

## ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

### О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства

**Бессонов В.А.**

Построено семейство индикаторов, позволяющих анализировать структурные сдвиги в промышленном производстве. Проведено исследование структурных сдвигов в российском промышленном производстве, сопровождающих переходный период. Выявлены некоторые закономерности и обсуждены их возможные причины. Описан ряд новых трансформационных эффектов.

#### 1. Введение

Переходный процесс в российской экономике сопровождается значительным *трансформационным спадом*<sup>1)</sup> производства, не имеющим для столь крупных экономик аналогов в мировой истории по глубине и продолжительности. Бросающейся в глаза особенностью российского трансформационного спада является масштаб сопровождающих его структурных сдвигов: производство различных видов продукции за время реформ изменилось в существенно разной пропорции, производство одних снизилось на порядок и более, тогда как производство других не претерпело существенных изменений или даже возросло. Столь ярко выраженная неравномерность трансформационного спада позволяет говорить о феномене мощных *трансформационных структурных сдвигов*, без учета которых едва ли возможно сколько-нибудь адекватное описание переходного процесса в российской экономике.

Настоящая работа посвящена исследованию трансформационных структурных сдвигов в российской промышленности. Выбор данной отрасли обусловлен следующими соображениями. Во-первых, промышленность в России исторически более развита по сравнению с другими отраслями экономики, традиционно она была основной отраслью, на ее долю даже на рассматриваемом периоде приходится около одной трети производства ВВП. Во-вторых, промышленное производство оказывает определяющее влияние на положение дел на транспорте, существенно влияет на положение в строительстве и опосредованно воздействует на остальные отрасли экономики, т.е. динамика промышленного производства прямо или косвенно в весьма значительной степени формирует динамику производства в экономике в целом (а не только в ее третьей части, непосредственно

---

**Бессонов В.А.** - кандидат физико-математических наук, ГУ-ВШЭ.

Статья поступила в Редакцию в феврале 2000 г.

<sup>1)</sup> Термин введен Я.Корнаи [1]. См. также [2].

приходящейся на долю промышленности). Поэтому промышленное производство в рассматриваемом случае можно считать ведущим процессом, вносящим основной вклад в формирование динамики производства всего реального сектора экономики. В-третьих, Госкомстат России до сих пор ведет достаточно качественный сбор исходных данных о ежемесячных объемах промышленного производства в натуральном выражении, поэтому существует техническая возможность проведения такого исследования.

Закономерности функционирования переходных экономик<sup>2)</sup> изучены несопоставимо слабее, чем свойства развитых рыночных экономик, поэтому особый упор в данном исследовании сделан на измерительную сторону работы, поскольку измерение находится в начале “технологической цепочки” экономических исследований, в частности, оно должно предшествовать моделированию. В методическом плане данная статья примыкает к работам [5-7], посвященным проблемам измерения роста цен и исследованию трансформации ценовых пропорций в России переходного периода.

Работа имеет следующую структуру. В **2** вводится система индикаторов объема производства и структурных сдвигов. В **3** описана методика анализа и использованные данные. Разделы **4** и **5** посвящены исследованию динамики промышленного производства и структурных сдвигов. В **6** формулируются общие выводы.

## 2. Индикаторы объема производства и структурных сдвигов

Пусть  $q_{jt} > 0$  - объем производства товара  $j$  периода  $t$  в натуральном выражении (в нашем случае  $t$  соответствует некоторому месяцу),  $t = \overline{T_1, T_2}$ ,  $T_1$  и  $T_2$  - начало и конец рассматриваемого интервала времени,  $j = \overline{1, n}$ ,  $n$  - число товаров в корзине. Совокупность объемов производства  $q_{jt}$ ,  $j = \overline{1, n}$  периода  $t$ , вообще говоря, не является соизмеримой, т.е. ее элементы нельзя суммировать. Для приведения таких совокупностей к соизмеримому виду будем использовать некоторые фиксированные (т.е. не изменяющиеся во времени) цены  $p'_j > 0$ ,  $j = \overline{1, n}$  соответствующих товаров (например цены некоторого периода  $t'$ , который в этом случае называется *весовой базой*, или группы периодов, скажем года, в случае месячных данных). Соизмеримую совокупность  $v_{jt} = q_{jt}p'_j > 0$ ,  $j = \overline{1, n}$  стоимостей объемов производства  $q_{jt}$  в ценах  $p'_j$  будем обозначать  $\mathbf{v}_t$  и называть вектором стоимостей для периода  $t$ .

Векторы стоимостей для разных периодов могут различаться как длиной (нормой), так и направлением. Сопоставление длин векторов стоимостей позволяет получать сводные индексы объемов, а сопоставление их направлений - сводные индексы структурных сдвигов. В соответствии с таким подходом структура рассматривается как совокупность пропорций между элементами. Движение системы как целого описывается сводными индексами объемов, относительное движение объемов производства внутри системы описывается индикаторами структурных сдвигов (см. также [6, 7]). Сводный экономический индекс сам по себе ни-

<sup>2)</sup> См., например, [1-4].

чего не говорит о том, насколько равномерным или неравномерным является экономический рост или спад. Индикаторы структурных сдвигов позволяют измерить степень неравномерности экономической динамики.

### 2.1. Сводные индексы объемов

Ниже будем использовать следующие индикаторы. *Цепной индекс объемов* производства

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

дает сводную оценку изменения производства за время от  $t-1$  до  $t$ . Будем использовать метрику  $L_1$  (сумма модулей), поскольку она позволяет получать ясную содержательную интерпретацию: норма вектора стоимостей в  $L_1$  равна стоимости корзины товаров-представителей. Поэтому сводные индексы, полученные на основе  $L_1$ , являются обычными агрегатными индексами. Также достоинством  $L_1$  (по сравнению, например, с евклидовой нормой  $L_2$ ) является относительная устойчивость к выбросам (см., например, [8]). В метрике  $L_1$  определение (1) имеет вид

$$(2) \quad i_t = \sum_j q_{jt} p'_j / \sum_j q_{j,t-1} p'_j = \sum_j w_j r_{jt} / \sum_j w_j r_{j,t-1},$$

где веса

$$(3) \quad w_j = q'_j p'_j / \sum_i q'_i p'_i, \quad j = \overline{1, n}$$

получены на основе цен  $p'_j$ ,  $j = \overline{1, n}$  и соответствующих им объемов  $q'_j$ ,  $j = \overline{1, n}$  (скажем, если  $p'_j$  - среднегодовая цена, то  $q'_j$  - объем производства того же года),  $w_j > 0$  для любых  $j = \overline{1, n}$ ,  $\sum w_j = 1$ ,  $r_{jt} = q_{jt} / q'_j$  - индивидуальный индекс объемов производства товара  $j$  периода  $t$  по отношению к объему  $q'_j$  (его можно рассматривать как индивидуальный индекс объемов производства товара  $j$  за время от  $t'$  до  $t$ ). Также (2) можно представить в виде

$$(4) \quad i_t = \sum_j u_{jt-1} i_{jt}$$

с использованием другой системы весов

$$(5) \quad u_{jt} = w_j r_{jt} / \sum_i w_i r_{it}, \quad j = \overline{1, n},$$

где  $u_{jt} > 0$  для любых  $j = \overline{1, n}$  и  $t = \overline{T_1, T_2}$ ,  $\sum_j u_{jt} = 1$  для любых  $t = \overline{T_1, T_2}$ ,  $i_{jt} = q_{jt} / q_{j,t-1}$  - индивидуальный индекс объемов производства товара  $j$  за время от  $t-1$  до  $t$ .

*Базисный индекс объемов* производства

$$(6) \quad I_{t_1, t_2} = \|\mathbf{v}_{t_2}\| / \|\mathbf{v}_{t_1}\|$$

дает сводную оценку изменения производства за время от  $t_1$  до  $t_2$ . В  $L_1$  (6) имеет вид

$$(7) \quad I_{t_1, t_2} = \sum_j q_{jt_2} p'_j / \sum_j q_{jt_1} p'_j = \sum_j w_j r_{jt_2} / \sum_j w_j r_{jt_1},$$

что можно представить как

$$(8) \quad I_{t_1, t_2} = \sum_j u_{jt_1} I_{j, t_1, t_2},$$

где  $I_{j, t_1, t_2} = q_{jt_2} / q_{jt_1}$  - индивидуальный индекс объемов производства товара  $j$  за время от  $t_1$  до  $t_2$ , а веса определены в соответствии с (5).

Таким образом, сводные индексы объемов  $i_t$  и  $I_{t_1, t_2}$  могут быть представлены и как отношения стоимостей корзины товаров-представителей в сопоставляемые периоды ((2) и (7)), и как взвешенные средние арифметические индивидуальных индексов объемов ((4) и (8)). Соответственно их можно интерпретировать и как изменение стоимости корзины, и как меру расположения распределения индивидуальных индексов.

Базисные индексы объемов производства пригодны для проведения сопоставлений, в том числе и между удаленными периодами, тогда как цепные индексы позволяют проводить сопоставления лишь между соседними периодами. Выше индексы объемов  $i_t$  и  $I_{t_1, t_2}$  введены так, что  $i_t = I_{T_0, t} / I_{T_0, t-1}$  для произвольного базисного периода  $T_0$ , т.е. цепной индекс представляет собой темп роста базисного, следовательно, временные ряды цепных и базисных индексов содержат одну и ту же информацию, и для анализа можно было бы обойтись либо только цепными, либо только базисными индексами. Однако оценки ошибок индексов зависят от выбора обоих сопоставляемых периодов, поэтому базисные индексы - более общие. Цепные индексы будем использовать как их важный частный случай.

Аналогично сводным индексам, соответствующим всем элементам корзины, могут быть введены *групповые* индексы, соответствующие подмножеству элементов корзины. Так, если сводные индексы соответствуют всей промышленности, то отраслевые индексы являются примерами групповых.

## 2.2. Сводные показатели структурных сдвигов

Изменение с течением времени пропорций между элементами совокупности свидетельствует об изменении ее структуры, т.е. о *структурных сдвигах*. Структурные сдвиги являются следствием различий в темпах роста элементов совокупности. Простейшим способом анализа структурных сдвигов в соизмеримых совокупностях (т.е. в совокупностях, элементы которых можно суммировать) является исследование динамики *индивидуальных долей*

$$(9) \quad G_{jt} = q_{jt} p'_j / \sum_i q_{it} p'_i, \quad j = \overline{1, n}$$

либо *групповых долей*

$$(10) \quad G'_t = \sum_j q_{jt} p'_j / \sum_j q_{jt} p'_j,$$

где суммирование в числителе производится по множеству индексов, соответствующих элементам анализируемой группы, на что указывает штрих при знаке суммы. Индивидуальные или групповые доли, однако, не дают комплексной ха-

рактические характеристики структурных сдвигов изучаемой совокупности. Предложено большое количество различных *сводных показателей структурных сдвигов*, основные подходы к их построению рассмотрены в [6,7].

Ниже будем использовать следующие показатели. *Цепной индекс структурных сдвигов*

$$(11) \quad d_t = \left\| \frac{\mathbf{v}_t}{\|\mathbf{v}_t\|} - \frac{\mathbf{v}_{t-1}}{\|\mathbf{v}_{t-1}\|} \right\|,$$

$d_t \in [0,2]$ , показывает расстояние между направлениями векторов стоимостей (тогда как индекс объемов (1) показывает соотношение их длин) для текущего периода  $t$  и предшествующего ему и позволяет судить о структурных сдвигах, произошедших на этом шаге по времени. В  $L_1$  (11) имеет вид

$$(12) \quad d_t = \sum_j \left| \frac{q_{jt} p'_j}{\sum_i q_{it} p'_i} - \frac{q_{j,t-1} p'_j}{\sum_i q_{i,t-1} p'_i} \right| = \sum_j \left| \frac{w_j r_{jt}}{\sum_i w_i r_{it}} - \frac{w_j r_{j,t-1}}{\sum_i w_i r_{i,t-1}} \right|,$$

что можно представить как

$$(13) \quad d_t = \frac{1}{i_t} \sum_j u_{jt-1} |i_{jt} - i_t|.$$

Цепной индекс структурных сдвигов (11) и подобные ему индикаторы, основанные на сопоставлении соседних периодов, давая сводную количественную оценку структурных сдвигов на одном шаге по времени, позволяют решать задачу *анализа интенсивности структурных сдвигов*, т.е. устанавливать, в каком из последовательных интервалов времени структура совокупности подвергалась более значительному изменению, а в каком - менее. Чем больше  $d_t$ , тем интенсивнее происходят структурные сдвиги, и наоборот.

*Базисный индекс структурных сдвигов*

$$(14) \quad D_{t_1, t_2} = \left\| \frac{\mathbf{v}_{t_2}}{\|\mathbf{v}_{t_2}\|} - \frac{\mathbf{v}_{t_1}}{\|\mathbf{v}_{t_1}\|} \right\|,$$

$D_{t_1, t_2} \in [0,2]$ , показывает расстояние между направлениями векторов стоимостей для двух любых периодов и позволяет судить о структурных сдвигах, произошедших за соответствующее время. В  $L_1$  (14) имеет вид

$$(15) \quad D_{t_1, t_2} = \sum_j \left| \frac{q_{jt_2} p'_j}{\sum_i q_{it_2} p'_i} - \frac{q_{jt_1} p'_j}{\sum_i q_{it_1} p'_i} \right| = \sum_j \left| \frac{w_j r_{jt_2}}{\sum_i w_i r_{it_2}} - \frac{w_j r_{jt_1}}{\sum_i w_i r_{it_1}} \right|,$$

что можно представить как

$$(16) \quad D_{t_1, t_2} = \frac{1}{I_{t_1, t_2}} \sum_j u_{jt_1} |I_{j, t_1, t_2} - I_{t_1, t_2}|.$$

Таким образом, сводные показатели структурных сдвигов  $d_t$  и  $D_{t_1, t_2}$  могут быть представлены и как расстояния между направлениями векторов стоимостей в сопоставляемые периоды ((12) и (15)), и как относительные меры вариации индивидуальных индексов объемов производства - отношения взвешенных средних абсолютных отклонений индивидуальных индексов к соответствующим сводным индексам ((13) и (16)).

Базисный индекс структурных сдвигов (14) и подобные ему индикаторы, основанные на сопоставлении произвольных периодов, давая количественную оценку структурных сдвигов за соответствующее время, позволяют решать задачу *анализа поступательности структурных сдвигов*, т.е. устанавливать, в какой мере в основе структурных сдвигов лежит тенденция, а в какой мере они являются лишь результатом нерегулярных колебаний. Чем больше  $D_{t_1, t_2}$ , тем сильнее изменилась структура производства, и наоборот.

В отличие от анализа динамики объемов производства, при изучении структурных сдвигов необходимо анализировать значения  $D_{t_1, t_2}$  для всех возможных пар  $(t_1, t_2)$ , таких что  $t_2 > t_1$ , поэтому недостаточно исследовать лишь единственный временной ряд индекса  $D_{T_0, t}$  для некоторого базисного периода  $T_0$  или временной ряд цепного индекса  $d_t^3$ . Построение временного ряда значений индекса  $d_t = D_{t-1, t}$  или  $D_{t-l, t}$ ,  $l > 1$ , показывающего динамику структурных сдвигов между двумя периодами, разделенными фиксированным промежутком времени, позволяет решать задачу анализа интенсивности структурных сдвигов, тогда как анализ временных рядов  $D_{T_0, t}$  для различных неподвижных базисных периодов  $T_0$  позволяет делать суждения о степени поступательности структурных сдвигов. Анализ всех пар  $(t_1, t_2)$  также дает возможность избежать влияния краевых эффектов на интерпретацию результатов расчетов<sup>4</sup>.

### 2.3. Индикаторы качества структуры

Индексы структурных сдвигов  $d_t$  и  $D_{t_1, t_2}$ , позволяя анализировать интенсивность и поступательность таких сдвигов, не позволяют решать задачу *анализа*

---

<sup>3</sup>) Поскольку индексы объемов (6) таковы, что  $I_{t_1, t_3} = I_{t_1, t_2} \cdot I_{t_2, t_3}$ , 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. Индексы  $D_{t_1, t_2}$  (14) таким свойством 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  $(t_1, t_2)$ .

<sup>4</sup>) Метод дает аберрацию при близких  $t_1$  и  $t_2$ , поскольку каким бы ни было движение пропорций объемов, 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. Соответственно  $D_{t_1, t_2}$  с ростом  $|t_2 - t_1|$  имеют тенденцию сначала возрастать вне зависимости от направления движения пропорций объемов, а затем этот рост, как правило, несколько замедляется. Поэтому интерпретировать динамику временных рядов  $D_{t_1, t_2}$  необходимо с учетом данного свойства.

направленности структурных сдвигов, т.е. не позволяют устанавливать, улучшилась ли в некотором смысле структура изучаемой совокупности, ухудшилась ли или осталась неизменной.

Для того, чтобы определить индикатор качества структурных сдвигов, введем отношение порядка на множестве элементов исследуемой совокупности. Для этого каждому товару  $j$  сопоставим действительное число  $b_j \in [0,1]$ , которое будем считать мерой его качества в некотором смысле. Значение 0 сопоставим наихудшим в этом смысле товарам, значение 1 - наилучшим, а остальным сопоставим промежуточные между 0 и 1 значения так, чтобы если товар  $j$  в рассматриваемом смысле не хуже товара  $k$ , то выполнялось бы  $b_j \geq b_k$ . Подчеркнем, что так определенное качество не несет никакой иной информации, кроме содержащейся в наборе чисел  $b_j$ ,  $j = \overline{1, n}$ , в частности, оно может не соответствовать понятию "качество" в смысле "достоинство".

Индекс качества структуры определим осреднением значений  $b_j$  как

$$(17) \quad G_t = \sum_j b_j q_{jt} p'_j / \sum_j q_{jt} p'_j = \sum_j b_j w_j r_{jt} / \sum_j w_j r_{jt} ,$$

что можно представить в виде

$$(18) \quad G_t = \sum_j u_{jt} b_j .$$

Значение  $G_t \in [0,1]$  показывает текущее качество структуры производства в соответствии с введенным критерием. Если  $b_j$  можно считать индивидуальным индексом качества товара  $j$ , то  $G_t$  является сводным индексом качества рассматриваемой корзины. Росту  $G_t$  с течением времени соответствует улучшение качества структуры, снижению - ухудшение.

Для индикатора  $G_t$  можно ввести и его цепной аналог

$$(19) \quad g_t = G_t - G_{t-1} .$$

Легко видеть, что индикатор качества структуры  $G_t$  (17) является обобщением индикатора групповой доли  $G'_t$  (10), который, в свою очередь, является обобщением индикатора индивидуальной доли  $G_{jt}$  (9). Действительно, если в (17)  $b_j$  может принимать всего два значения так, что  $b_j=1$  для всех элементов, входящих в анализируемую группу, а для всех прочих элементов  $b_j=0$ , то получаем (10). Соответственно  $b_j$  в (17) можно трактовать не только как меру качества товара  $j$ , но и более нейтрально - как значение функции принадлежности товара  $j$  к анализируемой группе, рассматриваемой как нечеткое множество, каковая функция для каждого элемента  $j$  указывает степень его принадлежности множеству.

Аналогичным образом можно обобщить и групповые индексы объемов (цепной и базисный соответственно):

$$(20) \quad i'_t = \sum_j q_{jt} p'_j / \sum_j q_{jt-1} p'_j = \sum_j w_j r_{jt} / \sum_j w_j r_{jt-1}$$

и

$$(21) \quad I'_{t_1, t_2} = \sum_j q_{jt_2} p'_j / \sum_j q_{jt_1} p'_j = \sum_j w_j r_{jt_2} / \sum_j w_j r_{jt_1} ,$$

где суммирование производится по множеству индексов, соответствующих элементам, входящим в анализируемую группу. Используя те же индивидуальные индексы качества  $b_j$ ,  $j = \overline{1, n}$ , что и в (17), получаем пару *сводных индексов объемов (цепной и базисный)*

$$(22) \quad i_t^h = \sum_j b_j q_{jt} p'_j / \sum_j b_j q_{jt-1} p'_j = \sum_j b_j w_j r_{jt} / \sum_j b_j w_j r_{jt-1}$$

и

$$(23) \quad I_{t_1, t_2}^h = \sum_j b_j q_{jt_2} p'_j / \sum_j b_j q_{jt_1} p'_j = \sum_j b_j w_j r_{jt_2} / \sum_j b_j w_j r_{jt_1},$$

которые можно интерпретировать как *индексы объемов производства продукции высокого качества* (либо, более нейтрально, как индексы объемов производства продукции, обладающей данным качеством). Соответственно пару индексов

$$(24) \quad i_t^l = \sum_j (1 - b_j) q_{jt} p'_j / \sum_j (1 - b_j) q_{jt-1} p'_j = \sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt} / \sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt-1}$$

и

$$(25) \quad I_{t_1, t_2}^l = \sum_j (1 - b_j) q_{jt_2} p'_j / \sum_j (1 - b_j) q_{jt_1} p'_j = \sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt_2} / \sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt_1}$$

можно интерпретировать как *сводные индексы объемов производства продукции низкого качества* (либо как индексы объемов производства продукции, не обладающей данным качеством). Они являются обобщением сводных индексов объемов производства всех товаров за исключением товаров, входящих в анализируемую группу, которые определяются формулами, аналогичными (20) и (21), в которых суммирование производится по множеству индексов, не входящих в группу.

Использование переменных  $b_j$ , принимающих лишь значения 0 и 1, позволяет получить на основе определений (22)–(25) всю иерархию индексов объемов, основанную на использовании обычных множеств (*четких*, для которых о каждом объекте можно сказать, принадлежит он данному множеству или не принадлежит), – сводные, произвольные групповые и индивидуальные – и соответствующие им индикаторы групповых и индивидуальных долей. Использование же произвольных значений  $b_j \in [0, 1]$ , трактуемых как значения функции принадлежности некоторому нечеткому множеству либо как мера качества товара  $j$  в некотором смысле, позволяет еще более расширить класс определяемых объектов. Необходимость введения подобной иерархической системы согласованных между собой описаний обусловлена тем, что для анализа такого сложного объекта, каким является российская промышленность, требуются различные степени подробности описания.

### 3. Методика анализа и использованные данные

#### 3.1. Исходные данные

В качестве исходных данных использованы месячные объемы производства важнейших видов промышленной продукции в натуральном выражении, сбор которых осуществляется Госкомстатом России. По этим данным Центр экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (ЦЭК) ведет динамические ряды,



обеспечивая совпадение суммы месячных выпусков с нарастающим итогом с начала года, а также их сопоставимость по методам учета и кругу отчитывающихся предприятий за разные годы с тем, чтобы обеспечить сопоставимость данных во временном аспекте<sup>5)</sup>.

Временные ряды ежемесячных объемов производства важнейших видов продукции охватывают их выпуск по так называемому “полному кругу”, т.е. включая изготовление продукции крупными и средними, совместными, малыми предприятиями и промышленными подразделениями непромышленных предприятий в той мере, в какой они учитываются в статистической отчетности.

### 3.2. Формирование корзины товаров-представителей

Использована корзина товаров-представителей, сформированная на основе следующих соображений. Были отобраны те виды промышленной продукции, удельный вес которых в общем объеме промышленного производства достаточно велик (объем выпуска каждого в стоимостной оценке 1995 г. составил величину около 300 млрд.руб. и более), и по которым имеются достаточно длинные временные ряды надежных данных в натуральном измерении (как минимум с начала 1990 г. с тем, чтобы покрыть весь период экономических реформ). Таких видов промышленной продукции набралось 126 (их перечень приведен в [9, с.81-84]) среди около 550 видов, по которым имеется ежемесячная отчетность и в настоящее время используемемся Госкомстатом при построении официального индекса промышленного производства (остальные четыре с лишним сотни видов продукции представлены либо короткими временными рядами, либо их удельный вес пренебрежимо мал даже в совокупности). Кроме того, в расчеты Госкомстата включаются оценки по оборонной промышленности и по производствам, для которых не ведется ежемесячного учета выпуска продукции в натуральном измерении, а с 1997 г. - также оценки выпуска продукции “неформальным сектором экономики”, укрываемой от статистической отчетности. Поскольку по целому ряду видов продукции, вносящих заметный вклад в объем промышленного производства, ежемесячная статистическая отчетность была введена после 1990 г., учесть их в расчетах без нарушения концептуальной целостности работы не представляется возможным<sup>6)</sup>.

Используемый массив данных охватывает интервал времени с января 1990 г. по декабрь 1999 г. Ниже будем обозначать эти периоды как  $T_1$  и  $T_2$  соответственно.

### 3.3. Формирование весов товаров-представителей

Для построения системы весов  $w_j$ ,  $j = \overline{1, n}$  (см. 2.1) были использованы данные стоимостной оценки производства промышленной продукции за 1995 г. Выбор

---

<sup>5)</sup> Эта работа проводится под руководством Э.Ф.Баранова.

<sup>6)</sup> Эти позиции можно было бы учесть, если индексы промышленного производства строить как сцепленные индексы, а не как прямые в соответствии с (6), однако концепцию сцепленных индексов не представляется возможным распространить на базисные индексы структурных сдвигов (типа (14)). Это и вынуждает использовать в расчетах только прямые индексы, для которых постоянство состава корзины является принципиальным.

1995 г. для построения системы весов был обусловлен следующими соображениями. Во-первых, использование весов, соответствующих середине анализируемого интервала времени, позволяет уменьшить систематические ошибки индикаторов, связанные с выбором весов (см., например, [5]). Во-вторых, веса за более ранний период подходят хуже в силу того, что высокая инфляция может приводить к их значительному смещению<sup>7)</sup> (см. также [10]).

Мера качества (см. 2.3) определялась положением соответствующего продукта в переделном цикле. Для этого каждому виду продукции были присвоены баллы  $b_j \in [0,1]$ ,  $j = \overline{1, n}$  от нуля, соответствующего сырью, до единицы, соответствующей конечной продукции.

#### 3.4. Построение индивидуальных индексов объемов производства

Исходные временные ряды динамики ежемесячных объемов промышленного производства товаров-представителей сначала подвергались календарной коррективке (удалению календарной составляющей динамики), затем - сезонной коррективке (удалению сезонной составляющей), после чего они сглаживались для устранения мелких нерегулярностей (удалялась нерегулярная составляющая динамики). Полученные в результате таких преобразований временные ряды индивидуальных индексов содержат только трендовые составляющие динамики исходных рядов.

Использована простейшая процедура календарной коррективки, состоящая в делении объемов промышленного производства каждого месяца на коэффициенты пересчета, пропорциональные числу рабочих дней в нем. Календарная коррективка временных рядов проводилась с учетом типа процесса производства соответствующего товара-представителя. Предполагалось, что динамика производства каждого товара-представителя может быть описана процессом одного из трех типов: а) семидневным (непрерывным), для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем; б) шестидневным, для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем, за вычетом числа воскресных и праздничных дней; в) пятидневным, для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем, за вычетом числа субботних, воскресных и праздничных дней (использована классификация ЦЭК).

Использованный метод сезонной коррективки (основанный на методах, рассмотренных в [11]) при определенных значениях его параметров допускает возможность значительной эволюции амплитуды и структуры сезонной волны, а также позволяет проводить обработку временных рядов, характеризующихся резкими и значительными изменениями трендовой составляющей динамики, имеющих выбросы и пропуски данных. Использование в рассматриваемом случае методов, не позволяющих учитывать перечисленные особенности динамики временных рядов, на наш взгляд, лишено смысла в силу специфики исходных данных, поскольку это может резко снизить точность получаемых результатов, что чревато получением неверных содержательных выводов (этот вопрос рассмотрен в [10]).

---

<sup>7)</sup> Напомним, что в 1995 г. темпы инфляции резко снизились по сравнению с теми, которые были характерны для первых лет экономических реформ.

Для устранения незначительной нерегулярной составляющей временных рядов, подвергнутых календарной и сезонной корректировке, использовано сглаживание биномиально взвешенным скользящим полиномом второй степени [11]. Такое сглаживание является весьма “мягким” и устраняет только высокочастотную составляющую динамики, не спрямляя тренда и не привнося в него других сколько-нибудь заметных искажений.

### 3.5. Построение сводных и групповых индексов объемов и структурных сдвигов

В соответствии с методами раздела 2 были построены индексы промышленного производства по промышленности в целом, по отдельным межотраслевым комплексам и отраслям и по видам продукции разной степени переработки, которые ниже называются *индексами интенсивности промышленного производства*.

Индексы структурных сдвигов строятся в соответствии с методами, описанными в 2.

## 4. Трансформационный спад промышленного производства

### 4.1. Глубина трансформационного спада

Динамика российского промышленного производства рассматриваемого десятилетия имеет отчетливо выраженный характер переходного процесса, который к настоящему времени еще далек от своего завершения. Сначала наблюдалась тенденция ускорения спада, на рубеже 1993-1994 гг. имела место кульминация его темпов, затем сформировалась тенденция замедления спада и появились признаки промышленного подъема (рис.1,2, [9]).

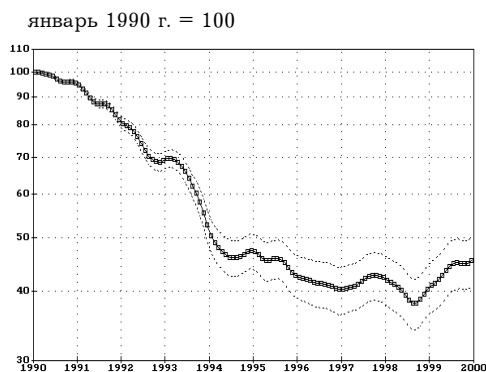


Рис.1. Базисный индекс объемов  $I_{T_1,t}$  в целом по промышленности (пунктиром показаны стандартные ошибки,  $T_1$  - январь 1990 г.).

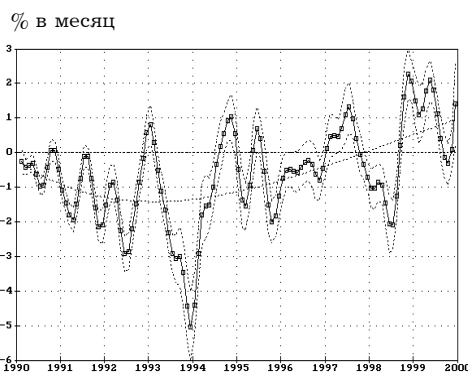


Рис.2. Цепной индекс объемов ( $i_t-1$ ) в целом по промышленности и его тенденция (пунктиром показаны стандартные ошибки).

Рассматриваемый кризис, сопровождающий российские реформы, является уже третьим в XX веке большим российским экономическим кризисом: как Революция и Гражданская война, так и Вторая мировая война, сопровождались промышленным спадом, сопоставимым по масштабу с трансформационным спадом 1990-х гг.

В нижней точке спада (август-сентябрь 1998 г.) интенсивность промышленного производства составляла всего 38% от уровня января 1990 г., т.е. производство сократилось в 2,6 раза. Таким образом, российский промышленный спад переходного периода, примерно соответствующий по глубине промышленному спаду в СССР за время Второй мировой войны (см., например, [12]), уступающий лишь промышленному спаду за время Революции и Гражданской войны, и значительно более глубокий, чем спад промышленного производства в США во время Великой депрессии, является феноменом, не имеющим в истории прецедента для мирного времени и столь крупной страны. Такой масштаб трансформационного спада определяется целым рядом причин, которые могут быть сведены в несколько групп<sup>8)</sup>.

*Общесистемные причины.* Известно, что чем сложнее система, тем более глубокий спад она претерпевает при перестройке<sup>9)</sup>. Большая глубина трансформационного спада в экономике России отражает большую сложность исходной (до начала реформ) российской экономики. Чем выше уровень индустриализации, достигнутый в экономике к началу реформ, тем более глубоким должен быть трансформационный спад в ней. В этом состоит одно из отличий российских реформ от реформ в таких странах, как Китай или Вьетнам (см. также [14]). К этой же группе причин относится и разрушение сложившихся экономических связей, вызванное распадом государства и прежней системы хозяйствования<sup>10)</sup>.

*Исходные диспропорции.* Замкнутость советской экономики, ее функционирование в условиях в большей мере ресурсных, а не спросовых ограничений, монополия производителя, неразвитость рыночных механизмов обратной связи привели за десятилетия плановой экономики к неконкурентоспособности многих видов производимой продукции (в первую очередь - конечной), к неготовности большинства производителей работать в конкурентной среде. По сравнению с развитыми рыночными экономиками советская экономика имела ресурсоемкий, затратный характер. Структура промышленности характеризовалась гипертрофированным развитием добывающих отраслей, инвестиционного комплекса, военно-промышленного комплекса (см. также [14]). Диспропорции в структуре промышленного производства сопровождались диспропорциями в структуре цен. Сложившиеся ценовые пропорции характеризовались относительной дешевизной сырья, энергоносителей и относительной дороговизной продукции машиностроения; относительной дешевизной продукции питания и платных услуг и относительной дороговизной непродовольственных товаров, не говоря уже о большом объеме бесплатных услуг, бесплатном жилье и т.п. Переход от ресурсных ограничений к спросовым, т.е. на новую систему ограничений в экономике, привел к прекращению производства той части конечной продукции, которая не была востребована рынком (значительная часть тракторов, комбайнов, среднетоннажных грузовиков и т.п.), вызвавшее снижение производства по всей технологической цепочке.

---

<sup>8)</sup> Причины трансформационного спада обсуждаются также в [1-4, 13-15].

<sup>9)</sup> "Величина ухудшения, необходимого для перехода в лучшее состояние, сравнима с финальным улучшением и увеличивается по мере совершенствования системы. Слабо развитая система может перейти в лучшее состояние почти без предварительного ухудшения, в то время как развитая система, в силу своей устойчивости, на такое постепенное, непрерывное улучшение не способна" [16, с.101].

<sup>10)</sup> Такого рода вопросы рассмотрены в [4].

Резкое сокращение спроса на продукцию российской промышленности. Российская промышленность утратила традиционные рынки сбыта в странах СЭВ, а затем и в бывших союзных республиках. Произошел резкий спад спроса со стороны государства (снижение оборонных расходов, прекращение поддержки дружественных режимов по политическим мотивам, прекращение “строек коммунизма” и т.п.).

*Неадекватность системы управления.* Общесоюзные органы экономического управления были ликвидированы (т.е. существовавшая система управления экономикой была демонтирована) до начала эффективного функционирования новых механизмов регулирования.

*Экономическая политика переходного периода.* Обеспечение экономического роста (или сдерживание спада) не рассматривалось в качестве основной задачи экономической политики 1990-х гг., в отличие от борьбы с инфляцией. Либерализация внешнеэкономической деятельности и резкое укрепление реального обменного курса рубля в условиях, неблагоприятных для отечественного производителя (отсутствие опыта работы, соответствующих кадров, технологий, оборотных средств, инвестиций, кредитов на приемлемых условиях, рыночной инфраструктуры, необходимой для функционирования предприятий в новых условиях), способствовали углублению промышленного спада. Отвлечение сбережений на покрытие бюджетного дефицита через рынок ГКО/ОФЗ в 1995-1998 гг. также оказывало угнетающее воздействие на производство.

*Потери ресурсов реальным сектором экономики.* На протяжении переходного периода имело место масштабное перераспределение ресурсов от реального сектора экономики в пользу финансового (стагнация реального сектора в российской переходной экономике сопровождалась расцветом финансового), а также вывод ресурсов за пределы российской экономики<sup>11)</sup> (утечка капиталов, “утечка мозгов”, рост процентных выплат, сопровождавший нарастание внешнего долга, кроме того наблюдалась утрата или крайне неэффективное использование ресурсов внутри страны - военные конфликты, строительство банками роскошных офисных зданий на деньги вкладчиков и т.п.).

*Измерительные проблемы.* Известно, что в советские времена объем промышленного производства несколько завышался (см., например, [15]) в силу особенностей его учета и принципов стимулирования руководителей всех уровней. Это приводило, в частности, к феномену “приписок”. После начала экономических реформ направление смещения изменилось на противоположное, поскольку производителям стало выгодно занижать объемы производства с целью уклонения от уплаты налогов. Кроме того, за время реформ резко возрос масштаб теневой экономики, которая в наших данных учтена далеко не полностью. Поэтому индекс промышленного производства должен завышать глубину произошедшего спада. Такого рода смещения обусловлены значительными качественными изменениями в экономике и бывают характерны для долгосрочных сопоставлений. Заметим, что точность, достигаемая при проведении долгосрочных сопоставлений даже в развитых странах, - крайне низка, при этом оценки, получаемые разными авторами,

---

<sup>11)</sup> Это отражает общий принцип, присущий находящимся в кризисе системам самой разной природы: “перестройка - всегда энергоемкий процесс, связанный с повышенными затратами (диссипацией) накопленной ранее или получаемой из внешнего источника энергии” [17, с.28]. См. также [18, 19].

зачастую различаются даже качественно<sup>12)</sup>. Низкую точность долгосрочных сопоставлений косвенно иллюстрирует и ставшая “притчей во языцех” низкая точность международных сопоставлений стран, находящихся на существенно разных стадиях развития (см., например, [32]). Помимо этого, переходному периоду приписуи свои собственные измерительные проблемы [5, 10, 33-35].

В какой-то мере перечисленные причины столь глубокого промышленного спада носили объективный характер, поэтому их последствия были неизбежны. В какой-то мере они были субъективны, следовательно, при проведении иной экономической политики некоторые последствия могли быть иными, возможно не столь неблагоприятными для отечественной промышленности, хотя едва ли эти различия были бы принципиальными. Так или иначе, из того, что глубокий спад был неизбежен, не следует, что был неизбежен спад именно той глубины и продолжительности, который имел место.

#### 4.2. Иерархия промышленных кризисов

На фоне общей тенденции трансформационного спада отчетливо наблюдаются *малые циклы* (длительностью меньше года) динамики промышленного производства (рис.2). Благодаря этим циклам промышленный спад, сопровождающий российский переходный период, развивался весьма неравномерно во времени, толчками (рис.1), периоды его резкого ускорения сменялись периодами кратковременной стабилизации и подъема. Таким образом, в рассматриваемой ситуации можно говорить об *иерархии промышленных кризисов*, два уровня которой отчетливо просматриваются: на фоне глубокого и продолжительного трансформационного кризиса российской промышленности развивается череда кризисов меньшего масштаба, своего рода микрокризисов.

Насколько нам известно, наличие отчетливо выраженных циклов столь высокой частоты не является типичным для стабильных экономик. Скорее здесь имеет место феномен переходного периода, еще один трансформационный эффект. Причины высокочастотной трансформационной цикличности производства заслуживают отдельного исследования, здесь же ограничимся следующим комментарием. С начала 1990-х гг., когда Россия вступила в полосу реформ, российская экономика демонстрирует гораздо более интенсивное изменение объемов производства по сравнению со стабильными экономиками развитых стран. Анализ показывает, что периоды спада, подъема, стабилизации производства (в любом

---

<sup>12)</sup> Измерительные проблемы, возникающие при долгосрочных сопоставлениях, иллюстрируют, например, работы [20, 21], в которых обсуждаются вопросы оценивания роста британского промышленного производства с 1700 г., и [22], посвященная построению индекса промышленного производства США с 1884 по 1940 гг. В [23] рассматриваются вопросы сопоставимости статистических данных при проведении долгосрочных сопоставлений, а в [24-26, 5] - измерительные проблемы, обусловленные замещением одних товаров другими. Влияние методики построения индекса промышленного производства на получаемые содержательные выводы исследовано в [27] (рассмотрено влияние методик на оценки глубины и продолжительности экономических циклов в США до Первой мировой войны и после Второй). Проблемы измерения российского (советского) промышленного производства рассматриваются в [12, 28-31]. Обсуждаемые в перечисленных работах измерительные проблемы, по нашему мнению, достаточно близки к тем, которые приходится решать при построении индексов российского промышленного производства переходного периода.

измерении) зачастую сменяют друг друга уже через несколько месяцев<sup>13)</sup>, столь же часто могут происходить и смены тенденций динамики других важнейших показателей (темпов инфляции, реального обменного курса рубля, паритетов покупательной способности, денежных агрегатов и т.д.) Поэтому российская переходная экономика может быть охарактеризована как *экономика быстрых* (или *сильных*, что то же самое) *изменений* и это существенно отличает ее от стабильных (непереходных) экономик. По всей видимости, возникновение эффекта высокочастотной трансформационной цикличности производства обусловлено резкой интенсификацией процессов в переходной экономике.

Наличие малых циклов российской промышленной динамики переходного периода приводит, в частности, к двум измерительным проблемам. Во-первых, малые циклы затрудняют идентификацию основной тенденции динамики промышленного производства, особенно если для этого используется неадекватный инструментарий<sup>14)</sup>. Результатом является частая смена оценок экономической ситуации органами экономического управления, от излишнего пессимизма до неоправданного оптимизма. Во-вторых, наличие малых циклов резко снижает точность прогнозных оценок. Действительно, сколько-нибудь осмысленный прогноз на год и более<sup>15)</sup>, построенный без адекватного учета механизмов, генерирующих малые циклы, возможен лишь для основной тенденции динамики промышленного производства. В силу наличия значительной составляющей динамики, соответствующей малым циклам, фактические итоги могут значительно отличаться от полученных на основе прогноза по основной тенденции (что и наблюдается на практике на протяжении всего периода реформ). Экстраполяционный прогноз составляющей динамики, соответствующей малым циклам, возможен лишь на несколько месяцев и едва ли возможен на время порядка года. Это приводит к тому, что результаты прогноза по основной тенденции могут отличаться от фактических итогов на 5-7 процентных пунктов в любую сторону. Крайне низкая точность прогнозов обусловлена, таким образом, не только субъективными, но и вполне объективными причинами - резкой интенсификацией процессов в российской переходной экономике, в экономике быстрых изменений.

#### 4.3. Ограниченность преемственности сводных экономических показателей

В силу ряда рассмотренных выше причин трансформационный спад российского промышленного производства можно будет считать преодоленным гораздо раньше достижения докризисного уровня производства. Действительно, объем производства в исходном состоянии был значительно "раздут" за счет вы-

<sup>13)</sup> Речь идет, разумеется, о временных рядах сезонно скорректированных данных.

<sup>14)</sup> Вместо проведения сезонной корректировки в отечественной практике статистического учета и анализа широко используют упрощенные приемы, состоящие в сопоставлении объема производства текущего месяца с объемом производства того же месяца предыдущего года (либо объема выпуска нарастающим итогом за период с начала текущего календарного года по текущий месяц - с объемом выпуска соответствующего периода предыдущего года). Эти приемы не позволяют корректно идентифицировать малые циклы динамики промышленного производства и обладают рядом других недостатков (подробнее см. [10]).

<sup>15)</sup> Прогноз на следующий календарный год бывает необходим, например, для составления государственного бюджета.

сокой ресурсоемкости конечной продукции, потерь, приписок, избыточного военного производства, экономически необоснованных проектов и т.п., тогда как после завершения переходного процесса предположительно будет производиться только пользующаяся спросом конкурентоспособная продукция, объем которой едва ли корректно сравнивать с объемом производства “одноразовых” зерноуборочных комбайнов и тому подобной продукции советских времен. Российский промышленный спад переходного периода *отчасти* отражает позитивный процесс снижения потерь, повышения эффективности использования ресурсов. Соответственно индексу промышленного производства – не тот показатель, который покажет момент полного преодоления последствий трансформационного кризиса.

Смена состояний российской экономической системы во время реформ сопровождается не только изменениями ее интегральных показателей [36, с.26], к числу которых можно отнести индекс промышленного производства, но и масштабной структурной перестройкой. Система сохраняется как таковая, но ее структура значительно изменяется (изменилась территория и численность населения государства, российская экономика выделилась из общесоюзной, произошел резкий спад в одних отраслях и рост в других и т.п.; это же наблюдается и для двух других больших российских кризисов XX века). Это резко осложняет проведение количественных сопоставлений послекризисной российской экономики с докризисной, делает их во многом условными. Эта же проблема разрыва преемственности сводных экономических показателей существовала и для двух предшествующих больших российских кризисов XX века: многие данные за периоды Революции и Гражданской войны, а также Второй мировой войны для России отсутствуют, соответствующие временные ряды экономических показателей терпят разрывы во время этих кризисов, а их докризисные и послекризисные значения могут быть сопоставлены лишь с той или иной степенью условности. Очевидно, что даже если бы существовали исчерпывающие данные за периоды больших кризисов, то это все равно не решило бы проблему преемственности сводных экономических показателей.

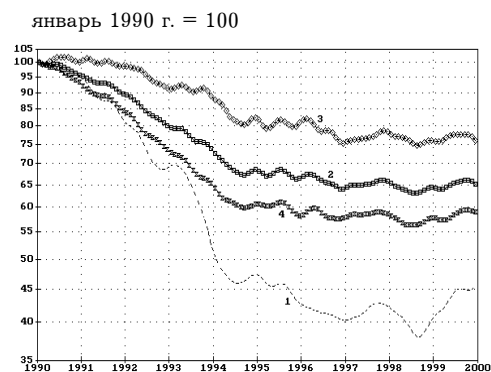
## 5. Структурные сдвиги в промышленном производстве

### 5.1. Отраслевой разрез

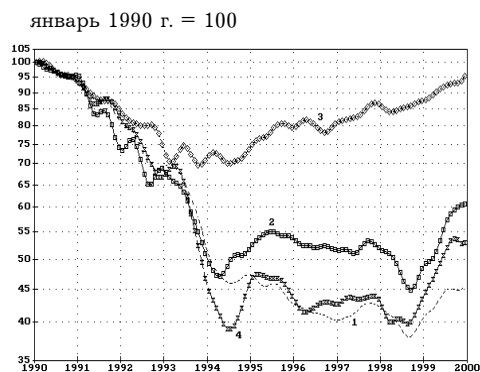
Российский трансформационный спад развивался крайне неравномерно в отраслевом разрезе (рис.3). Наименьшим спад был в топливно-энергетическом комплексе (рис.3,а) и в цветной металлургии, в которой уже с середины 1994 г. наблюдается тенденция интенсивного роста (рис.3,б). Слабее, чем в среднем по промышленности, был спад в черной металлургии, а в химической и нефтехимической промышленности, где максимальная глубина снижения интенсивности производства была несколько больше средней, восстановление идет опережающими темпами (рис.3,б). Все эти отрасли в процессе переходного периода в значительной мере сориентировались на экспорт. Отрасли же, в основном ориентированные на внутренний рынок, претерпели существенно более глубокий спад, за исключением пищевой промышленности, динамика производства в которой не сильно отличается от динамики производства по промышленности в целом (рис.3,г). Нижняя точка спада в машиностроительном комплексе, в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности составляла от од-



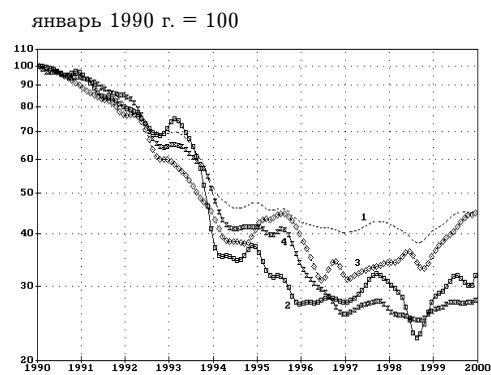
ной четверти до одной трети исходного уровня (рис.3,в), а интенсивность производства в легкой промышленности в нижней точке спада сократилась более, чем на порядок (рис.3,г).



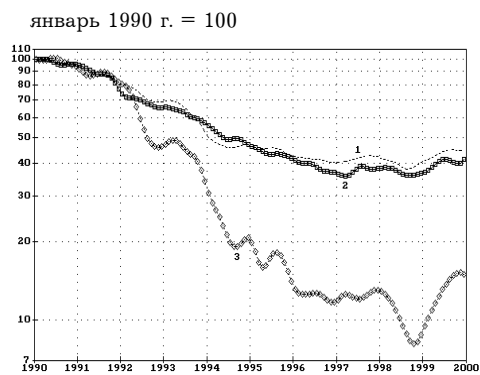
а) 1 - промышленность - всего; 2 - топливно-энергетический комплекс; 3 - электроэнергетика; 4 - топливная промышленность.



б) 1 - промышленность - всего; 2 - черная металлургия; 3 - цветная металлургия; 4 - химическая и нефтехимическая пром.



в) 1 - промышленность - всего; 2 - машиностроительный комплекс; 3 - лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная пром; 4 - пром. строительных материалов.



г) 1 - промышленность - всего; 2 - пищевая промышленность; 3 - легкая промышленность.

Рис.3. Отраслевые индексы промышленного производства.

Наибольший спад претерпели отрасли, в большей мере производящие конечную продукцию. Таким образом, в процессе экономической трансформации исходная диспропорция российской промышленности, состоящая в гипертрофированном развитии добывающих отраслей, значительно усугубилась. С другими исходными диспропорциями российской промышленности дело обстоит иначе. Так сопоставление динамики производства промышленного оборудования, строительных материалов и сырья и материалов между собой с динамикой производства в целом по промышленности (рис.4) показывает, что производство продукции инвестиционного назначения снизилось значительно сильнее. Известно также, что и в военно-промышленном комплексе спад значительно глубже среднепромышленного.

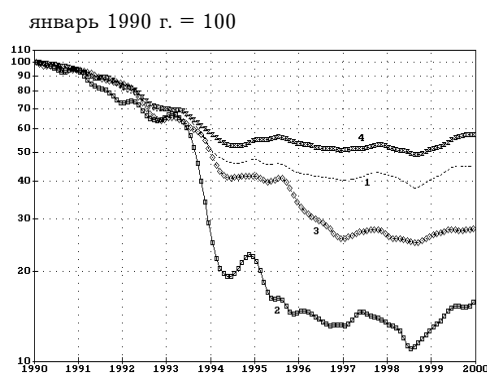


Рис.4. Индексы промышленного производства: 1 - промышленность - всего; 2 - промышленное оборудование; 3 - строительные материалы; 4 - сырье и материалы.

Динамика данного индикатора имеет характер переходного процесса: до начала 1993 г. интенсивность структурных сдвигов в целом нарастала, с середины 1993 г. до весны 1994 г. имел место ее резкий всплеск, после чего она стала в целом постепенно затухать, однако, с мая 1998 г. наблюдался новый всплеск интенсивности структурных сдвигов промышленного производства<sup>16)</sup>.

Обращает на себя внимание большая инерционность промышленного производства. Так кульминация темпов промышленного спада (рис.2) и интенсивности структурных сдвигов (рис.5) приходится на рубеж 1993-1994 гг., т.е. кульминацию

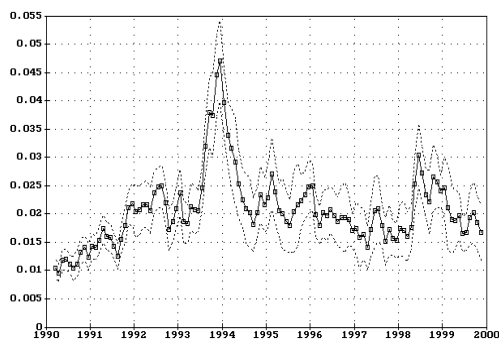


Рис.5. Индекс интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  (пунктиром показаны стандартные ошибки).

Отраслевые индексы промышленного производства, позволяя получать видные “невооруженным глазом” выводы такого рода, не дают, однако, комплексной характеристики структурных сдвигов. Для этого перейдем к анализу сводных индексов структурных сдвигов.

## 5.2. Интенсивность структурных сдвигов

На рис.5 приведен график индекса интенсивности структурных сдвигов в промышленном производстве  $d_t$  (12), который показывает, как быстро происходят структурные изменения.

$d_t$

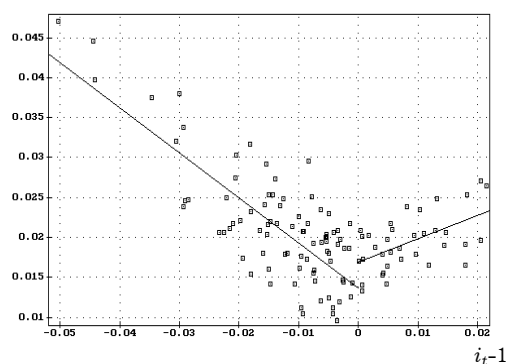


Рис.6. Диаграмма рассеяния и регрессионные прямые для  $i_t \geq 1$  и  $i_t < 1$  (зависимости 2 и 3 в таблице 1).

<sup>16)</sup> Всплеск значений данного индикатора в 1-2 точках в самом конце исследуемого интервала времени не является информативным и обусловлен известным эффектом “влияния хвостом”, состоящим в снижении точности идентификации компоненты тренда и конъюнктуры вблизи краев временного ряда. В какой-то мере это же имеет место и в начале исследуемого интервала времени, однако, здесь этот эффект выражен менее заметно, поскольку многие временные ряды индивидуальных индексов начинаются ранее начала 1990 г. Это обстоятельство следует учитывать при интерпретации значений любых цепных индикаторов структурных сдвигов. Поэтому крайние точки на рис.5 не показаны.

изменений в промышленном производстве от момента либерализации цен, который можно считать началом экономических реформ, отделяют целых два года. Это резко отличает динамику объемов производства от динамики цен: рост цен максимальными темпами наблюдался в течение первого месяца после их либерализации. Значительная инерционность промышленного производства, когда результат воздействия может проявляться через годы и быть сильно “размазанным” во времени (т.е. возможность наличия больших и распределенных лагов), должна приниматься во внимание при анализе и прогнозировании последствий мер экономической политики и внешних воздействий.

Таблица 1.

**Оценки параметров линейных регрессионных зависимостей,  
связывающих показатели структурных сдвигов  
с динамикой промышленного производства<sup>1)</sup>**

№	Завис. перем.	Независ. перем.	Наблю-дения	Свободный член	Коэфф. при независ. переменной <sup>2)</sup>	R <sup>2</sup>	Число набл.
1	$d_t$	$ i_t - 1 $	все	0,015 (23,7)	0,515** (12,9)	0,60	115
2	$d_t$	$i_t - 1$	$i_t \geq 1$	0,017 (20,9)	0,290** (3,83)	0,31	35
3	$d_t$	$i_t - 1$	$i_t < 1$	0,014 (16,7)	-0,563** (-11,7)	0,64	80
4	$d_t$	$ i_t^h - 1 $	все	0,014 (26,2)	0,408** (14,9)	0,66	115
5	$d_t$	$i_t^h - 1$	$i_t^h \geq 1$	0,016 (19,0)	0,232** (4,30)	0,38	32
6	$d_t$	$i_t^h - 1$	$i_t^h < 1$	0,014 (21,0)	-0,437** (-13,9)	0,71	83
7	$d_t$	$ i_t^l - 1 $	все	0,016 (18,3)	0,576** (7,41)	0,33	115
8	$d_t$	$i_t^l - 1$	$i_t^l \geq 1$	0,017 (14,7)	0,307* (2,09)	0,13	31
9	$d_t$	$i_t^l - 1$	$i_t^l < 1$	0,015 (13,9)	-0,608** (-6,55)	0,34	84
10	$D_{T_1,t} - D_{T_1,t-1}$	$i_t - 1$	все	0,002 (5,66)	-0,386** (-15,9)	0,69	115
11	$D_{T_1,t} - D_{T_1,t-1}$	$i_t^h - 1$	все	0,002 (6,30)	-0,281** (-14,5)	0,65	115
12	$D_{T_1,t} - D_{T_1,t-1}$	$i_t^l - 1$	все	0,002 (4,86)	-0,508** (-12,8)	0,59	115
13	$g_t$	$i_t - 1$	все	0,000 (1,91)	0,167** (13,2)	0,61	115

<sup>1)</sup> Анализируемый интервал времени - март 1990 г. - сентябрь 1999 г. (отброшены по одному значению в начале временных рядов и по три - в конце, чтобы избежать влияния эффекта “влияния хвостом” на получаемые оценки). Используемые показатели описаны в разделе 2.

<sup>2)</sup> В скобках приведены  $t$ -статистики. Звездочкой помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 5%-ном уровне значимости, а двумя звездочками - на 1%-ном уровне значимости.

Хорошо видно, что интенсификация изменений объема производства сопровождается интенсификацией изменений его структуры, и наоборот (ср. рис.5 и рис.2). Особенно отчетливо это наблюдается для двух периодов резких всплесков интенсивности структурных сдвигов. Такая динамика свидетельствует в пользу предположения о существовании эффекта связи интенсивности структурных сдвигов с темпами изменения объема производства (см., например, [37]), аналогичного эффекту связи интенсивности структурных сдвигов системы цен с темпами инфляции [38-40, 6, 7]. Разница между этими двумя эффектами состоит в том, что структурные изменения производства интенсифицируются как при ус-

корени спада, так и при ускорении роста производства, тогда как для цен российского переходного периода характерен именно рост. Этот эффект демонстрируют диаграмма рассеяния на рис.6 и оценки параметров уравнений регрессии, приведенные в строках 1-3 таблицы 1. Таким образом, как спад, так и рост российского промышленного производства переходного периода не являются равномерными, причем *чем они более интенсивны, тем менее равномерны*.

Изменение интенсивности структурных сдвигов с течением времени означает изменение степени синхронизации месячных темпов роста объемов производства товаров-представителей. Это, в свою очередь, означает, что соответствующим образом изменяется точность (относительная ошибка) сводных индексов промышленного производства. Интенсификация структурных сдвигов в периоды интенсификации изменений объема производства приводит к тому, что для этих периодов характерна наименьшая точность (наибольшая “размытость” [10]) сводных индексов. Таким образом, именно тогда, когда сводный индекс промышленного производства представляет *наибольший* содержательный интерес, он имеет *наименьшую* точность (это же имеет место и для индексов цен [6,7]) и хуже всего воспринимается лицами, принимающими решения, поскольку при анализе именно таких ситуаций многие аналитики приходят к различным содержательным выводам. Это вынуждает расширять инструментарий анализа подобных ситуаций, переходя от использования лишь сводных индексов объемов и цен к индексам менее высокого уровня агрегирования и/или привлекая дополнительные индикаторы, такие как индексы структурных сдвигов.

Как это следует из свойств показателя  $d_t$  (см. 2.2), анализ приведенных на рис.5 результатов не позволяет делать каких-либо выводов о поступательности и направленности структурных сдвигов: динамика  $d_t$  могла бы быть в точности такой же, как на рис.5, и при значительной трансформации всей совокупности пропорций объемов производства товаров-представителей, и в случае, когда она не претерпела бы вовсе никаких изменений за весь рассматриваемый период времени. Показатель  $d_t$  не позволяет судить о том, отражает ли интенсивность структурных сдвигов поступательно идущий процесс или это просто следствие нерегулярных колебаний индивидуальных индексов производства, поскольку значения показателя отражают как общий сдвиг структуры производства, так и всего лишь асинхронность изменения производства отдельных товаров-представителей.

### 5.3. Поступательность структурных сдвигов

Базисный индекс структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$  (15), дающий количественную оценку структурного сдвига за время, прошедшее между периодами  $t_1$  и  $t_2$ , показывает, как сильно за это время изменились пропорции объемов производства. Это свойство позволяет использовать  $D_{t_1, t_2}$  как индикатор поступательности структурных сдвигов.

Представление о значениях  $D_{t_1, t_2}$  для всех пар  $(t_1, t_2)$  дает рис.7. Левая дальняя граница изображенной на нем поверхности соответствует кривой  $D_{T_1, t}$ , где  $T_1$  - январь 1990 г., а  $t$  пробегает все значения от января 1990 г. до декабря 1999 г. (эта кривая показана на рис.8). Дальняя правая граница соответствует

кривой  $D_{t,T_2}$ , где  $T_2$  - декабрь 1999 г., а  $t$  пробегает все значения. Прямой  $t_2=t_1+1$  соответствует кривая  $d_t$  (рис.5).

Результаты расчетов, представленные на рис.7, показывают, что за рассматриваемое десятилетие произошли значительные сдвиги структуры промышленного производства. Подчеркнем, что из анализа лишь цепных индексов структурных сдвигов типа  $d_t$  такого вывода сделать принципиально невозможно.

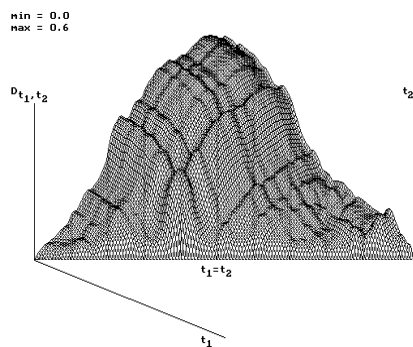


Рис.7. Базисный индекс структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$ .

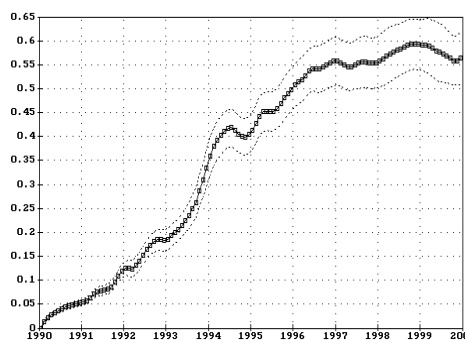


Рис.8. Базисный индекс структурных сдвигов  $D_{T_1, t}$  (пунктиром показаны стандартные ошибки,  $T_1$  - январь 1990 г.).

Наблюдается тенденция к удалению пропорций производства от пропорций, существовавших до начала реформ (рис.8). Значения  $D_{t_1, t_2}$  показывают значительный масштаб такого удаления: для всего рассматриваемого отрезка времени  $D_{T_1, T_2} \approx 0.6$ <sup>17)</sup>. Масштаб произошедших структурных сдвигов наглядно иллюстрирует рис.9, на котором показана гистограмма распределения (с учетом весов  $w_j$ ) индивидуальных индексов объемов производства  $q_{jT_{\min}}/q_{jT_1}$ , где  $T_1$  соответствует январю 1990 г., а  $T_{\min}$  - сентябрю 1998 г., т.е. нижней точке промышленного спада.

Индекс интенсивности производства в нижней точке промышленного спада (т.е. среднее значение совокупности индивидуальных индексов) показан на рис.9 сплошной вертикальной прямой.

То обстоятельство, что  $D_{t_1, t_2}$  на рис.7 в целом возрастает по мере удаления точки  $(t_1, t_2)$  от прямой  $t_2=t_1$ , т.е. с

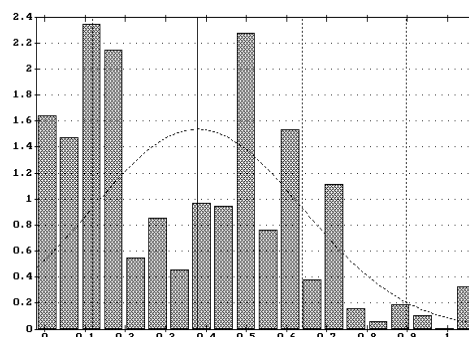


Рис.9. Гистограмма распределения  $q_{jT_{\min}}/q_{jT_1}$  и плотность нормального распределения с теми же средним и дисперсией ( $T_1$  - январь 1990 г.,  $T_{\min}$  - сентябрь 1998 г.).

<sup>17)</sup> Напомним, что показатель  $D_{t_1, t_2}$  (15) является относительной мерой вариации индивидуальных индексов объемов - отношением взвешенного среднего абсолютного отклонения индивидуальных индексов объемов товаров-представителей к соответствующему сводному индексу (см. 2.2), т.е. показателем, родственным коэффициенту вариации.

ростом  $|t_2 - t_1|$ , указывает на наличие поступательных структурных сдвигов на всем рассматриваемом интервале времени: структура производства с течением времени удаляется не только от структуры начала 1990 г., но и от структуры любого другого момента времени (с точностью до циклических колебаний, рассмотренных в 4). Скорость такого удаления максимальна на рубеже 1993-1994 гг., до этого она в целом возрастает с течением времени, а после - в целом убывает. Важно отметить, что в силу инвариантности  $D_{t_1, t_2}$  к пропорциональному изменению всех объемов производства любого из периодов  $t_1$  и  $t_2$ , указанный рост  $D_{t_1, t_2}$  с ростом  $|t_2 - t_1|$  не является результатом изменения масштаба производства, а отражает изменение именно его пропорций. Таким образом, динамика промышленного производства является неравномерной не только в краткосрочном плане, на временах порядка месяца, но и на всем диапазоне времен и на протяжении всего переходного периода, что позволяет говорить о феномене мощных поступательных структурных сдвигов не только в краткосрочном, но и в *долгосрочном периоде* (на временах порядка продолжительности пройденной части переходного периода). Как показывает сопоставление рис.7 и рис.1, углубление промышленного спада в целом сопровождается увеличением структурных сдвигов. Значимо отрицательные коэффициенты при независимой переменной в строке 10 таблицы 1 показывают, что чем интенсивнее спад промышленного производства, тем быстрее пропорции производства текущего периода удаляются от пропорций производства начала 1990 г. Процесс удаления текущих пропорций производства от пропорций до начала экономических реформ приостанавливался всякий раз, когда происходила приостановка спада объема производства (ср. рис.8 и рис.1).

Следствием значительных структурных сдвигов является невысокая точность сводных индексов объемов производства. Так стандартная ошибка базисного индекса объемов  $I_{T_1, T_2}$  за весь период наблюдений составляет 0,05, чему соответствует относительная погрешность в 11%.

#### 5.4. Направленность структурных сдвигов

Для анализа направленности структурных сдвигов необходимо привлечение дополнительной информации, помимо информации о динамике состояния системы, содержащейся в исходных временных рядах и в системе весов. Применительно к анализу сдвигов структуры цен [6,7] такую информацию можно привлекать путем сопоставления структуры текущего периода с некой выделенной структурой цен, например со структурой цен какой-либо страны или мировых цен (там, где это понятие определено). Однако структуры промышленного производства разных стран существенно отличаются друг от друга и едва ли существует экономический механизм, способствующий их сближению, поэтому при анализе эволюции структуры российского производства, в отличие от структуры цен, не удастся напрямую воспользоваться какими-либо внешними ориентирами. Вместо этого будем использовать индикаторы качества структуры, введенные в 2.3.

На рис.10 приведен график индекса качества структуры промышленного производства  $G_t$  (17), позволяющего судить о направленности структурных сдвигов. Для его построения каждому из видов промышленной продукции, на основе которых строятся сводные индексы объемов промышленного производства и структурных сдвигов, были присвоены баллы  $b_j$ , отражающие положение соответ-

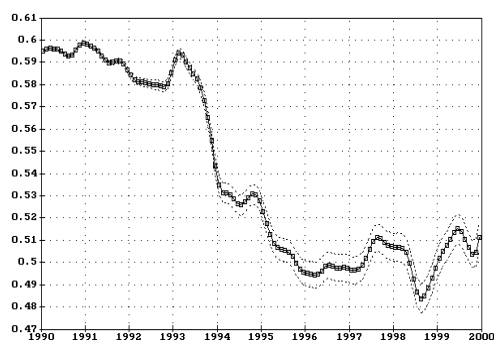


Рис.10. Индекс качества структурных сдвигов  $G_t$  (пунктиром показаны стандартные ошибки).

ствующего продукта в передельном цикле, от нуля, соответствующего сырью, до единицы, соответствующей конечной продукции. Оценка качества  $G_t$  получена как взвешенное среднее этих баллов и дает средний балл для всей выпускаемой в данный момент промышленной продукции (см. 2.3). Таким образом, динамика данного индикатора дает представление об изменении с течением времени соотношения сырья и продукции его первичной переработки, с одной стороны, и конечной продукции, с другой, в общем объеме промышленного производства<sup>18)</sup>.

Как было отмечено выше, структура советской промышленности характеризовалась гипертрофированным развитием добывающих отраслей, что отражало затратный характер экономики, ее рыночную неэффективность. Поэтому структурные сдвиги, характеризующиеся “утяжелением” структуры промышленного производства, когда динамика производства продукции высокой степени переработки в натуральном выражении характеризуется относительно более низкими темпами, в рассматриваемых условиях можно квалифицировать как неблагоприятные, а структурные сдвиги обратной направленности, когда производство продукции высокой степени переработки изменяется опережающими темпами, можно рассматривать как благоприятные.

Рис.10 показывает, что за время реформ производство продукции высокой степени переработки сокращалось опережающими темпами. Это же демонстрируют и рис.11,12, на которых показана динамика индексов интенсивности промышленного производства отдельно для продукции высокой и низкой степеней переработки (построенных в соответствии с (22)-(25)) на фоне производства по промышленности в целом. Такая динамика прямо противоположна той, которая наблюдается при индустриализации, когда производство продукции высокой степени переработки растет опережающими темпами. Таким образом, рассматриваемая диспропорция российской экономики за годы реформ лишь усугубилась, причем значительно (рис.11).

Динамика  $G_t$  (как и динамика  $d_t$  и  $D_{t,t_2}$ , рассмотренных выше) имеет характер переходного процесса. Углубление промышленного спада в целом сопровождалось “утяжелением” структуры промышленного производства, начавшийся подъем характеризуется противоположной тенденцией - производство продукции высокой степени переработки растет в натуральном выражении опережающими темпами (ср. рис.10 и рис.1). Эта же закономерность наблюдается и для малых циклов промышленного производства: короткие периоды ускорения промышленного спада сопровождаются опережающим снижением производства продукции высокой степени переработки, а короткие периоды стабилизации или подъема

<sup>18)</sup> Разумеется, подход к анализу качества структурных сдвигов, основанный на использовании положения товаров-представителей в передельном цикле, является лишь одним из возможных, в том числе и среди подходов, основанных на использовании введенной в 2.3 системы индикаторов.

сопровождаются изменениями производства продукции высокой степени переработки опережающими темпами. Особенно отчетливо это видно на графиках индексов производства продукции разной степени переработки, приведенных на рис.11,12. Значимо положительные коэффициенты при независимой переменной в строке 13 таблицы 1 также указывают на то, что в рассматриваемых условиях увеличение удельных приростов промышленного производства сопровождалось в целом увеличением приростов индекса качества  $G_t$ .

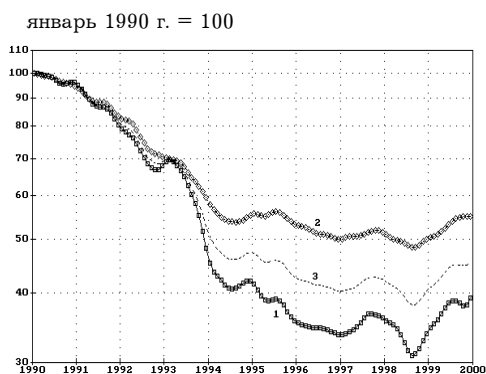


Рис.11. Базисные индексы производства продукции высокой  $I_{T_1,t}^h$  (1) и низкой  $I_{T_1,t}^l$  (2) степени переработки и  $I_{T_1,t}$  (3) ( $T_1$  - январь 1990 г.).

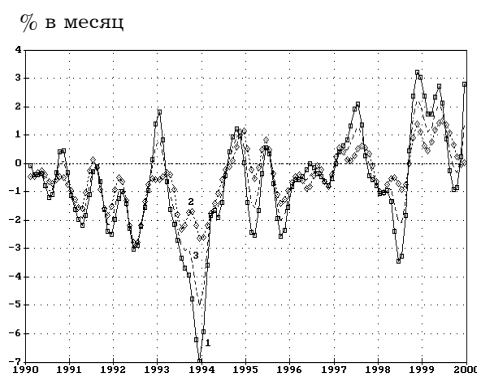


Рис.12. Цепные индексы производства продукции высокой  $(i_t^h - 1)$  (1) и низкой  $(i_t^l - 1)$  (2) степени переработки и  $(i_t - 1)$  (3).

Производство продукции высокой степени переработки характеризуется гораздо большей подвижностью по сравнению с более стабильной динамикой производства продукции низкой степени переработки, для которой характерны существенно меньшие темпы как спада, так и подъема (рис.12). Такая динамика представляется естественной для открытой экономики, в основном экспортирующей сырье и полуфабрикаты и импортирующей конечную продукцию. Для развитых рыночных экономик, в большей мере импортирующих сырье и экспортирующих высокотехнологичную конечную продукцию, имеет место обратная закономерность: производство конечной продукции более стабильно, тогда как производство сырья и материалов подвержено существенно более значительным конъюнктурным колебаниям (см., например, [27], это же относится и к динамике цен [41]). Заметим, что в рассматриваемом российском случае производство продукции высокой степени переработки менее стабильно, чем производство продукции низкой степени переработки, не только в краткосрочном плане, но и в более долгосрочном, за весь период реформ, как это иллюстрируют рис.10,11. Более высокая подвижность производства продукции высокой степени переработки стала особенно заметна с конца 1992 г. (рис.12), после либерализации цен и внешнеэкономической деятельности, что позволяет рассматривать такую особенность динамики промышленного производства как еще один трансформационный эффект. Положение, когда ядро системы (производящее продукцию высокой степени переработки) отличается меньшей стабильностью, чем ее периферия (производящая сырье и полуфабрикаты), едва ли может быть признано благоприятным для российской экономики.



Обращает на себя внимание то обстоятельство, что усиление борьбы с инфляцией путем ужесточения денежно-кредитной политики и укрепления реального курса рубля (рис.13,14) приводит к резкому сокращению в первую очередь производства продукции высокой степени переработки, в меньшей степени влияя на производство продукции низкой степени переработки. Ослабление же такой борьбы с инфляцией благотворно сказывается в первую очередь также на динамике производства продукции высокой степени переработки. Особенно отчетливо это демонстрируют два периода резкой интенсификации структурных сдвигов. Так в 1993 г. было произведено резкое сокращение денежной массы в реальном выражении (рис.13), тогда же наблюдалось и резкое укрепление реального курса рубля (рис.14), что сопровождалось резким ускорением промышленного спада с лета 1993 г. по весну 1994 г., главным образом за счет сокращения производства продукции высокой степени переработки (рис.11,12), т.е. дальнейшим “утяжелением” структуры производства (рис.10). Аналогично сокращение конечного спроса на продукцию отечественной промышленности, которое имело место перед крахом пирамиды ГКО в августе 1998 г., сопровождалось ускорением промышленного спада в первую очередь конечной продукции, а произошедшее после этого обострения кризиса резкое ослабление реального курса рубля (рис.14), вызвавшее увеличение спроса на отечественную продукцию за счет резкого снижения спроса на импортную, привело к интенсивному промышленному подъему в первую очередь конечной продукции. Таким образом, производство продукции высокой степени переработки весьма чутко реагирует на изменения внутрироссийского конечного спроса, эти импульсы затем передаются по технологической цепочке к первичной переработке сырья и его добыче, постепенно затухая (причем передаются достаточно быстро, на что указывает синхронность изменений производства продукции высокой и низкой степеней переработки на рис.12, т.е. отсутствие сколько-нибудь заметных лагов между ними). Производство сырья и промежуточной продукции демонстрирует существенно более плавную динамику, в то время как производство конечной продукции изменяется в большей мере рывками, быстрее откликаясь на изменения в экономической политике. Такая динамика свидетельствует в пользу того, что в основе механизма малых циклов динамики российского промышленного производства (см. 4) лежат спросовые импульсы, порождаемые изменениями экономической политики.

млрд.руб.

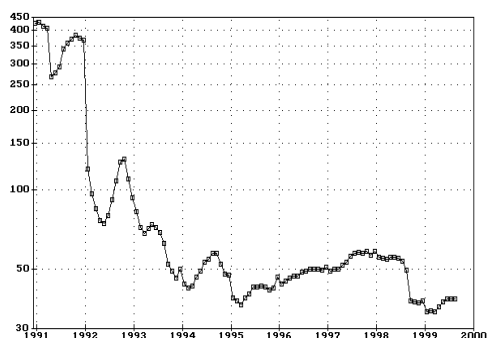


Рис.13. Денежная масса М2 в ценах конца 1990 г.

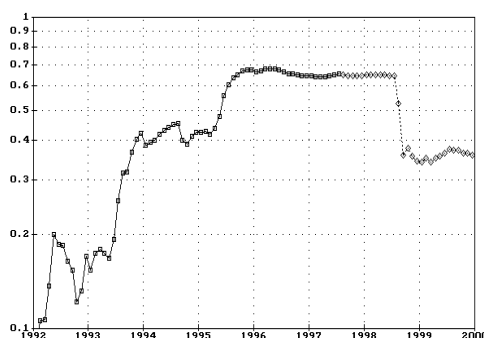


Рис.14. Отношения частных ППС к обменному курсу рубля к доллару по корзине потребительских товаров [6]. С августа 1997 г. - оценка на основе официального ИПЦ.

В пользу этой же трактовки свидетельствует и то обстоятельство, что чрезмерное укрепление реального обменного курса рубля сопровождается углублением спада производства (ср. рис.14 и рис.1) и неблагоприятными сдвигами его структуры (ср. рис.14 и рис.10), тогда как его ослабление сопровождается обратными эффектами. Наиболее отчетливо это наблюдается для двух периодов резкого укрепления реального курса рубля - во второй половине 1993 г. и во второй половине 1995 г. - и для периода после резкого ослабления рубля в августе-сентябре 1998 г. (рис.14). Таким образом, можно говорить о влиянии реального курса рубля как на масштаб промышленного производства, так и на его структуру. Механизмом такого влияния могут быть неблагоприятные для отечественного производителя (в первую очередь конечной продукции) сдвиги структуры цен, порождаемые укреплением реального курса рубля.

Вновь обратимся к уравнениям регрессии, связывающим показатели структурных сдвигов с динамикой промышленного производства (таблица 1). Как было отмечено выше, увеличение абсолютной величины удельных приростов промышленного производства в целом сопровождается увеличением интенсивности структурных сдвигов (таблица 1, строки 1-3). Если же в независимой переменной вместо  $i_t$  (2) использовать  $i_t^h$  (22), то  $R^2$  несколько повышается (ср. строки 4-6 со строками 1-3 таблицы 1), а если использовать  $i_t^l$  (24), то  $R^2$  резко снижается (ср. строки 7-9 со строками 1-6 таблицы 1). Поскольку динамика производства продукции высокой степени переработки гораздо лучше, чем динамика производства продукции низкой степени переработки, объясняет динамику интенсификации структурных сдвигов, то можно предположить, что эффект интенсификации структурных сдвигов при увеличении абсолютной величины удельных приростов промышленного производства связан, главным образом, с особенностями динамики производства продукции высокой степени переработки.

Приведенные результаты анализа укладываются в следующую схему. Начало очередного витка борьбы с инфляцией посредством ужесточения денежно-кредитной политики, зачастую сопровождающееся укреплением реального обменного курса рубля, приводит к угнетению конечного спроса, что отражается в первую очередь на производстве конечной продукции, в меньшей мере затрагивая производство первичной продукции, которая, в отличие от основной части российской конечной продукции, пользуется устойчивым спросом за рубежом. Когда ускорение спада в реальном секторе, обостряя социальные проблемы, не оставляет возможностей для дальнейшего проведения подобной политики, происходит "откат", который также влияет в первую очередь на производство конечной продукции. В реальном секторе происходит если не улучшение, то хотя бы стабилизация, и это позволяет правительству через некоторое время вновь обратиться к борьбе с инфляцией. Круг замыкается. Представляется, что на протяжении всего переходного периода такой "портрет" является стандартным для малых циклов российского промышленного производства.

Проведенный анализ позволяет сделать вывод о том, что процесс "утяжеления" структуры промышленного производства на рассматриваемом отрезке времени протекал весьма интенсивно. Как показывает рис.11, в нижней точке промышленного спада (сентябрь 1998 г.) по сравнению с началом 1990 г. интенсивность производства продукции высокой степени переработки снизилась втрое, тогда как интенсивность производства продукции низкой степени переработки

сократилась “всего” вдвое. Таким образом, за время экономических реформ сырьевая ориентация российской промышленности значительно усилилась. Произошел переход на новый уровень пропорций между производством сырья, промежуточной и конечной продукции, соответствующий “утяжелению” структуры промышленного производства. Важно отметить, что в этом рассмотрении устранен ценовой фактор, поскольку все анализируемые индикаторы построены на основе индивидуальных индексов объемов производства в натуральном выражении.

Такое направление структурных сдвигов российского промышленного производства периода реформ представляется вполне естественным, учитывая слабую конкурентоспособность конечной продукции и ценовые пропорции советских времен, когда сырье и энергоносители были относительно дешевы, а многие виды конечной продукции – относительно дороги. Либерализация цен и внешнеэкономической деятельности в условиях низкого курса рубля (рис.14) сделали выгодным экспорт сырья и энергоносителей, что привело к росту их относительных цен и к росту реального курса рубля. В результате производители конечной продукции, лишившиеся многих традиционных рынков, столкнувшиеся с сокращением спроса со стороны государства, более уязвимые к разрывам хозяйственных связей, не имеющие возможности массового экспорта своей продукции, столкнулись также с ростом относительных цен на потребляемые ими ресурсы и с массивным импортом дешевой конечной продукции. Отметим также, что поскольку производство наиболее сложных видов продукции наиболее уязвимо к разрывам хозяйственных связей [4], то переходный процесс неизбежно должен сопровождаться структурными сдвигами именно такой направленности. Таким образом, указанная направленность структурных сдвигов может рассматриваться как еще один трансформационный эффект. Направленность структурных сдвигов могла бы быть существенно иной лишь при проведении какой-либо целенаправленной промышленной политики, возможность чего в условиях слабости государственной власти вскоре после распада государства представляется крайне маловероятной.

Резкое “утяжеление” структуры российского промышленного производства привело к увеличению вклада в его объем тех видов продукции, производство которых характеризуется значительными сезонными колебаниями (электроэнергия, теплоэнергия и т.п.) Это привело к увеличению масштаба сезонных колебаний сводного индекса промышленного производства<sup>19)</sup>, что, усложнив проведение сезонной корректировки, усугубило проблему правильной идентификации текущей экономической ситуации органами экономического управления.

### 5.5. Переход от ресурсных ограничений к спросовым

Представляет несомненный интерес проведение совместного анализа структурных сдвигов объемов промышленного производства и соответствующих цен, однако, индексы цен производителей промышленной продукции по необходимой для сопоставления номенклатуре не доступны. Поэтому попытка такого сопоставления сделана на основе отраслевых индексов промышленного производства и цен производителей<sup>20)</sup>. Сопоставление динамики пар индикаторов  $G_t$  и  $d_t$ , полу-

<sup>19)</sup> Значительная эволюция сезонных волн в процессе переходного периода обусловлена также и другими причинами [10].

<sup>20)</sup> Используются индексы промышленного производства по электроэнергетике, топливной промышленности, черной металлургии, цветной металлургии, химической и нефте-

ченных по индивидуальным и по отраслевым индексам объемов, показывает их близость, что позволяет надеяться на качественное совпадение результатов по индивидуальным и по отраслевым индексам и для цен.

Динамика индекса качества  $G_t$  структурных сдвигов цен интерпретируется аналогично динамике соответствующего индекса объемов: рост  $G_t$  свидетельствует о том, что цены на продукцию высокой степени переработки растут опережающими темпами, тогда как падение  $G_t$  означает опережающий рост цен на сырье и продукцию первичной переработки. Поэтому росту этого индекса соответствует улучшение финансового состояния производителей конечной продукции, а его падению - ухудшение, следовательно, структурные сдвиги, сопровождающиеся ростом этого индекса, можно интерпретировать как благоприятные для отечественного товаропроизводителя, а сопровождающиеся его падением - как неблагоприятные.

На рис.15 показана динамика индексов качества структурных сдвигов объемов производства и цен производителей. Хорошо видно, что за время реформ снизились значения индексов качества как для структуры производства, так и для структуры цен: опережающий рост цен на сырье и продукцию первичной переработки сопровождался усилением сырьевой ориентации российской экономики. Такая реакция структуры выпуска на изменения структуры цен представляется совершенно логичной. Усугубление диспропорции в структуре выпуска (усиление сырьевой ориентации) является естественной платой за исправление диспропорции в структуре цен (цены на сырье до начала реформ были в целом занижены, тогда как цены на конечную продукцию были в целом завышены). Вопрос о том, насколько эта плата оправдана, т.е. о том, стоило ли заменять одну диспропорцию другой, заслуживает отдельного исследования.

Обращает на себя внимание эволюция с течением времени реакции качества структурных сдвигов объемов производства на изменение качества структурных сдвигов цен. Так либерализация цен привела к резкому ухудшению качества структуры цен в рассматриваемом смысле, когда за первую половину 1992 г. цены на сырье выросли гораздо выше цен на конечную продукцию (рис.15). Соответствующий "обвал" качества выпуска произошел лишь через полтора года - во

---

химической промышленности, машиностроению, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, промышленности строительных материалов, легкой промышленности и пищевой промышленности (рис.3), и индексы цен производителей, рассчитываемые Госкомстатом России по тем же отраслям (индекс цен по химической и нефтехимической промышленности Госкомстатом не публикуется, поэтому он был получен агрегированием индексов для химической промышленности и для нефтехимической промышленности). Использованы сезонно скорректированные индексы промышленного производства. Индексы цен сезонной корректировке не подвергались. Доступны только годовые индексы цен для 1991 г., поэтому соответствующие месячные значения получены интерполяцией и, отражая средние темпы роста цен, не показывают особенности их внутригодовой динамики для 1991 г. Поскольку отраслевые индексы цен производителей 1992 г. имеют колоссальные смещения, обусловленные использованием в Госкомстате для их исчисления неверных формул [35], то месячные индексы роста цен для 1992-1993 гг. пересчитаны путем их пропорционального изменения с целью достижения совпадения произведения 12 месячных индексов с годовым значением. Система весов получена на основе стоимостной оценки промышленного производства 1995 г. Оценки качества отраслей получены осреднением продуктовых оценок качества с весами продуктов. Индексы цен строились по тем же формулам и с теми же весами, что и индексы объемов.

второй половине 1993 г. Однако резкое улучшение качества структуры цен после обострения кризиса в августе 1998 г. гораздо быстрее привело к резкому улучшению структуры объемов производства, лаг составил всего несколько месяцев. Таким образом, в начале периода реформ реакция структуры производства на структуру цен была весьма слабой: несмотря на колоссальный структурный ценовой шок в 1992 г.<sup>21)</sup>, пропорции производства продукции высокой и низкой степеней переработки оставались примерно одинаковыми, т.е. спад первых полутора лет реформ был скорее фронтальным, чем структурным. К концу 1990-х гг., напротив, структура объемов производства стала чутко откликаться на изменения структуры цен.

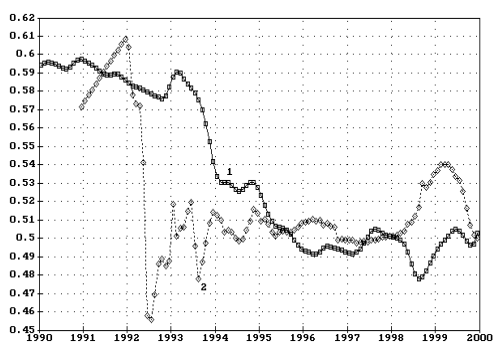


Рис.15. Индексы качества структурных сдвигов  $G_t$  объемов производства (1) и цен производителей (2) (месячные индексы цен 1991 г. получены интерполяцией годовых).

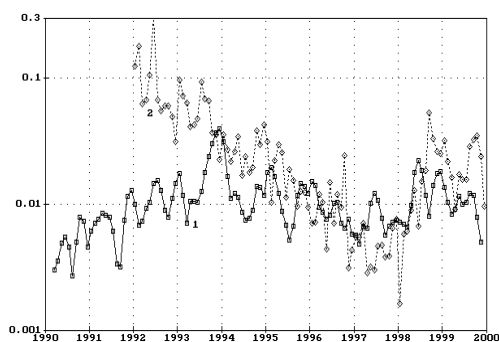


Рис.16. Индексы интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  объемов производства (1) и цен производителей (2).

Представляется, что такое изменение реакции структуры производства на изменения структуры цен отражает процесс перехода в российской экономике от ресурсных к спросовым ограничениям, т.е. глубинные изменения в ее функционировании. Действительно, экономика, функционирующая в условиях ресурсных ограничений, и не должна заметно реагировать на изменения структуры цен, структурные сдвиги в ее выпуске бывают обусловлены другими причинами. По мере перехода к спросовым ограничениям, напротив, реакция на ценовые импульсы должна усиливаться. Различие реакции качества структуры объемов производства на изменения качества структуры цен в начале и в конце 1990-х гг. приводит к выводу о том, что переход от ресурсных ограничений к спросовым в российской промышленности в целом произошел в середине 1990-х гг., т.е. в период кульминации темпов промышленного спада и интенсивности структурных сдвигов.

Еще один аргумент в пользу такого вывода дает рис.16, на котором приведены графики индексов интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  объемов производства и цен производителей, построенные по отраслевым индексам. До конца 1993 г., т.е. до момента кульминации промышленного спада, динамика индекса интенсивности структурных сдвигов цен и объемов была различной: интенсивность структурных сдвигов цен после их кульминации в момент либерализации

<sup>21)</sup> По всей видимости, его можно сравнивать по масштабу с ценовым шоком 1970-х гг. в странах Запада, вызванным резким ростом цен на энергоносители.

цен в целом затухала, тогда как интенсивность структурных сдвигов объемов в целом нарастала. С начала 1994 г., напротив, наблюдается сходная динамика индексов интенсивности структурных сдвигов цен и объемов: они в целом затухали до 1998 г., затем вместе возросли, а с осени 1998 г. вновь вместе затухают. Таким образом, в первые годы реформ динамика индексов интенсивности структурных сдвигов объемов и цен была различной (что соответствует преобладанию ресурсных ограничений), затем постепенно появилась синхронизация динамики показателей (что соответствует преобладанию спросовых ограничений). Ценовые шоки высокой интенсивности в 1992-1993 гг. оказывали меньшее влияние на интенсивность структурных сдвигов объемов производства, чем ценовые шоки меньшей интенсивности конца 1990-х гг.

Заметим, что отсутствие синхронизации между показателями  $G_t$  и  $d_t$  для цен и объемов в начале 1990-х гг. в какой-то мере может быть объяснено тем, что реальные цены в России в это время не были рыночными, а регистрируемые цены не всегда правильно отражали реальные, однако, такие объяснения и означают, по сути, что в российской экономике в это время преобладали ресурсные ограничения. С переходом к спросовым ограничениям реальные цены стали в большей мере рыночными, а регистрируемые цены стали лучше отражать реальные.

Как показывает динамика индикаторов  $G_t$  на рис.15, индекс качества структурных сдвигов цен является опережающим индикатором по отношению к индексу качества структурных сдвигов объемов производства. Изменения индекса качества структурных сдвигов объемов производства, в свою очередь, сопровождаются изменениями динамики объемов промышленного производства (ср. рис.10 и рис.2). Следовательно, индекс качества структурных сдвигов цен может быть использован при краткосрочном прогнозировании в качестве опережающего индикатора по отношению к индексу интенсивности промышленного производства.

### 5.6. Влияние структурных сдвигов на оценки глубины промышленного спада

Структурные сдвиги (изменения пропорций как между ценами товаров и услуг, так и между объемами их производства в натуральном выражении) влияют на точность сводных индексов цен и объемов. Как правило, чем сильнее структурные сдвиги, тем меньшую точность имеют соответствующие сводные индексы. Платой за получение длинных временных рядов сводных экономических индексов является возможность возникновения значительных погрешностей измерения, способных существенно влиять на результаты сопоставлений между удаленными периодами времени, в частности, индексы могут содержать значительные систематические погрешности (смещения). Это необходимо принимать во внимание при построении таких индексов и при их содержательной интерпретации.

Для индексов цен обычно бывает характерно смещение вверх<sup>22)</sup>, т.е. систематическая переоценка роста цен [26]. Проблема смещений в индексах объемов

---

<sup>22)</sup> Актуальность проблемы смещений в индексах цен была в последние годы осознана за рубежом (в первую очередь в США [26]), не менее актуальна она и в России переходного периода [5], однако, судя по всему, это пока не осознается большинством экономистов.

также существует, хотя она, по всей видимости, менее актуальна, чем проблема смещений в индексах цен. Цена ошибки здесь меньше, чем при измерении роста цен, поскольку искажения в индексах объемов способны оказывать меньшее влияние на выработку экономической политики, чем искажения в индексах цен. Дело в том, что систематические ошибки в индексах цен, смещая все остальные экономические индикаторы в реальном выражении, полученные с использованием индексов цен для перевода из номинального выражения в реальное, способны приводить к накоплению диспропорций в экономике, в частности, посредством нежелательного перераспределения национального богатства при избыточной (или недостаточной) индексации пенсий, пособий, стипендий, окладов в бюджетной сфере. Смещения же в индексах объемов не могут столь непосредственно влиять на благосостояние людей, однако, в российском случае они способны влиять на оценку долгосрочных результатов реформ и тем самым в какой-то мере оказывать воздействие на экономическую политику. Для индексов объемов производства переходного периода обычно принято считать характерным смещение вниз, чему соответствует систематическая переоценка глубины падения производства (см. также 4).

Значительные структурные сдвиги могут существенно ускорить накопление систематических ошибок в экономических индексах [5]. Поэтому в таких условиях (а в российской экономике переходного периода, как было показано выше, имеют место именно такие условия) необходимо уделять особое внимание исследованию смещений. На величину смещений большое влияние оказывает методика построения индекса. В частности, одним из источников смещений является использование устаревших весов в индексных формулах. Смещения, вызванные разными причинами, обычно имеют один порядок величины, поэтому, оценив масштаб смещения, обусловленного одним из источников, можно судить о порядке величины смещений, обусловленных иными причинами. В последнее время за рубежом осознана необходимость использования сцепленных индексов вместо прямых, причем в статистических органах развитых стран наблюдается тенденция уменьшения шага по времени при построении сцепленных макроэкономических индексов, в частности индексов промышленного производства (см., например, [42]). Стандартной практической рекомендацией в настоящее время является рекомендация ежегодной смены весов, т.е. использования шага по времени в один год, однако, поскольку выбор шага должен осуществляться индивидуально в каждом конкретном случае, то едва ли следует придавать большое значение такого рода общим рекомендациям. В конкретных обстоятельствах места и времени может оказаться, что шаг в один год – слишком грубый, либо, наоборот, что можно обойтись и шагом в несколько лет.

В нашем случае отсутствуют надежные данные для получения систем весов, необходимых для построения сцепленных индексов, что вынуждает ограничиться построением только прямых индексов. Однако, если приходится использовать лишь прямые индексы, то необходимо хотя бы оценить масштаб возможных смещений в них.

Оценить величину смещения, обусловленного использованием в индексных формулах устаревших весов, можно путем сопоставления со специально построенным индексом, в котором данный эффект меньше по порядку величины. В качестве такого индекса можно использовать сцепленный индекс с малым шагом по времени, на каждом шаге которого используется формула Фишера, Торнквиста

или какая-либо другая индексная формула, обеспечивающая существенно более высокую точность по сравнению с формулами Ласпейреса или Пааше (подробнее см., например, [5]). В нашем случае можно было бы использовать, например, сцепленный индекс Фишера с шагом в один год. Однако, как уже было отмечено, данные для получения системы весов каждого года отсутствуют, поэтому такие индексы не могут быть корректно построены. В наличии имеется лишь ежегодная информация по отраслевой стоимостной структуре промышленного производства, поэтому представляется возможным оценить лишь смещение, обусловленное межотраслевыми структурными сдвигами, без учета внутриотраслевых сдвигов. Для этого будем использовать рассмотренные выше прямые отраслевые индексы промышленного производства в качестве индивидуальных индексов<sup>23)</sup>, а веса будем получать на основе отраслевой стоимостной структуры.

Влияние межотраслевых структурных сдвигов на оценки динамики российского промышленного производства переходного периода иллюстрирует таблица 2. Максимальное значение отношения уровня 1998 г. к уровню 1990 г. (43,6) превышает минимальное (36,9) на 18%, а соответствующие им оценки глубины промышленного спада за время реформ различаются на 12%. Отклонения максимального и минимального значений от значения сцепленного индекса Фишера составляет +7,2% и -9,1% соответственно. При этом в наших расчетах учтены лишь межотраслевые структурные сдвиги, учет же еще и внутриотраслевых структурных сдвигов может увеличить расхождение между максимальной и минимальной оценками. Это означает, что различия в оценках изменения уровня промышленного производства за время реформ и глубины промышленного спада могут составлять один-два десятка процентов. Это по порядку величины соответствует полученной в разделе 5.3 оценке в 11% случайной погрешности сводного индекса с весами, отражающими стоимостную структуру 1995 г.

Таблица 2.

**Оценки динамики промышленного производства, иллюстрирующие смещения, обусловленные процессами замещения на межотраслевом уровне**

Индексы	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Прямой, веса 1990 г.	100,00	90,22	75,03	63,60	45,61	43,26	39,46	39,93	37,71
Прямой, веса 1991 г.	100,00	90,18	74,20	62,49	44,93	42,53	38,65	39,02	36,94
Прямой, веса 1992 г.	100,00	90,42	76,23	65,18	49,83	48,58	45,30	45,71	43,64
Прямой, веса 1993 г.	100,00	90,65	76,58	65,60	50,08	48,68	45,22	45,51	43,39
Прямой, веса 1994 г.	100,00	90,65	76,67	65,67	48,79	47,06	43,36	43,66	41,37
Прямой, веса 1995 г.	100,00	90,54	76,41	65,45	48,44	46,52	42,78	43,07	40,78
Прямой, веса 1996 г.	100,00	90,67	76,50	65,64	48,28	45,95	42,10	42,34	40,04
Прямой, веса 1997 г.	100,00	90,85	76,86	66,25	49,42	47,11	43,32	43,45	41,25
Прямой, веса 1998 г.	100,00	90,60	76,37	65,67	48,14	45,64	41,91	42,21	39,92
Сцепленный Фишера	100,00	90,20	75,12	64,29	48,42	46,61	42,78	42,96	40,71

<sup>23)</sup> Использованы индексы годовых значений по 13 отраслям: электроэнергетике, нефтедобывающей промышленности, нефтеперерабатывающей промышленности, газовой промышленности, угольной промышленности, черной металлургии, цветной металлургии, химической и нефтехимической промышленности, машиностроительному комплексу, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, промышленности строительных материалов, легкой промышленности и пищевой промышленности.



Другой вывод, который следует из представленных в таблице 2 результатов расчетов, состоит в том, что веса 1995 г. дают пренебрежимо малое смещение: оценки 1998 г. по прямому индексу с весами 1995 г. и по сцепленному индексу Фишера практически совпадают. Это позволяет использовать прямые индексы с весами 1995 г. и для проведения сопоставлений между удаленными между собой периодами времени, а не только для анализа краткосрочных тенденций динамики промышленного производства.

Наибольший разброс оценок глубины спада наблюдается для весов первых лет реформ, что неудивительно, поскольку именно в этот период ценовые пропорции менялись наиболее интенсивно. Обращает на себя внимание нетипичное влияние перехода на более новые веса в первые годы реформ. Обычно считается, что прямые индексы, использующие более старые веса, завышают выпуск, тогда как индексы, основанные на более поздних весах, его занижают, поскольку товары, производство которых растет опережающими темпами, обычно характеризуются снижающимися относительными ценами. Поэтому обычно наблюдается эффект уменьшения значений индекса с переходом на веса все более поздних периодов времени [43], известный как эффект Гершенкрона. В нашем же случае это не совсем так, т.е. эффект Гершенкрона наблюдается не всегда. Это наглядно иллюстрирует рис.17, на котором изображены оценки промышленного производства 1998 г. по сравнению с 1990 г. в зависимости от года, которому соответствует использованная система весов. В 1990-1991 гг. и в 1992-1998 гг. наблюдается в целом снижение оценок с использованием более новых весов, т.е. эффект Гершенкрона в эти годы выполняется. Однако при переходе от весов 1991 г. к весам 1992 г. вместо снижения наблюдается резкий рост оценки уровня производства, т.е. здесь наблюдается эффект, прямо противоположный эффекту Гершенкрона.

Аномальная, на первый взгляд, динамика оценок при переходе от весов

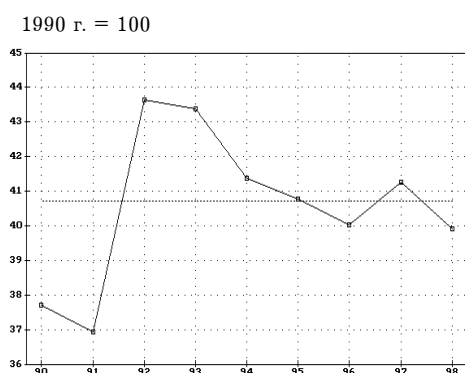


Рис.17. Оценки промышленного производства 1998 г. прямыми индексами с весами разных лет (показаны на горизонтальной оси; пунктиром показано значение сцепленного индекса Фишера).

на 1991 г. к весам 1992 г. отражает характер и масштаб структурных сдвигов, сопровождавших либерализацию цен, проведенную в начале 1992 г., когда опережающий рост цен на продукцию топливно-энергетического и металлургического комплексов сопровождался меньшими темпами спада объемов производства в натуральном выражении в этих отраслях. Такие структурные сдвиги оказались возможными в монополизированной среде в условиях существования изначальных ценовых диспропорций, соответственно они являются феноменом переходного периода, своего рода трансформационным эффектом. В этих условиях использование весов предшествующих лет должно занижать и рост цен производителей в 1992 г., т.е. для индекса цен производителей может наблюдаться смещение, противоположное по направлению по сравнению со смещением индекса потребительских цен [5]. Этот вопрос заслуживает специального исследования.

Разнонаправленное изменение оценок при переходе к более новым весам (т.е. сочетание эффекта Гершенкрона в одни годы с эффектом, противоположным ему, в другие годы) приводит к тому, что в области измерения динамики российского производства переходного периода не возникает столь значительных измерительных проблем, связанных с накоплением систематических ошибок за период реформ, которые характерны для измерения роста цен [5]. Этому же способствует и меньший масштаб изменения объемов производства по сравнению с изменением цен за время реформ.

## 6. Заключение

Существо рассматриваемого периода состоит в переходе от плановой экономики к рыночной, от экономики ресурсных ограничений к экономике спросовых ограничений, от рынка продавца к рынку покупателя. Смена принципов функционирования экономической системы, составляющая суть переходного периода, порождает многочисленные *трансформационные эффекты*, к числу которых, помимо трансформационного спада, можно отнести и трансформационные структурные сдвиги. Этим двум эффектам, наблюдающимся для динамики объемов, соответствует пара аналогичных эффектов для динамики цен: трансформационная инфляция и трансформационные сдвиги ценовых пропорций [6,7]. Наблюдаются и многочисленные более частные эффекты, т.е. эффекты менее высоких уровней иерархии, к которым можно отнести рассмотренные выше эффекты высокочастотной трансформационной цикличности производства, большей подвижности производства продукции высокой степени переработки, эффект, противоположный эффекту Гершенкрона после либерализации цен (эффект “анти-Гершенкрона”), эффект аномально мощной эволюции сезонных волн и другие. Таким образом, можно говорить о сложной системе трансформационных эффектов, среди которых имеются как эффекты, специфика которых состоит лишь в *количественных* отличиях переходной экономики от стабильной (скажем, эффект резкого снижения точности сводных индексов цен [5]), так и эффекты, подразумевающие существование *качественных* отличий переходной экономики от непереходной (например эффект “анти-Гершенкрона”). Очевидно, что эффекты последнего класса наиболее интересны содержательно.

Российская переходная экономика в целом и российская промышленность в частности, функционируя в никогда не встречавшихся прежде условиях, могут демонстрировать некоторые неисследованные до сих пор свойства. Поэтому российская промышленность переходного периода является уникальным объектом исследования, а ее изучение представляет несомненный научный интерес.



Автор выражает признательность Э.Ф.Баранову за плодотворные обсуждения и предоставленные исходные данные, Ж.Дюшену, Э.В.Ершову, С.Г.Синельникову-Мурылеву, А.Д.Смирнову, М.А.Соллогубу, Р.М.Энтову за полезные замечания. Автор признателен редакции еженедельника “Эксперт”, Министерству экономики РФ (департамент макроэкономического прогнозирования), Университету Париж-I, Институту экономики переходного периода и Агентству международного развития США (USAID) за финансовую поддержку, оказанную на разных этапах проведения данной работы.

\*            \*  
\*  
\*  
\*

### СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. *Kornai J.* Transformational Recession: The Main Causes // *Journal of Comparative Economics*, **19**, no.1, 1994. P.39-63.
2. *Полтерович В.М.* Трансформационный спад в России // *Экономика и математические методы*, **32**, №1, 1996. С.54-69.
3. *Ellman M.* Transformation, Depression, and Economics: Some Lessons // *Journal of Comparative Economics*, **19**, no.1, 1994. P.1-21.
4. *Blanchard O., Kremer M.* Disorganization // *The Quarterly Journal of Economics*, **112**, no.4, 1997. P.1091-1126.
5. *Бессонов В.А.* О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // *Экономический журнал ВШЭ*, **2**, №1, 1998. С.31-66.
6. *Бессонов В.А.* Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. - М.: Высшая школа экономики, 1998. 56 с.
7. *Бессонов В.А.* Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ // *Экономический журнал ВШЭ*, **3**, №1, 1999. С.42-81.
8. *Dodge Y. (ed.)* Statistical Data Analysis Based on the  $L_1$ -Norm and Related Methods. - Amsterdam: North-Holland, 1987. XIII+464 p.
9. Анализ динамики промышленного производства (январь 1990 года - декабрь 1999 года). Конъюнктурная оценка производства важнейших видов промышленной продукции на 2000 год (по отчетным данным за январь-декабрь 1999 года и январь 2000 года). - М.: Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации, 2000. 87 с.
10. *Бессонов В.А.* О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // *Вопросы статистики*, №7, 1996. С.18-32.
11. *Бессонов В.А.* Методы исследования эволюционирующих парных взаимосвязей между социально-экономическими макропоказателями. - М.: Вычислительный центр РАН, 1993. 180 с.
12. *Nutter G.W.* Industrial Growth in the Soviet Union // *The American Economic Review*, **48**, no.2, 1958. P.398-411.
13. *Duchene G.* Structural Change and Output Decline in Transition Economies // *Экономический журнал ВШЭ*, **3**, №4, 1999. С.503-528.
14. *Popov V.* Will Russia Achieve Fast Economic Growth? // *Communist Economies & Economic Transformation*, **10**, no.4, 1998. P.421-449.
15. *Gavrilenkov E., Koen V.* How Large Was the Output Collapse in Russia? Alternative Estimates and Welfare Implications / *Staff Studies for the World Economic Outlook*. - Washington: International Monetary Fund, September 1995.
16. *Арнольд В.И.* Теория катастроф. - М.: Наука, 1990. 128 с.
17. *Арманд А.Д., Люри Д.И., Жерихин В.В., Раутиан А.С., Кайданова О.В., Козлова Е.В., Стрелецкий В.Н., Буданов В.Г.* Анатомия кризисов. - М.: Наука, 1999. 238 с.
18. *Бессонов В.А.* О процессах самоорганизации на российском финансовом рынке в условиях переходного периода / *Исследование операций (модели, системы, решения)*. - М.: Вычислительный центр РАН, 1997. С.14-47.
19. *Полтерович В.М.* Институциональные ловушки и экономические реформы // *Экономика и математические методы*, **35**, №2, 1999. С.3-20.
20. *Wright J.F.* An Index of the Output of British Industry Since 1700 // *The Journal of Economic History*, **16**, 1956. P.356-364.
21. *Cole W.A.* The Measurement of Industrial Growth // *The Economic History Review*, **11**, no.2, 1958. P.309-315.
22. *Miron J.A., Romer C.D.* A New Monthly Index of Industrial Production, 1884-1940 // *The Journal of Economic History*, **50**, no.2, 1990. P.321-337.

23. *Miron J.A., Romer C.D.* Reviving the Federal Statistical System: The View from Academia // *The American Economic Review*, **80**, no.2, 1990. P.329-332.
24. *Landefeld J.S., Parker R.P.* Preview of the Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts: BEA's New Featured Measures of Output and Prices // *Survey of Current Business*, **75**, no.3, 1995. P.31-38.
25. *Landefeld J.S., Parker R.P.* BEA's Chain Indexes, Time Series, and Measures of Long-Term Economic Growth // *Survey of Current Business*, **77**, no.5, 1997. P.58-68.
26. *Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living // *Journal of Economic Perspectives*, **12**, no.1, 1998. P.3-26.
27. *Romer C.D.* Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data? // *The American Economic Review*, **76**, no.3, 1986. P.314-334.
28. *Kaplan N.M., Moorsteen R.H.* An Index of Soviet Industrial Output // *The American Economic Review*, **50**, no.3, 1960. P.295-318.
29. *Nutter G.W.* Some Observations on Soviet Industrial Growth // *The American Economic Review*, **47**, no.2, 1957. P.618-630.
30. *Greenslade R.V., Wallace P.A.* Industrial Growth in the Soviet Union: Comment // *The American Economic Review*, **49**, 1959. P.687-695.
31. *Nutter W.A.* Industrial Growth in the Soviet Union: Reply // *The American Economic Review*, **49**, 1959. P.695-701.
32. *Heston A., Summers R.* International Price and Quality Comparisons: Potentials and Pitfalls // *The American Economic Review*, **86**, no.2, 1996. P.20-24.
33. *Osband K.* Index Number Biases During Price Liberalization // *IMF Staff Papers*, **39**, no.2, 1992. P.287-309.
34. *Bartholdy K.* Old and New Problems in the Estimation of National Accounts in Transition Economies // *Economics of Transition*, **5**, no.1, 1997. P.131-146.
35. *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.
36. *Хомяков Д.М., Хомяков П.М.* Основы системного анализа. - М.: Издательство механико-математического факультета МГУ им. М.В.Ломоносова, 1996. 108 с.
37. *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.
38. *Glejser H.* Inflation, Productivity, and Relative Prices - A Statistical Study // *The Review of Economics and Statistics*, **47**, Feb. 1965. P.76-80.
39. *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.
40. *Parks R.W.* Inflation and Relative Price Variability // *Journal of Political Economy*, **86**, no.1, 1978. P.79-95.
41. *Hanes C.* Degrees of Processing and Changes in the Cyclical Behavior of Prices in the United States, 1869-1990 // *Journal of Money, Credit, and Banking*, **31**, no.1, 1999. P.35-53.
42. *Corrado C., Gilbert C., Raddock R., Kudon C.* Industrial Production and Capacity Utilization: Historical Revision and Recent Developments // *Federal Reserve Bulletin*, **83**, no.2, 1997. P.67-92.
43. *Gerschenkron A.* Soviet Heavy Industry: A Dollar Index of Output, 1927/28-1937 // *The Review of Economics and Statistics*, **37**, 1955. P.120-130.