямых затрат (то есть элементов I квадранта МОБ) за ретроспективный период осуществляется не путем непосредственной переоценки межотраслевых таблиц в текущих ценах, а на основании автономных модельных расчетов.

2. В части отраслей «транспорт» и «торговля» обычная схема межотраслевой таблицы модифицирована таким образом, чтобы устранить отмеченные выше содержательные противоречия.

3. Пересчет в постоянные цены отчетных показателей II квадранта МОБ осуществляется при помощи процедуры, в основе которой лежит корректировка среднеотраслевых индексов цен.

Рассмотрим отдельные элементы данной методики.

1. *Метод макроэкономической оценки динамики коэффициентов прямых затрат.* Отчетная информация Росстата о межотраслевых связях в части I квадранта, опубли-

кованная к настоящему времени в официальных статистических сборниках¹, представлена данными укрупненных межотраслевых балансов за 1990, 1991 и 1995-2000 гг., причем эти отчетные межотраслевые таблицы составлены лишь в текущих ценах, что делает невозможным динамические сопоставления.

Поэтому разработка и практическая реализация методологии анализа процесса структурных изменений в отечественной экономике (включая сюда в том числе и анализ сдвигов в технологии отдельных отраслей) с необходимостью требует решения таких задач, как: а) восполнение недостающих эмпирических данных (отсутствующих в официальной государственной статистике) об изменении межотраслевых связей материального производства, о динамике удельных показателей затрат отдельных видов материальных ресурсов; б) оценка уровня и динамики эффективности производства в условиях хозяйственного уклада, который формировался в 1990-е годы взамен прежнего планового хозяйства.

При исследовании экономической динамики и структурных пропорций традиция межотраслевого метода предполагает параллельное использование двух типов таблиц межотраслевых связей: 1) таблиц, составленных в текущих, то есть фактических для каждого данного года исследуемого периода времени, ценах и 2) таблиц, показатели которых оцениваются в постоянных (неизменных) ценах.

Исходной информацией обычно служат показатели межотраслевых связей в текущих ценах, и лишь специально проводимая переоценка этих первоначальных показателей позволяет анализировать изменение структуры затрат и выпуска в терминах физических объемов.

Отметим принципиально важный момент: и сложившиеся в мировой (в том числе и отечественной) статистической практике процедуры формирования исходных данных, необходимых для построения таблиц межотраслевых связей, и традиционно используемые методы переоценки отдельных межотраслевых потоков в сопоставимые цены явно или неявно базируются на предположении, что внутригодовое изменение цен в экономике незначительно, так что практически им можно пренебречь. В частности, структура распределения продукции отдельно взятой отрасли, включаемой в номенклатуру межотраслевого баланса, должна предполагаться идентичной вне зависимости от системы цен (естественно, если отвлечься от неоднородности продуктового состава отрасли).

Другое важное требование, которое должно соблюдаться при составлении межотраслевой таблицы, - взаимное соответствие между потоками затрат и выпуска в материально-вещественной форме и движением финансовых показателей.

Применительно к отечественной экономике период 1990-х годов (прежде всего первая половина указанного периода) отличает то, что исходная статистика, которая должна быть использована при составлении межотраслевых таблиц, заведомо не отвечает указанным выше требо-

ваниям. Чрезвычайно высокие темпы инфляции, широкое распространение бартера, других форм неденежных отношений между предприятиями, огромные масштабы невыплат заработной платы - все это создает практически непреодолимые трудности на пути корректного применения сложившихся ранее правил построения межотраслевых балансов применительно к пореформенному периоду.

Следует отметить, что даже при отсутствии различий между реальным движением денежных потоков и скалькулированными в первичной статистической отчетности данными значительный и неравномерный по отдельным отраслям внутригодовой рост цен на обращающуюся в экономике продукцию деформирует действительные соотношения затрат и выпуска. Например, двадцатикратный рост цен на произведенную продукцию в течение календарного года, как это имело место в 1992 г., означает, что соотношения годовых сумм затрат отдельных видов материальных ресурсов, заработной платы и т. п. для отдельно взятой отрасли будут отражать практически лишь структуру затрат, характерную для последних месяцев данного года. Хотя формально информативность таких стоимостных показателей не вызывает сомнений, однако они не могут быть использованы для адекватной характеристики пропорций годовых объемов производства и распределения продукции, а также элементов добавленной стоимости отраслей, охватываемых межотраслевой таблицей.

В этих условиях исследование динамики межотраслевых связей в терминах физических объемов применительно к российской экономике 1990-х годов может строиться лишь на основе самостоятельных расчетов, не связанных непосредственно с переоценкой в постоянные цены номинальных показателей затрат и выпуска, формируемых на основе сложившихся форм государственной статистической отчетности. Необходимым элементом таких построений оказывается использование различного рода технико-экономических данных, данных натуральных балансов отдельных видов материальных ресурсов и т. п.

В связи с этим в лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства ИНП РАН был разработан модельный метод формирования показателей межотраслевого баланса в части коэффициентов прямых материальных затрат, базирующийся на использовании отчетных статистических данных о межотраслевых потоках продукции дореформенного периода 1980-1990 гг. в совокупности с той современной экономической информацией, надежность которой не вызывает существенных сомнений [1].

Исходная посылка всей модельной схемы, разработанной для оценки динамики межотраслевых коэффициентов затрат за период 1991-2002 гг., - использование ограниченного круга наиболее достоверных статистических данных, а именно: индексов физического объема продукции отраслей промышленности, строительства, сельского хозяйства, транспорта, отдельных межотраслевых потоков затрат в натуральном выражении, а также упомянутых выше дан-

¹ См.: Национальные счета России в 1989-1994 гг. М., 1995; Система таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 г., 1996-1997 гг., 1998-1999 гг., 2000 г. М., 2000, 2001, 2002, 2003.

ных балансов межотраслевых связей за 1980-1990 гг., приведенных к сопоставимой оценке.

Задача оценивания коэффициентов прямых затрат межотраслевого баланса интерпретируется в виде регрессионной модели с ограничениями на искомые параметры (в данном случае, коэффициенты затрат). Формальная схема модели складывается из следующих четырех основных элементов:

1) соотношений вида

$$r_{ij} = a_{ij}(t) + \delta_{ij}(t), \quad (3)$$

связывающих текущие (искомые) значения коэффициентов прямых затрат $a_{ij}(t)$ ($i, j=1, \dots, n$, где n - число отраслей МОБ) с их известными приближениями r_{ij} . В качестве таковых используются значения коэффициентов прямых затрат предыдущего года или некоторые экзогенные данные. Статистические характеристики погрешности $\delta_{ij}(t)$ отражают меру точности предварительной информации об оцениваемых коэффициентах.

Учет взаимных ковариаций для погрешностей δ_{ij} имеет принципиально важное значение. В качестве формальной характеристики взаимосвязи между отдельными коэффициентами затрат ковариационная матрица величин δ_{ij} используется в модели как для отражения особенностей технологий в рамках отдельных отраслей МОБ, так и для описания закономерностей, складывающихся в процессе межотраслевого распределения продукции;

2) балансовых тождеств МОБ

$$\sum_j a_{ij}(t) X_j(t) + Y_i(t) = X_i(t), \quad (4)$$

где a_{ij} , X_j , Y_i - соответственно коэффициенты прямых затрат, отраслевые объемы валовой и конечной продукции;

3) уравнений отраслевых производственных функций, связывающих объемы валовой продукции с основными потоками текущих затрат в каждой из отраслей, включаемых в МОБ. Это позволяет выразить отраслевую величину условно-чистой продукции Z_j как функцию отраслевого объема валовой продукции и коэффициентов прямых затрат, или

$$Z_j(t) = f_j(a_{1j}(t), \dots, a_{nj}(t), X_j(t)); \quad (5)$$

4) системы эконометрических соотношений, связывающих отраслевые элементы условно-чистой и конечной продукции

$$Y(t) = R Z(t) + U_t, \quad (6)$$

где $Y(t)$, $Z(t)$ - векторы конечного продукта и условно-чистой продукции;

R , U_t - матрица и вектор соответствующей размерности.

Данное соотношение является эконометрическим аналогом балансового тождества $Y(t) = (E - A(t))(E - K'(t))^{-1} Z(t)$, где $A(t)$, $K(t)$ - матрицы коэффициентов затрат и коэффициентов распределения.

Для оценивания отраслевых производственных функций используется специально разработанный метод, позволяющий включить в число факторов уравнений типа (5) все наиболее существенные для каждой данной отрасли потоки текущих затрат.

Приведение к линейному виду соотношений типа (5) и совмещение балансовых тождеств (4) с эконометрическими соотношениями (5)-(6) обеспечивают (при известных величинах валовой продукции и приближений r_{ij} для коэффициентов затрат) нахождение искомых коэффициентов $a_{ij}(t)$ для текущего года t по формулам обобщенного метода наименьших квадратов с ограничениями в форме равенств.

Расчет коэффициентов в рамках описываемой модели охватывает лишь часть наиболее существенных показателей удельных затрат (85 коэффициентов, определяющих в совокупности более 90% всей суммы затрат отраслей материального производства). Остальные, малозначимые коэффициенты представлены в модели в агрегированном виде. Схема модели обеспечивает также возможность включения в расчеты экзогенной информации об отдельных коэффициентах затрат. Это позволяет сократить количество реально рассчитываемых в межотраслевой модели коэффициентов и существенно ограничить область возможного задания тех коэффициентов затрат, для которых экзогенная информация отсутствует. Экзогенная информация о коэффициентах затрат, использованная при проведении расчетов, была получена из данных балансов отдельных видов продукции в натуральном выражении, обобщения технических норм расхода различных видов материальных ресурсов в отраслях экономики и т. п. В расчетах межотраслевых потоков за 1990-е годы указанная информация имела примерно для 50% существенных коэффициентов затрат, фигурирующих в модели.

С помощью описанной межотраслевой модели был осуществлен расчет отсутствующих в официальной статистике показателей динамики текущих производственных связей (в ценах 1990 г.) для отраслей реального сектора российской экономики за 1991-2002 гг. В методическом отношении результаты этих расчетов принципиально важны, поскольку обеспечивают основу для дальнейшей объективной количественной оценки изменений в эффективности производства в указанный период времени - как в разрезе различных коэффициентов прямых затрат (топлива, энергии, сырья, материалов) для отдельных отраслей, так и в плане расчета сводных показателей материалоемкости, а также оценки роли различных факторов в динамике этих показателей.

В настоящем исследовании результаты расчетов динамики коэффициентов затрат были использованы для пересчета основных, наиболее существенных коэффициентов прямых затрат межотраслевых балансов 1990 и 2000 гг. в цены 1995 г.; при этом предполагалось, что темпы изменения упомянутых коэффициентов не зависят от базы сопоставимых цен. Соответственно наложение индексов изменения коэффициентов затрат 1990 г. по отношению к 1995 г. на таблицу коэффициентов затрат 1995 г.

в фактических ценах покупателей позволило определить коэффициенты затрат 1990 г. в ценах 1995 г.; то же относится и к 2000 г.

2. *Представление отраслей «транспорт» и «торговля» в межотраслевой таблице.* В первом квадранте элементы строк «транспорт» и «торговля», соответствующие расходам на доведение до потребителя соответствующих видов продукции, должны быть представлены величинами торгово-транспортного наложения, исчисленными исходя из величины торгово-транспортных тарифов года, принимаемого за базу постоянных цен. Во втором квадранте, помимо функциональных элементов конечного спроса (потребление, накопление, экспорт, импорт), формируется дополнительная компонента, отражающая изменение условий образования транспортного и торгового наложений в текущем году по сравнению с годом, принимаемым за базу сопоставимых цен. Для этого в таблице второго квадранта вводится специальный столбец, ненулевые элементы которого соответствуют строкам «транспорт» и «торговля». Указанные величины определяются как разность валовых выпусков инфраструктурных отраслей и сумм торгового и транспортного наложений, входящих в первый квадрант (то есть исчисленных исходя из тарифов года, принимаемого за базу постоянных цен).

Столбцы межотраслевой таблицы, соответствующие отраслям «транспорт» и «торговля», отражающие текущие затраты, связанные с производственным процессом в данных отраслях, остаются без изменений.

Модификация традиционной конструкции межотраслевых таблиц в соответствии с указанной схемой позволяет по-новому охарактеризовать обобщающие итоги развития экономики и оценить степень того влияния, которое может оказать изменение условий образования транспортного и торгового наложений (при элиминировании ценового фактора) на темпы экономического роста.

3. *Методика приведения к сопоставимой оценке второго квадранта МОБ.* При построении показателей динамики физического объема элементов конечного спроса весьма существенным является вопрос о том, в какой методологии - баланса народного хозяйства (БНХ) или системы национальных счетов (СНС) - составляется межотраслевой баланс.

Принципиальное отличие МОБ СНС от МОБ БНХ заключается в степени охвата деятельности экономических агентов. Методология БНХ предполагает рассмотрение лишь сферы материального производства, включавшего отрасли по производству товаров, а также отрасли деятельности, связанные с оказанием торговых и транспортных услуг, необходимых для продвижения товаров от производителей к потребителям. Соответственно экономические результаты деятельности сферы так называемых нематериальных услуг (управление, образование, здравоохранение и т. п.) в системе БНХ представлены исключительно затратами на содержание этих отраслей.

СНС охватывает все виды деятельности, приносящей доход, вне зависимости от формы результата труда (то есть

товары и рыночные услуги), а также нерыночные услуги (предоставляемые на бесплатной основе). Продукция отраслей услуг исчисляется: для рыночных услуг - по фактической выручке от результатов хозяйственной деятельности; для нерыночных услуг - по величине затрат.

Безусловно, в сравнении с СНС концепция БНХ носит ограничительный характер и не обеспечивает полного анализа экономического кругооборота в рамках рыночной экономики. Вместе с тем межотраслевой баланс РСФСР за 1990 г. был составлен и опубликован в методологии БНХ. Сравнимые с ним межотраслевые балансы для России 1995 и 2000 гг. - в методологии СНС. Переход от методологии СНС к методологии БНХ для межотраслевой таблицы не вызывает принципиальных затруднений, тогда как пересчет баланса 1990 г. в Систему национальных счетов требует наличия статистических данных, которые могут быть сконструированы лишь с большой долей условности (это касается, конечно, лишь отраслей сферы услуг). Учитывая, что предлагаемая методика расчетов рассматривается на примере использования в том числе МОБ за 1990 г., схема построения данных соответствует методологии БНХ, что никак не меняет собственно самой предлагаемой методики.

Отметим также, что показатели динамики физического объема продукции для некоторых отраслей услуг, исчисляемые ныне Росстатом, не подходят для переоценки номинального стоимостного объема выпуска. Например, индекс физического объема валового выпуска подотраслей, входящих в здравоохранение и образование, исчисляется исходя из численности занятых либо числа обслуженных лиц и т. п.

Преобразование МОБ из методологии СНС в методологию БНХ сводится, главным образом, к переносу во II квадрант данных о промежуточном потреблении отраслей сферы услуг (помимо транспорта и торговли) и ограничении перечня отраслей, рассматриваемых в МОБ, отраслями реального сектора. В таблице 1 приводится перечень функциональных элементов конечного спроса МОБ в методологии БНХ и корреспондирующие им компоненты конечного и промежуточного потребления МОБ, составленного в методологии СНС.

Таблица 1

Связь элементов конечного спроса в МОБ БНХ и СНС

Обозначение функционального элемента	Наименование элемента в МОБ БНХ (1990 г.)	Наименование элемента в МОБ СНС (1995 и 2000 гг.)
<i>C</i>	Фонд личного потребления	Потребление домашних хозяйств
<i>G</i>	Фонд общественного потребления и прочих расходов конечного продукта	Сумма текущих материальных затрат в секторе услуг
<i>R</i>	Фонд накопления (включая капиталовложения и капитальный ремонт)	Валовое накопление основного капитала
<i>Q</i>	Прирост оборотных фондов	Прирост оборотных фондов
<i>E</i>	Экспорт	Экспорт
<i>Im</i>	Импорт	Импорт

Необходимо отметить, что наличные статистические данные укрупненных МОБ за 1995 и 2000 гг. не позволяют обеспечить абсолютную сопоставимость с данными за 1990 г. В частности, показатель личного потребления за 1990 г. включает в себя, в том числе, потребление продуктов питания и непродовольственных товаров военнослужащими, тогда как в потребление домохозяйств в балансах за 1995 и 2000 гг. указанные статьи не входят, а включаются в состав промежуточного потребления отраслей сферы услуг.

Исходный пункт процедуры переоценки показателей конечного спроса за 1990 и 2000 гг. в цены 1995 г. - сопоставление динамики физических и номинальных стоимостных объемов валовых выпусков отдельных отраслей МОБ, то есть расчет среднеотраслевых индексов цен (дефляторов).

Принципиальное требование, из которого исходит метод переоценки, рассматриваемый далее, - совпадение (или близость) динамики сводных макроэкономических показателей таблиц СНС и корреспондирующих им сводных итогов II квадранта МОБ. То есть суммарные показатели динамики физического объема потребления домохозяйств, накопления основного капитала и т. д. за периоды 1990-1995 гг. и 1995-2000 гг. должны точно или приближенно соответствовать аналогичным индексам сводных таблиц СНС.

Предварительные расчеты показали, что обеспечить указанное требование исходя из пересчета отраслевых компонент соответствующих функциональных элементов II квадранта МОБ при помощи среднеотраслевых дефляторов не представляется возможным. В свете упоминавшихся ранее общеметодических соображений относительно способа пересчета показателей МОБ в постоянные цены данный результат выглядит вполне закономерным.

Кроме того, Госкомстат России неоднократно рассматривал показатели физического объема товарооборота, а также накопления основного капитала применительно к первой половине 1990-х годов при практической неизменности показателей динамики валового выпуска отраслей реального сектора (по крупным и средним предприятиям). Упомянутые корректировки частично были связаны с внедрением в статистическую практику методов учета неформальной или нерегистрируемой официально экономической деятельности, что требовало и дооценки (различной по масштабам в отдельные годы) наблюдаемых объемов элементов ВВП. Другая, не менее существенная причина - общие трудности и недостатки статистического учета, обусловленные спецификой экономической ситуации 1990-х годов, прежде всего чрезвычайно высокими темпами инфляции. Указанные обстоятельства, в частности, привели к тому, что в экспериментальном МОБ за 1992 г., разработанном и опубликованном Госкомстатом России в середине 1990-х годов, объем накопления основного капитала примерно на 30% меньше аналогичного показателя сводной таблицы СНС, описывающей использование ВВП.

Поэтому априори ясно, что применительно к периоду 1990-1995 гг. невозможно требовать точного совпадения

результатов переоценки элементов II квадранта МОБ и корреспондирующих им показателей сводных таблиц СНС, описывающих динамику физического объема отдельных элементов ВВП. Более того, если имеется более точная (в сравнении с ранее опубликованными данными Госкомстата) дополнительная информация о динамике функциональных элементов ВВП, то эту информацию необходимо использовать при построении II квадранта МОБ в сопоставимой оценке.

Как уже было показано ранее, исчисление торговых и транспортных наценок при пересчете МОБ в сопоставимые цены допускает две различные модификации межотраслевых таблиц. В данном случае мы исходили из правила, что коэффициенты транспортного и торгового наложений в I квадранте межотраслевой таблицы принимаются неизменными на уровне года, являющегося базовым для постоянных цен, то есть 1995 г. Соответственно все реальные различия в условиях транспортировки продукции, связанные с изменением географии перевозок и т. п., относятся исключительно на конечный спрос транспортной отрасли. Аналогичным образом, все изменения в уровне торговых наценок (помимо фактора изменения цен) относятся на конечный спрос отрасли «торговля». В силу того что в наших расчетах базой постоянных цен выступает 1995 г., в балансах 1990 и 2000 гг. в составе конечного спроса по строкам «транспорт» и «торговля» присутствуют дополнительные (в сравнении с балансом 1995 г.) позиции, отражающие в суммарном виде эффект изменения условий образования торгового и транспортного наложений. Учитывая, что по строкам инфраструктурных отраслей в составе конечного спроса должны быть показаны также наценки, связанные с импортом, в окончательном виде таблицы элементов конечного спроса за 1990 и 2000 гг. должны включать по строкам «транспорт» и «торговля» следующие сальдовые величины y_T и y_D :

$$y_T = X_T - \sum_i a_{Ti}^{1995} X_i;$$

$$y_D = X_D - \sum_i a_{Di}^{1995} X_i,$$

где a_{Ti}^{1995} , a_{Di}^{1995} - отраслевые коэффициенты (за 1995 г.) транспортных и торговых затрат, относимых на I квадрант МОБ;

X_T , X_D - валовой выпуск транспорта и торговли соответственно.

Расчет величин y_T и y_D не связан непосредственно с переоценкой остальных элементов II квадранта МОБ и производится автономно.

Математическая постановка задачи переоценки II квадранта МОБ, использованная в данном исследовании, основывается на формализации следующих предпосылок.

Во-первых, предполагается, что приближением для индексов, применяемых для пересчета отраслевых составляющих отдельных функциональных элементов конечного спроса, служат среднеотраслевые дефляторы $p_i = (X_i^r / X_i^c)$, где X_i^r , X_i^c - выпуск продукции i -й отрасли в постоянных и текущих ценах соответственно.

Во-вторых, предполагается, что суммарные значения (то есть сумма отраслевых компонент) данного функцио-

нального элемента конечного спроса в постоянных ценах y_k^* известны и являются заранее заданными величинами.

Тогда можно найти приближенные значения элементов II квадранта, используя среднеотраслевые дефляторы, и сравнить сумму отраслевых компонент $\sum_i p_{ij} y_{ik}^c$ для каждого функционального элемента k с его экзогенной величиной y_k^* .

Очевидно, что в общем случае $y_k^* \neq \sum_i p_{ij} y_{ik}^c$. Таким образом, чтобы обеспечить совпадение балансовых тождеств межотраслевой таблицы, описывающих распределение продукции, а также совпадение отраслевых сумм отдельных функциональных элементов с их экзогенно задаваемыми величинами, должны быть откорректированы значения каждого из произведений $p_{ij} y_{ik}^c$, или что то же самое, среднеотраслевые дефляторы p_{ij} должны быть «индивидуализированы» для каждого y_{ik}^c .

В связи с этим рассмотрим систему балансовых тождеств МОБ традиционного вида

$$X_i = \sum_j a_{ij} X_j + \sum_k y_{ik}$$

в качестве частного случая более общей системы соотношений, включающей как модификацию указанных выше тождеств

$$X_i = \gamma_{mi} \sum_j a_{ij} X_j + \sum_k \gamma_{ik} y_{ik} \quad (i=1, \dots, n), \quad (7)$$

так и дополнительные соотношения для суммарных значений функциональных элементов конечного спроса, которым должны удовлетворять переменные, входящие в систему

$$y_k^* = \sum_i \gamma_{ik} y_{ik} \quad (k=1, \dots, l). \quad (8)$$

Если все входящие в систему балансовые соотношения выполняются строго для данных y_{ik}^* , то в этом случае $\gamma_{ik} \equiv 1$. Если же переоцениваемые значения y_{ik} известны лишь приближенно, то необходимо скорректировать исходные единичные значения коэффициентов γ_{ik} таким образом, чтобы балансовые соотношения выполнялись.

Для получения аналитических формул для искомых коэффициентов γ_{ij} проведем переобозначение переменных, входящих в (7) - (8).

Пусть θ - вектор-столбец такой, что

$$\theta' = (\gamma_{m1}, \dots, \gamma_{mn}, \gamma_{11}, \dots, \gamma_{1n}, \dots, \gamma_{l1}, \dots, \gamma_{ln}, \gamma_{1l}, \dots, \gamma_{nl}),$$

то есть составлен из наборов коэффициентов γ_{ij} из соотношений (7)-(8); при этом γ_{ij} упорядочены в соответствии с отраслевой номенклатурой промежуточного спроса и функциональных элементов конечного спроса.

Далее, пусть G - матрица размерности $\{(n+k) \times (k \times n)\}$, элементы которой - значения $\sum_j a_{ij}$ и y_{ik} , упорядоченные в соответствии со способом построения вектора θ и

$$G\theta = h, \quad (9)$$

где $h' = (X_1, \dots, X_n, y_1^*, \dots, y_l^*)$ - вектор размерности $(n+k)$, элементы которого - суть валовые выпуски отраслей и суммарные (экзогенно заданные) значения функциональных

элементов конечного спроса.

Таким образом, векторно-матричное уравнение (9) - записанные в компактном виде балансовые тождества (7) - (8).

Примем также, что

$$I = \theta + \varepsilon. \quad (10)$$

Здесь I - единичный вектор-столбец, ε - вектор погрешностей, относительно элементов которого справедливы предположения, традиционно принимаемые в регрессионной модели:

$$M(\varepsilon) = 0; \quad M(\varepsilon \varepsilon') = \Omega, \quad (11)$$

где $M(\varepsilon)$ - символ математического ожидания;

Ω - положительно (или, по крайней мере, неотрицательно) определенная диагональная матрица.

Соотношения (10) - (11) - не что иное, как формализация предположения, что приближением для элементов искомого вектора θ являются единичные значения, а дисперсии отдельных уравнений из (10) определены с точностью до постоянного множителя.

С учетом сделанных предположений соотношения (7)-(9) правомерно рассматривать как регрессионную модель с ограничением в форме равенств. Тогда оценка вектора θ определяется исходя из минимизации функции Лагранжа

$$(I - \theta)' \Omega^{-1} (I - \theta) + \Lambda (G\theta - h),$$

где Λ - диагональная матрица множителей Лагранжа, что дает следующую формулу для нахождения θ :

$$\theta = I - \Omega G' (G \Omega G')^{-1} (GI - h). \quad (12)$$

В данном случае в отличие от стандартной регрессионной модели матрица Ω , фигурирующая в (12), может иметь нули на главной диагонали. Нулевое значение какого-либо определенного элемента Ω_{ii} соответствует случаю, когда данный элемент оцениваемого вектора θ оставляется без изменений, то есть сохраняется его (элемента) единичное значение. В целом подход, используемый для переоценки элементов II квадранта МОБ, подобен методу, примененному в [1] для генерирования значений коэффициентов прямых затрат за ретроспективный период.

Отметим, что корректирующие множители для отраслевых показателей промежуточного спроса, получаемые при пересчете МОБ за 1990 и 2000 гг., имеют иной содержательный смысл по сравнению с коэффициентами γ_{ik} для элементов конечного спроса.

Как хорошо известно из практики построения МОБ, обеспечение сопоставимости во времени коэффициентов прямых затрат связано не только с приведением элементов I квадранта к сопоставимой оценке в постоянных ценах, но и с соблюдением единства методологии составления МОБ за различные годы. Здесь имеется в виду как круг предприятий, относимых в данном году к той или иной отрасли экономики, так и особенности организационной структу-

ры отдельных предприятий. В частности, выделение какого-либо цеха данного предприятия в качестве самостоятельного хозяйствующего субъекта будет иметь своим следствием возникновение дополнительных товарных потоков продукции (между данным предприятием и его бывшим подразделением), которые должны получить отражение в межотраслевой таблице; и наоборот, слияние двух юридически самостоятельных предприятий в единое целое может приводить к тому, что какая-то часть межотраслевых потоков оказывается элементом внутривыпускного оборота и по этой причине не должна отражаться в таблице межотраслевого обмена.

Между тем, как уже было сказано, показатели динамики коэффициентов прямых затрат (в постоянных ценах) для периода 1990-х - начала 2000 годов получены на основе специальной расчетной процедуры, не связанной явным образом с использованием как данных о динамике цен на отдельные элементы I квадранта МОБ, так и самих фактических значений межотраслевых потоков затрат, фигурирующих в сравниваемых межотраслевых таблицах. Соответственно модельный подход к формированию ретроспективных коэффициентов затрат, как он был описан выше, неявно предполагает, что никаких организационных изменений в структуре отраслей экономики не происходит.

Поэтому корректирующие коэффициенты для промежуточного спроса в данном случае отражают (помимо неувязок балансовых тождеств, связанных с возможной неточностью используемых статистических данных) количественную меру различий в методологии составления межотраслевых таблиц за сравниваемые годы.

Таким образом, для 1990 и 2000 гг. баланс выпуска и распределения продукции по каждой отрасли включает дополнительную компоненту. В результате тождества МОБ для 1990 и 2000 гг. выглядят так:

$$X = AX + Y + \Delta M, \quad (13)$$

где ΔM - вектор поправок, позволяющий сбалансировать конечный спрос и валовой выпуск при данной матрице коэффициентов прямых затрат A .

С учетом этого исходная схема расчетов по МОБ модифицируется следующим образом. Выражение (13) преобразуем к виду

$$X = (A + D)X + Y, \quad (14)$$

где D - диагональная матрица, на главной диагонали которой стоят коэффициенты $d_{jj} = \Delta M_j / X_j$, то есть соотношения отраслевых значений вектора поправок и валового выпуска соответствующей отрасли.

Далее преобразуем (14) традиционным образом:

$$X = (E - A - D)^{-1} Y,$$

то есть коэффициенты полных затрат рассчитываются для модифицированной матрицы $(A + D)$, использование которой позволяет сбалансировать валовые выпуски и элементы конечного спроса. Все остальные приемы расчетов, традиционно применяемые в практике межотраслевого анализа, остаются при этом в силе. Кроме того, использование в расчетах модифицированных матриц для 1990 и 2000 гг. позволяет сделать дополнительные выкладки, разделив общее изменение валовой продукции, связанное с изменением коэффициентов затрат, на изменения в результате собственно изменений технологии производства и изменения, обусловленные изменением методологии составления межотраслевой таблицы.

Как показывают результаты пересчета МОБ за 1990 и 2000 гг. в цены 1995 г., отклонения индивидуальных индексов цен для отдельных элементов II квадранта от среднеотраслевых дефляторов (или, что то же самое, отклонения γ_{ik} от единичных значений) в ряде случаев оказываются весьма значительными (см. таблицы 2 и 3); то же можно сказать и о коэффициентах γ_{mi} .

Таблица 2

Значения корректирующих коэффициентов $\{\gamma_{ik}\}$ за 1990 г.

	Промежуточный спрос	Потребление домашних хозяйств	Сумма текущих материальных затрат в секторе услуг	Валовое накопление основного капитала	Прирост оборотных фондов	Экспорт	Импорт
Электро- и теплоэнергия	0,847	0,982	1,003	1,000	1,000	0,986	1,019
Продукты нефтедобычи	1,209	1,000	1,000	1,000	1,000	1,067	1,007
Продукты нефтепереработки	0,821	0,984	1,001	1,000	1,004	0,886	1,030
Продукты газовой промышленности	1,100	1,013	1,023	1,000	0,974	0,968	1,031
Уголь	0,935	0,997	0,999	1,000	0,998	0,984	1,016
Горючие сланцы и торф	0,799	0,989	0,989	1,000	1,001	0,998	1,005
Черные металлы	1,082	1,000	1,010	1,000	0,985	0,944	1,148
Цветные металлы	1,792	1,000	1,069	1,000	1,056	1,242	0,903
Продукты химической и нефтехимической промышленности	0,723	0,960	1,002	1,000	1,006	0,851	1,268
Машины и оборудование, продукты металлообработки	1,053	1,010	1,094	1,103	1,030	0,807	1,599

	Промежуточный спрос	Потребление домашних хозяйств	Сумма текущих материальных затрат в секторе услуг	Валовое накопление основного капитала	Прирост оборотных фондов	Экспорт	Импорт
Продукты лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности	1,114	1,042	1,013	1,006	0,996	0,982	1,027
Строительные материалы (включая продукты стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности)	0,859	0,982	1,001	1,000	0,999	0,980	1,036
Продукты легкой промышленности	1,150	1,252	1,017	1,003	0,953	0,998	1,175
Продукты пищевой промышленности	1,018	1,039	1,029	1,000	1,006	0,974	1,352
Прочие промышленные продукты	0,987	0,992	1,002	1,000	1,003	0,987	1,026
Продукция строительства	0,995	1,000	1,000	0,964	1,099	1,000	1,000
Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства	1,307	1,131	1,006	1,010	1,056	1,000	1,038
Продукты прочих видов деятельности	0,666	0,713	0,944	0,991	0,924	0,933	1,025

Таблица 3

Значения корректирующих коэффициентов $\{\gamma_{ik}\}$ за 2000 г.

	Промежуточный спрос	Потребление домашних хозяйств	Сумма текущих материальных затрат в секторе услуг	Валовое накопление основного капитала	Прирост оборотных фондов	Экспорт	Импорт
Электро- и теплоэнергия	0,936	0,992	1,033	1,000	1,000	0,989	1,000
Продукты нефтедобычи	1,123	1,000	1,000	1,000	0,998	0,916	0,985
Продукты нефтепереработки	0,861	0,996	1,003	1,000	1,002	0,748	0,998
Продукты газовой промышленности	1,080	1,001	1,028	1,000	0,995	0,681	0,945
Уголь	0,846	0,996	0,982	1,000	1,002	0,902	1,007
Горючие сланцы и торф	0,654	1,000	0,986	1,000	0,971	0,998	1,000
Черные металлы	1,088	1,000	1,007	1,000	0,888	0,803	0,941
Цветные металлы	1,227	1,000	1,003	0,997	0,874	1,056	0,914
Продукты химической и нефтехимической промышленности	1,048	1,020	1,044	1,000	0,924	0,817	0,882
Машины и оборудование, продукты металлообработки	1,059	1,037	1,064	0,592	0,470	0,692	0,677
Продукты лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности	1,090	1,032	1,016	0,998	0,937	0,947	0,944
Строительные материалы (включая продукты стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности)	0,971	0,998	1,005	1,000	0,980	0,986	0,985
Продукты легкой промышленности	0,986	0,920	1,006	1,000	0,944	0,963	0,892
Продукты пищевой промышленности	0,963	0,927	1,029	1,000	0,891	0,927	0,899
Прочие промышленные продукты	0,906	0,977	0,984	0,975	0,965	0,933	1,008
Продукция строительства	1,053	1,027	1,062	1,126	1,000	1,001	0,980
Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства	0,963	0,978	1,014	1,001	0,727	0,983	0,979
Продукты прочих видов деятельности	0,860	0,954	0,958	0,994	0,994	0,962	1,038

Как видно из приведенных данных, наиболее значительные расхождения корректирующих коэффициентов γ_{mr} , γ_{ik} имеют место для отрасли «цветные металлы» применительно к дефлятору промежуточного спроса. Полученный результат вполне закономерен, поскольку коэффициент внутреннего оборота данной отрасли (если измерять его в

текущих ценах) был подвержен значительным изменениям на протяжении рассматриваемого периода (согласно отчетным данным, он составлял 0,5 в 1990 г., 0,23 в 1995 г. и 0,34 в 2000 г.), тогда как по результатам расчета в постоянных ценах по рассматриваемой методологии этот коэффициент не претерпел существенных изменений.

Различия индивидуальных и среднеотраслевых дефляторов для 2000 г. в целом ниже по сравнению с различиями, характерными для 1990 г. Это, по-видимому, связано как с большей сопоставимостью межотраслевых таблиц 1995 и 2000 гг. (по сравнению с таблицей 1990 г.), так и с большей мерой соответствия данных сводных таблиц СНС и данных межотраслевых балансов.

В целом, как представляется, описанный метод приведения показателей МОБ к сопоставимой оценке может быть продуктивно использован в прикладных экономико-статистических расчетах. Рассмотренный методический подход, как уже отмечалось, обеспечивает возможность

включения в расчетные процедуры экзогенно задаваемой информации об индексах цен на отдельные составляющие конечного спроса. Тем самым может быть создана конструктивная основа для объединения разнообразной отраслевой и макроэкономической информации, используемой при переоценке межотраслевых таблиц.

Литература

1. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. Методы интеграции балансового и эконометрического подходов в исследовании динамики межотраслевых связей. // Проблемы прогнозирования. 1997. № 4.

ИЗМЕНЕНИЯ В РАСЧЕТЕ ИНДЕКСА ПОТРЕБИТЕЛЬСКИХ ЦЕН В ГЕРМАНИИ

З. Сабов, *д-р экон. наук,*

Санкт-Петербургский государственный университет,

А.Л. Дмитриев, *канд. экон. наук,*

Санкт-Петербургский государственный университет экономики и финансов

В феврале 1999 г. Федеральное статистическое ведомство Германии представило новый метод расчета индекса потребительских цен (ИПЦ) на ценовой базе 1995 г. Мы попытаемся проанализировать воздействие этого мероприятия и квантифицировать результаты. В особенности это касается актуализации весов индекса.

Как известно, цель расчета индексов цен - показать изменение цен независимо от соответствующих структур благ. Таким образом, индекс цен должен дать возможность увидеть, как подорожало или подешевело содержание частных домохозяйств в зависимости от изменения цен, но вне зависимости от поведения потребителей. Федеральное статистическое ведомство рассчитывает индексы потребительских цен на базе постоянных структур потребления по формуле Ласпейреса. Это означает, что для определенного промежутка времени выборка отдельных благ (товаров и услуг) из потребительской корзины остается неизменной. Это верно также для весов, в которых квантифицируется потребительская значимость отдельных благ для домохозяйств.

Однако в промежутке времени, для которого рассчитывается индекс, изменяется как потребительское поведение домохозяйств, так и предложение товаров и услуг. Если благо, которое было избрано для ежемесячного ценового наблюдения, больше не предлагается на рынке, то это вынуждает статистику потребления к немедленной реакции: соответствующие блага нужно заменить.

Следует отметить, что и возникновение новых благ или их модификаций, а также изменение вкуса потребителей или их реального дохода могут привести к тому, что структуры потребления, на которых основывается расчет индекса, устареют. Таким образом, статистика потребления стоит перед конфликтом целей. С одной стороны, она должна оставлять постоянным потребительское поведение для

того, чтобы ясно отделить изменение цен от изменения количества или качества потребления, а с другой стороны, она должна быть своевременной, то есть должна учитывать актуальные потребительские поведения домохозяйств. Поэтому расчет индекса время от времени должен приспособляться к более актуальному поведению.

В Германии ревизия статистики потребления обычно происходит каждые пять лет. При этом на основе новых структур потребления заново рассчитываются результаты, начиная с базисного года. Так, для определенного промежутка времени применяется двойной расчет. Например, до декабря 1998 г. индекс был рассчитан на основе потребительского поведения 1991 г. Это было связано с объединением Германии в 1989 г. В будущем Федеральное статистическое ведомство на основе нового расчета потребительской структуры 1995 г. предоставит новые цифры начиная с 1991 г. и, таким образом, отменит показатели, которые были рассчитаны на основе старой базы. Для оценки результата ревизии важно знать, что изменение потребительского поведения во многих случаях имеет меньше влияния на результат, чем связанные с ревизией методические изменения.

Изменения весов ИПЦ представлены в таблице 1.

Таблица 1

Изменение веса по главным группам товаров с разными базами

Наименование	Изменение в промилле	
	1995 г.=100	2000 г.=100
Продовольственные товары и безалкогольные напитки	131,26	103,35
Алкольные напитки, табачные изделия	41,67	36,73
Одежда и обувь	68,76	55,09

Окончание таблицы 1

Наименование	Изменение в промилле	
	1995 г.=100	2000 г. =100
Квартплата, вода, электричество, газ и прочее горючее	247,77	302,66
Мебель, аппараты, оборудование и оборудование для дома, а также их ремонт	70,56	68,54
Гигиенические средства	34,39	35,54
Транспорт	138,82	138,65
Связь	22,26	25,21
Свободное время, увлечения и культура	103,57	110,85
Образование	6,51	6,66
Гостиничные и ресторанные услуги	46,08	46,47
Прочие товары и услуги	60,95	70,23

Источник: Berliner Statistik. Monatschrift. 2004. № 1. S. 14.

Выборка доходов и потребления как центральный источник вывода потребительских структур

Базой для определения структур потребления домохозяйств является выборка доходов и потребления Федеральным статистическим ведомством Германии. Она проводится каждые пять лет. В ней участвуют примерно от 50 до 70 тыс. домохозяйств на добровольной основе. В основном охватываются все типы домохозяйств, типы расходов и доходов и все регионы. Но выборка внутри отдельных слоев происходит по-разному. Особенно трудным является соблюдение принципа достаточного участия домохозяйств-иностранцев и домохозяйств с месячным чистым доходом свыше 18 тыс. евро, а также домохозяйств-специальных учреждений (например, супружеская пара, проживающая в доме престарелых). Сложные вероятностные расчеты выравнивают разные веса отдельных слоев. Выборка охватывает все расходы домохозяйств целиком, так что ее результаты хорошо подходят для вывода весовых категорий статистики потребления.

Индекс цен может относиться или ко всему населению, например ко всем жителям Германии (их гражданство при этом не играет никакой роли), или к отдельной территории. Это означает учет всех актов купли-продажи на экономической территории Германии. В первом случае в индексе потребительских цен необходимо учесть потребительские расходы граждан Германии в «остальном» мире (вне экономической зоны), что соответствует «отечественной» концепции. В свою очередь это означало бы, что национальный индекс цен должен учесть изменение цен потребительских благ в соседних странах (из-за незначительной миграции), а также стран, важных в плане туризма немецких граждан (в соответствии с их значимостью в потребительских расходах).

Во втором случае необходимо было бы учесть в индексе цен потребительские расходы приезжих из других стран;

при этом нужно было бы отказаться от включения динамики изменения цен «остального» мира. Методически это легче сделать, и это влияло бы на решение о применении так называемой «концепции региона» в германском индексе потребительских цен. Отметим, что для расчета гармонизированного индекса потребительских цен Европейского Союза предписана концепция региона, в соответствии с которой необходимо производить построение ИПЦ по отдельным территориям, поскольку это позволяет учесть региональные различия в структуре потребления.

Изменения ИПЦ в 2003 г.

В 2003 г. индекс потребительских цен всех домохозяйств Германии поменял свое название на индекс потребительских цен Германии. При этом содержательного изменения индекса не произошло.

С введением ценовой базы 2000 г. отпала необходимость в расчете ИПЦ для специальных типов домохозяйств. Это объясняется тем, что такие типы домохозяйств были так «узко» определены, что они уже не совпадали с действительностью и в динамике не показали различий¹. Таким образом, более чем через 10 лет после воссоединения Германии были введены единые веса для восточной и западной территорий. Это обусловлено тем, что потребительские поведения между западной и восточной частями Германии весьма приблизились друг к другу. Они стали почти идентичными. Кроме того, статистическая база не позволяет надежно рассчитывать разные веса для этих двух регионов. Остались лишь несколько региональных подразделений, связанных с западной и восточной частями Германии, а также с землей Берлин. При сводке информации по различным землям теперь используется не число жителей как ранее, а частное потребление. В таблице 2 приведены данные по главнейшим группам товаров для всей Германии и новым землям.

Таблица 2

Ценовые веса по главным группам товаров (1995=1000)

	Новые земли и Восточный Берлин	Вся Германия
Индекс цен для ведения жизни всех частных домохозяйств	1000	1000
Продовольственные товары и безалкогольные напитки	147,06	127,05
Алкольные напитки, табачные изделия	48,99	40,39
Одежда и обувь	69,98	67,72
Квартплата, вода, электричество, газ и прочее горючее	243,07	287,02
Мебель, аппараты, оборудование и оборудование для дома, а также их ремонт	84,68	66,48
Гигиенические средства	18,79	36,36
Транспорт	144,73	136,58
Связь	22,08	22,87
Свободное время, увлечения и культура	111,33	100,64

¹ Так как для многих хозяйственных договоров обеспечение устойчивости ценности было основано на индексе одного из этих типов домохозяйств и они сейчас перестали рассчитываться, Статистическое ведомство предлагает специальную методику приспособления этих оговорок к новому индексу и ввело даже телефонную «горячую линию».

Окончание таблицы 2

	Новые земли и Восточный Берлин	Вся Германия
Образование	8,57	6,00
Гостиничные и ресторанные услуги	41,14	48,75
Прочие товары и услуги	59,58	60,14

Источник: Gruner E., Gerth C. 10 Jahre Preisindex für die Lebenshaltung in der neuen Ländern. (Rückblick und Vergleich). S. 1 // www.tls.thuerinen.de

Весьма большая разница уровня доходов между западной и восточной частями учитывается таким образом, что в индексе с базой 2000 г. веса рассчитываются не как раньше - по доле населения, а по доле земли в частном потреблении. При каждой ревизии индекса проверяются и приспособляются места сбора первичной информации (магазины). Одновременно актуализируется набор товаров и услуг. Это необходимо в связи с изменением потребительского поведения, а также набора предложенных товаров и услуг. Опыт показывает, что обновление набора товаров и услуг в корзине каждые пять лет достаточно, поскольку потребительское поведение изменяется довольно медленно. При необходимости возможно изменение набора товаров и услуг и между этими пятью годами. Практикуется это лишь в исключительных случаях, так как затрудняет сравнение цен.

При ревизии 2003 г. произошли и некоторые методические изменения. Они относятся в основном к расширению охвата товаров и услуг. К новым видам товаров и услуг, представленным в потребительской корзине, относится социальное обеспечение, как например, поселение в доме для престарелых, разные виды мобильного ухода или «обед на колесах». Из-за принятия в Германии мер экономии в области здравоохранения пациенты должны брать на себя часть этих расходов. Таким образом, эти расходы стали иметь определенный вес в потребительских расходах, которые, естественно, необходимо учитывать.

Также в связи с повышением цен банковских услуг расходы за ведение счета частных лиц необходимо было включить в корзину. Поменялся и метод учета туристических поездок, квартир и домов для туристов, билетов на самолет, учитывая сезонные элементы (например, Рождество и Новый год).

Гармонизированный индекс потребительских цен рассчитывается ежемесячно с января 1995 г. и публикуется совместно с простым индексом. Он преследует важную цель - обеспечить сопоставимость изменений цен между странами Европейского Союза. Во всех странах ЕС он рассчитывается по единой методике. Связано это с тем, что в разных странах национальный ИПЦ рассчитывается по разным схемам. Главной целью расчета гармонизированного индекса является измерение инфляции. На его основе вычисляется индекс для европейских валют и Европейской экономической зоны. В качестве признака веса используется частное потребление из СНС, «очищенное» от фиктивных арендных выплат собственников жилья. Для пересчета разных валют применяется паритет покупательной способности. Он охватывает меньше товаров и услуг, рассчитыва-

ется как цепной индекс и служит индикатором стабильности цен в рамках денежной политики Европейского Центрального банка.

Раньше в индексе потребительских цен услуги социальной защиты не были учтены. Сейчас они полностью включены в расчет. Таким образом, различия между гармонизированным и простым ИПЦ становятся минимальными.

Как уже упоминалось, изменения в составе корзины были весьма радикальны. Если некоторые товары исключены из корзины, то это не означает, что они вовсе не предлагаются в экономике. Это означает лишь то, что они довольно хорошо представлены другими видами этих товаров. Ниже приводятся некоторые актуальные примеры изменения набора товаров и услуг с обоснованием этого шага.

Цель: больший учет готовых продуктов и полуфабрикатов (в дополнение примерно к 150 другим продовольственным товарам и безалкогольным напиткам). Например, тесто для булочки, пицца вне ресторана. В общем можно констатировать, что доля продовольственных товаров в виде консервов и в стеклотаре сокращается, а доля продовольствия в виде замороженных продуктов - расширяется.

Цель: дальнейший охват производства современной информационной и коммуникационной технологии (в дополнение к примерно 30 другим позициям этой категории) как, например, сканер, лазерный принтер, цифровая камера, ДСЛ (быстрое подключение к Интернету, тарифы преселектирования).

Цель: дальнейший учет средств гигиены в индексе потребительских цен. Например, включение в расчет устройства для измерения давления.

Цель: учет услуг в области социального обеспечения. Это является результатом расширения, охвата статистики потребления: месячная плата за ясли для новорожденных, услуги ухода в домах престарелых, плата за содержание престарелых, амбулаторный уход, «питание на колесах».

Цель: включение дополнительных услуг и товаров для домохозяйств - пицца-сервис (привоз на дом), ремонт велосипедов, солярий, фитнес, кофейный фильтр из пластмассы, диапроектор.

Некоторые товары, входившие в состав корзины, были заменены (например, бумага для пишущих машин на бумагу для принтеров, дискеты на CD, лента для матричных принтеров на картриджи, моющие средства для пола на универсальное моющее средство, ПВХ на ламинат).

Обратимся теперь к изменениям в области весов индекса. Как известно, для общества с высоким уровнем благосостояния характерно снижение доли продовольственных товаров и безалкогольных напитков, алкогольных напитков и табачных изделий, а также одежды и обуви в общих расходах потребителей. Вместо этого повышается вес других товаров и услуг, например из-за включения услуг социального обеспечения. Бросается в глаза повышение доли расходов на квартплату, воду, электричество, газ и другие энергоносители. Это связано с тем, что повысилась чистая «холодная» квартплата (квартплата без отопления) из-за того, что предлагаются более оснащенные квартиры. Любопытно также повышение доли расходов на связь в сравнении с ее удешевлением (понижением цен). Потребительское зна-

чение коммуникационных услуг также значительно повысилось. Повышение доли расходов для категории «свободное время, увлечения и культура» связано с повышением значимости позиции «аудиовизуальное, фотографическое и информационно-обрабатывающее побочное оборудование» (в особенности покупка персональных компьютеров).

Для того чтобы сравнить однородные товары, необходимо применить некоторые «очистки» по качеству. К середине месяца в 190 муниципалитетах 560 человек (регистраторы цен) и примерно 15 сотрудников Федерального статистического ведомства проверяют отдельные цены. Эти муниципалитеты для сбора различной информации «разбросаны» по всей Германии. Кроме крупных городов, участву-

ют также средние города и небольшие поселки. В совокупности регистрируются цены почти в 40 тыс. мест (розничные магазины продажи продовольственных товаров и сферы услуг). В ИПЦ Германии учитывается примерно 750 точно определенных товаров и услуг. Они выбраны по принципу наибольшей репрезентативности потребления домохозяйств. В совокупности проверяются примерно 35 тыс. отдельных цен. Они охватывают цены приобретения (включая НДС и потребительские налоги) после вычета уценок. На основе ряда цен 16 земельных статистических ведомств рассчитывается индекс потребительских цен.

Ниже на рисунке представлена динамика ИПЦ с разными базами (1995 и 2000 гг.).

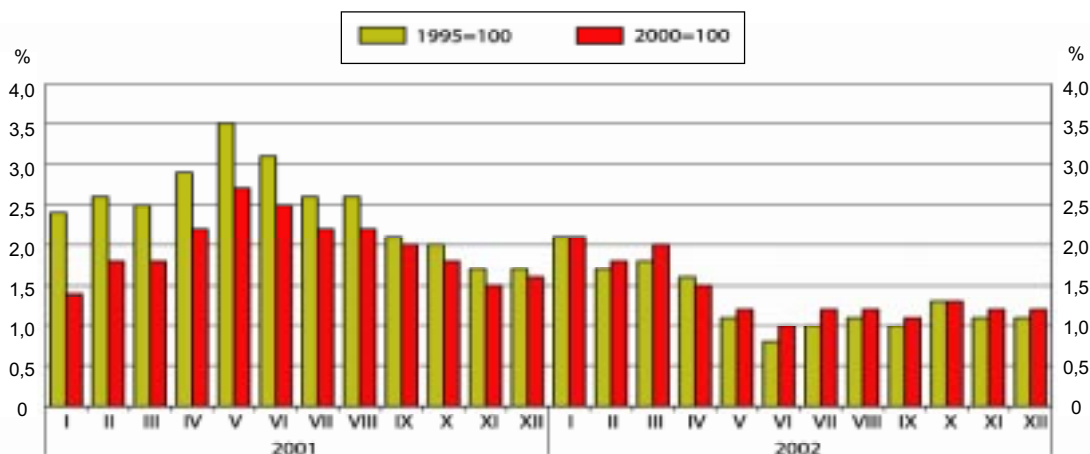


Рисунок. Индекс потребительских цен с разными базами
(изменения в индексе по сравнению с этим же месяцем предыдущего года; в процентах)

Источник: Verbraucherpreisindex auf Basis 2000. Informationsmaterialien zur Pressekonferenz // www.destatis.de

Влияние изменения потребительского поведения на рассчитанный результат

Вызывает удивление тот факт, что изменение весов отдельных товаров мало влияет на индексы. Аргументируется это следующим образом: с целью экономии потребитель все чаще заменяет товары, которые подорожали больше среднего уровня, более дешевыми товарами. Поэтому имеются претензии к используемому в международной практике индексу Ласпейреса, поскольку он исключает этот эффект замены через привязку к «устаревшим» потребительским структурам и поэтому «истинное» повышение цен завышается. В этой связи обычно говорят об ошибке замены или об ошибке Ласпейреса. На основе этого выводится требование изменения весов в короткий промежуток времени (например, каждый год) и включение их в расчет индекса, то есть расчет цепного индекса.

Однако как показывают эмпирические исследования, эта ошибка замены играет лишь маргинальную роль. Например, исследование Федерального статистического ведомства в связи с ревизией ИПЦ (цепной индекс для периода с 1985 до 1995 г., суммированно 10 лет) показало наличие влияния на результат, который лежит ниже статистической погрешности (0,1 процентного пункта). Эта нечувствительность ценовых индексов к изменениям потребительско-

го поведения объясняется рядом факторов. Так, например, эффект замены может компенсироваться другими эффектами - эффектом дохода, изменениями потребительского вкуса или появлением новых благ. Они могут компенсировать или даже сверхкомпенсировать эффект замены. Другая причина может быть в том, что, скорее всего, заменяются очень похожие товары, чем товары, которые удовлетворяют разные потребности. А для похожих товаров обычно констатируется похожая динамика цен. Если в отдельных случаях это не так, то это может быстро привести к исчезновению данного продукта с рынка. В свою очередь это приведет к немедленной реакции в статистике цен.

Еще одна причина для нечувствительности ценового индекса к изменению структуры расходов может быть в том, что лишь количественная компонента потребительского поведения влияет на рассчитанную динамику изменения цен. Ниже мы это покажем. Для расчета индекса потребительских цен в периоды t на базе 0 (I_t^0) статистическое ведомство использует формулу Ласпейреса:

$$I_t^0 = \sum \frac{p_0 q_0}{\sum p_0 q_0} \times \frac{p_t}{p_0}$$

Причем через p_0 и q_0 обозначаются цены и количество в базисном периоде, а через p_t - цены в отчетном периоде. Первое слагаемое в формуле является весом конкретного

блага, то есть отношение расходов для этого блага к совокупным потребительским расходам базисного ценового года. Совокупность этих весов называется весовым множителем. Второе слагаемое содержит соответствующее изменение цен, то есть отношение между ценой блага в отчетном месяце и ценой в базисном. Эта в большинстве случаев используемая формула Ласпейреса очень легко преобразуется в часто цитируемую простую формулу:

$$I_t^0 = \frac{\sum p_t q_0}{\sum p_0 q_0}.$$

Процентное изменение цены V_{it}^{t2} для временного периода от t_1 до t_2 можно рассчитать по следующей формуле:

$$V_{it}^{t2} = \frac{I_{it}^0}{I_{it}^0} \times 100 - 100 = \frac{\sum p_{it2} q_0}{\sum p_0 q_0} \times 100 - 100 = \frac{\sum p_{it2} q_0}{\sum p_{it1} q_0} \times 100 - 100.$$

Как видно из последней перестановки, расчет величины изменения цен не зависит от цен в базисном году (p_0). Если схема весов изменяется только лишь из-за того, что за неизменившееся количество надо платить по изменившимся ценам, то тогда это не оказывает никакого влияния на

значения изменения индекса цен Ласпейреса.

Закключение. Представляется, что опыт Германии, связанный с построением ИПЦ, весьма полезен для России, где существуют аналогичные проблемы учета развития разных территорий, а также проблемы замены одних благ на другие при построении индекса потребительских цен. Западной Германии при воссоединении потребовалось около 10 лет для построения в бывшей ГДР аналогичной экономической системы. России, с ее разными региональными рынками, при построении рыночной экономики свойственны те же проблемы.

Литература

1. **Elbel G.** Die Berechnung der Wägungsschemata für Preisindizes für Lebenshaltung. Wiesbaden, März 1999. S. 1-15.
2. **Engels E.** Zur Entwicklung der Verbraucherpreise in Berlin im 1 Halbjahr 2003 // Berliner Statistik. Monatschrift. 2004. № 1. S. 12-19.
3. **Kless-Friedrich P.** Der Harmonisierte Verbraucherpreisindex Inflationmessung in Europa // 4. Workshop Wirtschaftsstatistik 2002: Inflationmessung in Deutschland und Europa, Daten-Methoden-Entwicklungen. Humboldt-Univ. zu Berlin. 15 Nov. 2002. S. 1-16.
4. **Reick U.-P.** Additiver Kettenindex für die Preisbereinigung der Volkswirtschaftlichen Gesamtrechnung: Kritische Überlegungen aus aktuellem Anlass // Austrian Journal of Statistics. 2003. Vol. 32. № 4. S. 323-327.
5. Verbraucherpreisindex auf Basis 2000. Informationsmaterialien zur Pressekonferenz // www.destatis.de

РЕГИОНАЛЬНЫЙ АНАЛИЗ ПОТРЕБИТЕЛЬСКОГО РЫНКА

(опыт и методы статистического исследования)

И.К. Беляевский, д-р экон. наук,
Московский государственный университет экономики,
статистики и информатики (МЭСИ)

Потребление материальных и духовных благ имеет четкую географическую определенность. Местность (регион), где потребляются и продаются товары, откуда их привозят, куда они вывозятся - вот важнейшие признаки регионального анализа рыночной деятельности. На рыночном пространстве имеют место серьезные социально-экономические различия, проявляющиеся в дифференциации процессов развития торговли и потребления по территориально-географическому признаку. Однако цель данного статистического исследования заключается не только в констатации географических/региональных различий потребительского рынка, но и в том, чтобы выявить и смоделировать их степень и характер, оценить их влияние на рыночную ситуацию в целом.

География в рыночных исследованиях - явление сложное, отражающее условия и последствия территориальной структуризации и дифференциации социально-экономического пространства России. В ее основе лежит деление территории Российской Федерации на административно-экономические единицы по целому ряду признаков. Региональный анализ потребительского рынка включает

ся в характеристике территориальных различий и особенностей состояния и развития процесса купли-продажи товаров, выявлении и моделировании основных закономерностей, взаимосвязей, структурных различий и тенденций. Региональный анализ, как явление, связан с процессом дифференциации социально-экономической ситуации, выделения и описания отдельных сегментов и элементов, отделенных друг от друга признанными границами, зафиксированными в Конституции Российской Федерации.

Регион - это территориальное социально-экономическое образование, объединенное/разделенное по физико-географическим, социально-экономическим, демографическим, культурно-историческим и административным условиям и особенностям. Границей региона признается линия, определяющая признанные законами РФ пределы данной территории. Понятие «регион» трактуется неоднозначно. Под регионом иногда понимают какой-либо район или группу районов, сгруппированных по определенному признаку. В то же время районом называется административное территориальное/муниципальное подразделение со своим центром и органами управления. Часто ре-

гионом именуют исторически сложившуюся географическую группу стран/местностей.

Региональный анализ потребительского рынка тесно связан с федеративным характером государственного устройства России и с территориальными особенностями развития отечественной экономики и социальной жизнью. В соответствии с этим выделяются три ступени региональной структуры: муниципальные образования (административные районы); субъекты Федерации (область, край, республика); территориально-административные объединения (округа). На 1 января 2004 г., в составе Российской Федерации было семь федеральных округов, 89 субъектов Федерации (областей, краев, республик, а также города Москва и Санкт-Петербург). В России насчитывается 2890 городов и поселков городского типа, а также 1866 районов и 24427 сельских администраций.

Это деление находит свое отражение при формировании и функционировании региональных потребительских рынков. Изучение региональных особенностей развития товарооборота, закономерностей его распределения по территории страны, выявление и анализ межрегиональных торговых связей и т. п. способствуют совершенствованию государственного и маркетингового управления рыночными процессами, расширению возможностей воздействия на спрос и предложение, а также стимулируют повышение эффективности коммерческой деятельности. Важное место в региональном анализе занимает проблема конвергенции внутрирегиональных рыночных подразделений, взаимодействия и взаимопроникновения местных рынков.

В территориальном исследовании потребительского рынка отмечаются две самостоятельные (хотя и взаимосвязанные) проблемы: одна - это всесторонняя и глубокая характеристика рынка отдельного региона, включая внутрирегиональный анализ, а другая - межрегиональный сравнительный анализ, то есть выявление и оценка места каждого отдельного региона в общем социально-экономическом пространстве, а также характеристика интенсивности межрегиональной вариации основных параметров потребительского рынка. В данной статье рассматривается второе направление регионального анализа. При этом можно выделить два самостоятельных раздела: *стационарное*

исследование (оценка региональных различий на определенный момент времени или за некоторый период, то есть своего рода моментальная фотография сложившейся ситуации), и *динамический анализ* (пространственная характеристика развития регионов во времени). В наше исследование входят проблемы, относящиеся к первому разделу, но мы предполагаем в дальнейшем продолжить исследование и проанализировать региональные различия потребительского рынка в динамике.

На существовании региональных различий уровня развития потребительского рынка сказывается влияние фактора конкурентной борьбы. Регионы и региональные объединения (в частности, федеральные округа) соперничают между собой за обеспечение наиболее благоприятных условий сбыта и продажи потребительских товаров. Разграничение потребительского рынка по географическому признаку является составной частью предпринимательской деятельности и требованием стратегического маркетинга.

В региональном анализе потребительского рынка выделяются направления, которые имеют существенное значение как для государственной статистики, так и для бизнес-статистики. В частности, определяется круг интересов государственного управления, вытекающих из оценок уровня и скорости развития региональных рынков, связанных с территориальной дифференциацией налогообложения, проведением демографической политики, политики занятости и социальной защиты, стимулированием или, наоборот, ограничением тех или иных форм региональной рыночной деятельности, политики государственных заказов и инвестирования и т. д. В бизнес-статистике и стратегическом маркетинге региональный анализ товарооборота в значительной степени подчинен такой цели, как сегментация потребительского рынка по географическому принципу: обоснование инвестирования в региональную экономику, разработка маркетинговой стратегии дистрибуции в территориальном разрезе, определение емкости рынка отдельных регионов. Это целиком и полностью относится и к макроанализу рынка на уровне таких социально-экономических образований, как федеральные округа.

Региональный анализ потребительского рынка складывается из трех взаимосвязанных блоков:

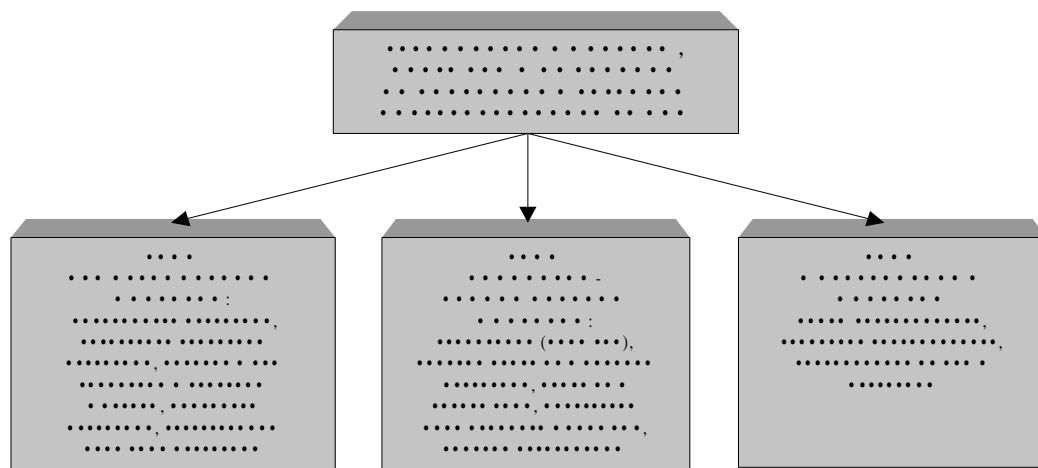


Рис. 1. Схема блоков региональных факторов

Региональные макропоказатели, в частности по некоторым округам, обнаруживают признаки территориальной неоднородности. Например, в Южном и Сибирском федеральных округах в значительной степени проявляется влияние различных климатических и природно-географических особенностей, национальная специфика, социальная дифференциация. Для некоторых районов Северо-Запада, Сибири и Дальнего Востока характерны малая плотность населения, удаленность от центров снабжения, что, безусловно, сказывается на уровне потребления и показателях экономической эффективности. Без сомнения, на региональные показатели состояния и развития рынка влияет такой фактор, как уровень цен. К сожалению, по ряду причин мы не имели возможности оценить его влияние на региональную дифференциацию потребительского рынка.

Сама проблема изучения региональных различий уровня цен не является новой. Еще в 60-х годах прошлого столетия в статистической литературе довольно активно обсуждался вопрос методологии построения *территориальных индексов цен*. Известны работы по данной проблеме таких авторитетных ученых, как Г.И. Бакланов, Л.С. Казинец, В.Н. Перегудов, Н.Н. Рязов и др. В разработке методов расчета территориальных индексов цен принимал участие и автор. В этой связи нам представляется своевременной организация мониторинга региональных различий уровня цен 10-12 наиболее представительных товаров (по материалам выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств).

В статистическом региональном анализе потребительского рынка используются, главным образом, три типа методологических инструментов:

- региональное распределение товарооборота: показатели географической ассоциации и группировки регионов по ряду социально-экономических и демографических признаков;

- показатели вариации уровня и структуры товарооборота: вариация товарооборота на душу населения и удельного веса продовольственных и непродовольственных товаров;

- статистические модели, отражающие закономерности уровня развития товарооборота в разрезе регионов и выявление факторов, влияющих на региональные различия.

Основная часть населения страны, более 1/4, сосредоточена в регионах Центрального федерального округа, на долю Северо-Западных регионов приходится почти 1/10 часть всего населения. Пятая часть жителей проживает в Приволжских районах, на Юге страны живет 16%. Таким образом, на европейскую часть приходится почти 3/4 российского населения. На Урале и в Сибири живет более 1/4 российских граждан. И наконец, на Дальнем Востоке проживает менее 5% населения страны. Распределение численности населения по федеральным округам в основном соответствует пропорциям, сложившимся на потребительском рынке. Естественно, что между числом жителей и объемом товарооборота существует прямая и очень тесная связь: чем больше покупателей/потребителей в регионе, тем при прочих равных условиях больше размеры продажи товаров. Однако подобная зависимость между объемом рынка и занимаемой территорией практически не наблюдается.

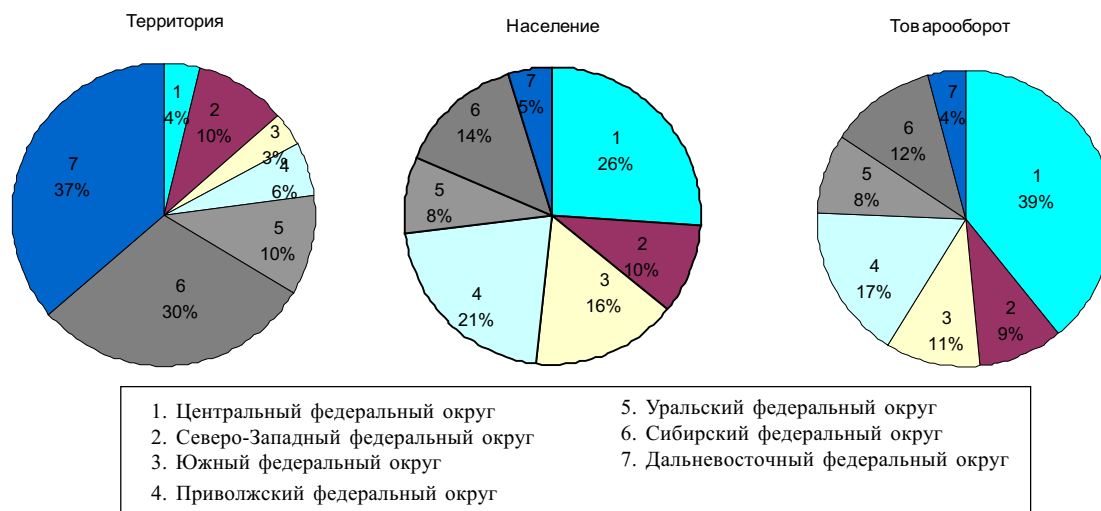


Рис. 2. Территория, население и товарооборот по федеральным округам

Территориальная структура России сложилась таким образом, что число проживающего населения в расчете на 1 км² снижается по мере продвижения с запада на восток. Поэтому размещение федеральных округов по занимаемой территории не совпадает с их распределением по численности населения. Исключение составляет Северо-Западный округ, где показатели плотности населения по своему рангу почти совпадают с местом, которое он зани-

мает в общей численности жителей. Центральный, Южный и Приволжский федеральные округа относятся к числу территорий с высокой плотностью населения, в отличие от Уральского, Сибирского и Дальневосточного округов, где плотность населения снижается по мере продвижения на восток.

Соответствующим образом по территории округов распределяется важнейший показатель товарного рынка -

Таблица 1

**Территория, численность населения и товарооборот розничной торговли
в распределении по федеральным округам в 2003 г.**

Федеральный округ	Территория, тыс. км ²	Плотность населения, тыс. человек на 1 км ²	Численность населения, млн. человек	Денежный доход, млрд. рублей	Удельный вес товарных покупок в общем объеме денежных расходов, в %	Товарооборот, млрд. рублей	В % к итогу			
							территория	численность населения	денежные доходы населения	товарооборот
Центральный	651	58,0	37,7	3252	73,9	1774,8	3,8	26,2	36,5	39,3
Северо-Западный	1678	8,2	13,9	897	64,0	409,6	9,8	9,6	10,1	9,1
Южный	589	38,3	22,9	887	74,8	474,6	3,4	15,8	10,0	10,5
Приволжский	1038	29,8	30,9	1448	68,6	754,7	6,1	21,4	16,3	16,7
Уральский	1789	6,9	12,4	887	57,5	381,0	10,5	8,6	10,0	8,4
Сибирский	5115	3,9	19,9	1049	67,6	529,0	30,0	13,8	11,8	11,7
Дальневосточный	6216	1,1	6,7	464	61,3	191,1	36,4	4,6	5,2	4,3
В целом по РФ	17075	8,4	144,2	8886	69,0	4514,8	100,0	100,0	100,0	100,0

* Условный расчет: среднемесячный доход, умноженный на 12, умножается на численность населения региона.

Источник: Российский статистический ежегодник. 2003. Стат. сб. М.: 2003. С. 41-83, 85-66, 178-179, 497-498.

общий объем товарооборота розничной торговли. Следует иметь в виду, что покупка товаров составляет почти 70% всех денежных расходов (этот показатель колеблется по округам от 57 до 75%).

В региональной статистике нередко используются показатели, которые носят название *коэффициентов географической ассоциации*¹. К ним относятся: *коэффициент локализации*, дающий обобщенную характеристику отражения закономерностей пространственных распределений, и в частности степень территориального отклонения данного фактора от изучаемых, и *индексы локализации*, которые показывают, в какой мере доля региона в общем объеме/размере социально-экономического явления (например, товарооборота) не совпадает с долей изучаемого фактора. При этом используются следующие формулы:

$$I_j = \frac{x_j}{y_j}; \quad L = \frac{\frac{1}{2} \sum_j |x_j - y_j|}{100},$$

где I - индекс локализации;

L - коэффициент локализации, выраженный в процентах; чем L ближе к 0, тем ближе факторный признак к результативному, тем меньше разрыв между ними;

x - удельный вес (доля) факторного признака, то есть того, который оказывает влияние на изучаемое явление/процесс (в частности, размер или структура региона);

y - удельный вес (доля) результативного, характеризуемого явления/процесса (например, объем продажи товаров в данном регионе);

n - число j -х регионов.

Уже визуальные оценки указывают на значительные расхождения территориального распределения площади территорий округов и численности населения. Коэффициент локализации, равный 0,545, подтверждает это. Для площади и товарооборота расхождение меньше, но все равно значительное: $L = 0,375$. Иначе складывается распределение товарооборота по фактору численности населения. Коэф-

фициент локализации приближается к единице: $L = 0,143$. Следовательно, территориальное размещение численности покупателей в значительной мере соответствует распределению объема покупок.

Однако в региональном анализе следует, по возможности, учитывать поправку на миграционно-демографические процессы, несколько искажающие реальное распределение товарооборота по фактору численности жителей. В этот показатель необходимо внести некоторые миграционные поправки, отражающие реальную географию товарооборота. Во-первых, число постоянных мигрантов (гастарбайтеров и перемещенных лиц), по некоторым оценкам, превышает 1 млн. человек; во-вторых, велика доля маятниковой миграции за счет Московской области; в-третьих, сказывается рекреационная миграция (особенно в весенне-летний период). По данным Всероссийской переписи населения 2002 г., число лиц, временно находившихся на территории Российской Федерации, составляет около 250 тыс. человек (это очень неполные данные).

Такие города, как Москва и Санкт-Петербург, представляют собой мегаполисы, притягивающие некоторую часть потенциальных иногородних покупателей. Москва, например, занимает в общей численности населения 3,6%, а в численности населения Центрального федерального округа (ЦФО) - 27,3%. Удельный вес Москвы в общем объеме товарооборота розничной торговли составил в 2002 г. 27,3%, в товарообороте ЦФО - 68,0%. Иначе говоря, почти треть всех товаров продается в Москве. Коэффициент локализации (исчисленный без Москвы) меньше на 0,02 пункта и составляет 0,123.

В основном (за незначительными исключениями) география важнейших характеристик уровня жизни - душевого дохода и душевого товарооборота - по округам совпадает (см. таблицу 2). Это говорит о том, что в географии уровня развития потребительского рынка и уровня денежных доходов населения проявляются одни и те же закономерности.

¹ См.: Громыко Г.Л. Статистические ряды в экономических и экономико-географических исследованиях. - М.: Изд-во Моск. гос. ун-та, 1974. С. 155-156.

Таблица 2

**Денежный доход и товарооборот розничной торговли на душу населения
в распределении по федеральным округам в 2003 г.**

Федеральный округ	Денежный доход на душу населения в год		Средний размер сбережений/депозитов (на рублевых счетах)		Удельный вес населения с доходами ниже величины прожиточного минимума, в %	Уровень безработицы, в %	Товарооборот розничной торговли		Удельный вес непродовольственных товаров в общем объеме товарооборота, в %	Коэффициенты вариации товарооборота на душу населения в границах федеральных округов, в %
	тыс. рублей	в % к среднему уровню	рублей (за IV квартал)	в % к среднему уровню			на душу населения, за год, тыс. рублей	в % к среднему уровню		
Центральный	86,5	140	4231	140	25,4	4,9	47,0	150	57,0	19,4
Северо-Западный	64,7	104	3261	108	20,0	5,8	29,5	94	51,9	30,0
Южный	39,1	63	2163	71	29,7	15,3	21,8	69	52,3	40,6
Приволжский	47,0	76	2460	81	30,5	7,6	24,3	77	51,9	39,7
Уральский	72,3	119	2901	96	20,8	7,5	30,9	98	50,5	35,0
Сибирский	52,6	85	2248	74	29,7	11,7	26,5	84	52,3	26,7
Дальневосточный	69,5	112	2941	97	29,8	8,4	28,7	91	48,6	22,7
В среднем по РФ	61,9	100	3029	100	20,6	8,6	31,4	100	53,7	
Коэффициент вариации (v), в %	24,6		22,9		4,4	38,4			4,5	-
Коэффициент корреляции Спирмена с товарооборотом на душу населения (s)	0,964		0,857		-0,562	-0,875			-0,286	

* Без Москвы, Санкт-Петербурга и Чеченской Республики.

Источник: Российский статистический ежегодник. 2003. Стат. сб. М., 2003. С. 178-179, 194-197, 207-208, 209-213, 501-504, 504-505 и собственные расчеты автора.

сти. Тесная зависимость распределения территориального товарооборота на душу населения от душевого дохода - основного факторного признака подтверждается как визуально, так и расчетом коэффициента корреляции рангов Спирмена, равным 0,964, то есть связь между уровнем развития денежных доходов и уровнем удовлетворения спроса (товарооборотом на душу населения) - очень тесная.

Размах вариации душевого дохода по федеральным округам составил 1:2,2, таков же разрыв между минимальным и максимальным уровнями товарооборота на душу населения. Коэффициент вариации душевого дохода равен 24,6%, а товарооборота на душу населения - 25,8%. Поправка на исключение московских значений снижает душевой товарооборот ЦФО более чем вдвое. В результате коэффициент вариации сокращается до разумных пределов, составляя 13,1%. Такой уровень колеблемости товарооборота на душу населения соответствует размаху вариации 1:1,4. Самый низкий уровень товарооборота на душу населения отмечен в Южном федеральном округе (21,8 тыс. руб./чел.). Однако на данном показателе сказывается нестабильная ситуация в Чеченской Республике и некоторых других регионах Северного Кавказа. В экономически развитых регионах округа душевой оборот значительно выше, чем в среднем по округу, например в Краснодарском крае на 16%, в Ростовской области - на 27% и т. д.

При оценке региональных различий уровня дохода и уровня удовлетворения покупательского спроса следует учитывать некоторые социально-экономические факторы, в частности денежные сбережения населения (рублевые счета и депозиты), а также соотношение денежных доходов населения с величиной прожиточного минимума.

Оценивая региональные различия удовлетворения покупательского спроса, нужно иметь в виду сложившийся в каждом федеральном округе уровень безработицы, как фактор, снижающий уровень покупательского потенциала населения.

Степень региональных различий уровня денежных сбережений населения (по федеральным округам) достаточно высока: $\sigma = 22,9\%$. Связь товарооборота на душу населения с данным показателем - весьма тесная, о чем свидетельствует коэффициент корреляции Спирмена: $\rho = 0,857$. Удельный вес населения с доходами ниже прожиточного минимума варьирует по федеральным округам сравнительно мало: $v = 4,4\%$. По-видимому, этот фактор более или менее одинаково действует на территории всех федеральных округов. Как и ожидалось, связь с душевым оборотом должна быть обратная (чем больше человек с низким прожиточным уровнем, тем слабее их способность приобретать товары в достаточном количестве). Коэффициент ранговой корреляции показывает, что теснота этой связи является заметной (приближается к нижнему уровню соответствующей границы шкалы Чеддока): $\rho = -0,562$. Уровень безработицы (как явление), безусловно, негативно влияет на покупательский спрос. В федеральных округах за счет этого фактора имеет место высокий уровень вариации: $v = 38,4\%$ (выше 33%-ного порога колеблемости). Зависимость товарооборота на душу населения от уровня безработицы, естественно, тоже обратная и ее можно расценивать как высокую: $\rho = -0,875$.

Следует учитывать, что в границах округов также присутствует эффект региональной колеблемости душевого товарооборота. Исключение составляют Центральный и

Северо-Западный федеральный округ, где внутриокружная вариация определялась без Москвы и Санкт-Петербурга. Показательно, что в ЦФО вариация душевого товарооборота без Москвы оказалась на 20% ниже, чем в среднем по всему округу. Наиболее высокий уровень вариации в пределах каждого округа отмечен в Южном и Приволжском федеральных округах. В округах за Уралом товарооборот на душу населения значительно ниже. Наряду с душевым товарооборотом, отражающим уровень удовлетворения покупательского спроса, широко известным показателем благосостояния является товарная структура товарооборота, и в первую очередь соотношение продовольственных и непродовольственных товаров в общем объеме продажи товаров. Уровень жизни косвенно оценивается по удельному весу (доле) этих товаров. Данный показатель занимает видное место в региональном анализе.

Колеблемость структурных различий в товарообороте



Рис. 3. Товарооборот на душу населения по федеральным округам

федеральных округов сравнительно незначительна: коэффициент вариации показателя удельного веса непродовольственных товаров составил всего 4,5%. Однако размах вариации достаточно заметен: он равен $\pm 8,4\%$ (от 48,6% к общему объему товарооборота в Дальневосточном округе до 57,0% в Центральном). Связь соотношения продовольственных и непродовольственных товаров, как показывает коэффициент корреляции рангов, невысокая: $\theta = -0,286$. Относительная устойчивость данного показателя по федеральным округам свидетельствует об известной стабильности структуры товарооборота в пространстве, что может рассматриваться как признак выравнивания уровня благосостояния, хотя сложившиеся соотношения продовольственных и непродовольственных товаров далеки от оптимальных.

Если показатели денежного дохода покупателей, товарооборота и их производных представляют экономическую составляющую регионального анализа потребительского рынка федеральных округов, то демографическую составляющую образуют региональные показатели численности и состава населения, оказывающие значительное влияние

на уровень развития рынка. В таблице 3 приведены данные в разрезе федеральных округов, позволяющие выявить связи демографической ситуации с товарооборотом розничной торговли в расчете на душу населения.

Анализ различий демографических факторов по федеральным округам позволяет сделать следующие выводы. Показатели естественного прироста населения округов варьируют в значительных пределах ($v = 46,3\%$). Например, при высоком коэффициенте рождаемости в Южном регионе (11,6‰) наблюдается самый низкий естественный прирост. Вероятно, это связано с нестабильной обстановкой в регионе. В этом же регионе отмечена максимальная в общей численности населения доля детей в возрасте до 16 лет.

Возрастная структура населения распределяется по федеральным округам сравнительно равномерно, особенно удельный вес лиц в трудоспособном возрасте. Их коэффициент вариации составляет всего 2,4%. Колеблемость региональной структуры двух других демографических групп тоже невелика: $v_{\text{дети}} = 10,2$; $v_{\text{нетрудосп. возраста}} = 12,2\%$. Однако каждая из возрастных групп влияет на душевой товарооборот различным образом. Так, зависимость товарооборота на душу населения от фактора «удельный вес детей», как и ожидалось, является обратной. Теснота связи - достаточно заметная: коэффициент корреляции рангов составил $-0,678$. Также заметной (но уже прямой) является связь товарооборота на душу населения с удельным весом лиц старше трудоспособного возраста: $\rho = 0,571$. Самой значительной является группа населения в трудоспособном возрасте - 62,4% (по федеральным округам она колеблется от 60,5% в Южном округе до 65,6% в Дальнево-

Таблица 3

Различия демографической структуры и естественного движения населения по федеральным округам

Федеральный округ	Естественное движение населения (на 1000 человек)	Удельный вес в общей численности населения округа, в %			Удельный вес городских жителей в общей численности населения округа, в %
		детей моложе трудоспособного возраста	лиц в трудоспособном возрасте	лиц в возрасте старше трудоспособного	
Центральный	-9,2	14,7	61,9	23,4	80,1
Северо-Западный	-9,0	15,6	63,5	20,9	82,4
Южный	-2,0	20,3	60,5	19,2	57,8
Приволжский	-6,5	17,7	61,7	20,9	70,8
Уральский	-4,2	18,0	64,5	17,9	80,9
Сибирский	-4,5	18,7	63,3	18,0	71,2
Дальневосточный	-3,3	18,9	65,6	18,9	76,0
В среднем по РФ	-6,2	17,4	62,4	20,2	73,4
Коэффициент вариации (v), в %	46,3	10,2	2,4	12,2	10,7
Коэффициент ранговой корреляции с товарооборотом на душу населения (ρ)	0,577	-0,678	0,571	0,536	0,856

Источник: Российский статистический ежегодник. 2003. Стат. сб. М., 2003. С. 77-81, 85-86, 101-120 и расчеты автора.

сточном). Напомним, что именно в Южном федеральном округе наибольший уровень безработицы (15,3%). Степень зависимости товарооборота на душу населения от удельного веса трудоспособного населения может считаться умеренной: $\rho = 0,536$.

В границах каждого федерального округа² вариация товарооборота на душу населения также достигает значительных размеров. В частности, внутриокружной уровень колеблемости различается от 41% в Южном федеральном округе до 19% в Центральном. Именно в Южном округе отмечен максимальный показатель вариации душевого товарооборота. По мере продвижения к восточным регионам он постепенно снижается. Это еще раз указывает на определенную территориальную дифференциацию уровня товарного потребления.

Таким образом, нами была измерена и охарактеризована региональная колеблемость основных показателей и факторов потребительского рынка в разрезе федеральных округов. В результате получена важная аналитическая информация, позволившая выявить различия рыночной ситуации по федеральным округам, однако общие закономерности регионального анализа требуют исследования вариации по всем регионам - субъектам Федерации. В целях выявления закономерностей регионального анализа потребительского рынка мы использовали статистические модели в виде аналитических группировок.

Изучение уровня развития потребительского рынка в разрезе федеральных округов является только первым этапом регионального анализа; его второй этап заключается в обобщающей характеристике различий, выявленных в совокупности регионов. В качестве основного инструмента регионального анализа и моделирования потребительского рынка мы используем метод группировок. Однако поскольку в ходе второго этапа исследования была выдвинута самостоятельная задача - оценить региональные различия уровня развития потребительского рынка, то здесь можно использовать и некоторые возможности дисперсионного анализа. Параллельно этому появляется дополнительная возможность - охарактеризовать возникающие в процессе регионального исследования социальные и экономические связи; в соответствии с этим целесообразно использовать методы корреляционного анализа, в частности исчислять линейный коэффициент корреляции.

Применение метода группировок в региональном анализе позволяет решить две взаимосвязанные задачи: во-первых, дать обобщенную оценку территориальных различий потребительского рынка и при этом выявить характер этой дифференциации; во-вторых, выявить и смоделировать некоторые закономерности его региональной вариации. При этом главным объектом исследования и единицей наблюдения является товарооборот розничной торговли в расчете на душу населения в отдельном регионе (субъекте Федерации). По нашим расчетам, интенсивность региональной вариации душевого товарооборота по

всей территории страны характеризуется коэффициентом вариации, равным 35,7% (к среднему уровню душевого товарооборота); это почти на 10 пунктов меньше, чем вариация по округам.

Основным фактором, определяющим региональную дифференциацию товарооборота на душу населения, является душевой уровень денежного дохода. Характер распределения регионов по данному показателю и интенсивность его вариации практически идентичны распределению товарооборота на душу населения (коэффициент вариации душевого дохода составляет 35,4%, а теснота связи с душевым товарооборотом характеризуется коэффициентом корреляции, равным 0,989). Подобная тесная зависимость вполне объяснима, поскольку значительную часть использования денежных доходов населения составляют расходы на покупку товаров. Так, в 2002 г. из общей суммы расходов на конечное потребление 75% приходилось на долю покупок продуктов питания, алкогольных напитков и непродовольственных товаров³. Любопытно, что в процессе исследования была выявлена прямая зависимость душевого товарооборота в регионе от размера денежных вкладов/депозитов (исследовались только рублевые счета в Сбербанке) $r = 0,794$. Этот показатель умеренно варьирует по регионам: $v = 32,8$.

Группировка регионов по объему товарооборота на душу населения (как основному показателю уровня развития потребительского рынка) отражает характер и интенсивность территориальных различий. В таблице 4 и на рис. 4 приводятся соответствующие данные. Показательно, что характер распределения регионов по товарообороту на душу населения близок к нормальному. Это говорит об объективной возможности использования в региональном анализе методологии математико-статистического исследования.

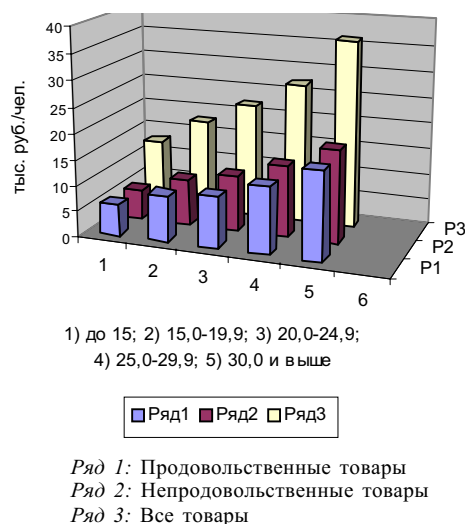


Рис. 4. Средний по группам регионов товарооборот на душу населения

² См. показатели вариации товарооборота на душу населения по федеральным округам в таблице 2.

³ По материалам выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств. См.: Торговля в России. Стат. сб. / Госкомстат России. - М., 2003. С. 80.

Таблица 4

Группировка регионов* по товарообороту в расчете на душу населения

Группы регионов с товарооборотом на душу населения, тыс. рублей	Число регионов	В % к итогу		Товарооборот на душу населения, тыс. рублей	в том числе		Удельный вес непродовольственных товаров в общем объеме товарооборота, в %
		численность населения	объем товарооборота		продовольственных товаров	непродовольственных товаров	
До 15,0	10	8,0	4,2	12,7	6,3	6,4	50,3
15,0 - 19,9	18	16,2	11,5	17,6	8,6	9,0	50,8
20,0 - 24,9	20	24,4	21,6	21,9	10,5	11,4	51,9
25,0 - 29,9	16	31,1	33,6	26,8	13,1	13,7	51,8
30,0 и выше	13	20,3	29,1	35,5	17,2	18,3	51,5
По всем регионам	77	100,0	100,0	24,8	12,0	12,7	51,1

* Здесь и далее без Москвы, Санкт-Петербурга и Чеченской Республики.

Группировка свидетельствует о значительных региональных различиях товарооборота на душу населения как всех товаров, так и отдельно продовольственных и непродовольственных. Региональные различия товарооборота на душу населения продовольственных и непродовольственных товаров в основном соответствуют характеру региональной вариации общего товарооборота. Коэффициент вариации товарооборота на душу населения продовольственных товаров составил 33,0% к среднему уровню, а аналогичный показатель непродовольственных товаров - 34,6%.

Само соотношение продовольственных и непродовольственных товаров также колеблется по регионам, хотя и более умеренно. Так, коэффициент вариации удельного веса непродовольственных товаров составил 11% к среднему уровню этого показателя. В региональной вариации товарной структуры товарооборота (удельного веса непродовольственных товаров в общем объеме товарооборота региона) можно обнаружить определенную закономерность, хотя и не очень четкую, но которая все же указывает, что в тех регионах, где выше уровень душевого товарооборота, несколько больше доля непродовольственных товаров. Мы уделяем этому факту определенное внимание, поскольку известно, что структура товарооборота, и в частности удельный вес непродовольственных товаров, является индикатором уровня жизни населения.

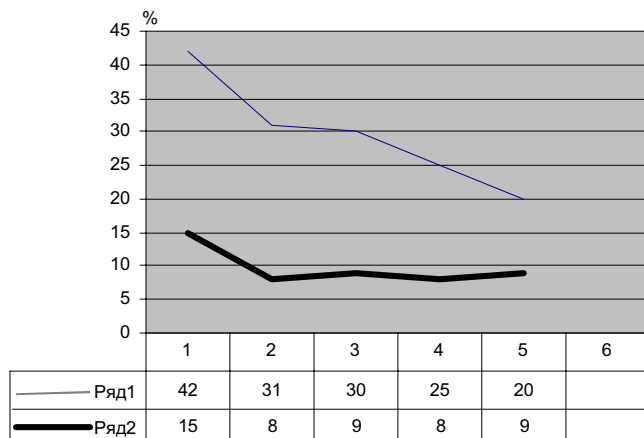
Нужно учитывать, что в региональных рыночных различиях на действие фактора дохода, о котором шла речь ранее, накладывается влияние экономической активности населения, а также отклонений от уровня прожиточного минимума населения. Это подтверждается следующими данными (см. таблицу 5).

Мы ввели в модель распределения товарооборота на душу населения по группам регионов фактор экономической активности населения. Степень групповых различий удельного веса экономически активного населения характеризуется групповым коэффициентом вариации, равным 5,7%, что указывает на сравнительно слабую региональную дифференциацию данного явления. Его связь с товарооборотом на душу населения может считаться очень тесной, о чем свидетельствует коэффициент корреляции, равный 0,910. В то же время уровень товарооборота на душу населения испытывает серьезное воздействие фактора безработицы. Из группировки видно, что в регионах проявляется (правда, не вполне последовательная) обратная связь душевого товарооборота и удельного веса безработных в общей численности жителей. Достаточно значительная степень региональных различий этого показателя характеризуется групповым коэффициентом вариации: $\sigma = 24,8\%$. Обратная связь этого показателя с товарооборотом на душу населения может считаться заметной: $r = -0,648$. Выявленная зависимость показана следующей диаграммой (см. рис. 5).

Таблица 5
Взаимосвязь региональных различий экономической активности населения, уровня жизни и товарооборота на душу населения

Группы регионов с товарооборотом на душу населения, тыс. рублей	Число регионов	Численность экономически активного населения, в % к итогу	Удельный вес экономически активного населения, в %	Уровень безработицы, в %	Удельный вес населения с доходом ниже величины прожиточного минимума, в %
До 15,0	10	6,9	45,0	14,7	42,3
15,0 - 19,9	18	16,1	50,3	8,5	30,8
20,0 - 24,9	20	24,1	49,7	9,0	30,2
25,0 - 29,9	16	31,2	50,7	8,3	25,0
30,0 и выше	13	21,7	53,9	8,7	20,0
По всем регионам	77	100,0	50,4	9,0	27,6

В анализе товарооборота на душу населения следует учитывать, что он (душевой товарооборот) является относительной величиной, где в числителе присутствует объемно-стоимостный рыночный показатель, а в знаменателе - демографическая характеристика - численность населения. Поэтому в исследовании уровня развития рынка по регионам необходимо принимать во внимание демографические факторы. В таблице 6, которая содержит группировку регионов по признаку товарооборота на душу населения, приведены соответствующие демографические показатели.



Регионы, сгруппированные по душевому товарообороту (тыс. рублей):
 1) до 15,0; 2) 15,0-19,9; 3) 20,0-24,9;
 4) 25,0-29,9; 5) 30,0 и выше

Ряд 1: Удельный вес населения с доходом ниже величины прожиточного минимума

Ряд 2: Уровень безработицы (удельный вес безработных в экономически активном населении)

Рис. 5. Группировка регионов по душевому товарообороту, уровню безработицы и населению с доходом ниже величины прожиточного минимума

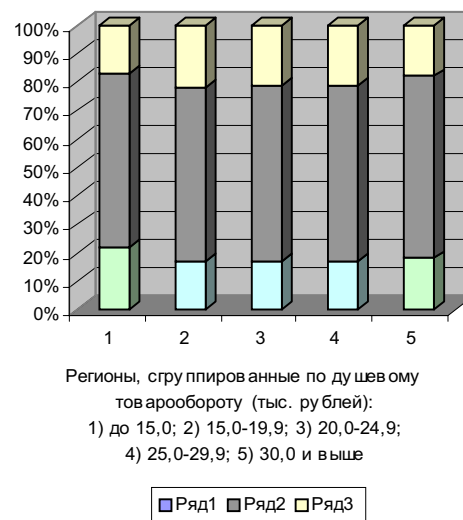
Таблица 6

Взаимосвязь товарооборота на душу населения с удельным весом городских жителей и возрастной структурой населения

Группы регионов с товарооборотом на душу населения, тыс. рублей	Численность населения, в % к итогу	Товарооборот на душу населения, в % к среднему уровню	Удельный вес городского населения, в % к общей численности	Удельный вес, в %		
				детей моложе трудоспособного возраста	лиц в трудоспособном возрасте	лиц в возрасте старше трудоспособного
До 15,0	8,0	51	58,9	21,8	60,8	17,5
15,0 - 19,9	16,2	71	67,6	17,1	60,8	22,1
20,0 - 24,9	24,4	88	67,4	17,1	61,4	21,4
25,0 - 29,9	31,1	108	71,4	17,2	62,1	20,7
30,0 и выше	20,3	143	80,2	18,0	64,5	17,5
По всем регионам	100,0	100	70,6	17,7	62,1	20,2

Влияние демографических факторов на уровень товарного потребления широко известно⁴. Из них в первую очередь проявляется действие возрастной структуры населения. В частности, расходы на покупку товаров в семье, где имеется один ребенок, примерно на 4% выше среднего уровня, а в семье, имеющей 4-х и более детей, - на 60% ниже среднего уровня (в расчете на одного человека) и т. д.⁵. Однако региональный аспект этой демографической проблемы, на наш взгляд, исследован недостаточно. Группировка регионов по размеру товарооборота на душу на-

селения была нами дополнена относительными показателями возрастной структуры населения (см. рис. 6).



Ряд 1: Дети моложе трудоспособного возраста

Ряд 2: Лица в трудоспособном возрасте

Ряд 3: Лица в возрасте старше трудоспособного

Рис. 6. Связь возрастной структуры населения с товарооборотом на душу населения

Фактор удельного веса детей в общей численности населения отразил очень слабую и не очень последовательную обратную связь с душевым товарооборотом: $r = -0,153$. К тому же обнаружилась достаточно высокая колеблемость удельного веса детей в регионах: $v = 21,2$. Слабая зависимость уровня товарного потребления от доли детей объясняется низким уровнем рождаемости в ряде регионов. Так, в среднем по России рождаемость составляет 10,2‰, в то время как в южных регионах - около 12‰, а в таких регионах, как республики Дагестан и Ингушетия, - 15-16‰.

Наиболее сильным фактором из числа демографических оказался удельный вес лиц в трудоспособном возрасте. По данным Всероссийской переписи населения 2002 г., основным источником средств к существованию является доход от трудовой деятельности: он занимает 33,3% общего числа (без личного подсобного хозяйства)⁶. См. диаграмму (рис. 6).

Естественно, доля в общей численности населения тех людей, которые по своему возрасту способны трудиться и приносить доход, является главным фактором формирования товарооборота на душу населения как в целом, так и в разрезе регионов. К трудоспособному населению относится 2/3 общей численности жителей России. Группировка регионов по товарообороту на душу населения указывает на четко выраженную зависимость этого показателя от удельного веса лиц в трудоспособном возрасте.

Группировка, приведенная в таблице 6, указывает на наличие прямой зависимости душевого товарооборота от

⁴ См., например, нашу монографию «Население и товарооборот». М.: Статистика, 1980. Гл. III.

⁵ Расчет автора. Источник: Торговля в России. Стат. сб. / Госкомстат России. - М., 2003. С. 80.

⁶ См.: Итоги Всероссийской переписи населения 2002 г. - М.: Федеральная служба государственной статистики, 2004. Т. 5. С. 6-7.

удельного веса лиц в трудоспособном возрасте. Связь по шкале Чеддока считается заметной: $r = 0,664$, тем более что теснота связи приближается к ее верхней границе. Степень региональных различий данного показателя - невысокая, изучаемое явление - вполне устойчиво.

Оценить влияние фактора удельного веса населения старше трудоспособного возраста - достаточно сложно. По данным переписи 2002 г., пенсии получали почти 32 млн. человек (кроме пенсий по инвалидности); это 17% лиц, указавших источники средств к существованию. Преимущественно это люди пенсионного возраста. Региональные различия данного показателя достаточно высоки: коэффициент вариации составляет 23,7%. Связь душевого товарооборота по группам регионов не прямая, а параболическая. Коэффициент корреляции указывает на слабую обратную связь, которую можно все-таки принимать во внимание: $r = -0,236$.

Можно предположить, что уровень развития рынка в регионах связан с процессом урбанизации, и в частности с соотношением численности городского и сельского населения. Группировка указывает на прямую зависимость товарооборота на душу населения от удельного веса городского населения. Правда, колебания этого показателя по группам регионов достаточно значительны, так как они достигают 17,0%. Интерпретация этой зависимости требует пояснений. Дело в том, что показатель товарооборота на душу населения в регионе является средней величиной. Его размер зависит от того, какую часть товаров население покупает в городах, а какую - в сельской местности. Значительная часть материальных благ сельское население потребляет в натуральной форме (преимущественно за счет подсобного сельского хозяйства). Так, по материалам выборочного обследования бюджетов домашних хозяйств в 2002 г., стоимость натуральных поступлений продуктов питания в городской местности составляла 4,9% всех расходов на конечное потребление, а в сельской местности - 31,1%⁷. Это означает, что чем выше удельный вес городского населения, тем больше (при прочих равных условиях) должен быть средний товарооборот на душу населения региона или

группы регионов. Подобная зависимость подтверждается рассчитанным нами коэффициентом корреляции. Теснота связи является заметной (по шкале Чеддока), так как коэффициент корреляции составляет 0,509, то есть ближе к нижней границе шкалы.

Зависимость душевого товарооборота от удельного веса городского населения показана на рис. 7. Обращает на себя внимание тот факт, что модель четко моделируется полиномом 3-й степени (эмпирические линии полностью совпадают с линиями тренда).

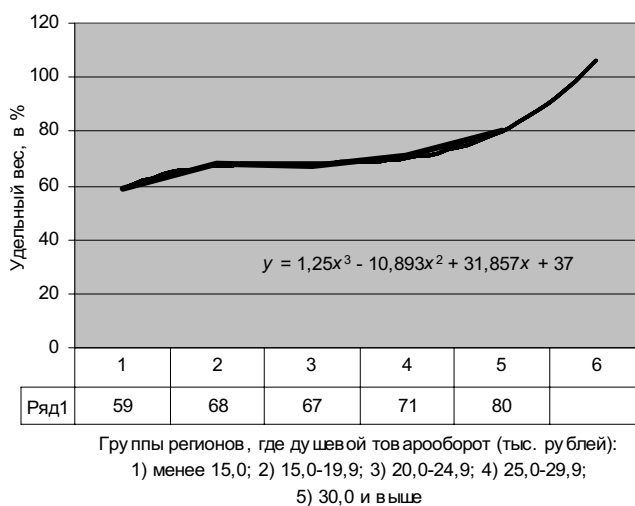


Рис. 7. Зависимость товарооборота на душу населения в группах регионов от удельного веса городского населения

Рассмотренные модели еще раз подтверждают, что региональная вариация товарооборота на душу населения в какой-то мере определяется влиянием возрастной структуры населения. Таким образом, моделирование региональных различий уровня развития и рынка и факторов, на него влияющих, позволили выделить и статистически оценить три группы причинно-следственных закономерностей: экономические (объем и структура продажи товаров); социально-экономические (денежный доход населения, уровень занятости) и демографические (структура населения).

⁷ См.: Торговля в России. 2003: Стат. сб./ Госкомстат России. - М., 2003. С. 81.

Продолжается подписка на 2-е полугодие 2005 года!

Подписные индексы по каталогу агентства «Роспечать»:

71807 - для индивидуальных подписчиков;

70127 - для предприятий и организаций.

Подписной индекс по Объединенному каталогу «Почта России» (том 1) - 41254.