

## ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

### Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ

**Бессонов В.А.**

Исследованы интенсивность, поступательность и направленность движения ценовых пропорций в России после либерализации цен. Выявлены закономерности протекания процесса трансформации структуры российских цен и обсуждены их возможные причины. Показано, что при имевших место колоссальных изменениях российских ценовых пропорций использование лишь традиционных сводных индексов цен и оценок паритетов покупательной способности недостаточно для адекватного анализа инфляционных процессов.

#### 1. Введение

**1.1.** Становление рыночных отношений в России сопровождается активной трансформацией внутренних цен. Это выражается как в значительных темпах инфляции, то есть в изменении масштаба цен, так и в интенсивных и неравномерных во времени сдвигах их структуры, понимаемой как совокупность пропорций между ценами различных товаров и услуг.

Поскольку переходный процесс является быстротекущим по сравнению со стабильным экономическим развитием<sup>1)</sup>, то многим процессам в российской переходной экономике присущи существенно меньшие характерные времена по сравнению с процессами в относительно стабильных экономиках развитых стран. Поэтому на тех же интервалах астрономического (т.е. измеряемого днями, месяцами, годами и т.п.) времени в российской переходной экономике могут проявляться эффекты, которые в более стабильных экономиках могут наблюдаться лишь в долгосрочном периоде.

К числу таких эффектов можно отнести *интенсивные* и *поступательные* структурные сдвиги системы российских цен, которые имели место на протяжении ряда лет после начала экономических реформ. Эти сдвиги являются важным феноменом переходного процесса в российской экономике и, насколько нам известно, структурные сдвиги подобного масштаба не встречаются на тех же интервалах астрономического времени в стабильных экономиках. Они обусловлены, с одной стороны, значительностью ценовых диспропорций, существовавших в российской экономике до начала реформ, и, с другой стороны, устойчивостью теку-

---

<sup>1)</sup> Этот вопрос обсуждается в [1], где показано, что в первые годы реформ различие характерных времен в России и США могло составлять два порядка.

**Бессонов В.А.** - кандидат физико-математических наук, с.н.с. ВЦ РАН, начальник отдела статистических исследований ИМИП ГУ ВШЭ.

щих ценовых пропорций, имеющих тенденцию воспроизводиться на новом уровне цен, делая процесс их изменения затяжным, а отнюдь не сконцентрированным около момента либерализации цен. Колоссальное и затяжное изменение ценовых пропорций является, по нашему мнению, фундаментальным фактом в области динамики внутренних цен за время российских реформ, без осознания и учета которого невозможно ни корректное измерение роста цен, ни содержательный анализ инфляционных процессов.

**1.2.** Анализ трансформации структуры цен в ходе российских реформ посвящена работа [2], которая, насколько нам известно, наиболее близка к теме данного исследования. Вместе с тем, некоторые аспекты использованной в [2] методологии вызывают возражения, на чем остановимся подробнее при обсуждении результатов. В частности, использованная в [2] методика анализа структурных изменений не позволяет, на наш взгляд, корректно отделить изменение структуры цен от изменения их масштаба, что снижает значимость некоторых сделанных в ней выводов. Изменение ценовых пропорций в российской экономике начального периода реформ обсуждается в [3]. В [4] затрагиваются вопросы трансформации структуры цен в ходе переходного процесса в экономике Польши. Оценки паритета покупательной способности (ППС) рубля к немецкой марке для декабря 1991 г. - сентября 1992 г. приведены в [5].

Вопросам корректности измерения динамики российских цен переходного периода посвящены работы [6-10,3,11,1]. В них рассматриваются проблемы российской статистики цен, этапы ее становления, вопросы качества российских данных, характер и причины связанных с ними возможных искажений, а также ценовые диспропорции. Влияние мощных структурных сдвигов на точность измерения роста российских потребительских цен исследовано в [1].

Измерение структурных сдвигов в процессе переходного периода в российской экономике в смежной области - в производстве промышленной продукции - рассмотрено в работе [12]. Ее результаты показывают, что структурные изменения в российской экономике поддаются измерению и могут быть содержательно проинтерпретированы.

**1.3.** В настоящей работе исследуется эволюция *структуры* внутренних цен в России со времени проведенной в январе 1992 г. их либерализации<sup>2)</sup>. Рассмотрены интенсивность, поступательность и направленность движения ценовых пропорций в ходе реформ как для потребительского, так и для производственного секторов экономики. Исследовано движение уровня потребительских цен и цен приобретения отдельных видов продукции производственно-технического назначения и их пропорций в сторону уровня и пропорций, характерных для стран с развитыми рыночными отношениями (на примере цен США для потребительского сектора и мировых цен для производственного сектора). Выявлены некоторые закономерности протекания процесса трансформации структуры российских цен и обсуждены их возможные причины. Работа посвящена, главным образом, измерительным аспектам анализа структурных сдвигов и структурных различий системы российских цен переходного периода, т.е. использованный в ней подход может быть скорее охарактеризован как кинематический: основное внимание уде-

---

<sup>2)</sup> Некоторые вопросы анализа изменений относительных цен на российском потребительском рынке до их либерализации затронуты в [2,3,13].

лено способам описания и собственно описанию движения структуры цен, а не причинам, его обуславливающим.

## 2. О методологии и практике измерения структурных сдвигов и структурных различий в экономике

**2.1. Основные понятия.** Под *ситуацией*, как и в практике экономических индексов, будем понимать либо *период*, либо *региональную единицу* (см. [14, с.124]). Под периодом, в свою очередь, будем понимать либо *момент*, либо *интервал* времени.

Различают *соизмеримые совокупности* данных, состоящие из элементов, которые можно непосредственно суммировать, и *совокупности, непосредственно несоизмеримые*, состоящие из элементов, которые не могут быть непосредственно суммируемы [15]. Про соизмеримые совокупности говорят, что они обладают свойством *статической аддитивности* [16]. Цены товаров и услуг некоторой *корзины* некоторого периода времени представляют собой совокупность, вообще говоря, непосредственно несоизмеримую. Для приведения таких совокупностей к соизмеримому виду используют *коэффициенты соизмерения (приведения)* [15]. В качестве таких коэффициентов для совокупности цен могут выступать натуральные объемы товаров и услуг в некоторой корзине, для совокупности же объемов коэффициентами приведения могут служить соответствующие им цены. Соизмеримые совокупности иногда называют также *аддитивными совокупностями*<sup>3)</sup>.

Изменение пропорций между элементами одной и той же совокупности во времени свидетельствует об изменении ее структуры, т.е. о *структурных сдвигах*. Структурные сдвиги являются следствием различий в темпах роста элементов совокупности. Применительно к сравнению структур двух различных совокупностей будем говорить о *структурных различиях* [15]. Термин *структурные различия* в широком смысле будем использовать также и для обозначения структурных сдвигов<sup>4)</sup>.

Простейшим способом анализа структурных различий для аддитивных совокупностей является сопоставление *индивидуальных* либо *групповых долей*. Индивидуальные или групповые доли, однако, не дают комплексной характеристики структурных различий сопоставляемых совокупностей [17]. Для этого предложено большое количество различных *сводных показателей структурных различий*, основные подходы к построению которых рассмотрены ниже.

---

<sup>3)</sup> Помимо статической аддитивности (неаддитивности) можно говорить и о динамической аддитивности (неаддитивности), когда некоторые данные, относящиеся к различным периодам времени, могут (не могут) быть непосредственно суммируемы. Так, высокие темпы инфляции приводят к утрате членами временных рядов показателей, выраженных в текущих ценах, свойства динамической аддитивности (см. [11]).

<sup>4)</sup> В англоязычной литературе применительно к задачам анализа структурных сдвигов системы цен обычно используют термин *relative price variability* (RPV), т.е. *изменчивость относительных цен*, мы же будем использовать более общий термин *структурные различия*, применимый не только к задачам анализа системы цен и не только к сопоставлениям во времени. Кроме того, термин RPV обычно ассоциируется с цепными индикаторами, поскольку они традиционно используются в качестве меры RPV, однако, как будет показано ниже, в рассматриваемой ситуации использования лишь цепных индикаторов явно недостаточно.

**2.2. Два подхода к анализу структурных различий.** В экономической литературе, по нашему мнению, прослеживаются два основных подхода к построению индикаторов структурных различий<sup>5)</sup>. Оба подхода предполагают использование данных для некоторой корзины, включающей  $n$  товаров-представителей. В соответствии с первым подходом (его можно, хотя и с оговорками, назвать *стохастическим*) для каждой пары сопоставляемых ситуаций рассматривается совокупность индивидуальных индексов цен для  $n$  товаров-представителей используемой корзины. Индикаторы строятся по аналогии с оценками числовых характеристик одномерных распределений вероятностей: индикатор структурных различий рассматривается как мера рассеяния распределения индивидуальных индексов, в дополнение к мере расположения, каковой является сводный индекс цен. Также естественным образом определяются характеристики асимметрии и эксцесса, анализ которых иногда бывает весьма полезным. Очевидно, этот подход развивает идеи стохастической теории индексов (см., например, [18]), которая восходит к работам Ф.Эджворта. Данный подход применен в работах [2,13,15,19-43], особенно интенсивно он развивается в последние годы за рубежом<sup>6)</sup>.

В соответствии со вторым подходом (назовем его *векторным*) для каждой из сопоставляемых ситуаций на основе совокупности  $n$  товаров-представителей, используя систему коэффициентов приведения, строят  $n$ -мерный вектор, компоненты которого образуют соизмеримую совокупность. Для пары ситуаций сопоставляется пара векторов в  $n$ -мерном пространстве, различающихся, вообще говоря, как длиной (нормой), так и направлением. Отношение норм этих векторов можно рассматривать как сводный индекс цен, а какую-либо функцию расстояния между их направлениями (например, норму разности нормированных векторов или какую-либо монотонную функцию угла между векторами в евклидовом пространстве) – как индикатор структурных сдвигов. Векторный подход в идейном плане близок к аксиоматической теории индексов (см., например, [44]). Данный подход применялся в [12,15-17,19,25,45-54].

Оба подхода имеют много общего, поскольку оба они рассматривают структуру как совокупность пропорций между элементами. В обоих случаях движение системы как целого описывается сводным индексом цен, относительное движение цен внутри системы описывается индикаторами структурных сдвигов.

Преимуществом первого подхода является возможность использования в нем функций выборочных моментов порядка выше второго, тогда как во втором подходе естественным образом интерпретируются только соотношения между нормами двух векторов и расстояние между их направлениями. Также преимуществом первого подхода можно считать возможность использования хорошо развитого понятийного аппарата и методов теории распределений (см., например, [55]). Еще одним преимуществом первого подхода является то, что он основан на использовании лишь индивидуальных индексов цен, тогда как для второго требуются цены товаров-представителей, которые не всегда доступны. Преимуществом второго подхода является возможность анализа всей траектории движения вектора цен, в частности, более удобные возможности анализа поступательности

---

<sup>5)</sup> Ниже будем говорить только о структурных различиях применительно к системе цен, хотя подобным (или близким) образом могут быть построены индикаторы структурных различий в ВВП, в промышленном производстве и т.п.

<sup>6)</sup> По нашему мнению, в этом смысле можно говорить о своего рода ренессансе стохастической теории индексов.

структурных сдвигов. Так, легко определить, насколько реальная траектория вектора цен была длиннее (в смысле используемой метрики) расстояния между ее концами: чем она была длиннее, тем менее поступательными были структурные сдвиги и наоборот.

Представляется, что первый подход более удобен для анализа структурных различий между двумя ситуациями, тогда как второй подход более удобен для анализа всей траектории. Рассмотрим оба подхода несколько подробнее.

**2.3. Первый подход.** Пусть  $p_{jt} > 0$  - внутренние (российские) цены товара  $j$  периода  $t$ ,  $j = 1, n$ ,  $n$  - число товаров в используемой корзине,  $w_j > 0$  - веса,  $\sum w_j = 1$ ,  $r_{j,t_1,t_2} = \ln(p_{jt_2}/p_{jt_1})$  - индивидуальный индекс<sup>7)</sup> цен товара  $j$  за время от  $t_1$  до  $t_2$ , а  $m_{l,t_1,t_2} = \sum_j w_j (r_{j,t_1,t_2} - \bar{r}_{t_1,t_2})^l$  - взвешенные выборочные моменты порядка  $l \geq 2$  относительно среднего  $\bar{r}_{t_1,t_2} = \sum_j w_j r_{j,t_1,t_2}$ .

Реализация первого подхода может состоять в использовании следующих индикаторов. Средние индивидуальных индексов цен

$$(1) \quad i_t = \bar{r}_{t-1,t}$$

и

$$(2) \quad I_{t_1,t_2} = \bar{r}_{t_1,t_2}$$

дают оценки инфляции (в данном случае - логарифма роста цен) за время от  $t-1$  до  $t$  и от  $t_1$  до  $t_2$  соответственно, т.е. являются сводными индексами цен. Стандартные отклонения распределений индивидуальных индексов цен от среднего

$$(3) \quad d_t = (m_{2,t-1,t})^{1/2}$$

и

$$(4) \quad D_{t_1,t_2} = (m_{2,t_1,t_2})^{1/2},$$

коэффициенты асимметрии

$$(5) \quad s_t = \frac{m_{3,t-1,t}}{(m_{2,t-1,t})^{3/2}}$$

и

$$(6) \quad S_{t_1,t_2} = \frac{m_{3,t_1,t_2}}{(m_{2,t_1,t_2})^{3/2}}$$

и эксцесса

$$(7) \quad k_t = \frac{m_{4,t-1,t}}{(m_{2,t-1,t})^2} - 3$$

и

$$(8) \quad K_{t_1,t_2} = \frac{m_{4,t_1,t_2}}{(m_{2,t_1,t_2})^2} - 3$$

<sup>7)</sup> При работе с ценами чаще используют именно логарифмы отношений цен, поскольку распределение отношений цен обычно тяготеет к логнормальному.

позволяют судить о распределениях индивидуальных индексов цен за время от  $t-1$  до  $t$  и от  $t_1$  до  $t_2$  соответственно.

Если  $p'_{jt} > 0$  - внешние цены<sup>8)</sup> периода  $t$ , то индикаторы  $I'_t$ ,  $D'_t$ ,  $S'_t$  и  $K'_t$  для сопоставления с ними введем аналогично индикаторам  $I_{t_1, t_2}$ ,  $D_{t_1, t_2}$ ,  $S_{t_1, t_2}$  и  $K_{t_1, t_2}$ , заменив в (2), (4), (6) и (8) индивидуальные индексы цен  $r_{j, t_1, t_2}$  на индивидуальные соотношения между внутренними и внешними ценами  $r'_{jt} = \ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ , где  $e_t$  - обменный курс (например, рубля к доллару). Тогда  $I'_t$  даст оценку логарифма отношения частного паритета покупательной способности по используемой корзине к обменному курсу, а  $D'_t$ ,  $S'_t$  и  $K'_t$  являются характеристиками рассеяния, асимметрии и эксцесса распределения индивидуальных соотношений между внутренними и внешними ценами.

Заметим, что индикаторы  $i_t$ ,  $d_t$ ,  $s_t$  и  $k_t$  являются цепными аналогами как  $I_{t_1, t_2}$ ,  $D_{t_1, t_2}$ ,  $S_{t_1, t_2}$  и  $K_{t_1, t_2}$ , так и  $I'_t$ ,  $D'_t$ ,  $S'_t$  и  $K'_t$ . В самом деле, в  $I_{t_1, t_2}$ ,  $D_{t_1, t_2}$ ,  $S_{t_1, t_2}$  и  $K_{t_1, t_2}$  текущие цены соотносятся с базисными, в  $I'_t$ ,  $D'_t$ ,  $S'_t$  и  $K'_t$  - с внешними, а в  $i_t$ ,  $d_t$ ,  $s_t$  и  $k_t$  - с ценами предшествующего периода, т.е. цепные индикаторы не связаны ни с базисными, ни с внешними ценами, но основаны на тех же принципах, что и индикаторы двух других групп. Таким образом, все рассмотренные индикаторы группируются в четыре тройки:  $\{i_t, I_{t_1, t_2}, I'_t\}$ ,  $\{d_t, D_{t_1, t_2}, D'_t\}$ ,  $\{s_t, S_{t_1, t_2}, S'_t\}$  и  $\{k_t, K_{t_1, t_2}, K'_t\}$ .

**2.4. Второй подход.** Пусть  $p_{jt} > 0$  - внутренние цены товара  $j$  периода  $t$ ,  $j = \overline{1, n}$ ,  $n$  - число товаров в используемой корзине, а  $q_j > 0$  - объемы (например, соответствующие некоторому периоду), используемые в качестве коэффициентов приведения. Совокупность  $v_{jt} = q_j p_{jt}$ ,  $j = \overline{1, n}$  для каждого периода  $t$  является соизмеримой и  $v_{jt} > 0$ . Будем обозначать ее  $\mathbf{v}_t$  и называть вектором стоимости для периода  $t$ <sup>9)</sup>. Расстояние между направлениями двух векторов  $\mathbf{x}$  и  $\mathbf{y}$  в пространстве

векторов стоимости определим для выбранной нормы как  $m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) = \frac{1}{2} \left\| \frac{\mathbf{x}}{\|\mathbf{x}\|} - \frac{\mathbf{y}}{\|\mathbf{y}\|} \right\|$ ,

$m(\mathbf{x}, \mathbf{y}) \in [0, 1]$ .

Реализация второго подхода может состоять в использовании следующих индикаторов. Отношения норм векторов стоимости

$$(9) \quad i_t = \|\mathbf{v}_t\| / \|\mathbf{v}_{t-1}\|$$

и

$$(10) \quad I_{t_1, t_2} = \|\mathbf{v}_{t_2}\| / \|\mathbf{v}_{t_1}\|$$

<sup>8)</sup> Под внешними ценами здесь и ниже понимаются цены страны, с которой проводится сопоставление, либо цены мирового рынка.

<sup>9)</sup> Подчеркнем условность этого термина, поскольку стоимость товара-представителя  $j$ , проданного в период  $t$ , равна  $q_{jt} p_{jt}$ , что, вообще говоря, не равно  $v_{jt} = q_j p_{jt}$ .

дают оценки инфляции (в данном случае - роста цен) за время от  $t-1$  до  $t$  и от  $t_1$  до  $t_2$  соответственно, т.е. являются сводными индексами цен. Расстояния между направлениями векторов стоимости для двух периодов

$$(11) \quad d_t = m(\mathbf{v}_{t-1}, \mathbf{v}_t)$$

и

$$(12) \quad D_{t_1, t_2} = m(\mathbf{v}_{t_1}, \mathbf{v}_{t_2})$$

позволяют судить о структурных сдвигах за время от  $t-1$  до  $t$  и от  $t_1$  до  $t_2$  соответственно, т.е. их можно использовать в качестве цепного и базисного индексов структурных сдвигов.

Если  $p'_{jt} > 0$  - внешние цены периода  $t$ , вектор их стоимости  $\mathbf{v}'_t$  имеет компоненты  $v'_{jt} = q_j p'_{jt}$ ,  $j = \overline{1, n}$ , тогда индикатор

$$(13) \quad I'_t = \|\mathbf{v}_t\| / \|\mathbf{v}'_t\|,$$

аналогичный (10), дает оценку частного паритета покупательной способности по используемой корзине, а индикатор

$$(14) \quad D'_t = m(\mathbf{v}_t, \mathbf{v}'_t),$$

аналогичный (12), позволяет судить о структурных различиях между внутренними и внешними ценами периода  $t$ , т.е. его можно использовать как индекс структурных различий. В данном случае получаем две тройки индикаторов:  $\{i_t, I_{t_1, t_2}, I'_t\}$  и  $\{d_t, D_{t_1, t_2}, D'_t\}$ .

Для оценки степени сходства или различия структур, помимо нормы<sup>10)</sup> разности нормированных векторов цен, используют также угол между векторами структуры, функции угла, например, косинус угла между структурами [47, 49, 52], коэффициент ранговой корреляции Спирмена [47], коэффициент корреляции между векторами структуры [17], а также множество иных показателей [15, 25, 47, 53, 54], в том числе и не всегда имеющих ясную интерпретацию. В качестве индикаторов интенсивности структурных сдвигов используют также среднее линейное отклонение, коэффициент колеблемости, коэффициент вариации (их можно отнести к первому подходу) [25, с.39-43]. Обзор всех подобных методов не является предметом настоящей работы.

<sup>10)</sup> В данном подходе чаще всего используют норму  $L_1$  (сумму модулей)  $\|\mathbf{x}\| = \sum |x_j|$  (см., например, [15, 25, 45, 50-52, 54]) и  $L_2$  (евклидову норму)  $\|\mathbf{x}\| = (\sum x_j^2)^{1/2}$  (см., например, [52]). Наиболее приемлемой метрикой для задач, связанных с анализом структур систем цен, на наш взгляд, является  $L_1$ , поскольку она позволяет получать ясную содержательную интерпретацию, так как длина вектора неотрицательных составляющих в ней равна сумме компонент, т.е. сводный объемный показатель равен сумме индивидуальных, следствием чего является естественная нормировка компонент вектора структуры. Также в пользу этой метрики свидетельствует то, что она обеспечивает большую устойчивость к наличию выбросов, чем, скажем,  $L_2$  (см., например, [56]). Принимая во внимание качество российских ценовых данных, такое преимущество представляется весьма существенным. Тем не менее, нельзя исключать, что в каких-то случаях предпочтительнее использование показателей, основанных на отличных от  $L_1$  метриках.

**2.5. Связь между двумя подходами.** Покажем связь между двумя подходами. В метрике  $L_1$  показатель  $D_{t_1, t_2}$  (12) можно записать как

$$D_{t_1, t_2} = \frac{1}{2} \sum_j q_j \left| \frac{p_{jt_1}}{\sum_k q_k p_{kt_1}} - \frac{p_{jt_2}}{\sum_k q_k p_{kt_2}} \right|,$$

откуда получаем:

$$D_{t_1, t_2} = \frac{1}{2} \frac{\sum_j q_j p_{jt_1}}{\sum_j q_j p_{jt_2}} \sum_j \frac{q_j p_{jt_1}}{\sum_k q_k p_{kt_1}} \left| \frac{p_{jt_2}}{p_{jt_1}} - \frac{\sum_k q_k p_{kt_2}}{\sum_k q_k p_{kt_1}} \right|,$$

или

$$D_{t_1, t_2} = \sum_j w_j |I_{j, t_1, t_2} - I_{t_1, t_2}| / 2I_{t_1, t_2},$$

где в числителе стоит взвешенное среднее линейное отклонение индивидуальных индексов цен  $I_{j, t_1, t_2} = p_{jt_2} / p_{jt_1}$  от сводного индекса  $I_{t_1, t_2} = \sum_j w_j I_{j, t_1, t_2}$ , где  $w_j = q_j p_{jt_1} / \sum_k q_k p_{kt_1}$ . Таким образом, показатель  $D_{t_1, t_2}$  является относительной мерой вариации индивидуальных индексов цен.

Аналогичные выкладки можно провести и в других метриках. Так, в евклидовой метрике  $L_2$  показатель  $D_{t_1, t_2}$  равен половине коэффициента вариации индивидуальных индексов цен.

Таким образом, от расстояния между направлениями двух векторов стоимости можно перейти к относительной мере вариации индивидуальных индексов цен, т.е. к числовой характеристике одномерного распределения индивидуальных индексов.

**2.6. Некоторые требования к индикаторам структурных различий.** Представляется естественным потребовать от индикаторов структурных различий выполнения некоторых свойств, подобно тому, как от обычных экономических индексов традиционно (начиная с И.Фишера; см., например, [14,39,57]) требуют соответствия определенному набору критериев (тестов). Будем считать, что некоторый индикатор может быть индикатором структурных сдвигов или структурных различий только в том случае, если он обладает этими свойствами.

Укажем здесь только два требования, которые понадобятся ниже. Во-первых, это требование *инвариантности индекса относительно смены единиц измерения*. Несмотря на всю его очевидность, встречается использование методики, результат применения которых зависит от выбора единиц измерения.

Вторым является требование *инвариантности индикатора структурных различий относительно изменения масштаба цен*. В случае, когда сопоставляемыми ситуациями являются периоды  $t_1$  и  $t_2$ , оно выглядит так: если все цены  $p_{jt_1}$ ,  $j = \overline{1, n}$  периода  $t_1$  заменить на  $\alpha p_{jt_1}$ , а все цены  $p_{jt_2}$ ,  $j = \overline{1, n}$  периода  $t_2$  - на  $\beta p_{jt_2}$ , где  $\alpha > 0$  и  $\beta > 0$  - произвольные константы, то это не должно влиять на значение индикатора структурных сдвигов. Это требование также является совершенно естественным и позволяет отделить изменения ценовых пропорций от изменений масштаба цен.



Очевидно, что все рассмотренные выше индикаторы структурных различий, как для первого подхода  $D_{t_1, t_2}$  (4),  $S_{t_1, t_2}$  (6),  $K_{t_1, t_2}$  (8), так и для второго подхода  $D_{t_1, t_2}$  (12), а также соответствующие им цепные индикаторы и индикаторы для внешних сопоставлений удовлетворяют этим требованиям<sup>11)</sup>. В литературе, однако, зачастую встречаются примеры использования индикаторов, последним свойством не обладающих, что порой способно приводить к неверным содержательным результатам. Такой пример, имеющий непосредственное отношение к теме нашей работы, будет рассмотрен ниже.

**2.7. Задачи анализа структурных сдвигов и структурных различий.** Основные задачи анализа структурных сдвигов и структурных различий, на наш взгляд, могут быть сведены в следующие четыре группы.

**2.7.1. Анализ интенсивности структурных сдвигов** позволяет установить, в каком из последовательных интервалов времени структура совокупности подвергалась более значительному изменению, а в каком – менее, т.е. отвечает на вопрос, насколько интенсивно она изменялась. Здесь на первый план выходит временной аспект: первостепенной является задача определения характерных периодов структурных изменений, т.е. выявление *когда* тот или иной период структурных сдвигов начался, закончился, ускорился, замедлился, имел кульминацию и т.п. Численные же оценки самой интенсивности структурных сдвигов носят скорее подчиненный характер: в лучшем случае они позволяют ответить на вопросы “много или мало?”, “больше или меньше?”.

**2.7.2. Анализ поступательности структурных сдвигов** имеет целью установить, в какой мере в основе структурных сдвигов лежит тенденция, а в какой мере они являются лишь результатом нерегулярных колебаний. Анализ интенсивности структурных сдвигов сам по себе не позволяет делать никаких суждений о степени их поступательности, поскольку структурные сдвиги умеренной интенсивности, но происходящие поступательно в определенном направлении могут значить в содержательном плане гораздо больше, чем интенсивные сдвиги, вызванные лишь нерегулярными колебаниями без ясно выраженной тенденции. Таким образом, задача анализа поступательности структурных сдвигов призвана ответить на вопрос, стала ли структура другой. Отметим, что для решения двух рассмотренных задач исследуется одна и та же совокупность в разные периоды времени, вне связи ее с другими совокупностями и без привлечения иной дополнительной информации.

**2.7.3. Анализ интенсивности структурных сдвигов, даже подкрепленный анализом их поступательности, не позволяет, тем не менее, делать никаких суждений о направленности структурных сдвигов, т.е. не позволяет ответить на вопрос, улучшилась ли в некотором смысле структура изучаемой совокупности, ухудшилась ли, или осталась неизменной. Можно лишь говорить о том, стала ли она другой или нет. Для решения этой задачи необходимо привлечение дополнительной информации, помимо информации о динамике состояния исследуемой**

---

<sup>11)</sup> Очевидно, оба рассмотренных свойства требуют инвариантности индексов структурных различий по отношению к определенному множеству преобразований их аргументов, что накладывает вполне определенные ограничения на формулы индексов. Такого рода вопросы в достаточном общем виде рассмотрены в [58]. Здесь снова просматривается общность двух подходов (стохастического и векторного), поскольку индексные формулы должны удовлетворять одним и тем же ограничениям.

системы. Эта информация может быть привлечена, например, путем задания выделенной структуры (*внешней, эталонной, нормативной, плановой* и т.п.), что позволяет анализировать динамику структурных различий между текущей структурой и выделенной, либо путем введения отношения порядка на множестве элементов исследуемой совокупности, что позволяет оценить текущее качество структуры в смысле, определяемом введенным отношением порядка. Наличие какой-либо естественной упорядоченности элементов исследуемой совокупности<sup>12)</sup> представляется в плане решения этой задачи весьма полезным свойством. Решение этой задачи позволяет получить оценку качества структуры (например, расстояние от текущей структуры до эталонной) в каждый исследуемый момент времени, т.е. оценить как сам масштаб качества, так и его динамику.

**2.7.4.** В случае, когда задано более одного объекта сопоставимой структуры (либо на одной и той же совокупности задано более одного признака, что может рассматриваться как наличие нескольких объектов сопоставимой структуры), может возникнуть задача *анализа структурных различий* между ними. Если один из сравниваемых объектов задан лишь вектором, а не многомерным временным рядом, то задача анализа структурных различий аналогична задаче сопоставления исследуемой структуры с выделенной. Если же имеется пара многомерных временных рядов, то возникает задача анализа структурных различий между двумя эволюционирующими объектами, и изменения этих различий во времени (возможно с лагом). Имеет место, наконец, и чисто статическая задача, когда оба объекта заданы лишь векторами, которая может быть актуальна, в частности, при территориальных сравнениях, например, международных.

### 3. Методика анализа

Были проведены расчеты с использованием обоих описанных выше подходов, их результаты в качественном плане совпали. Поэтому ниже для экономии места приведены только результаты, которые дает первый подход.

Сначала проводится анализ мер расположения распределений индивидуальных индексов цен (позволяющий изучить движение масштаба внутренних цен и паритетов покупательной способности), а затем - мер рассеяния (показывающий картину структурных сдвигов)<sup>13)</sup>. Во всех случаях сначала проводится анализ интенсивности изменений, затем - их поступательности и направленности (для этого внутренние цены сопоставляются с внешними).

При проведении международных сопоставлений временные ряды внешних цен были построены как  $p'_{jt} = p'_{jT_0} I_{T_0,t}$ , т.е. считалось, что их структура со временем оставалась неизменной (она задавалась ценами  $p'_{jT_0}$  для фиксированного периода времени  $T_0$ ), а менялся только их масштаб в соответствии с индексом пот-

---

<sup>12)</sup> Как, скажем, в случае возрастной структуры населения или когда элементы совокупности представлены видами промышленной продукции, принадлежащими одной технологической цепочке.

<sup>13)</sup> В [59], сокращенным вариантом которой является настоящая работа, приведен также анализ мер асимметрии, который в отдельных случаях позволяет пролить свет на механизм роста цен. Содержательная трактовка результатов расчетов коэффициентов эксцесса найдена не была.

ребительских цен в США  $I_{T_0,t}$  по отношению к периоду  $T_0$ . Сопоставление с внешними ценами неизменной структуры было проведено по целому ряду причин: а) интерес в рамках данного исследования представляет динамика ценовых пропорций именно в России, не зашумленная динамикой (в частности, сезонными, нерегулярными и краткосрочными конъюнктурными колебаниями) пропорций внешних цен; б) процессам в российской экономике рассматриваемого интервала времени присущи существенно меньшие характерные времена, поэтому пропорции внешних цен можно считать в первом приближении фиксированными; в) соответствующие временные ряды внешних цен сопоставимой номенклатуры и достаточно качественные в России не всегда доступны. Таким образом, индикаторы структурных различий, построенные на основе таких внешних цен, отражают именно эволюцию структуры российских цен и не зашумлены влиянием движения структуры внешних цен.

Использование рядов российских месячных данных вынуждает в необходимых случаях проводить их сезонную корректировку. Обычно в работах, связанных с анализом структурных сдвигов и структурных различий, используются годовые данные, где необходимости проведения сезонной корректировки не возникает. В нашем же случае быстротекущего переходного процесса необходимо использовать данные более высокой частоты. Кроме того, месячные данные зашумлены в гораздо большей мере, чем годовые, что создает проблемы содержательной интерпретации временных рядов цепных индикаторов структурных сдвигов и, поэтому, относительно повышает роль базисных индикаторов.

#### 4. Используемые данные

**4.1. Потребительский сектор экономики.** В качестве исходных данных для анализа потребительского сектора экономики было использовано 61-продуктовое подмножество множества месячных индивидуальных индексов цен товаров-представителей по состоянию на конец соответствующего месяца, на основе которого в Госкомстате России производится расчет индексов потребительских цен (ИПЦ) (см. [60, с.32-35, с.48-53]). Выбор состава товаров-представителей (их перечень приведен в [59]) использованного массива данных объясняется, главным образом, соображениями наличия сопоставимых данных по российским потребительским ценам, покрывающих период времени максимально возможной длины. Данный массив охватывает период времени с декабря 1991 г. по июль 1997 г.

Используемый массив данных покрывает 51,2% от корзины ИПЦ Госкомстата для всех товаров и услуг и 56,7% для всех товаров, исходя из структуры потребительских расходов 1994 г. Продовольственные товары представлены в нем 32 позициями, покрывающими 70,5% от корзины ИПЦ Госкомстата по продовольственным товарам, непродовольственные товары - 26 позициями, покрывающими 34,1% от соответствующей корзины ИПЦ Госкомстата, алкогольные напитки - 3 позициями, покрывающими 85,9%. Платные услуги в наборе не представлены, поскольку сопоставимые данные для всего рассматриваемого периода времени по ним отсутствуют, а те, которые доступны, покрывают менее трети корзины ИПЦ Госкомстата. Кроме того, эти данные наименее надежны, сильно зашумлены и наименее сопоставимы с зарубежными. Вместе с тем, анализ показал, что полученные для услуг результаты не противоречат результатам, полученным для товаров и приведенным ниже.

На основе этих рядов индивидуальных индексов потребительских цен пересчетом были получены ряды цен, для чего в качестве базисных были использованы средние цены на соответствующие товары-представители по Российской Федерации по состоянию на конец ноября 1996 г.<sup>14)</sup>

В качестве цен для международных сопоставлений использованы потребительские цены в США, рассчитываемые в Бюро статистики труда (Bureau of Labor Statistics), представленные их среднегодовыми значениями за 1993 г.<sup>15)</sup> Для учета динамики уровня потребительских цен в США при сопоставлении покупательных способностей рубля и доллара был использован временной ряд индекса потребительских цен в США, рассчитываемый в Бюро статистики труда<sup>16)</sup>, подвергнутый нами сезонной корректировке.

Построение индикаторов в работе основано на весах, полученных из следующих соображений. Для каждого товара-представителя сначала были взяты удельные веса данного товара в общих потребительских расходах населения 1994 г.<sup>17)</sup>, которые использовались Госкомстатом России для исчисления индексов потреби-

<sup>14)</sup> В качестве основных данных использованы именно ряды индивидуальных индексов потребительских цен, а не имеющиеся в наличии временные ряды средних цен потому, что первые демонстрируют более устойчивую динамику, содержат меньше выбросов (т.е. являются более "чистыми"), чем временные ряды средних цен. Это обусловлено тем, что при расчете рядов индивидуальных индексов потребительских цен в Госкомстате делается попытка достижения максимально возможной степени их сопоставимости во времени, тогда как при расчете рядов средних цен такой цели не ставится. Это же относится и к данным по производственному сектору экономики. В результате, ряды индексов позволяют восстановить динамику цен, а ряды средних цен позволяют судить об их уровне.

Базисный момент времени для получения рядов цен был выбран вблизи конца исследуемого отрезка времени потому, что с течением времени качество статистики цен в России существенно улучшалось, поэтому данные по средним ценам за последние месяцы исследуемого интервала времени заслуживают гораздо большего доверия, чем данные за его первые месяцы. Абсолютные значения цен использованы только в расчетах, связанных с международными сопоставлениями (для всех остальных расчетов достаточно индексов). Поскольку наибольший интерес и наибольший смысл такие расчеты представляют для второй половины рассматриваемого отрезка времени, когда внутренние и внешние цены достаточно сблизились, то такой выбор базисного момента представляется тем более оправданным, так как позволяет повысить точность расчетов в содержательно наиболее интересной области, поскольку нельзя исключать наличия значительных систематических ошибок в индивидуальных индексах цен [1], а данные, которые позволили бы оценить их точность, недоступны. Вместе с тем, использование ценовых данных с начала 1997 г. в качестве базисных проблематично в силу проведенной в Госкомстате в начале 1997 г. смены номенклатуры, по которой производится регистрация данных, в результате чего, во-первых, сопоставимость с предшествующими рядами частично была утрачена, а, во-вторых, всякая масштабная смена номенклатуры в российских условиях поначалу неизбежно ухудшает на некоторое время качество собираемых данных.

<sup>15)</sup> Эти данные были предоставлены автору в Управлении статистики цен и финансов Госкомстата России. Они описаны в [61].

<sup>16)</sup> Базисный период 1982-1984 гг., идентификатор ряда - CUUR0000SA0.

<sup>17)</sup> Выбор весов 1994 г. обусловлен следующими соображениями. Во-первых, использование весов, соответствующих середине анализируемого интервала времени, позволяет уменьшить систематические ошибки индикаторов, связанные с выбором весов. Во-вторых, есть основания полагать, что по мере становления российской статистики цен качество данных улучшается. В-третьих, веса за более ранний период подходят хуже и в силу того, что высокая инфляция может приводить к их значительному смещению [1].

тельских цен в 1995 г. (для этого в Госкомстате использовалась более широкая номенклатура товаров(услуг)-представителей, см. [62, с.439-451], [63]). Эти веса были затем перенормированы (т.е. изменены в одинаковой пропорции для всех представителей товарной группы) так, чтобы обеспечить соответствие долей укрупненных товарных групп соответствующим долям в ИПЦ Госкомстата. Необходимость такой перенормировки обусловлена тем, что используемые данные в различной степени покрывают корзины ИПЦ Госкомстата по укрупненным товарным группам.

Примерно половина базисных индексов цен после логарифмирования была подвергнута сезонной корректировке, поскольку они демонстрировали явно выраженную сезонную волну, тогда как остальные использовались в расчетах в неизменном виде. Отметим здесь два обстоятельства. Во-первых, на рассматриваемом отрезке времени во многих случаях наблюдается сильная эволюция сезонных волн (см. также [11]), а, во-вторых, выраженной сезонной волной обладают цены гораздо большего числа товаров, чем можно было предположить.

На рис.1,а приведен график, показывающий динамику индекса цен для используемого набора потребительских товаров на фоне ИПЦ Госкомстата. Близость наших оценок к ИПЦ Госкомстата свидетельствует о репрезентативности используемого набора данных, по крайней мере, в той степени, в которой репрезентативны оценки Госкомстата.

**4.2. Производственный сектор экономики.** Статистической базой для определения показателей динамики и соотношений цен российского рынка в производственном секторе экономики в работе служили временные ряды изменений среднемесячных цен на отдельные виды продукции производственно-технического назначения, приобретаемые предприятиями на внутреннем рынке для своей основной деятельности. Средняя цена приобретения продукции производственно-технического назначения включает, помимо цены производства, транспортные, сбытовые расходы, налоги и акциз и рассчитывается на основе данных о количестве и стоимости продукции, приобретенной за отчетный месяц предприятиями, охваченными наблюдением [61], [62, с.472-494], [60, с.249]. Временные ряды охватывают период с декабря 1993 г. по июнь 1997 г.

На основе этих рядов индивидуальных индексов цен пересчетом были получены ряды цен (подобно тому, как это было сделано для потребительского сектора экономики), для чего в качестве базисных были использованы средние цены на соответствующие виды продукции по состоянию на июнь 1997 г. Причиной необходимости таких преобразований, как и в случае потребительских цен, является низкая степень сопоставимости рядов средних цен, еще более низкая, чем для рядов потребительских цен.

Источником информации об уровне мировых цен, использованных для проведения международных сопоставлений, являются в основном данные Всероссийского научно-исследовательского конъюнктурного института МВЭС РФ, Центрального банка РФ, а также другие официальные источники [61]. На базе полученной информации в Госкомстате России исчисляются средние цены мировых рынков по отдельным видам промышленной продукции. Для сопоставления одноименных видов продукции, имеющих аналогичные потребительские характеристики, в Госкомстате осуществлен отбор товаров-представителей, реализуемых как на внутреннем, так и на мировых рынках. Отбор осуществлен на принципах идентификации основных потребительских свойств товаров. Учитывая, что в со-

временных условиях потребительские свойства отечественной продукции во многом не соответствуют потребительским свойствам продукции, реализуемой на мировых рынках, в сферу наблюдения в производственном секторе Госкомстатом включены те товары, которые составляют экспортный потенциал страны, а также отдельные виды сырьевых ресурсов и продукции химической промышленности, которые аналогичны по своим качественным параметрам товарам, предлагаемым на мировых рынках<sup>18)</sup>. Подробное описание источников данных приведено в [61]. Уровень цен мировых рынков приводится к условиям поставки СИФ<sup>19)</sup> с корректировкой на издержки по доставке грузов, которые составляют в цене в среднем 10-15% [61].

Для проведения международных сопоставлений был сформирован вектор мировых цен на основе осреднения цен последнего года, имеющегося в нашем распоряжении, т.е. с июля 1996 г. по июнь 1997 г. Таким образом, цены данного вектора по времени соответствуют рубежу 1996 и 1997 гг.

Построение индикаторов в работе основано на весах, полученных на основе стоимостной оценки производства соответствующих видов промышленной продукции по России в текущих ценах 1995 г. Используемый массив данных покрывает 34,1% объема всей промышленной продукции в стоимостной оценке 1995 г. В данной группе выделяются два доминирующих товара-представителя - электроэнергия и нефть, на долю которых приходится 54,4% от суммарного веса группы. Поэтому в необходимых случаях, помимо расчетов для всей группы, проводились также расчеты для группы без этих двух доминирующих позиций.

На рис.1,б показана динамика индекса средних цен приобретения промышленной продукции Госкомстата и индекса цен для набора из 24 видов продукции производственно-технического назначения. Близость двух рядов свидетельствует в пользу репрезентативности данного набора, что позволяет использовать соответствующие данные в расчетах.

## 5. Меры расположения

В данном разделе рассматривается динамика таких традиционных индикаторов, как индексы цен и паритеты покупательной способности, описывающих движение системы цен как целого.

**5.1. Динамика инфляции в России.** Представление о ходе инфляционных процессов в России после проведенной в начале 1992 г. либерализации цен позволяет получить рис.1. Динамика *цепных индексов цен*<sup>20)</sup>  $i_t$  (1) и соответствующих индексов цен Госкомстата показывает, что в целом на протяжении почти шести рассматриваемых лет наблюдается тенденция постепенного снижения темпов ин-

---

<sup>18)</sup> Электроэнергия, нефть, бензин автомобильный, топливо дизельное, топочный мазут, газ естественный, уголь для коксования, уголь энергетический, сталь сортовая конструкционная, алюминий первичный (включая силумин), никель, золото, сера, кислота фосфорная экстракционная, этилен, пропилен, бутадиев, метанол-ректификат, пиломатериалы, хлопок-волокно, шерсть натуральная, сахар-песок, масло растительное, масло животное.

<sup>19)</sup> СИФ - условие продажи товара, согласно которому в цену товара включается его стоимость и расходы по страхованию и транспортировке до порта страны-импортера.

<sup>20)</sup> Для сопоставимости с официальными они переведены в проценты в месяц.

фляции. Однако процесс снижения темпов инфляции не отличается плавностью, выделяются периоды резкого роста и падения  $i_t$ .

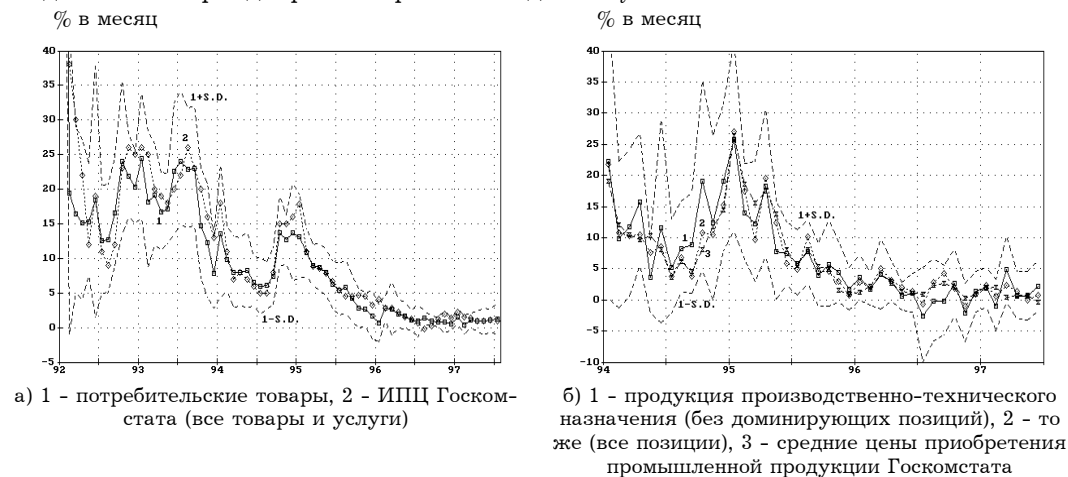


Рис.1. Цепные индексы цен  $(\exp(i_t)-1) \cdot 100$  (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений индивидуальных индексов  $\ln(p_{jt}/p_{j,t-1})$ ) и соответствующие индексы Госкомстата РФ

**5.2. Изменение масштаба внутренних цен за время реформ.** В соответствии с используемым подходом, сводные индексы цен являются мерами расположения соответствующих распределений индивидуальных индексов. Рис.1 показывает, что в первые годы после либерализации цен наблюдался значительный разброс цепных индивидуальных индексов цен, на что указывает величина стандартных отклонений. Еще больший разброс наблюдался для распределений базисных индивидуальных индексов цен  $p_{jt}/p_{jT_1}$ , как это иллюстрирует рис.2, на

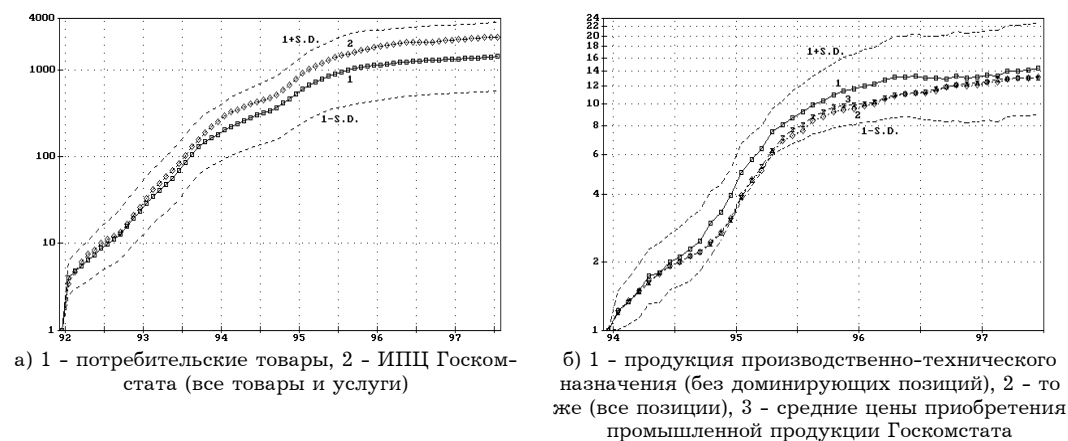


Рис.2. Базисные индексы цен  $\exp(I_{T_1,t})$  (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений индивидуальных индексов  $\ln(p_{jt}/p_{j,T_1})$ ) и соответствующие индексы Госкомстата РФ

котором показаны базисные сводные индексы цен  $\exp(I_{T_1,t})$ , где  $I_{t_1,t_2}$  определен согласно (2), а  $T_1$  и  $T_2$  здесь и ниже обозначают соответственно начало и конец исследуемого отрезка времени,  $t \in [T_1, T_2]$ . За весь рассматриваемый интервал времени стандартное отклонение распределения индивидуальных индексов  $\ln(p_{jT_2}/p_{jT_1})$  в потребительском секторе равно 0,91, что соответствует изменению индексов  $p_{jT_2}/p_{jT_1}$  в  $\exp(0,91) \approx 2,5$  раза (!) от среднего. Это указывает на огромный масштаб произошедших структурных сдвигов и имеет целый ряд следствий.

Во-первых, возникают измерительные проблемы, поскольку большие структурные сдвиги снижают точность сводного индекса цен<sup>21)</sup>. Его значения могут сильно зависеть от малых изменений в методике, в частности, корзины (набора используемых товаров-представителей и весов, с которыми они учитываются) и от способов осреднения. Это может приводить к существенно различным результатам для близких методик, даже основанных на использовании одних и тех же исходных данных. Также могут возникать значительные систематические ошибки (смещения), которые при таком масштабе структурных сдвигов могут иметь тот же порядок, что и сама измеряемая величина<sup>22)</sup>. В ряде случаев это способно приводить к ошибкам в трактовках даже на качественном уровне<sup>23)</sup>.

Во-вторых, возникает необходимость учета по существу столь разного роста цен для различных товаров(услуг)-представителей. Это приводит, например, к необходимости построения семейства индексов цен, отражающих потребление разных групп населения, поскольку рост цен для них может значительно отличаться. Неучет этого обстоятельства способен, например, приводить к социальным конфликтам в ситуациях, которые не вызывают опасения при анализе лишь единого сводного индекса цен<sup>24)</sup>. При таком масштабе изменения ценовых пропорций анализ лишь меры расположения (как бы она ни была определена), т.е. лишь сводного индекса цен, совершенно недостаточен для описания изменения всей совокупности цен, необходим анализ еще хотя бы меры рассеяния.

---

<sup>21)</sup> Так, стандартная ошибка индекса  $I_{T_1,T_2}$  для всего потребительского сектора соответствует отклонению индекса  $\exp(I_{T_1,T_2})$  от среднего на 18%. Это дает пример крайне низкой точности оценок роста цен за период реформ. Отметим, что индексы  $\exp(I_{T_1,T_2})$  построены на основе геометрических средних, которые, как известно, в случае значительных структурных сдвигов зачастую обеспечивают более высокую точность, чем индексы на основе арифметических средних (см., например, [14]). В данном случае точность для индексов на основе арифметических средних еще ниже [1].

<sup>22)</sup> Исследование методики построения ИПЦ Госкомстата РФ, являющегося основным индикатором инфляции в России, проведено в [1], где показано, что она приводит к систематическому завышению оценок роста цен, и величина этого смещения оценена в 35% от суммарного роста потребительских цен за период с конца 1991 г. по конец 1996 г.

<sup>23)</sup> Конкретно, теряют смысл все сопоставления на интервалах времени, когда ошибка существенна, скажем, сопоставления уровней жизни до и после момента либерализации цен, проведенные с использованием ИПЦ Госкомстата РФ.

<sup>24)</sup> Укажем здесь также на значительные межрегиональные различия в уровнях цен, которые могут составлять десятки процентов, и на существенно различную динамику региональных индексов цен.



**5.3. Сближение уровней внутренних и мировых цен.** Отношение среднего уровня внутренних цен к среднему уровню внешних цен по одной и той же продуктовой корзине показывает соотношение между двумя валютами по их покупательной способности к данному набору товаров и услуг, т.е. является частным (по данной продуктовой корзине) *паритетом покупательной способности*. В соответствии с используемым подходом, ППС является мерой расположения распределения индивидуальных соотношений между внутренними и внешними ценами. Для измерения отношения ППС к обменному курсу в данной работе будем использовать  $\exp(I'_t)$ , где  $I'_t$  определен в 2.3.

Динамика отношений частных ППС к обменному курсу рубля к доллару<sup>25)</sup>  $\exp(I'_t)$  показана на рис.3. В потребительском секторе и для продуктов питания и

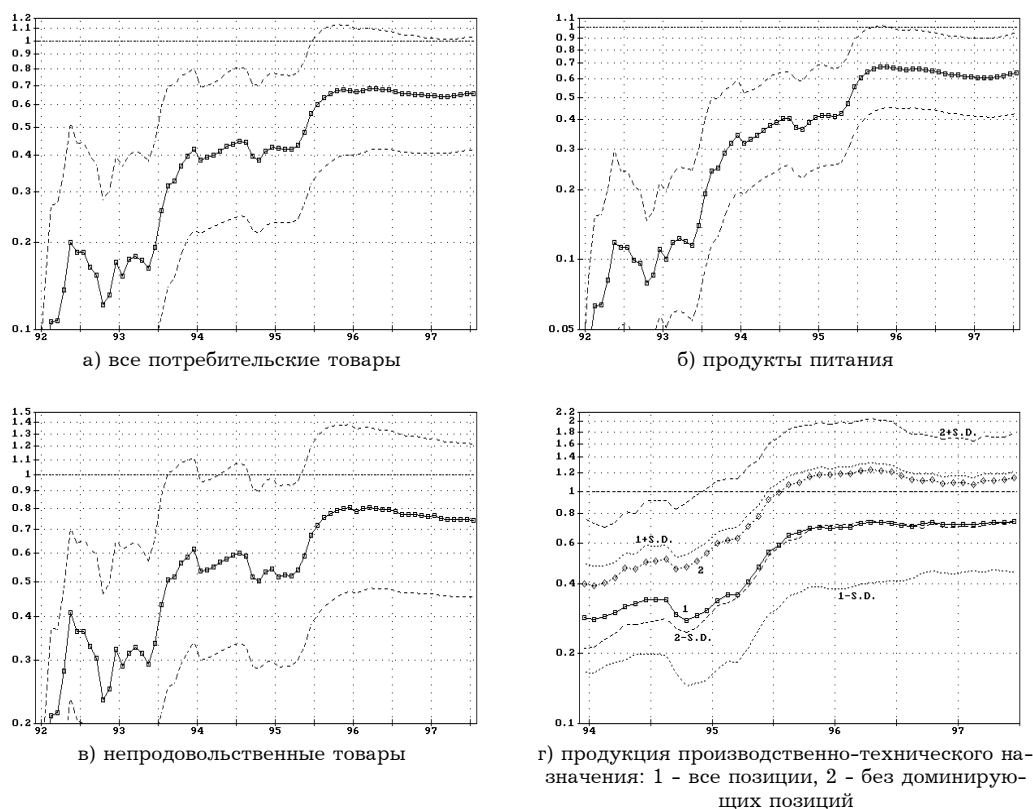


Рис.3. Отношения частных ППС к обменному курсу рубля к доллару  $\exp(I'_t)$  (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ )

<sup>25)</sup> Использованы данные по обменному курсу рубля к доллару, котируемому на Московской межбанковской валютной бирже (ММВБ), на конец месяца. Поскольку единый обменный курс на основе котировок ММВБ стал устанавливаться с 1 июля 1992 г., то это может несколько искажать (занижать) оценки уровня цен в России до этого времени. Это, впрочем, никак не влияет на формулируемые выводы.

непродовольственных товаров по отдельности наблюдается в целом рост данного показателя с постепенным приближением к единичному уровню, которому соответствует равенство обменного курса паритету покупательной способности<sup>26)</sup>, т.е. равенство средних уровней цен в двух странах. Вместе с тем для всех корзин данные оценки пока отстают от единицы: к середине 1997 г. обменный курс рубля был занижен примерно в 1,5 раза по сравнению с паритетным значением (другими словами, потребительские цены на товары в России в среднем были примерно в 1,5 раза ниже, чем в США), что обычно и наблюдается в переходных экономиках в первые годы после начала рыночных реформ (см., например, [5]). Как это хорошо известно из опыта других стран, заниженность обменного курса национальной валюты по отношению к ППС бывает характерна для стран с менее высокими доходами населения [64], поэтому вряд ли следует в ближайшие годы ожидать полного сближения обменного курса рубля и ППС.

Наибольшее значение отношения ППС к обменному курсу достигнуто для непродовольственных товаров. Это вполне естественно, если учесть масштаб их импорта. Наименьшим же такое отношение является для платных услуг населению<sup>27)</sup> (на рис.3 не показаны), что также вполне естественно, учитывая соотношение уровней доходов населения в сопоставляемых странах и то обстоятельство, что услуги практически не могут быть ни импортируемы, ни экспортируемы.

Индикатор  $\text{exp}(I_t)$ , будучи рассмотренным в динамике, показывает, что на фоне тенденции роста реального курса рубля имели место периоды его стабилизации и даже ослабления. Так было во второй половине 1992 г., во второй половине 1994 г. (оба периода сопровождалось ускорением инфляции, см. рис.1) и, в какой-то мере, с конца 1995 г. (в связи с этим обратим внимание на тенденцию роста денежной массы M2 в сопоставимом выражении после достижения ею минимального значения в конце лета 1995 г., см. рис.4).

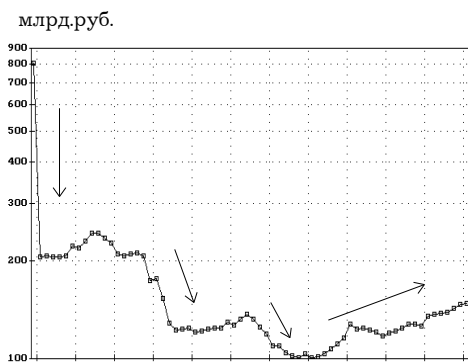


Рис.4. Денежная масса M2 в ценах конца 1991 г. (проведена сезонная корректировка)

Особо резким укрепление реального курса рубля было с июня по декабрь 1993 г. и с мая до конца осени 1995 г., когда обменный курс рубля использовался в качестве номинального якоря, т.е. как инструмент борьбы с инфляцией (см. также рис.4).

В производственном секторе процесс сближения уровней внутренних и мировых цен зашел гораздо дальше,

<sup>26)</sup> В [2] приведены оценки соотношений уровней цен в России с уровнями цен в США (а также во Франции) для 19-продуктового набора для периода с января 1992 г. по декабрь 1994 г., которые вполне согласуются с нашими оценками, результаты которых приведены на рис.3,б. В [5, с.28] приведены оценки ППС на основе сопоставления совокупного потребления населения Германии и России для декабря 1991 г. - сентября 1992 г., которые примерно в 1,5 раза меньше соответствующих наших оценок (впрочем, в [5] перевод из марок в доллары осуществлен по обменному курсу, т.е. исходя из предположения, что обменный курс доллара к марке в точности отражает соответствующий ППС).

<sup>27)</sup> Этот же факт отмечен в работе [2].

чем в потребительском. Как показывает рис.3,г, к середине 1997 г. обменный курс рубля был занижен всего примерно в 1,3 раза по сравнению с паритетным значением, рассчитанным по всей используемой корзине, а если его рассчитать без двух доминирующих позиций (электроэнергии и нефти), то обменный курс рубля уже был *завышен* к этому времени примерно на 15% по отношению к паритетному (т.е. внутренние цены в России были в среднем примерно на 15% выше соответствующих мировых цен).

Рис.3 показывает, что наблюдается значительный разброс соотношений покупательных способностей валют по отношению к конкретному товару  $p_{jt}/p'_{jt}e_t$  от их геометрического среднего  $\exp(I'_t)$ . Так, даже в июле 1997 г., стандартное отклонение распределения  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$  для всех товаров составляло 0,45, что соответствовало 57% (!) от ППС. Верхний край полосы - отношение ППС к обменному курсу плюс-минус одно стандартное отклонение распределений  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$  (см. рис.3) - с осени 1995 г. превысил единичную отметку для всех потребительских товаров и для непродовольственных товаров, а для продуктов питания вплотную приблизился к ней. Для продукции производственно-технического назначения это произошло тогда же, а если не учитывать доминирующие позиции, то даже в конце 1994 г.

Существование огромных различий между структурами внутренних и внешних цен является важным фактом, имеющим ряд следствий. Во-первых, резкое укрепление реального обменного курса рубля в 1995 г. при имеющем место разбросе индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен привело к тому, что внутренние цены на значительную часть потребительских товаров и видов продукции производственно-технического назначения уже стали выше

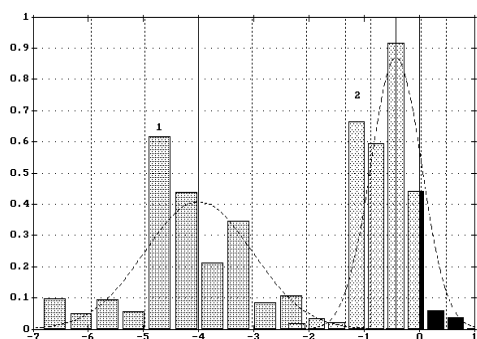


Рис.5. Гистограммы распределений  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$  для потребительских товаров и плотности нормальных распределений с теми же средними и дисперсиями: 1 - непосредственно перед либерализацией цен ( $t=T_1$  - декабрь 1991 г.), 2 - в конце рассматриваемого отрезка времени ( $t=T_2$  - июль 1997 г.). Черным цветом выделена область, где цены в России превышают цены в США

внешних, несмотря на то, что анализ лишь отношения ППС к обменному курсу, казалось бы, показывает наличие значительного “запаса прочности”. Дальнейшее укрепление реального обменного курса (типа тех, что были в 1993 и в 1995 гг.) может еще более усугубить эту проблему, с очевидными последствиями для отечественных производителей, экспортеров, импортеров, торгового баланса и т.п. Отсюда следует вывод, что *при имеющем место в рассматриваемых условиях переходного периода разбросе индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен анализ лишь паритетов покупательной способности (т.е. мер расположения распределений индивидуальных соотношений) является совершенно недостаточным* при принятии решений, способных повлиять на даль-

нейшую динамику реального курса рубля: отношение ППС/обменный курс (мера расположения) может показывать наличие заметного резерва для укрепления реального курса рубля, например, с целью сдерживания инфляции, огромный разброс индивидуальных соотношений цен (который отражает соответствующая мера рассеяния) в то же самое время может свидетельствовать о крайней нежелательности проведения подобных мероприятий. Именно это и иллюстрирует рис.3 (см. также рис.5). Представляется, что возможности использования обменного курса рубля в качестве инструмента сдерживания инфляции были исчерпаны уже к середине 1995 г. (см. рис.3), если не раньше. Политика же дальнейшего укрепления реального курса рубля и поддержание его на стабильно высоком уровне, проводившаяся с середины 1995 г., по нашему мнению, была ошибочной.

Во-вторых, дальнейшее постепенное укрепление реального курса рубля должно сопровождаться структурными сдвигами вполне определенной направленности: рост цен на товары (в первую очередь, непродовольственные) будет сдерживаться ценами импортируемых товаров, тогда как рост цен на платные услуги населению будет подвержен влиянию этого сдерживающего фактора в гораздо меньшей мере и будет в основном определяться внутренними процессами в российской экономике. Укрепление реального курса рубля должно уменьшить разброс индивидуальных соотношений цен и может послужить фактором дальнейшего приближения структуры внутренних цен к структуре мировых цен. Анализ результатов, представленных на рис.3, позволяет сделать вывод о том, что отмеченные факторы стали существенны тогда, когда  $I_t'$  сблизилось с нулем (этому соответствует сближение  $\exp(I_t')$  с единицей на рис.3) на расстояние порядка стандартного отклонения распределения  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ , т.е. с середины 1995 г. - в потребительском секторе и с конца 1994 г. - в производственном.

Также бросается в глаза, что соотношения ППС и обменного курса рубля для продукции производственно-технического назначения (в особенности, без доминирующих позиций) к концу рассматриваемого периода заметно выше (раза в полтора), чем в потребительском секторе, причем это расхождение возникло на протяжении 1995 г., вместе с последним резким укреплением реального обменного курса рубля к доллару, когда за первую половину 1995 г. рост цен приобретения промышленной продукции примерно на 40% превысил рост потребительских цен (см. рис.6). Положение, когда продукция производственно-технического назначения является относительно более дорогой, чем потребительские товары и услуги, вряд ли можно признать благоприятным для отечественных производителей, поскольку соотношение между ценами на приобретаемые ресурсы и на готовую продукцию воздействует на финансовое состояние промышленности. Такое положение (а речь здесь идет, в первую очередь, о ценах на энергоносители и сырьевые товары, ко-

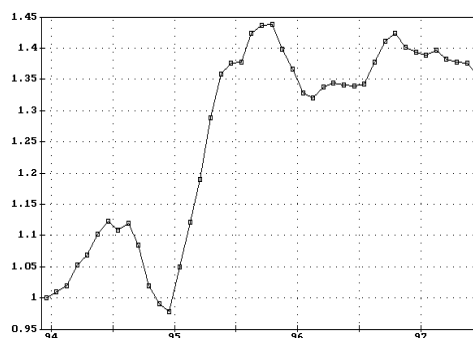


Рис.6. Динамика отношения базисных индексов средних цен приобретения промышленной продукции и потребительских цен Госкомстата РФ

торых в России производится вполне достаточно) следует признать ценовой диспропорцией, сложившейся уже в ходе реформ, а никак не наследием прошлого. Если эта диспропорция, являющаяся, по нашему мнению, прямым следствием использовавшихся методов борьбы с инфляцией, будет впоследствии исправляться, что представляется вполне реальным, то следует ожидать в ближайшие годы опережающего роста потребительских цен по сравнению с ценами приобретения промышленной продукции.

## 6. Меры рассеяния

Выше было показано, что анализа лишь мер расположения распределений индивидуальных индексов, каковыми являются сводные индексы цен и ППС, в рассматриваемой ситуации явно недостаточно. В данном разделе рассматривается динамика индикаторов структурных сдвигов и структурных различий, описывающих движение системы цен относительно ее среднего уровня и являющихся мерами рассеяния соответствующих распределений.

**6.1. Анализ интенсивности структурных сдвигов системы цен.** Для анализа интенсивности структурных сдвигов системы российских цен переходного периода будем использовать показатель  $d_t$  (3), который будем называть *индексом интенсивности структурных сдвигов* (или *цепным индексом структурных сдвигов*). Он имеет смысл индикатора интенсивности структурных изменений: чем быстрее происходят структурные сдвиги, тем выше  $d_t$ . Значения  $d_t$  показывают, как быстро происходит трансформация ценовых пропорций. Чем больше  $d_t$ , тем интенсивнее происходят структурные сдвиги, и наоборот. Очевидно,  $d_t$  не показывает направления структурных сдвигов, а лишь определяет их скорость: разнонаправленным изменениям структуры внутренних цен могут соответствовать одни и те же значения индекса. Тем не менее, именно такого рода индикаторы структурных сдвигов и используются чаще всего на практике, более того, анализом такого рода индикаторов зачастую и ограничиваются. Его использование ниже можно рассматривать отчасти как дань традиции.

Динамика индексов интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  как в потребительском, так и в производственном секторах экономики показана на рис.7. Все

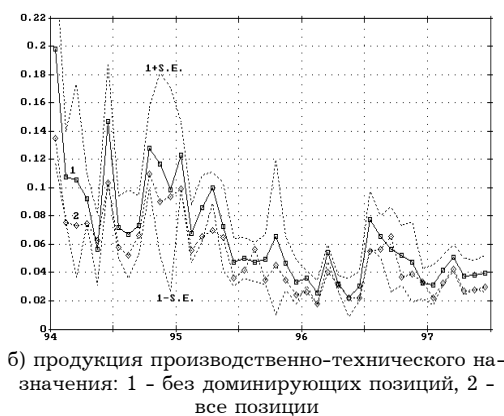
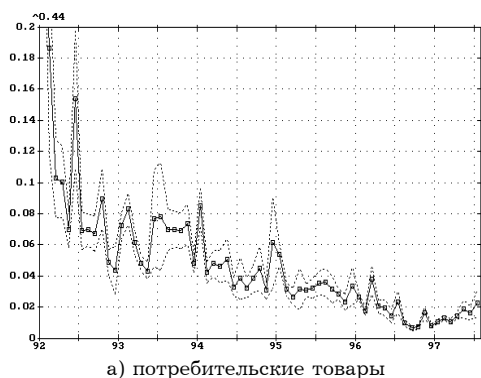


Рис.7. Индексы интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  плюс-минус их стандартные ошибки (показаны пунктиром)

варианты индекса демонстрируют убывающую тенденцию, особенно заметную в потребительском секторе. Убывание интенсивности структурных сдвигов по мере снижения темпов инфляции подтверждает широко известное предположение о связи интенсивности структурных сдвигов с темпами инфляции (см. [20,24,27,30,32,35,36,38,40,41,43]). Ранние стадии перехода отличаются наиболее интенсивными структурными сдвигами и наиболее высокими темпами инфляции, и те и другие постепенно затухают по мере затухания переходного процесса.

Убывание  $d_t$  с течением времени означает повышение степени синхронизации месячных изменений цен товаров-представителей. По мере перехода к рыночным отношениям, когда цены все в большей мере устанавливаются на основе действия рыночных механизмов и все в меньшей степени - на основе прямого регулирования, и по мере снижения темпов инфляции такая динамика  $d_t$  представляется вполне естественной, она свидетельствует как об информативности самого показателя, так и о естественности реакции российской экономики на ход экономических реформ (т.е. на отсутствие каких-либо парадоксов в этой области). Этот вывод представляется важным, хотя и вполне естественным.

Вместе с тем, как это следует из свойств показателя  $d_t$ , анализ приведенных на рис.7 результатов не позволяет делать каких-либо выводов о поступательности и направленности структурных сдвигов: динамика индикаторов могла бы быть в точности такой же, как на рис.7, и в случае значительной трансформации всей системы цен, и в случае, когда она не претерпела бы вовсе никаких изменений за весь рассматриваемый период времени. Показатель  $d_t$  не позволяет судить о том, насколько интенсивность структурных сдвигов отражает поступательно идущий процесс или это просто следствие нерегулярных колебаний индивидуальных индексов цен, поскольку значения показателя отражают как общий сдвиг структуры цен, так и всего лишь асинхронность изменения цен на отдельные товары.

В целом информативность показателя  $d_t$  в рассматриваемых условиях российского переходного периода невысока: он позволяет сделать вывод о том, что интенсивные структурные сдвиги продолжались после либерализации цен на протяжении нескольких лет, постепенно затухая. Нетривиальными результатами анализа динамики  $d_t$  являются именно *продолжительность* интенсивных сдвигов структуры внутренних цен и в целом *монотонность* процесса их затухания на рассматриваемом интервале времени.

**6.2. Анализ поступательности структурных сдвигов системы цен.** Показатель  $D_{t_1, t_2}$  (4), который будем называть *базисным индексом структурных сдвигов*, дает количественную оценку структурного сдвига за время, прошедшее между периодами  $t_1$  и  $t_2$ . Данный индикатор показывает, как *сильно* изменились ценовые пропорции к периоду  $t_2$  по сравнению с ценовыми пропорциями периода  $t_1$ . Чем больше значение индекса, тем сильнее изменилась структура цен, и наоборот. Именно это свойство и позволяет использовать  $D_{t_1, t_2}$  как индикатор поступательности структурных сдвигов. Индекс не показывает направления структурных сдвигов, а лишь определяет их масштаб.

Поскольку среди всех периодов времени на рассматриваемом интервале нельзя выделить какой-либо один, который априори подходил бы лучше других для использования в качестве базисного, то необходимо анализировать  $D_{t_1, t_2}$  для всех возможных пар  $(t_1, t_2)$ , для чего проще всего использовать возможности

трехмерной графики. Анализ всех пар  $(t_1, t_2)$  (т.е. учет факта их равноправности или, другими словами, однородности времени) также позволяет избежать влияния краевых эффектов на интерпретацию результатов расчетов<sup>28)</sup>. Рис.8 дают

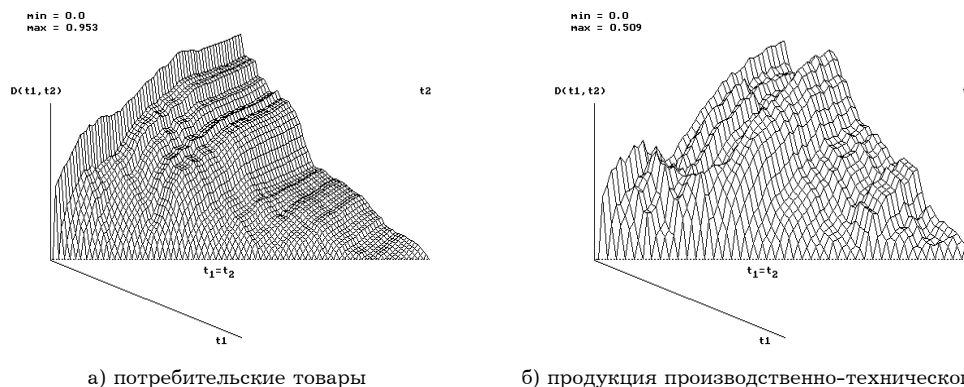


Рис.8. Базисные индексы структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$

представление о  $D_{t_1, t_2}$  для всех пар  $(t_1, t_2)$ <sup>29)</sup>. Левая дальняя граница каждой такой поверхности соответствует кривой  $D_{T_1, t}$ , где для потребительского сектора  $T_1$  соответствует декабрю 1991 г., а  $t$  пробегает все значения от декабря 1991 г. до июля 1997 г. Дальняя правая граница соответствует кривой  $D_{t, T_2}$ , где  $T_2$  соответствует июлю 1997 г., а  $t$  пробегает все значения. Эти кривые отдельно показаны на рис.9. Прямой  $t_2 = t_1 + 1$  соответствует кривая  $d_t$  (см. рис.7). Для производственного сектора  $t$  меняется от декабря 1993 г. до июня 1997 г.

Результаты расчетов, представленные на рис.8, показывают, что на рассматриваемом отрезке времени произошли значительные сдвиги ценовых пропорций как в потребительском, так и в производственном секторах экономики. Подчеркнем, что из анализа лишь цепных индексов структурных сдвигов, типа  $d_t$ , такого вывода сделать принципиально невозможно.

То обстоятельство, что  $D_{t_1, t_2}$  на трехмерных графиках (рис.8) в целом возрастают по мере удаления точки  $(t_1, t_2)$  от прямой  $t_2 = t_1$ , т.е. с ростом  $|t_2 - t_1|$ , указывает на наличие поступательных структурных сдвигов на всем рассматриваемом интервале времени: ценовые пропорции с течением времени удаляются не только от пропорций конца 1991 г., но и от пропорций любого другого момента времени (с

<sup>28)</sup> Очевидно, метод дает своего рода абберацию при близких  $t_1$  и  $t_2$ , поскольку каким бы ни было движение ценовых пропорций, на первом шаге (т.е. при  $t_2 = t_1 + 1$ ) они неизбежно удалятся от пропорций периода  $t_1$ , дальнейшее же удаление обычно имеет тенденцию систематически замедляться, как и в случае броуновского движения. Соответственно,  $D_{t_1, t_2}$  с ростом  $|t_2 - t_1|$  имеют тенденцию сначала резко возрасть вне зависимости от направления движения ценовых пропорций, а затем этот рост, как правило, несколько замедляется. Поэтому, интерпретировать динамику временных рядов  $D_{t_1, t_2}$  необходимо с учетом данного свойства.

<sup>29)</sup> На рис.8 приведены результаты только для  $t_2 \geq t_1$ , поскольку  $D_{t_1, t_2} = D_{t_2, t_1}$ .

точностью до колебаний, носящих конъюнктурный характер, которые будут обсуждены ниже). Скорость такого удаления максимальна в начале рассматриваемого интервала и в целом убывает с течением времени. Двумерные графики на рис.9 определенно показывают, что эти сдвиги являются статистически значимыми<sup>30)</sup>. Поскольку аналогичным свойством обладают и значения базисных индексов цен  $I_{t_1, t_2}$ <sup>31)</sup> (2) (см. рис.2), т.е. в целом поступательное движение (рост) уровня цен сопровождается в целом поступательным движением ценовых пропорций, то можно говорить о наличии положительной корреляции между ними. Важно отметить, что в силу инвариантности  $D_{t_1, t_2}$  к пропорциональному изменению всех цен любого из периодов  $t_1$  и  $t_2$  (см. 2.6), указанный рост  $D_{t_1, t_2}$  с ростом  $|t_2 - t_1|$  не является результатом роста масштаба цен, а отражает изменение именно ценовых пропорций. Таким образом, в рассматриваемых российских условиях переходного периода можно говорить о феномене мощных поступательных структурных сдвигов не только в краткосрочном, но и в *долгосрочном периоде* (на временах порядка продолжительности переходного периода) и о положительной корреляции между индексом структурных сдвигов (мерой рассеяния распределения индивидуальных индексов цен) и соответствующим индексом цен (мерой расположения того же распределения) в *долгосрочном периоде* (а не только в краткосрочном периоде, как в стабильных экономиках).

В потребительском секторе наблюдается тенденция к удалению ценовых пропорций от пропорций, существовавших до либерализации цен (см. рис.9,а). Значения  $D_{t_1, t_2}$  показывают огромный масштаб такого удаления: для всего рассматриваемого отрезка времени  $[T_1, T_2]$   $D_{T_1, T_2} = 0,91$ . Поскольку  $D_{t_1, t_2}$  является

<sup>30)</sup> Здесь и ниже оценки стандартных ошибок сводных индексов цен и структурных сдвигов сделаны исходя из предположения о том, что индивидуальные индексы цен распределены одинаково и независимо. Очевидно, это не вполне верно, поскольку индивидуальные индексы имеют значительные систематические (неслучайные) составляющие, обусловленные исходными диспропорциями российских цен. Поэтому наши оценки стандартных ошибок, в особенности, базисных индексов, по всей видимости, сильно завышены, что необходимо учитывать при анализе результатов. Для получения более точных оценок требуется использование данных, агрегированием которых получены индивидуальные индексы, каковые данные недоступны.

<sup>31)</sup> Поскольку базисные индексы цен (2) по построению обладают свойством аддитивности  $I_{t_1, t_3} = I_{t_1, t_2} + I_{t_2, t_3}$ , то нет необходимости анализировать их значения для всех возможных пар  $(t_1, t_2)$ , достаточно рассмотреть лишь  $I_{T_0, t}$ , где  $T_0$  - произвольный базисный период, например  $T_0 = T_1$ . Индексы  $D_{t_1, t_2}$  (так же как и  $S_{t_1, t_2}$  и  $K_{t_1, t_2}$ ) свойством аддитивности не обладают (можно показать, что  $D_{t_1, t_3} \leq D_{t_1, t_2} + D_{t_2, t_3}$ ), именно поэтому их анализ не может быть сведен к анализу для произвольного базисного периода и необходимо анализировать значения для всех пар  $(t_1, t_2)$ . Неаддитивность выборочных моментов порядка выше первого не позволяет использовать идеи индекса Дивизия (см., например, [1]) при построении индикаторов  $D_{t_1, t_2}$ ,  $S_{t_1, t_2}$ ,  $K_{t_1, t_2}$ . Поэтому в данной работе используются только *прямые* индексы, учитывающие информацию о ценах только на концах интервала сопоставления, и не используются *сцепленные* индексы, учитывающие информацию о траектории.



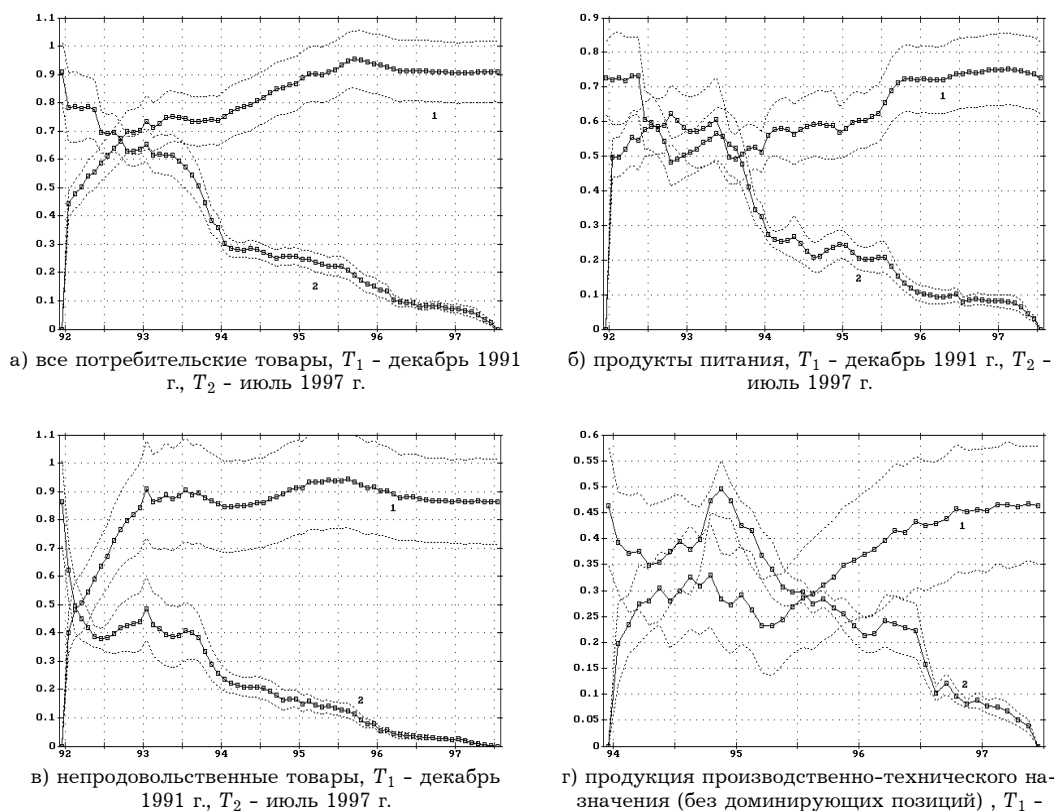


Рис.9. Базисные индексы структурных сдвигов  $D_{T_1,t}$  (1) и  $D_{t,T_2}$  (2) плюс-минус их стандартные ошибки (показаны пунктиром)

взвешенным среднеквадратическим отклонением логарифмов индивидуальных индексов цен товаров-представителей (см. 2.3), то  $D_{T_1,T_2} = 0,91$  соответствует изменению индексов  $p_{jT_2}/p_{jT_1}$  в  $\exp(0,91) \approx 2,5$  раза (!) от среднего. Для продуктов питания, непродовольственных товаров и продукции производственно-технического назначения (без доминирующих позиций) значения  $D_{T_1,T_2}$  в 0,73, 0,86 и 0,46 соответствуют изменению индивидуальных индексов цен в 2,1, 2,4 и 1,6 раз от среднего.

В силу явно выраженной поступательности структурных сдвигов, представляется естественным сопоставлять ценовые пропорции текущего периода  $t$  с пропорциями начала  $T_1$  и конца  $T_2$  рассматриваемого интервала времени. Пропорции периода  $T_1$  в большей, чем пропорции любого другого периода  $t \in [T_1, T_2]$ , мере отражают исходное состояние (до перехода), тогда как пропорции периода  $T_2$  в большой мере отражают пропорции конечного состояния (после перехода). Представляется также, что сопоставление текущих ценовых пропорций с пропорциями конца рассматриваемого отрезка времени имеет больше смысла, чем их сравнение с пропорциями до либерализации цен. Дело в том, что конец 1991 г.

(т.е. период, непосредственно предшествовавший либерализации цен) характеризовался значительной размытостью ценовых ориентиров и плохой статистикой цен (государственная статистика цен после распада СССР находилась тогда в начальной стадии своего становления). К концу рассматриваемого отрезка времени указанные недостатки в значительной мере были уже преодолены. Кроме того, пропорции периода  $T_2$  лучше отражают пропорции внешних цен (см. также [4]).

Для всех товаров и услуг процесс удаления текущих ценовых пропорций от пропорций до либерализации цен с середины 1995 г. прекратился, а процесс приближения к пропорциям середины 1997 г. замедлился с начала 1996 г. Аналогичные выводы можно сделать и для продуктов питания и непродовольственных товаров, с той разницей, что для последних процесс удаления от пропорций, существовавших до либерализации цен, закончился уже к началу 1993 г.

**6.3. Анализ направленности структурных сдвигов системы цен.** Есть основания полагать, что по мере развития рыночных отношений в России, повышения степени открытости российской экономики и устранения ценовых диспропорций структура внутренних цен в целом должна постепенно приближаться к ценовым пропорциям, характерным для мировой экономики. О структуре мировых цен можно говорить лишь применительно к тем товарам, по отношению к которым само понятие мировых цен является корректным. Это, в основном, так называемые биржевые товары, в первую очередь, сырьевые. Для более широкого круга товаров и услуг понятие мировых цен не определено, поэтому имеет смысл проводить сопоставление структуры российских внутренних цен со структурой внутренних цен какой-либо другой конкретной страны (или стран) с развитыми и устоявшимися рыночными отношениями.

Как отмечалось в **2.7.3**, для решения задачи анализа направленности структурных сдвигов необходимо привлечение дополнительной информации, помимо информации о динамике состояния системы. Применительно к анализу сдвигов структуры цен такую информацию будем привлекать путем задания выделенной структуры. Для потребительского сектора экономики с этой целью будем использовать совокупность потребительских цен в США в 1993 г. (см. **4.1**), а для производственного сектора – совокупность мировых цен в среднем за год с середины 1996 г. по середину 1997 г. (см. **4.2**).

Для анализа направленности структурных сдвигов российских цен переходного периода будем использовать показатель  $D'_t$  (см. **2.3** и **3**), который будем называть *индексом структурных различий*. Он в рассматриваемом случае показывает, насколько велико различие между структурой внутренних цен периода  $t$  и фиксированной структурой внешних цен. Чем меньше  $D'_t$ , тем ближе между собой внутренняя и внешняя структуры. Нулевое значение индикатора соответствует полному совпадению ценовых пропорций (но не масштабов цен).

Динамика индексов структурных различий  $D'_t$  для потребительского и для производственного секторов экономики показана на рис.10. Обращает на себя внимание чрезвычайно большое значение индекса структурных различий для потребительских товаров в начале рассматриваемого периода: в декабре 1991 г.  $D'_{T_1} = 0,96$ . Поскольку  $D'_t$  является взвешенным среднеквадратическим отклонением *логарифмов* отношений внутренних и внешних цен  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$ , то значение 0,96 соответствует изменению в  $\exp(0,96) \approx 2,6$  раз (!) от среднего. Для продуктов

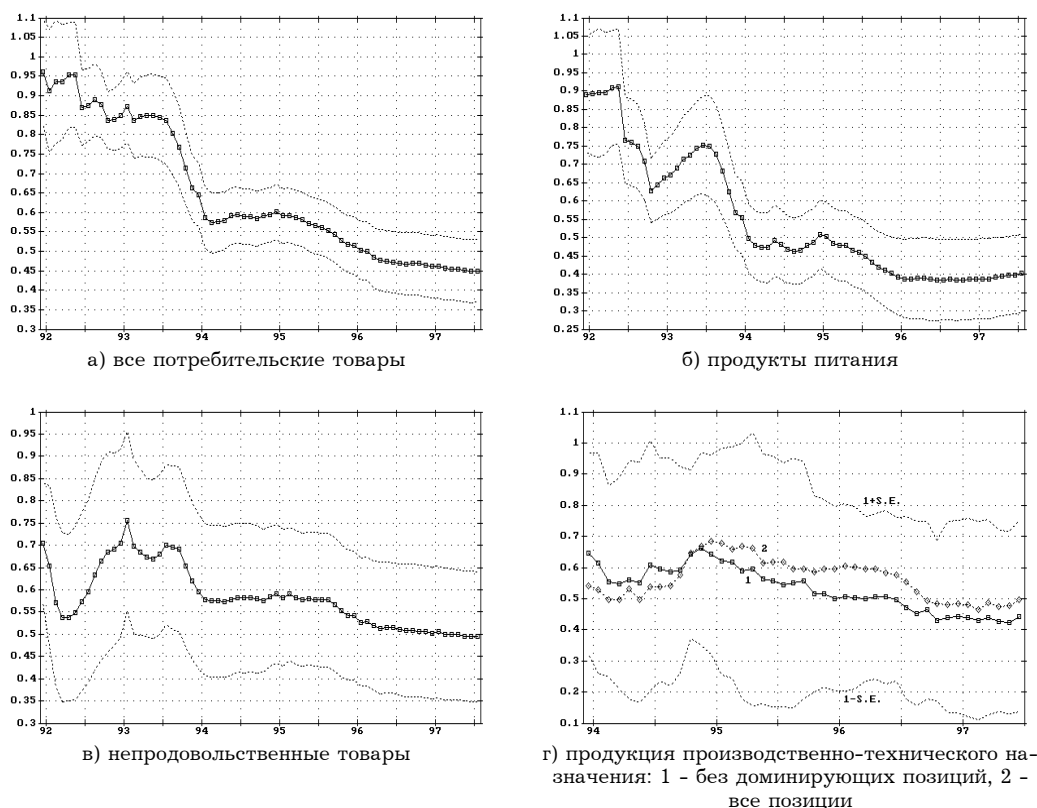


Рис.10. Индексы структурных различий  $D'_t$  плюс-минус их стандартные ошибки (показаны пунктиром)

питания и непродовольственных товаров значения  $D'_{T_1}$  в 0,89 и 0,71 соответственно изменению в 2,4 и 2,0 раза от среднего. Это означает, что накануне либерализации цен структуры потребительских цен России и США кардинально различались между собой. Для продукции производственно-технического назначения (без доминирующих позиций)  $D'_{T_1} = 0,65$  в конце 1993 г. соответствует изменению в 1,9 раза от среднего.

Высокие значения  $D'_t$ , отражая значительность рассеяния распределения индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен, указывают на существование проблем измерения ППС, подобных упоминавшимся в разделе 5 (и рассмотренным в [1]) проблемам измерения роста цен, вызванным увеличением рассеяния распределения индивидуальных индексов цен с ростом  $|t_2 - t_1|$ , индикатором чего является  $D_{t_1, t_2}$ .

Для потребительского сектора динамика  $D'_t$  (как и динамика  $d_t$  и  $D_{t_1, t_2}$ , рассмотренных выше) имеет в целом характер переходного процесса: все варианты индикатора демонстрируют с течением времени убывающую тенденцию (см. рис.10, а-в). Это позволяет сделать вывод о том, что по мере продвижения пере-

ходного процесса структура российских потребительских цен сближалась со структурой потребительских цен в США. Для потребительского сектора в целом расстояние между структурами, измеряемое показателем  $D'_t$ , за шесть неполных лет снизилось более чем вдвое (см. рис.10,а): от  $D'_{T_1} = 0,96$  до  $D'_{T_2} = 0,45$ , последнее соответствует изменению от среднего “всего” в  $\exp(0,45) \approx 1,6$  раз. Произошедшее сближение ценовых пропорций наглядно демонстрирует рис.5, где показаны гистограммы распределения (с учетом весов  $w_j$ ) индивидуальных индексов  $\ln(p_{jt}/p'_{jt}e_t)$  для всех потребительских товаров непосредственно перед либерализацией цен (декабрь 1991 г.) и в конце рассматриваемого отрезка времени (июль 1997 г.). Также хорошо видно, что, несмотря на значительное отставание отношения ППС/обменный курс от единицы (оно равно 0,66), к середине 1997 г. масштаб структурных различий все еще оставался настолько большим, что российские потребительские цены на заметную часть товаров превысили соответствующие цены в США. Это иллюстрирует сделанные в 5.3 выводы (ср. рис.5 с рис.3,а).

Проведенный анализ позволяет сделать вывод о том, что процесс сближения ценовых пропорций на рассматриваемом отрезке времени протекал весьма интенсивно.

Суммируя результаты анализа индикаторов  $D_{t_1, t_2}$  и  $D'_t$ , можно сформулировать вывод о том, что структура российских потребительских цен в ходе рассматриваемой части переходного процесса в целом демонстрировала тенденцию удаления от своего исходного состояния и приближения к структуре потребительских цен в США.

В силу явного сходства кривых  $D_{t, T_2}$  и  $D'_t$  (особенно четко выраженного для потребительского сектора, ср. рис.9 и рис.10), на проведенные сопоставления структур российских цен с внешними структурами и со структурами внутренних цен конца рассматриваемого отрезка времени можно взглянуть с несколько иных позиций: и внешние структуры, и внутренние структуры периода  $T_2$  можно рассматривать в первом приближении как аппроксимации структур внутренних цен, к которым в пределе сходится движение ценовых пропорций и которые нам неизвестны. Бросаются в глаза некоторые особенности движения структур цен по направлению к ним. Так, в потребительском секторе во второй половине 1993 г. и во второй половине 1995 г. наблюдается ускорение приближения ценовых пропорций к пропорциям середины 1997 г., которое сопровождалось замедлением удаления (либо даже движением в обратном направлении) текущих ценовых пропорций от пропорций до либерализации цен (см. рис.9). Этот эффект, одинаково хорошо заметный как для всех товаров, так и отдельно для продуктов питания и непродовольственных товаров, показывает, что процесс структурных сдвигов не был вполне поступательным (поскольку приближение к пропорциям середины 1997 г. не сопровождалось удалением от пропорций конца 1991 г.), т.е. этот процесс - более сложный, чем простое монотонное изменение ценовых пропорций за время реформ, состоящее в постепенном устранении ценовых диспропорций, существовавших к моменту либерализации цен. Для этих двух периодов были характерны существенно разные темпы инфляции (высокие во второй половине 1993 г. и сравнительно низкие во второй половине 1995 г., см. рис.1), поэтому вряд ли можно объяснить данный эффект лишь динамикой темпов инфляции (правда,

в обоих случаях происходило, с поправкой на сезонный фактор, заметное замедление инфляции). Скорее это может быть связано с резким укреплением обменного курса рубля в реальном выражении (т.е. с резким отставанием темпов падения номинального обменного курса рубля от темпов инфляции), которое имело место как раз в это время (см. рис.3), и с резким сжатием денежной массы (см. рис.4).

Процесс приближения структуры российских ценовых пропорций в потребительском секторе к ценовым пропорциям в США также происходил крайне неравномерно во времени: основная часть пути была пройдена во второй половине 1993 г. и в 1995 г. Это особенно четко выражено для всех товаров, но и для продуктов питания и непродовольственных товаров это также просматривается вполне отчетливо. В периоды высокой инфляции и ускоренного падения курса рубля процесс сближения ценовых пропорций приостанавливался, либо даже обращался вспять (ср. рис.10 с рис.1 и рис.3).

Таким образом, наблюдается следующая закономерность: на протяжении периода времени с декабря 1991 г. по июль 1997 г. замедление роста потребительских цен и укрепление реального курса рубля сопровождалось ускоренным движением ценовых пропорций в сторону пропорций цен в США в 1993 г. и в сторону российских пропорций конца рассматриваемого интервала времени (середины 1997 г.). В противном случае сближение пропорций резко замедлялось или даже имело место их удаление. Можно предположить, что эволюция ценовых пропорций в указанном направлении стимулировалась сдерживанием инфляции и укреплением реального курса рубля<sup>32)</sup>, ускорение же инфляции и ослабление реального курса рубля резко замедляло этот процесс или даже обращало его вспять. Такое предположение представляется вполне естественным, если учесть, что ценовые пропорции любого момента времени отражают некие реалии и не могут произвольно изменяться<sup>33)</sup>, т.е. для их изменения необходимо приложение усилий, что и происходит во время периодов борьбы с инфляцией.

В производственном секторе (рис.9,г) процесс приближения к пропорциям середины 1997 г. был обращен вспять во время всплеска инфляции конца 1994 г. – начала 1995 г., затем со снижением темпов инфляции этот процесс возобновился. Аналогично, хотя и менее четко выражено, происходило движение российских ценовых пропорций по отношению к мировым (рис.10,г). Таким образом, наблюдается явное сходство влияния темпов инфляции и динамики обменного курса рубля на движение ценовых пропорций как для потребительского, так и для производственного секторов экономики в части приближения к внешним пропорциям и к пропорциям конца рассматриваемого отрезка времени<sup>34)</sup>.

---

<sup>32)</sup> Укажем здесь на массовое “вымывание” с внутреннего рынка отечественных потребительских товаров, произошедшее в результате либерализации внешнеэкономической деятельности и укрепления реального курса рубля. Соответственно, в тех секторах потребительского рынка, где начинают доминировать импортные товары, изменение ценовых пропорций происходит в результате замены отечественных товаров импортными.

<sup>33)</sup> Вывод о невозможности быстрой перестройки ценовых пропорций в производственном секторе, поскольку для этого необходимо перестраивать структуру производства, сделан также в [3].

<sup>34)</sup> Впрочем, в нашем рассмотрении нет данных для производственного сектора за два первых года реформ, которые представляют наибольший интерес, поэтому к этому выводу следует относиться с осторожностью.

**6.4. Структурные сдвиги во время либерализации цен.** Особый интерес представляет изменение ценовых пропорций, сопровождавшее скачок цен при их либерализации. Гистограммы распределений (с учетом весов  $w_j$ ) индивидуальных индексов  $\ln(p_{jt_2}/p_{jt_1})$  для всех потребительских товаров во время скачка при их либерализации<sup>35)</sup> и за время после скачка показаны на рис.11. Бросается в глаза, что *ценовые пропорции в потребительском секторе за время после скачка изменились гораздо сильнее, чем во время скачка* (в первом случае  $D_{T_1, T_1+1} = 0,44$ , во втором -  $D_{T_1+1, T_2} = 0,78$ ). Для продуктов питания и непродовольственных товаров

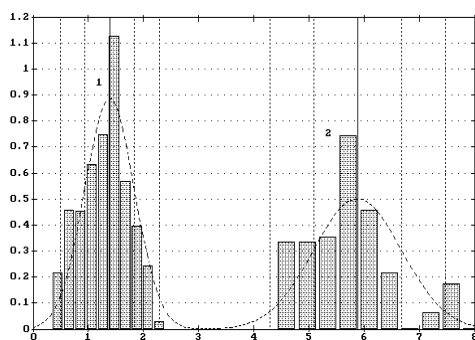


Рис.11. Гистограммы распределений  $\ln(p_{jt_2}/p_{jt_1})$  для потребительских товаров и плотности нормальных распределений с теми же средними и дисперсиями: 1 - скачок цен при их либерализации ( $t_1=T_1$  - декабрь 1991 г.,  $t_2=T_1+1$  - январь 1992 г.), 2 - за время после скачка ( $t_1=T_1+1$ ,  $t_2=T_2$  - июль 1997 г.)

потребительских товаров  $(D_{T_1, T_2} - D_{T_1+1, T_2})/D_{T_1, T_2} = 0,14$ , а для продуктов питания сближения ценовых пропорций с пропорциями середины 1997 г. во время либерализации цен *не произошло вовсе*. Графики кривых  $D'_t$  на рис.10,а-в показывают, что во время скачка цен при их либерализации российские ценовые пропорции *практически не сблизились* с пропорциями США: сколько-нибудь заметное сближение демонстрируют лишь пропорции цен непродовольственных товаров, для которых  $(D'_{T_1} - D'_{T_1+1})/D'_{T_1} = 0,07$ , тогда как для всех потребительских товаров и продуктов питания сближения российских ценовых пропорций с пропорциями в США при либерализации цен *практически не произошло*. При этом, как было по-

по отдельности, ценовые пропорции во время скачка при либерализации цен также изменились слабее, чем за время после скачка (это хорошо видно на рис.9,б,в, если сопоставить  $D_{T_1, T_1+1}$  и  $D_{T_1+1, T_2}$ ).

Еще интереснее проанализировать направленность изменения ценовых пропорций во время скачка цен при их либерализации. Графики кривых  $D_{t, T_2}$  на рис.9,а-в показывают, что во время скачка цен при их либерализации текущие ценовые пропорции лишь *незначительно* сблизились с пропорциями конца рассматриваемого отрезка времени (июль 1997 г.): такое сближение было максимальным для непродовольственных товаров, его можно измерить отношением

$$(D_{T_1, T_2} - D_{T_1+1, T_2})/D_{T_1, T_2} = 0,28, \text{ для всех}$$

<sup>35)</sup> Данные о росте цен во время скачка, сопровождавшего их либерализацию, отсутствуют, поэтому использованы данные о росте цен за месяц с конца декабря 1991 г. по конец января 1992 г. Следует также отметить, что данные о росте цен за первые месяцы после их либерализации наименее надежны, что заставляет с осторожностью относиться к выводам, получаемым на их основе.

казано выше, скачок цен при их либерализации характеризовался значительными изменениями ценовых пропорций (см. рис.11 и кривые  $D_{T_1,t}$  на рис.9,а-в), отражавшими, следовательно, лишь асинхронность изменения цен.

Практическое отсутствие движения пропорций цен во время их либерализации в направлении устранения существовавших диспропорций является, на наш взгляд, весьма нетривиальным фактом, поскольку от них ожидалось как раз обратное: предполагалось, что освобождение цен, во-первых, способствуя устранению ценовых диспропорций, приведет к установлению “правильных”, “рыночных” пропорций между ними, а, во-вторых, приведет к значительному росту масштаба цен лишь во время скачка, каковой рост прекратится вскоре после либерализации цен. Таким образом, предполагалось, что в результате либерализации цен и без вмешательства государства сильно изменится структура цен и сравнительно несильно (в разы) - их масштаб. В реальности все произошло прямо противоположным образом: ценовые пропорции хотя и претерпели значительные изменения, но эти изменения практически не имели отношения к исправлению диспропорций (т.е. одни диспропорции лишь заменились другими, столь же далекими от “рыночных”<sup>36</sup>), первым приближением которых можно считать пропорции середины 1997 г. или пропорции США), в то же самое время масштаб цен стал стремительно расти. И лишь с огромным ростом масштаба цен (на несколько порядков превзошедшим ожидания реформаторов), за длительное время (также совершенно другого порядка, нежели ожидалось), в результате прямого вмешательства государства (регулирование обменного курса рубля, введение “валютного коридора”, чудовищное денежное сжатие) удалось заметно (хотя и далеко не полностью) изменить ценовые пропорции в желаемом направлении<sup>37</sup>) (отчасти путем прекращения производства отечественных товаров и их замены импортными). Такое развитие событий показывает, что *структура системы российских цен была несопоставимо более устойчивой, чем ее масштаб*, т.е. для ее изменения требуются гораздо большие характерные времена и гораздо большие усилия.

С точки зрения исправления имевшихся ценовых диспропорций, схему, по которой была проведена либерализация цен, едва ли можно считать адекватной, поскольку для выправления относительно “жесткой” структуры отпустили “мягкий” масштаб цен, что привело к гиперинфляции при слабо меняющейся структуре цен<sup>38</sup>). Представляется, что целесообразнее было бы регулировать (ограничивая рост) некоторые цены, отпустив в то же время другие, чтобы “растянуть” (или, если угодно, “сжать”) структуру цен в нужном направлении. То обстоятельство, что исправление ценовых диспропорций (в смысле приближения текущей структуры цен к структуре середины 1997 г. и к структуре США) резко интенсифицировалось с окончанием гиперинфляции в конце 1993 г., свидетельствует в пользу этого предположения. Кроме того, остается вопросом, насколько нужно

---

<sup>36</sup>) Выражаясь фигурально, это был прыжок не “в высоту” или “в длину”, как в спорте, а “в сторону”, зато далеко. Представляется также, что общепринятый термин “big bang” весьма точно отражает суть произошедшего.

<sup>37</sup>) Этот сценарий вполне согласуется с моделью, предложенной в [65].

<sup>38</sup>) Подчеркнем еще раз, что этот вывод делается применительно лишь к одной цели либерализации цен - устранению ценовых диспропорций. Другая цель - устранение “инфляционного навеса” - вполне достигалась применением использованной схемы.

было приближать внутренние цены на энергоносители и сырье к внешним с учетом их избытка внутри страны и необходимости значительных инвестиций для смены технологий, которые во многом и определяют ценовые пропорции.

## 7. Обсуждение результатов

**7.1. Эволюция ценовых пропорций.** Переходный процесс в российской экономике сопровождается не только значительными темпами инфляции, но и интенсивной трансформацией ценовых пропорций. Период интенсивных структурных сдвигов оказался исключительно сильно растянутым во времени<sup>39)</sup>: после либерализации цен, проведенной в начале 1992 г., он продолжался, постепенно затухая, по крайней мере до 1995 г., т.е. не менее четырех лет. Затяжная инфляция, таким образом, сопровождалась затяжными структурными сдвигами.

Наблюдаются не только интенсивные структурные сдвиги в краткосрочном периоде (на временах порядка месяца), как и в странах со стабильными (непереходными) экономиками, но и мощные поступательные сдвиги в долгосрочном периоде (это в данном случае соответствует временам, сопоставимым с продолжительностью периода реформ).

Процесс устранения диспропорций российских цен происходил крайне неравномерно во времени: основная часть пути была пройдена в периоды замедления роста цен и укрепления реального курса рубля, в противном случае процесс устранения диспропорций резко замедлялся или даже обращался вспять.

Наблюдается поразительный факт практического отсутствия движения пропорций потребительских цен во время их либерализации в направлении устранения существовавших диспропорций, т.е. либерализация цен сама по себе не привела к устранению диспропорций. Их удалось частично устранить лишь с огромным ростом цен, за длительное время и в результате проведения жесткой денежно-кредитной политики и укрепления реального курса рубля. Это, по нашему мнению, объясняется исключительной устойчивостью ценовых пропорций, имеющих тенденцию воспроизводиться на каждом новом уровне цен, и отражает целостность всей российской социально-экономической системы. Структура цен продемонстрировала несопоставимо большую консервативность, чем их масштаб.

Таким образом, за время реформ произошли огромные изменения ценовых пропорций, при этом сами ценовые пропорции отличались удивительной устойчивостью, когда даже такое потрясение, как либерализация цен, не было в состоянии заметно устранить существовавшие диспропорции. Факт сочетания устойчивости ценовых пропорций и очень большого масштаба их изменения за время реформ представляется, на первый взгляд, парадоксальным.

**7.2. Специфика российского переходного периода.** В рассматриваемом случае наблюдается положительная взаимосвязь между темпами инфляции и интенсивностью структурных сдвигов: более высокие темпы инфляции сопровождалась в целом более интенсивными структурными сдвигами, и наоборот. Эта же закономерность наблюдается и в странах со сравнительно стабильными экономиками (см., например, [20,24,36]), причем ее традиционные трактовки предполагают

---

<sup>39)</sup> Этот вывод противоречит [2], где утверждается, что большинство изменений относительных цен на товары произошло к концу 1992 г., но находится в полном согласии с [65].



краткосрочный характер эффекта, поскольку считается, что ценовые пропорции каждого момента времени близки к равновесным. В рассматриваемых российских условиях этот эффект наблюдается не только в краткосрочном периоде (на временах порядка месяца), но и в *долгосрочном* периоде (на временах порядка продолжительности переходного процесса), причем именно в долгосрочном периоде он особенно отчетливо выражен. Таким образом, наличие долгосрочного эффекта связи накопленных структурных сдвигов и суммарного роста цен можно считать спецификой рассматриваемого случая российской переходной экономики<sup>40)</sup>.

Причина существования этого эффекта в условиях российской переходной экономики понятна: поскольку временные ряды индивидуальных индексов цен на протяжении переходного периода имеют доминирующие регулярные составляющие динамики, обусловленные исходными диспропорциями структуры цен до начала перехода, то эти регулярные составляющие, внося основной вклад в динамику базисных индикаторов структурных сдвигов, и порождают поступательные структурные сдвиги в долгосрочном периоде. Краткосрочный же эффект может быть обусловлен теми же причинами, что и в стабильных экономиках, смещение за счет регулярных составляющих динамики индивидуальных индексов цен лишь усиливает его.

Таким образом, для того, чтобы имел место долгосрочный эффект, необходимо доминирование регулярных составляющих динамики временных рядов индивидуальных индексов цен. В принципе, это возможно и в стабильных экономиках, но на гораздо больших интервалах астрономического времени, поскольку на достаточно больших временах любую экономику можно считать переходной<sup>41)</sup>. Соответственно, характерные времена, на которых в экономике наблюдается данный эффект, можно считать определением долгосрочного периода применительно к нему. Следовательно, единственной спецификой российского переходного процесса применительно к данному эффекту можно считать ускорение собственного времени в условиях российской переходной экономики: наблюдается то же, что и в стабильных экономиках, но на гораздо меньших временах, соответственно, несколько лет в условиях российского переходного процесса определенно являются долгосрочным периодом (см. также [1]). Поэтому анализ долгосрочных эффектов более актуален в нашем случае, поскольку они проявляются на временах, существенно меньших времени смены поколений, в отличие от стабильных экономик. Вообще, российская переходная экономика является, по нашему мнению, весьма удобным объектом для исследования некоторых долгосрочных эффектов.

По мере затухания переходного процесса естественно ожидать исчезновения данного эффекта на временах порядка года (в пользу чего свидетельствует замедление роста  $D_{r_1,t}$  с ростом  $t$  на рис.9), но сохранения на более длительных временах, которые и будут соответствовать определению долгосрочного периода в новых условиях.

---

<sup>40)</sup> Во всяком случае, нам не известны публикации, в которых данный эффект был бы описан для стабильной (непереходной) экономики.

<sup>41)</sup> На больших временах сказывается действие таких долгосрочных факторов, как технологический прогресс, демографические факторы, истощение природных ресурсов, изменения климата. Также долгосрочные эффекты могут быть вызваны необычно большими ценовыми шоками (например, во время нефтяного кризиса 1970-х годов, см. [37]), долгосрочными правительственными мерами [20] и т.п.

Приведенная трактовка позволяет объяснить и кажущийся парадокс сочетания устойчивости ценовых пропорций с колоссальным масштабом их изменения за время реформ: ценовые пропорции устойчивы в краткосрочном периоде, тогда как их изменения произошли на долгосрочном периоде, т.е. этим двум эффектам соответствуют разные характерные времена.

**7.3. Проблемы, порождаемые большими структурными различиями.** Значительные структурные различия могут настолько сильно снижать точность сводных индексов цен<sup>42)</sup> и оценок ППС, что ошибки их измерения могут иметь тот же порядок, что и сами измеряемые величины (другими словами, ошибки могут быть соизмеримы с полезным сигналом). Нельзя исключать наличия этой же проблемы и для других экономических индексов. Огромный разброс индивидуальных индексов является одной из причин возникновения измерительных проблем. Анализ индексов структурных сдвигов и структурных различий, являющихся мерами рассеяния распределений индивидуальных индексов, позволяет оценить точность индексов цен и оценок ППС. Нетривиальность измерительных проблем в рассматриваемом случае состоит в том, что ошибки измерения могут влиять на интерпретацию экономической ситуации даже на качественном уровне. Вместе с тем, традиционно этими проблемами пренебрегают.

Значительные структурные различия приводят также к проблемам содержательной интерпретации. Так рост цен для различных групп населения или в различных регионах может сильно различаться, что приводит к целесообразности построения семейства соответствующих индексов цен. Анализ лишь единого индекса цен, какой бы ни была методика его построения, может не дать адекватного представления о такой ситуации. Большие структурные различия необходимо учитывать и при интерпретации оценок ППС, поскольку негативные последствия укрепления рубля начинают проявляться задолго до того, как ППС сравнивается с обменным курсом, а именно, когда ППС сблизится с обменным курсом на расстояние порядка стандартного отклонения распределения индивидуальных отношений внутренних и внешних цен. Другими словами, большие структурные различия вынуждают использовать более общее понятие близости ППС и обменного курса, чем то, которым традиционно принято пользоваться.

В нашем случае это означает следующее. Производимая в России продукция производственно-технического назначения, данные о которой использованы в расчетах, является в целом конкурентоспособной на мировом рынке, соответственно, имеющая место тенденция сближения соответствующего частного ППС с обменным курсом рубля в условиях либерализации внешнеэкономической деятельности представляется вполне естественной. Что касается рассматриваемых потребительских товаров, то далеко не все из них, производимые в России, являются конкурентоспособными, кроме того, внешняя (и даже межрегиональная в пределах России) торговля многими из них затруднительна, что приводит к возможности сосуществования значительно различающихся уровней внутренних и внешних цен. Принимая во внимание значительно менее высокие доходы населения России по сравнению с развитыми странами Запада, внутренние цены на такие товары в большинстве случаев должны быть ниже. Сверху же цены на многие российские потребительские товары сдерживаются ценами импортных товаров, к тому же зачастую имеющих более высокое качество. Это приводит к тому,

---

<sup>42)</sup> Более подробно этот вопрос рассмотрен в [1].

что, во-первых, длительное время могут сохраняться значительные структурные различия между внутренними и внешними потребительскими ценами, и, во-вторых, обменный курс рубля оказывается существенно занижен по сравнению с соответствующим частным ППС (в нашем случае - в 1,5 раза летом 1997 г.), в котором даже не учтены цены на услуги, с учетом которых этот разрыв может еще значительно усилиться (этот вопрос обсуждается, например, в [64]). Естественно предположить, что, как и показывают наши расчеты (см. рис.3,а-в), равновесный обменный курс в такой ситуации должен быть занижен по отношению к частному ППС по потребительским товарам по крайней мере на величину порядка стандартного отклонения распределения индивидуальных отношений внутренних и внешних цен: дальнейшее сближение обменного курса с частным ППС приводит просто к вытеснению отечественных товаров с внутреннего рынка, поскольку возможности повышения их конкурентоспособности ограничиваются недостатком инвестиций, неблагоприятными возможностями кредитования и т.п.

Все вместе это приводит к тому, что в неуправляемой со стороны государства ситуации сырьевые товары становятся относительно дороже потребительских (т.е. внутренние цены первых приближаются к внешним существенно ближе, чем цены вторых), что влечет свертывание опережающими темпами производства потребительских товаров (и вообще конечной продукции). Именно это и произошло в 1995 г., как весьма наглядно иллюстрируют рис.6, рис.3,а и рис.3,г. Заметим, что осенью 1995 г. после годичной стабилизации возобновился промышленный спад, причем именно производство конечной продукции снижалось опережающими темпами.

Причиной возникновения данного эффекта является несимметричность исходной ситуации для мировой и российской экономик: изначально нерыночная российская экономика, сравнительно небольшая в мировом масштабе, значительная доля производимой продукции которой не является конкурентоспособной на мировом рынке, интегрируется в мировую экономику.

Представляется, что избежать столь неблагоприятного сценария интеграции можно только при участии государства путем принятия мер по поддержанию цен на энергоносители и сырье ниже мировых (используя меры государственного регулирования во внешней торговле) с постепенным увеличением их лишь по мере продвижения реформ и повышения степени конкурентоспособности отечественной конечной продукции. Вероятно, в противном случае для России возможна лишь сырьевая интеграция в мировую экономику (см. также [68]).

Необходимость значительного изменения структуры цен с целью устранения диспропорций, существовавших до начала реформ, может служить важным стимулом развития инфляционных процессов: повышение относительно низких цен в условиях жесткости всей системы ценовых пропорций приводит к росту и остальных цен, способствуя раскручиванию инфляционной спирали<sup>43)</sup>. В этом случае можно говорить о *трансформационном росте цен*<sup>44)</sup>, имеющем немоне-

---

<sup>43)</sup> В [66,37] рассматриваются модели, в соответствии с которыми колеблемость относительных цен (или, в нашей терминологии, краткосрочные структурные сдвиги) являются причиной инфляции. В [65] предложена модель, в которой основной причиной высокой и затяжной инфляции в бывших центрально планируемых экономиках (на примере Польши и России) были диспропорции структуры цен.

<sup>44)</sup> И, вообще, о целом классе *трансформационных явлений*, включающем также *трансформационный спад* [68].

тарную природу и обусловленном трансформационными структурными сдвигами, которые первичны по отношению к росту цен.

Представляется, что в ситуациях больших структурных различий использование лишь мер расположения (т.е. обычных экономических индексов, основанных на первых моментах распределений индивидуальных индексов) недостаточно, и для более адекватного анализа полезно использовать еще хотя бы меры рассеяния (т.е. индикаторы, основанные на моментах более высоких порядков).

**7.4.** Сопоставим некоторые полученные результаты с результатами работы П. де Маси и В.Коена [2], наиболее близкой к теме нашей. В [2], помимо прочего, делается попытка анализа взаимосвязи между изменчивостью относительных цен и темпами инфляции. При этом в качестве меры изменчивости относительных цен использован показатель  $V = \sum_i \omega_i (\pi_i - \sum_k \omega_k \pi_k)^2$ , где  $\omega_k > 0$  - веса,  $\sum \omega_i = 1$ , а  $\pi_i$  обозначает месячное изменение цен представителя  $i$  в процентном выражении, что, судя по всему, определяется для момента  $t$  как  $\pi_i = (p_{it}/p_{i,t-1} - 1) \cdot 100$ , хотя явно способ определения  $\pi_i$  в [2] не указан<sup>45</sup>).

На основе проведения регрессионного анализа с использованием российских данных за период с февраля 1992 г. по декабрь 1993 г. авторами работы [2] сделан вывод о том, что колеблемость относительных цен и темпы инфляции демонстрируют сильную положительную корреляцию, что, в свою очередь, служит основанием для других заключений. Не оспаривая факта наличия сильной положительной корреляции между  $V$  и темпами инфляции, отметим, что  $V$  в случае высокой инфляции обладает этим свойством по построению. Действительно, как это следует из приведенной выше формулы  $V$ , изменение всех цен текущего периода в одной и той же пропорции  $\alpha > 0$  приводит к изменению  $V$  в  $\alpha^2$  раз. Другими словами,  $V$  не удовлетворяет требованию инвариантности относительно изменения масштаба цен, которое определено в 2.6, и в этом смысле он не является индикатором структурных сдвигов. Для того, чтобы получить на основе  $V$  индикатор структурных сдвигов, можно было бы, например, в формуле  $V$  в качестве  $\pi_i$  использовать  $\pi_i = \ln(p_{it}/p_{i,t-1})$ , либо вместо  $V$  использовать  $V' = (V)^{1/2} / (100 + \sum \omega_i \pi_i)$ . По нашему мнению, тривиальный факт наличия в период высокой инфляции тесной положительной корреляции  $V$  и темпов инфляции  $\pi = \sum \omega_i \pi_i$ , установленный в [2], не может служить основанием для каких-либо содержательных выводов<sup>46</sup>). Хотя рассмотренный эффект влияния  $\pi$  на  $V$  имеет место при любых значениях  $\pi$ , существенным же (в смысле влияния на получаемые выводы) он может быть лишь при высоких темпах инфляции. При низких же месячных темпах инфляции (доли процента, как в развитых странах Запада) систематическое смещение практически неразличимо на фоне колебаний индивидуальных индексов цен, что делает использование  $V$  в этих условиях допустимым, несмотря на его очевидную слабость в теоретическом плане. По нашему мнению,

<sup>45</sup> Дословно  $\pi_i$  в [2] определено как "monthly percent change in price associated with item  $i$ " [2, с.106], что едва ли можно проинтерпретировать иначе, чем  $\pi_i = (p_{it}/p_{i,t-1} - 1) \cdot 100$ .

<sup>46</sup> В [13, с.241] эта же методика использована для установления факта связи колеблемости цен на товары производственно-технического назначения с инфляцией.

авторы работы [2] использовали соответствующую методику за пределами ее применимости.

Также в [2] на основе сопоставления уровней  $V$  для 1992 г. и 1993 г. делается вывод о том, что большинство изменений относительных цен на товары произошло к концу 1992 г. Согласно нашим расчетам, процесс изменения относительных цен на российском потребительском рынке оказался гораздо более продолжительным, т.е. наши расчеты не подтверждают этого вывода авторов [2]<sup>47)</sup>. По нашему мнению, использование  $V$  для выяснения вопроса о завершенности или незавершенности в целом процесса изменения относительных цен не может быть признано удачным по двум причинам. Во-первых, поскольку пропорциональное изменение всех цен текущего периода в  $\alpha$  раз приводит к изменению  $V$  в  $\alpha^2$  раз, то с уменьшением высоких темпов инфляции  $V$  будет закономерно снижаться, причем даже быстрее, чем инфляция, что может повлечь преждевременную формулировку указанного вывода. Во-вторых, цепные индикаторы структурных сдвигов вообще не могут быть использованы для получения подобных выводов, поскольку такого рода вывод может быть сформулирован как результат решения задачи анализа *направленности* структурных сдвигов (в смысле 2.7), а никак не на основе анализа *интенсивности* структурных сдвигов<sup>48)</sup>, для чего (в лучшем случае) и может быть использован показатель  $V$ .



*Автор выражает признательность И.П.Горячевой за многочисленные консультации и предоставленные исходные данные, Е.Е.Газриленкову за внимание к работе и плодотворные обсуждения, В.И.Антипову, Э.Ф.Баранову, Э.Б.Ершову, А.Е.Ивантеру, Е.М.Нахимовской за полезные замечания. Автор признателен редакции еженедельника "Эксперт" и Министерству экономики (департамент цен) за финансовую поддержку, оказанную на разных этапах проведения данной работы.*

---

<sup>47)</sup> Впрочем, этот вывод отнюдь не представляется бесспорным и при анализе результатов работы [2], приведенных в [2] на рис.4, на основании которых он сделан.

<sup>48)</sup> В [69, с.18-19] на основе сопоставления коэффициентов вариации годовых темпов роста цен производителей продукции по 11 отраслям промышленности сделаны выводы о том, что "структура относительных цен в России приблизилась к структуре цен мирового рынка одним скачком в 1992-1993 гг." и "структура внутренних цен в последние годы не претерпевает существенных изменений и остается относительно стабильной в сравнении с теми резкими трансформациями, которые были характерны для 1992-1993 гг." Эти выводы не являются обоснованными (на наш взгляд, они ошибочны, см. 6.2-6.3), поскольку они получены на основе анализа динамики цепного индикатора структурных сдвигов, позволяющего судить лишь об интенсивности структурных сдвигов и не позволяющего делать выводы об их поступательности или направленности (не говоря уже о том, что точность официальных индексов цен производителей промышленной продукции в первые годы реформ крайне низка, в частности, они подвержены значительному смещению в силу использования в официальной методике неадекватных индексных формул [9]).

\*            \*  
\*            \*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Бессонов В.А. О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // *Экономический журнал ВШЭ*, 2, №1, 1998. С.31-66.
2. De Masi P., Koen V. *Relative Price Convergence in Russia* // *IMF Staff Papers*, 43, no.1, 1996. P.97-122, а также *Washington: International Monetary Fund, IMF Working Paper 95/54, May 1995*.
3. Волконский В., Гурвич Е., Канторович Г. Эволюция цен в России: причины инфляции в экономике переходного периода / *Денежные и финансовые проблемы переходного периода в России: российско-французский диалог*. - М.: Наука, 1995. С.102-158.
4. Berg A. *Does Macroeconomic Reform Cause Structural Adjustment? Lessons from Poland* // *Journal of Comparative Economics*, 18, no.3, 1994. P.376-409.
5. Алексашенко С.В. *Проблемы валютного курса рубля*. - М.: Экспертный институт РСПП, 1993. 44 с.
6. Вигдорчик Е., Волконский В., Гурвич Е., Канторович Г., Яркин Е. *Либерализация цен в России: итоги 1992 года*. - М.: Экспертный институт РСПП, 1993. 56 с.
7. Kubonawa M. *Output and Price Structure of the Russian Economy* // *Economic Systems Research*, 5, no.2, 1993. P.149-171.
8. Granville B., Shapiro J. *Russian Inflation, A Statistical Pandora's Box*. - London: Royal Institute of International Affairs, Discussion Paper no.53, 1994.
9. Lequiller F.I., Zeischang K.D. *Drift in Producer Price Indices for the Former Soviet Union Countries* // *IMF Staff Papers*, 41, no.3, 1994. P.526-532.
10. Gavrilin E. *Macroeconomic Crisis and Price Distortions in Russia* // *Bank of Finland, Review of Economics in Transition*, no.3, 1994. P.39-58.
11. Бессонов В.А. О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // *Вопросы статистики*, №7, 1996. С.18-32.
12. Аврех Г.Л., Бессонов В.А., Гурова Т.И., Фадеев В.А. *Динамика промышленного производства в России: 1990-1993*. - М.: Экспертный институт РСПП, 1994. 66 с.
13. Kubonawa M., Gavrilin E. *Development of Capitalism in Russia: The Second Challenge*. - Tokyo: Maruzen, 1997. XV+305 p.
14. Кевеш П. *Теория индексов и практика экономического анализа*. - М.: Финансы и статистика, 1990. 303 с.
15. Казинец Л.С. *Измерение структурных сдвигов в экономике*. - М.: Экономика, 1969. 164 с.
16. Казинец Л.С. *Темпы роста и абсолютные приросты (измерение и анализ)*. - М.: Статистика, 1975. 191 с.
17. Минасян Г. К измерению и анализу структурной динамики // *Экономика и математические методы*, 19, вып.2, 1983. С.259-268.
18. Prasch R.E. *The Probability Approach to Index Number Theory. Prelude to Macroeconomics* / Rima I.H. (ed.) *Measurement, Quantification and Economic Analysis: Numeracy in Economics*. - London, New York: Routledge, 1995. P.176-187.
19. Кендельский М. *Статистические методы исследования структуры цен (на примере высокоэластичных цен)*. - М.: Статистика, 1976. 144 с.
20. Glejser H. *Inflation, Productivity, and Relative Prices - A Statistical Study* // *The Review of Economics and Statistics*, 47, Feb. 1965. P.76-80.
21. Roman Z. *A Note on Measuring Structural Changes* // *Review of Income and Wealth*, 15, no.3, 1969. P.265-268.
22. Yotopoulos P.A., Lau L.J. *A Test for Balanced and Unbalanced Growth* // *The Review of Economics and Statistics*, 52, no.4, 1970. P.376-384.

23. Vining D.R., Elwertowski T.C. *The Relationship between Relative Prices and the General Price Level* // *The American Economic Review*, **66**, no.4, 1976. P.699-708.
24. Parks R.W. *Inflation and Relative Price Variability* // *Journal of Political Economy*, **86**, no.1, 1978. P.79-95.
25. Казинец Л.С. *Темпы роста и структурные сдвиги в экономике*. - М.: Экономика, 1981. 184 с.
26. Fischer S. *Relative Shocks, Relative Price Variability, and Inflation* // *Brookings Papers on Economic Activity*, **2**, 1981. P.381-431.
27. Hercowitz Z. *Money and the Dispersion of Relative Prices* // *Journal of Political Economy*, **89**, no.2, 1981. P.328-356.
28. Hercowitz Z. *Money and Price Dispersion in the United States* // *Journal of Monetary Economics*, **10**, 1982. P.25-37.
29. Balk B.M. *Does There Exist a Relation between Inflation and Relative Price-Change Variability? The Effect of the Aggregation Level* // *Economic Letters*, **13**, 1983. P.173-180.
30. Domberger S. *Relative Price Variability and Inflation: A Disaggregated Analysis* // *Journal of Political Economy*, **95**, no.3, 1987. P.547-566.
31. Hartman R. *Relative Price Variability and Inflation* // *Journal of Money, Credit, and Banking*, **23**, no.2, 1991. P.185-205.
32. Clare A.D., Thomas S.H. *Relative Price Variability and Inflation in an Equilibrium Price Misperceptions' Model. Evidence for the UK* // *Economic Letters*, **42**, no.1, 1993. P.51-57.
33. Tang D.-P., Wang P. *On Relative Price Variability and Hyperinflation* // *Economic Letters*, **42**, no.2, 1993. P.209-214.
34. Bomberger W.A., Makinen G.E. *Inflation and Relative Price Variability: Parks' Study Reexamined* // *Journal of Money, Credit, and Banking*, **25**, no.4, 1993. P.854-861.
35. Goel R.K., Ram R. *Inflation and Relative-Price Variability: the Effect of Commodity Aggregation* // *Applied Economics*, **25**, 1993. P.703-709.
36. Reinsdorf M. *New Evidence on the Relation between Inflation and Price Dispersion* // *The American Economic Review*, **84**, no.3, 1994. P.720-731.
37. Ball L., Mankiw N.G. *Relative-Price Changes as Aggregate Supply Shocks* // *The Quarterly Journal of Economics*, **110**, February 1995. P.161-193.
38. Liu J.-T. *Relative Price Dispersion and Inflation: Evidence from Taiwan's Hyperinflation* // *Applied Economic Letters*, **2**, 1995. P.457-459.
39. Зоркальцев В.И. *Индексы цен и инфляционные процессы*. - Новосибирск: Наука, 1996. 279 с.
40. Parsley D.C. *Inflation and Relative Price Variability in the Short and Long Run: New Evidence from the United States* // *Journal of Money, Credit, and Banking*, **28**, no.3, part.1, 1996. P.323-341.
41. Debelle G., Lamont O. *Relative Price Variability and Inflation: Evidence from US Cities*. - National Bureau of Economic Research, Working Paper no.5627, 1996. 31 p.
42. Bryan M.F., Cecchetti S.G. *Inflation and the Distribution of Price Changes*. - National Bureau of Economic Research, Working Paper no.5793, 1996. 17 p.
43. Grier K.B., Perry M.J. *Inflation, Inflation Uncertainty, and Relative Price Dispersion: Evidence from Bivariate GARCH-M Models* // *Journal of Monetary Economics*, **38**, 1996. P.391-405.
44. Balk B.M. *Axiomatic Price Index Theory: A Survey* // *International Statistical Review*, **63**, no.1, 1995. P.69-93.
45. Коссов В.В. *Показатели роста и развития экономики* // *Вопросы экономики*, 1975, №12. С.34-45.
46. Казинец Л.С. *Индекс структурных сдвигов и коэффициент изменения структуры* // *Научные доклады высшей школы. Экономические науки*, 1959, №4. С.92-104.
47. *Economic Bulletin for Europe*, 1971, **23**, no.1; 1972, **23**, no.2; 1976, **28**; 1977, **29**.

48. Раппопорт А.М., Шнейдерман М.В. Анализ экспертных суждений, заданных в виде структур / Прикладной многомерный статистический анализ. - М.: Наука, 1978. С.150-164.
49. Moore J. A Measure of the Structural Change in Output // *Review of Income and Wealth*, 24, no.1, 1978. P.105-118.
50. Гатев К. Статистическая оценка различий между структурами совокупностей / Теоретические и методологические проблемы статистики. - М.: Статистика, 1979. С.91-108.
51. Коссов В.В. О темпах в развитом социалистическом обществе // *Экономика и математические методы*, 16, вып.1, 1980. С.73-92.
52. Кархин Г.И., Чесноков А.С. О методологии измерения структурных сдвигов // *Экономика и математические методы*, 19, вып.2, 1983. С.251-258.
53. Телюков А.В. Межотраслевые комплексы в экономике США / Соревнование двух систем: современное состояние, факторы, перспективы. - М.: Наука, 1988. С.212-228.
54. Дедов Л.А., Капустин В.Ф. Методы оценки структурных сдвигов экономической системы (макроподход) // *Вестник Санкт-Петербургского университета*, Сер.5, 1995, вып.4. С.95-103.
55. Кендалл М.Дж., Стьюарт А. Теория распределений. - М.: Наука, 1966. 588 с.
56. Dodge Y. (ed.) *Statistical Data Analysis Based on the  $L_1$ -Norm and Related Methods*. - Amsterdam: North-Holland, 1987. XIII+464 p.
57. Аллен Р. Экономические индексы. - М.: Статистика, 1980. 256 с.
58. Aczel J. 'Cheaper by the Dozen': Twelve Functional Equations and their Applications to the 'Laws of Science' and to Measurement in Economics / Eichhorn W. (ed.) *Measurement in Economics: Theory and Applications of Economic Indices*. - Heidelberg: Physica-Verlag, 1987. P.3-17.
59. Бессонов В.А. Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. - М.: Высшая школа экономики, 1998. 56 с.
60. Цены в России: Статистический сборник / Госкомстат России. - М., 1996. 260 с.
61. Методологические положения об организации наблюдения за относительными ценами на товары-представители, импортируемые в Россию из стран дальнего и ближнего зарубежья и сопоставление внутренних цен и цен мировых рынков. - М.: Госкомстат России, 1996. 10 с.
62. Методологические положения по статистике. Вып.1. - М.: Госкомстат России, 1996. 674 с.
63. Положение о порядке наблюдения за изменением цен и тарифов на товары и услуги, определения индекса потребительских цен. - М.: Госкомстат России, 1995. 34 с.
64. Balassa B. The Purchasing-Power Parity Doctrine: A Reappraisal // *The Journal of Political Economy*, 72, 1964. P.584-596.
65. Chang G.H. What Caused the Hyperinflation at the Big Bang: Monetary Overhang or Structural Distortion? // *China Economic Review*, 6, no.1, 1995. P.137-147.
66. Ball L., Mankiw N.G. Asymmetric Price Adjustment and Economic Fluctuations // *The Economic Journal*, 104, March 1994. P.247-261.
67. Bryan M.F., Cecchetti S.G. Measuring Core Inflation / Mankiw G. (ed) *Monetary Policy*. - Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1994. P.195-215.
68. Полтерович В.М. Трансформационный спад в России // *Экономика и математические методы*, 32, вып.1, 1996. С.54-69.
69. Обзор экономической политики в России за 1997 год. - М.: Бюро экономического анализа, 1998. 427 с.