

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

**В.А. Бессонов**

**Проблемы анализа российской  
макроэкономической динамики  
переходного периода**

**Москва  
2005**

УДК 336.748.12(470+571)

ББК 65.262.6(2Рос)

Б53

*Агентство СІР РГБ*

**Бессонов В.А.** Проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. – М.: ИЭПП, 2005. 244 с.

Рассматриваются вопросы измерения инфляции и экономического роста в российской переходной экономике. Показано, что в этих условиях основные проблемы измерения динамики цен проявляются в резком росте относительной погрешности измерения с увеличением интервала времени, разделяющего сопоставляемые периоды, тогда как основные проблемы анализа динамики производства сосредоточены в области проведения краткосрочных сопоставлений.

**Bessonov V.A.** Problems of Analysis of Russia's Macroeconomic Dynamics in the Transitional Period. – М.: IET, 2005. 244 p.

The paper deals with measuring inflation and economic growth in Russian transitional economy. The author demonstrates that in such conditions main challenges associated with measuring the price dynamics manifest themselves in a rapid growth of the relative measurement error along with the growth of a time interval between the compared periods. By contrast, main challenges of the analysis of the production dynamics lie in the area of conduct of short-term comparisons.

JEL Classification: C43, C82, E23, E31, E32, O47, P27.

*Настоящее издание подготовлено по материалам исследовательского проекта Института экономики переходного периода, выполненного в рамках гранта, предоставленного Агентством международного развития США.*

ISBN 5-93255-179-8

© Институт экономики переходного периода, 2005

## Содержание

1. Введение .....	7
2. Измерение инфляции в российской переходной экономике .....	12
2.1. Введение .....	12
2.2. Современная практика измерения инфляции .....	15
2.2.1. Концепция индекса стоимости жизни как теоретическая основа индекса потребительских цен .....	15
2.2.2. Работа Комиссии Боскина в США .....	18
2.2.3. Источники смещений в индексах потребительских цен .....	20
2.2.4. Случайные погрешности в индексах цен .....	23
2.3. Специфика измерения динамики цен в российской переходной экономике .....	23
2.3.1. Протекание инфляционных процессов в российской переходной экономике .....	24
2.3.2. Высокие темпы инфляции .....	29
2.3.3. Масштабные структурные сдвиги .....	30
2.3.4. Значительные изменения качества товаров и услуг и условий торговли ими .....	34
2.4. Методика построения российских индексов потребительских цен .....	37
2.4.1. Построение сводного ИПЦ и индексов для укрупненных товарных групп .....	38
2.4.2. Система весов .....	41
2.4.3. Обсуждение методики .....	43
2.5. Подход к анализу смещений ИПЦ .....	45
2.6. Чувствительность ИПЦ к выбору весовой базы .....	49
2.6.1. Эффект Гершенкрона .....	49
2.6.2. Индикаторы анализа чувствительности оценок роста цен к сдвигу весовой базы .....	50
2.6.3. Результаты анализа .....	52
2.7. Чувствительность ИПЦ к выбору индексной формулы .....	56
2.7.1. Более точные индексные формулы .....	56
2.7.2. Влияние выбора индексной формулы на оценки роста цен .....	58

2.7.3. Погрешности аппроксимации .....	60
2.7.4. О преимуществах формул на основе среднего геометрического .....	61
2.7.5. Корректировка на величину смещения .....	62
2.8. Смещения ИПЦ на уровне элементарных агрегатов .....	63
2.8.1. Элементарные агрегаты и средние цены.....	63
2.8.2. Подход к анализу.....	65
2.8.3. Обсуждение результатов .....	66
2.9. Случайные погрешности ИПЦ.....	69
2.10. О точности измерения роста российских потребительских цен.....	70
2.10.1. Что мы знаем о точности российского ИПЦ?.....	70
2.10.2. Сравнение смещений в российском и американском ИПЦ.....	72
2.10.3. О неограниченном росте погрешности .....	73
2.10.4. О возможностях повышения точности ИПЦ .....	75
2.11. Проблемы измерения динамики цен производителей .....	78
2.11.1. Смещения, обусловленные замещением на верхнем уровне ..	78
2.11.2. Смещения, обусловленные использованием неадекватной индексной формулы.....	79
2.11.3. Оценка совокупного смещения.....	82
2.12. Проблемы построения и использования дефляторов .....	85
2.12.1. Причины особой остроты проблем с дефляторами в русской переходной экономике .....	85
2.12.2. Проблемы при проведении долгосрочных сопоставлений.....	86
2.12.3. Проблемы крупных шагов по времени.....	87
2.12.4. Имплитные дефляторы .....	89
2.12.5. Проблемы при использовании нескольких дефляторов .....	90
2.13. Подходы к анализу смещений в индексах цен .....	92
2.13.1. Исследование методики построения индекса .....	92
2.13.2. Использование закона Энгеля .....	92
2.13.3. Анализ взаимной согласованности различных показателей ..	95
2.14. Выводы.....	100
3. Измерение экономического роста в русской переходной экономике .....	104
3.1. Введение .....	104
3.2. Специфика измерения динамики производства в русской переходной экономике .....	108
3.2.1. Высокая интенсивность переходного процесса .....	108
3.2.2. Масштабные структурные сдвиги .....	110
3.2.3. Интенсивная эволюция составляющих динамики экономических временных рядов .....	113

3.3. Индексы промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ .....	115
3.3.1. Подготовка исходных данных.....	118
3.3.2. Формирование корзины товаров-представителей.....	119
3.3.3. Построение временных рядов индивидуальных индексов.....	121
3.3.4. Построение временных рядов индексов для промышленности и ее отраслей.....	123
3.3.5. Обсуждение методики .....	125
3.4. Трансформационный спад российского промышленного производства.....	126
3.4.1. Глубина трансформационного спада.....	128
3.4.2. Ограниченность преемственности сводных экономических показателей .....	135
3.4.3. Иерархия промышленных кризисов .....	137
3.4.4. Трансформационный спад в отраслевом разрезе .....	139
3.4.5. Погрешности сводных индексов.....	141
3.5. Индексы промышленного производства Росстата.....	146
3.5.1. Подготовка исходных данных.....	147
3.5.2. Построение индексов для промышленности, ее отраслей и подотраслей .....	148
3.5.3. Проведение досчетов .....	150
3.6. Проблемы официальной практики построения временных рядов индексов количеств.....	150
3.6.1. Неполная опубликованность методики.....	151
3.6.2. Проблемы бенчмаркинга .....	152
3.6.3. Проблемы календарной и сезонной корректировок.....	156
3.6.4. Неудачная форма публикации результатов .....	159
3.7. Проблемы построения других показателей экономического роста.....	161
3.7.1. Оценки динамики реального ВВП.....	161
3.7.2. Индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики .....	165
3.8. Выводы.....	167
4. Трансформационные структурные сдвиги в российской экономике.....	171
4.1. Введение .....	171
4.2. Измерение структурных сдвигов и структурных различий в экономике .....	175
4.2.1. Простейшие приемы анализа структурных сдвигов .....	175
4.2.2. Стохастический подход к построению сводных индикаторов структурных сдвигов .....	176

4.2.3. Векторный подход к построению сводных индикаторов структурных сдвигов .....	177
4.2.4. Связь между двумя подходами .....	179
4.2.5. Задачи анализа структурных сдвигов.....	180
4.3. Эволюция ценовых пропорций в процессе экономических реформ.....	183
4.3.1. Масштаб изменений ценовых пропорций.....	183
4.3.2. Затяжной характер структурных сдвигов .....	185
4.3.3. Сближение уровней цен в России и США .....	186
4.3.4. Динамика структурных различий .....	189
4.3.5. Некоторые особенности эволюции структуры российских цен.....	193
4.4. Трансформационные структурные сдвиги промышленного производства.....	196
4.4.1. Масштаб структурных сдвигов .....	196
4.4.2. Интенсивность структурных сдвигов.....	197
4.4.3. Поступательность структурных сдвигов.....	200
4.4.4. Направленность структурных сдвигов .....	201
4.4.5. Направления смещений индикаторов структурных сдвигов...	208
4.4.6. Совместный анализ структурных сдвигов промышленного производства и цен производителей.....	209
4.5. Выводы.....	213
5. Заключение.....	216
Приложение. Метод сезонной корректировки .....	222
П1. Введение .....	222
П2. Схема метода сезонной корректировки .....	222
П3. Сглаживание биномиально взвешенным скользящим полиномом	223
П4. Сезонная корректировка.....	225
П5. Обсуждение .....	229
Литература.....	231

## 1. Введение

Российская переходная экономика обладает спецификой, отличающей ее от сравнительно стабильных экономик развитых стран. Эта специфика, обусловленная переходом от плановой экономики к рыночной, порождает многочисленные проблемы при анализе экономической динамики.

Политика жесткого фиксирования цен в эпоху централизованного планирования, создавая видимость благополучия, десятилетиями искажала идущие производителю сигналы рынка, способствуя формированию в экономике значительных ценовых диспропорций, накоплению огромного «денежного навеса», и привела в итоге к деградации потребительского рынка. На протяжении первых лет реформ экономика балансировала на грани гиперинфляции, причем темпы роста цен были не только высокими, но и нестабильными. Колоссальный рост цен, произошедший на протяжении переходного периода, сопровождался структурными сдвигами невиданного масштаба, когда цены на одни товары и услуги выросли во много раз сильнее, чем на другие. Россия пережила грандиозный трансформационный спад, превзошедший по глубине и продолжительности Великую депрессию в США. Этот спад был чрезвычайно неоднородным в отраслевом и территориальном разрезе и протекал весьма нестабильно во времени, толчками, то ускоряясь, то затухая. Он сопровождался такими явлениями, не типичными ни для плановой, ни для рыночной экономик, как широчайшее распространение бартера, возникновение огромных неплатежей, расцвет «челночной» торговли. Трансформационный спад производства сопровождался еще более глубоким инвестиционным спадом. Типичный для плановой экономики хронический дефицит рабочей силы сменился безработицей, уровень которой, однако, оказался гораздо ниже прогнозирувавшегося. Резко увеличился масштаб теневой экономики. За короткое по историческим меркам время произошло серьезное перераспределение ресурсов (в первую очередь трудовых) между отраслями.

Российская экономика унаследовала от советской значительные диспропорции. Некоторые из них на протяжении переходного периода были исправлены, тогда как другие, напротив, еще более углубились, а также

возникли новые. Так, советская экономика характеризовалась гипертрофированным развитием военно-промышленного и инвестиционного комплексов. Именно эти комплексы претерпели наиболее глубокий спад, что в какой-то мере можно рассматривать как исправление диспропорций. Сырьевая ориентация российской экономики за годы реформ, напротив, лишь усилилась, причем заметно. В то же время торговля, которая была сравнительно слабо развита в плановую эпоху, за время реформ увеличилась настолько, что стало возможным говорить о ее чрезмерном развитии.

Помимо этих «лежащих на поверхности» особенностей, российский переходный период характеризуется и многими другими, не столь бросающимися в глаза, но от этого не менее важными. В ходе реформ произошли кардинальные изменения в мотивации экономических агентов. Рынок продавца сменился рынком покупателя. Произошло насыщение потребительского рынка. Либерализация внешнеэкономической деятельности резко ускорила процесс улучшения качества существующих товаров и услуг и привела к появлению огромного количества новых, ранее не существовавших. Резко интенсифицировался и процесс изменения условий торговли. Несколько поколений форм розничной торговли – придорожная торговля, оптовые рынки, палатки, ларьки, павильоны, магазины, супермаркеты, гипермаркеты – как в калейдоскопе сменили друг друга за считанные годы.

В стране, десятилетиями не знавшей биржевой торговли, в мгновение ока возникли многие сотни бирж (одно время их было больше, чем существовало во всех остальных странах, вместе взятых) с тем, чтобы вскоре исчезнуть без следа. Многочисленные частные финансовые пирамиды сменились одной огромной государственной, когда рынку ГКО сначала было позволено расти, создавая великолепные возможности проведения арбитражных операций, а затем – рухнуть. На смену биржам пришли коммерческие банки, внешне похожие на своих зарубежных собратьев, но деятельность которых за целое десятилетие так и не привела к созданию механизма трансформации сбережений в инвестиции. Вообще, финансовый сектор российской экономики парадоксальным образом развивался в противофазе с ее реальным сектором: глубочайший трансформационный спад производства, поставивший целые отрасли экономики на грань краха, сопровождался бурным ростом финансового сектора, тогда как кризис 1998 г., явившийся колоссальным потрясением для финансового сектора, ознаменовал начало интенсивного подъема в реальном секторе.

Наконец, вспомним и о том, что переходный процесс всколыхнул не только экономику, но и, пожалуй, все без исключения стороны жизни государства и общества. До начала реформ Россия была частью союзного государства, которое, в свою очередь, было частью социалистической системы.



Их распад привел к грандиозной реорганизации мирохозяйственных связей. Различные реформы накладывались одна на другую и на многочисленные стихийные процессы.

Перечисленного вполне достаточно для того, чтобы понять, что российская экономика переходного периода представляет собой особый, весьма специфический, объект исследования. С точки зрения проведения анализа макроэкономической динамики, российская переходная экономика представляет собой более сложный случай по сравнению с относительно стабильными экономиками развитых стран: многие показатели изменяются в ней с гораздо большей интенсивностью и в гораздо более широком диапазоне значений; межвременные сопоставления гораздо быстрее сталкиваются с трудноразрешимыми проблемами, свойственными долгосрочным и даже сверхдолгосрочным сопоставлениям; как долгосрочные, так и краткосрочные тенденции временных рядов макроэкономических показателей искажаются гораздо сильнее. Это вынуждает уделять большее внимание методикам построения показателей макроэкономической динамики и более осторожно подходить к содержательной интерпретации результатов измерений.

Настоящая работа посвящена рассмотрению некоторых важных, с нашей точки зрения, проблем анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. Необходимость подобного исследования обусловлена тем, что всякий количественный анализ экономических процессов опирается на данные об изучаемом объекте, получаемые в результате измерения. Другими словами, измерение находится в начале «технологической цепочки» научных исследований. Не решив измерительных проблем, едва ли можно надеяться на получение адекватных результатов на последующих этапах исследований. В сравнительно слабо изученной переходной экономике, поведение которой не всегда соответствует существующим теоретическим представлениям, роль измерения возрастает еще больше.

Представление о развитии макроэкономической ситуации обычно формируется в значительной мере на основе анализа очень небольшого числа показателей экономической динамики. Соответственно, проблемы построения и интерпретации этих показателей могут существенно влиять как на принимаемые экономическими агентами решения, так и на результаты, получаемые исследователями. При этом всякий анализ макроэкономической динамики предполагает использование временных рядов сводного индекса цен, описывающего динамику инфляционных процессов, и сводного индекса объемов производства (уровни которого не были бы непосредственно подвержены влиянию изменений масштаба цен), описывающего

экономический рост или спад. Поэтому в данной работе подробно рассматриваются проблемы измерения динамики цен в условиях российского переходного периода (этому посвящен раздел 2) и проблемы измерения динамики производства (раздел 3).

Показано, что основные проблемы измерения динамики цен в российской переходной экономике проявляются в резком росте погрешности измерения с увеличением интервала времени, разделяющего сопоставляемые периоды (в частности, с ростом сводного индекса цен его систематическая погрешность в относительном выражении может неограниченно возрастать), и поэтому способны существенно влиять на результаты сравнительно долгосрочных сопоставлений. В таких условиях становится проблематичным использование дефляторов, т.е. индексов цен, применяемых для пересчета стоимостных показателей в цены определенного периода времени. Проблемы измерения динамики цен также порождают большое количество серьезных проблем измерения других важнейших показателей российской макроэкономической динамики переходного периода. Основные проблемы измерения динамики производства, напротив, сосредоточены в области проведения краткосрочных сопоставлений, что затрудняет выявление соответствующих тенденций в экономике и, в частности, порой ведет к неадекватной идентификации текущей экономической ситуации и резкому снижению точности краткосрочных прогнозов.

Таким образом, проблемы анализа динамики цен и производства в российской переходной экономике существенно различаются. В то же время многие проблемы анализа динамики других макроэкономических показателей сходны с проблемами измерения динамики цен и/или производства. Поэтому рассмотрение проблем анализа динамики цен и производства в какой-то мере дает представление о проблемах измерения и других показателей макроэкономической динамики, а также базу для их анализа.

Одной из важнейших с измерительной точки зрения особенностей протекания экономических процессов в российской переходной экономике является наличие в ней интенсивных и затяжных структурных сдвигов, состоящих в том, что изменения индивидуальных индексов (например, цен или объемов производства) для разных товаров и услуг могут чрезвычайно сильно различаться. Это порождает весьма серьезные проблемы построения временных рядов сводных экономических индексов, снижая точность сопоставлений, а порой делая проведение сопоставлений лишь на основе сводных индексов не вполне адекватным. Поэтому раздел 4 настоящей работы посвящен анализу структурных сдвигов и структурных различий. Рассмотрен инструментальный анализ структурных сдвигов и структурных различий, являющийся естественным расширением стандартного инстру-

ментария экономических индексов, и проведен анализ интенсивности, поступательности и направленности структурных сдвигов потребительских цен и промышленного производства. Показано, что на протяжении периода реформ имели место интенсивные и затяжные структурные сдвиги колоссального масштаба, и это необходимо учитывать как при построении показателей макроэкономической динамики, так и при их интерпретации.

В заключении дается общий взгляд на проблемы измерения российской макроэкономической динамики переходного периода. Показано, что основные проблемы имеют вполне объективную природу и обусловлены спецификой российской переходной экономики как объекта измерения.

Вопросы, рассматриваемые в работе, соответствуют содержанию второй части курса, посвященного анализу российской макроэкономической динамики переходного периода, который на протяжении ряда лет автор читает в Московском физико-техническом институте (государственном университете) для студентов базовой кафедры «Системный анализ экономики» при Государственном университете – Высшей школе экономики. Содержание первой части курса, дающее введение в проблематику анализа российской макроэкономической динамики переходного периода, опубликовано в (Бессонов, 2003а). Настоящая работа в значительной мере основана на результатах недавних исследований автора<sup>1</sup>.

Автор выражает признательность Э.Ф. Баранову, И.Б. Воскобойникову, Э.Б. Ершову и Р.М. Энтову за плодотворные обсуждения и полезные замечания. Разумеется, ответственность за все недостатки данной работы, как и за содержащиеся в ней выводы, полностью лежит на авторе. Автор будет признателен за любые замечания, пожелания и комментарии, которые можно направлять по адресу [bessonov@hse.ru](mailto:bessonov@hse.ru).

---

<sup>1</sup> См. (Бессонов, 1996, 1998а, 1998б, 1999, 2000, 2001а, 2001б, 2002б, 2003б, 2004).

## 2. Измерение инфляции в российской переходной экономике

### 2.1. Введение

Среди важнейших показателей экономической динамики особое место занимают индексы цен, поскольку помимо выполнения функции экономического показателя они используются еще и для перевода других показателей из текущих цен в постоянные. В первую очередь это относится к официальным индексам потребительских цен (ИПЦ), рассчитываемым Росстатом (ранее – Госкомстат России). Исключительно важная роль ИПЦ обусловливает особые требования к их точности, поскольку ее снижение автоматически снижает и точность многих показателей в постоянных ценах. Таким образом, хотя ключом к пониманию макроэкономической динамики является адекватное количественное описание инфляционных процессов и экономического роста, именно описание динамики цен играет наиболее важную роль. Поэтому рассмотрение вопросов анализа российской макроэкономической динамики переходного периода начнем с анализа проблематики измерения динамики цен.

Измерение динамики цен представляет собой непростую задачу даже в стабильной экономике с устоявшейся институциональной структурой и развитой статистической службой. Последнее десятилетие было ознаменовано осознанием недостаточной адекватности официальных методик измерения динамики цен в ведущих странах Запада, их существенным уточнением, а порой и пересмотром ретроспективных временных рядов.

В российской переходной экономике измерение динамики цен представляет собой гораздо более сложную задачу<sup>2</sup> и сталкивается с рядом

---

<sup>2</sup> Вопросы измерения динамики российских цен переходного периода обсуждаются в работах (Kuboniva, 1993), (Lequiller, Zeischang, 1994), (Granville, Shapiro, 1994), (Gavrilenko, 1994), (Зоркальцев, 1996), (Koen, De Masi, 1997), (Бессонов, 1996, 1998а, 1998b, 1999, 2001b, 2002b), (Gibson, Stillman, Le, 2004). В ряде работ анализируются аналогичные проблемы и для других переходных экономик.

серьезных проблем<sup>3</sup>, которые порождены по крайней мере двумя группами причин. Во-первых, к началу российских реформ отсутствовала статистика цен, сколько-нибудь адекватная потребностям рыночной экономики, не было и соответствующих специалистов и наработок. Становление современной российской статистики цен началось одновременно с резким ускорением инфляционных процессов, сопровождающих переходный период. По мере развития статистики цен происходило интенсивное обновление методик, их совершенствование. В результате, с одной стороны, к настоящему времени в этой области достигнут определенный прогресс, а с другой – качество индексов цен в первые годы переходного периода невелико, их точность низка, и едва ли имеется возможность их существенного уточнения в будущем. Таким образом, в первые годы реформ система индексов цен явно неполна<sup>4</sup>, а качество их невысокое. Затем состав индексов расширяется, качество их улучшается. При этом недостатки старых индексов зачастую сохраняются, т.е. временные ряды соответствующих индексов состоят из сцепленных сегментов различной точности и различающихся в методическом плане. Неполная адекватность статистики цен экономическим реалиям, особенно заметная в начальный период реформ, оказывает существенное влияние на возможности измерения динамики цен и его результаты.

Во-вторых, переходная экономика обладает определенной измерительной спецификой, что порождает дополнительные проблемы адекватного измерения динамики цен. Это приводит, в частности, к тому, что измерение динамики цен сталкивается со всеми проблемами, характерными для более стабильных экономик, но в существенно большей мере, поскольку темпы инфляции в российской переходной экономике существенно выше, структурные сдвиги намного интенсивнее, изменения качества существующих товаров и услуг и появление новых происходит несопоставимо быстрее, как и изменение условий торговли. Перечисленные проблемы измерения динамики цен в российской переходной экономике подобны аналогичным проблемам в более стабильных экономиках при проведении долгосрочных (или даже сверхдолгосрочных) сопоставлений, когда изменения цен имеют

---

См., например, (Lane, 1992), (Kovács, 2003), (Filer, Hanousek, 2000, 2002), (Hanousek, Filer, 2001, 2002, 2003), (Podpiera, 2003).

<sup>3</sup> По нашему мнению, масштаб проблем российской статистики цен переходного периода весьма точно отражен в названии работы (Granville, Shapiro, 1994) – «Статистический ящик Пандоры».

<sup>4</sup> Сначала строился индекс розничных цен, затем его сменила система индексов потребительских цен, появились индексы цен производителей промышленной продукции и т.д.

тот же порядок величины. Но если в стабильной экономике подобные изменения цен происходят за многие десятилетия и даже столетия, то в России переходного периода они сконцентрированы на очень коротком по историческим меркам временном интервале продолжительностью всего порядка десятилетия. К тому же они приходится на время жизни одного поколения людей, что резко повышает актуальность измерения роста цен такого колоссального масштаба. Помимо этого, переходная экономика имеет и свои собственные, присущие именно ей, проблемы измерения динамики цен. Они обусловлены, в частности, необходимостью сопоставления плановой системы с рыночной, т.е. систем разной природы<sup>5</sup>.

В силу изложенных обстоятельств данный раздел имеет следующую структуру. Сначала дается краткое описание зарубежного опыта измерения инфляции с упором на анализ точности измерения динамики цен. Затем дается описание протекания инфляционных процессов в российской переходной экономике и обсуждается, чем она отличается от более стабильных экономик в плане измерения динамики цен. Показано, что в рассматриваемом случае определено можно ожидать возникновения масштабных измерительных проблем. После этого анализируется точность измерения динамики цен официальными индексами потребительских цен. Затем на основе этого анализа обсуждаются некоторые другие российские показатели инфляции и рассматриваются различные подходы к анализу смещений в индексах цен. Раздел завершается обсуждением полученных результатов.

Показано, что в силу объективных причин точность измерения роста цен российскими индексами цен крайне низка. Основные проблемы измерения роста цен в российской переходной экономике проявляются в резком увеличении погрешности измерения с увеличением интервала времени, разделяющего сопоставляемые периоды, когда цены изменяются на много десятков процентов или сильнее. В частности, с ростом сводного индекса цен его систематическая погрешность в относительном выражении может неограниченно возрастать. Поэтому измерительные проблемы способны существенно влиять на результаты сравнительно долгосрочных сопоставлений. В таких условиях становится проблематичным использование сводных индексов цен для построения дефляторов. В то же время при проведении краткосрочных сопоставлений, когда изменения цен измеряются про-

---

<sup>5</sup> Теоретическому анализу возможных смещений индексов цен и объемов при либерализации цен посвящена работа (Osband, 1992). В (Nutti, 1986) и (Cottarelli, Blejer, 1992) обсуждаются специфические проблемы скрытой и подавленной инфляции накануне экономических реформ.

центами или немногими десятками процентов, особых проблем возникать не должно.

Данный раздел основан на результатах работ (Бессонов, 1998a, 1998b, 1999, 2001b, 2002b).

## 2.2. Современная практика измерения инфляции

Систематическое измерение инфляции в странах с развитыми рыночными экономиками имеет давнюю историю. Так, в США официальный индекс потребительских цен рассчитывается в ежемесячном режиме с начала 1913 г., причем ежемесячно публикуется весь временной ряд. За это время было выполнено огромное количество исследований, посвященных изучению теоретических основ измерения динамики цен и совершенствованию методик построения индексов цен. Наибольшее внимание традиционно уделяется индексам потребительских цен.

К концу 1920-х гг. в России также был накоплен значительный опыт построения различных индексов цен<sup>6</sup>, который, однако, впоследствии в отечественной статистике оказался почти не востребован.

### 2.2.1. Концепция индекса стоимости жизни как теоретическая основа индекса потребительских цен

Теоретической основой современных методик построения индексов потребительских цен во многих странах является концепция *индекса стоимости жизни (ИСЖ, cost of living index, CLI)*, который определяется как отношение минимальных расходов, необходимых для достижения одинакового уровня благосостояния в сопоставляемые периоды времени<sup>7</sup>. Другими словами, индекс стоимости жизни определяется как отношение затрат, необходимых для приобретения в ценах сопоставляемых периодов времени комбинаций благ, в равной степени удовлетворяющих потребителя, т.е. комбинаций, расположенных на одной и той же кривой безразличия.

Если все потребительские цены изменяются в одинаковой пропорции, а потребительские предпочтения неизменны, то задача измерения динамики стоимости жизни тривиальна. Если же цены на разные товары и услуги демонстрируют неодинаковую динамику, т.е. если происходят *структурные сдвиги*, то задача усложняется, причем тем сильнее, чем масштабнее

---

<sup>6</sup> Подробный обзор работ, посвященных построению российских индексов цен по состоянию на конец 1920-х гг., приведен в (Яновский, 1928). См. также (Бобров, 1925).

<sup>7</sup> Подробнее см., например, (Braithwait, 1980), (Manser, McDonald, 1988), (Pol-lak, 1989), (Fixler, 1993), (Advisory Commission, 1996), (Triplett, 2001).

структурные сдвиги. В этом случае может возникать значительное перераспределение спроса с относительно дорожающих товаров и услуг в пользу тех, относительные цены которых снижаются. В условиях такого замещения для поддержания неизменного уровня благосостояния может потребоваться значительно меньший рост потребительских расходов, чем тот, который соответствует росту стоимости фиксированного набора товаров и услуг, отражающего потребление в некоторый период времени в прошлом. Изменение предпочтений еще сильнее усложняет задачу.

Поскольку индекс стоимости жизни не может быть построен без привлечения некоторых существенных допущений относительно потребительских предпочтений, то на практике для измерения динамики цен используют подходы, позволяющие строить индексы потребительских цен, являющиеся аппроксимациями ИСЖ.

Традиционно для построения ИПЦ формируют корзину *товаров-представителей*<sup>8</sup>, по возможности наиболее полно отражающих структуру потребления. Агрегированием первичной информации в территориальном разрезе получают оценки динамики цен этих товаров-представителей. Эти индексы называют также *элементарными агрегатами (elementary aggregates)*. Их агрегированием на следующем этапе получают сводный индекс потребительских цен.

Было показано<sup>9</sup>, что традиционно используемые индексные формулы можно рассматривать как аппроксимации индекса стоимости жизни. Так, в рыночной экономике при достаточно общих предположениях относительно функции полезности индекс Ласпейреса дает оценку ИСЖ сверху, тогда как индекс Пааше дает его оценку снизу, т.е. вместе они дают двустороннюю оценку ИСЖ. Более совершенные индексы (их называют *superlative indices*) позволяют получать более точные оценки ИСЖ. Более того, для многих индексных формул удается подобрать такую функцию полезности, что соответствующий индекс в точности равен ИСЖ<sup>10</sup>.

В качестве индексных формул в методиках построения ИПЦ традиционно наиболее широко использовались формулы *агрегатных индексов* с весами, отражающими структуру потребительских расходов некоторого фиксированного периода времени в прошлом. Такие индексные формулы обладают, по крайней мере, двумя достоинствами. Во-первых, агрегатные индексы, по определению, могут быть представлены в виде отношения стоимостей некоторой фиксированной корзины в сопоставляемые периоды

---

<sup>8</sup> Ниже будем также называть их просто *представителями (representatives)*.

<sup>9</sup> См., например, (Forsyth, Fowler, 1981).

<sup>10</sup> Подробнее см. (Diewert, 1976).



времени, что позволяет чрезвычайно просто и наглядно их интерпретировать. Это важно, поскольку точность измерения динамики потребительских цен в развитых странах затрагивает интересы значительной части экономических агентов. Во-вторых, использование неизменных от месяца к месяцу весов, соответствующих некоторому периоду времени в прошлом<sup>11</sup>, позволяет при получении исходных данных об изменениях цен в текущем месяце просто и быстро проводить агрегирование индивидуальных индексов цен в сводный, не занимаясь каждый раз построением новой системы весов. Более того, получение оценок сводного индекса в оперативном режиме возможно лишь с использованием устаревших весов, т.е. весов, соответствующих некоторому периоду времени в прошлом, так как построение новой системы весов требует длительного времени.

С течением времени отчетный период все более и более удаляется от весовой базы, т.е. она устаревает. Поэтому веса все менее и менее отражают текущую структуру потребительских расходов и их использование может давать искаженную оценку изменения стоимости жизни. Возникающую проблему можно было бы решить посредством уточнения ранее сделанных оценок ИПЦ с привлечением более точных индексных формул (таких, как формула Торнквиста или Фишера), использующих соответствующую им информацию для построения весов. Технически это не вызывает затруднений. Однако такое уточнение предварительных оценок ИПЦ обычно бывает крайне нежелательно или даже невозможно по политическим мотивам. Дело в том, что во многих странах официальные ИПЦ используются для проведения индексации пенсий, пособий, зарплат государственных служащих и других выплат, составляющих в совокупности весьма значительную долю расходов бюджета. Кроме того, индексация зарплат в соответствии с динамикой ИПЦ зачастую предусматривается при заключении коллективных договоров в частном секторе экономики. В такой ситуации пересмотр ретроспективных оценок ИПЦ ставит под сомнение правильность осуществленного перераспределения колоссальных средств и по этой причине крайне нежелателен. Поэтому уточнений однажды сделанных оценок ИПЦ обычно не производят. Вместо этого время от времени осуществляют переход на более новую весовую базу, одновременно уточняя состав корзины товаров-представителей. Таким образом, временной ряд ИПЦ обычно состоит из последовательности сегментов, в пределах каждого из которых индекс рассчитывается по одной и той же корзине товаров-

---

<sup>11</sup> Такой период времени называется *весовой базой* в отличие от *исходной базы* или *базы сравнения*, по отношению к которой строятся временные ряды индексов в базисном виде. Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

представителей с одними и теми же весами, тогда как на границах сегментов производятся уточнения методики. Временной ряд ИПЦ в базисном виде в таком случае получается последовательным перемножением базисных рядов, соответствующих каждому из сегментов. Такие индексы называются *сцепленными*<sup>12</sup> (*chained indices*).

### 2.2.2. Работа Комиссии Боскина в США

С течением времени, по мере накопления все более и более длинных временных рядов ИПЦ, было осознано, что временные ряды сцепленных агрегатных индексов с устаревшей весовой базой дают искаженное представление о динамике стоимости жизни. Эта проблема стала особенно актуальной в эпоху интенсивного научно-технического прогресса, когда непрерывное совершенствование многих уже существовавших товаров (легковые автомобили, телевизоры) и появление новых (персональные компьютеры, видеомагнитофоны, мобильные телефоны, микроволновые печи), также подверженных интенсивному совершенствованию, привело к резкому усложнению измерительных проблем. Повышению актуальности проблемы адекватного измерения динамики стоимости жизни в последние десятилетия способствовало и увеличение доли доходов, перераспределяемых с использованием механизмов индексации (пенсии, пособия, зарплаты государственных служащих). Все вместе это сформировало спрос со стороны общества на проведение работ по анализу точности измерения динамики стоимости жизни индексами потребительских цен, своего рода социальный заказ.

Одновременно созрели предпосылки для проведения масштабных исследований и со стороны предложения. На протяжении XX века в развитых странах были собраны и правильно организованы обширные базы данных, содержащие информацию для анализа динамики стоимости жизни. Методики построения индексов цен постоянно совершенствовались, документировались, публиковались, подвергались публичному критическому обсуждению в профессиональной среде, что приводило к все новым и новым циклам их совершенствования. Многолетняя практика широкого использо-

---

<sup>12</sup> Напомним, что по числу сопоставляемых периодов времени различают *прямые* (*direct indices*) и *сцепленные* индексы. Прямые индексы цен учитывают информацию о ценах только на краях интервала сопоставления, тогда как сцепленные индексы учитывают такую информацию и в промежуточные периоды времени. Для этого интервал сопоставления разбивают на некоторое количество частей (*шагов по времени*), на каждой из которых строят прямые индексы, а сцепленный получают их перемножением. Подробнее см., например, (Бессонов, 2003а).

вания индексов цен порождала непрерывный поток обратной связи, также способствующий улучшению методик. Бурное развитие информационных технологий, и, в частности, интернета, привело к тому, что и статистические данные, и программы их обработки стали доступными огромному количеству исследователей. Публикации, посвященные различным аспектам точности измерения динамики стоимости жизни индексами потребительских цен<sup>13</sup>, стали массовыми.

Таким образом, к середине 1990-х гг. в США возникло, с одной стороны, понимание важности адекватного измерения динамики стоимости жизни и осознание наличия в этой области серьезных проблем, и, с другой стороны, были созданы предпосылки для решения ряда проблем в этой области в виде подготовленных баз данных, развитых и хорошо задокументированных методических материалов и «критической массы» проведенных исследований различных аспектов точности измерения динамики стоимости жизни. Все вместе это привело к созданию в середине 1990-х гг. Комиссии Боскина, работу которой можно считать этапным событием в развитии методов измерения динамики стоимости жизни. История данной области разделилась на «эпоху до Комиссии Боскина» и «эпоху после Комиссии».

Комиссия Боскина в своем знаменитом отчете и ряде последующих публикаций<sup>14</sup> подвела итог проведенным исследованиям, обобщила их результаты, сформулировала выводы и рекомендации в предельно ясном виде и сумела их донести до руководства страны, профессионального сообщества и широкой общественности. Работа Комиссии Боскина послужила толчком к проведению новых исследований как в США<sup>15</sup>, так и во многих других странах<sup>16</sup>.

---

<sup>13</sup> См., например, (Braithwait, 1980), (Forsyth, Fowler, 1981), (Balk, Kersten, 1987), (Manser, McDonald, 1988), (Dalen, 1992), (Aizcorbe, Jackman, 1993), (Fixler, 1993), (Kokoski, 1993), (Moulton, 1996), (Shapiro, Wilcox, 1996), (Wynne, Sigalla, 1996), (Moulton, Moses, 1997).

<sup>14</sup> См. (Advisory Commission, 1996), (Boskin et al., 1997, 1998), (Gordon, Griliches, 1997), (Boskin, Jorgenson, 1997).

<sup>15</sup> См. (Abraham, Greenlees, Moulton, 1998), (Dalton, Stewart, 1998), (Deaton, 1998), (Diewert, 1998), (Krueger, Siskind, 1998), (Nordhaus, 1998, 1999), (Pollak, 1998), (Duggan, Gillingham, 1999), (Hausman, 1999), (Jorgenson, Slesnick, 1999), (Moulton, Stewart, 1999), (Reinsdorf, 1998, 1999), (Silver, 1999), (Stewart, Reed, 1999).

<sup>16</sup> Анализ смещений в ИПЦ Великобритании проводится в (Oulton, 1995), (Fenwick, 1997), во Франции – в (Lequiller, 1997), в Канаде – в (Ducharme, 1997), в Австралии – в (Edwards, 1997), в Чехии – в (Filer, Hanousek, 2000), (Hanousek, Filer, 2001, 2002, 2003), (Podpiera, 2003), в Румынии – в

Согласно выводам Комиссии Боскина, американские оценки ИПЦ были подвержены значительным смещениям (систематическим погрешностям). Оказалось, что по состоянию на середину 1990-х гг. при годовом росте американского ИПЦ примерно на 3.0% смещение составляло 1.1 п.п., на долю же роста стоимости жизни оставалось 1.9 п.п.<sup>17</sup> Это имело колоссальные экономические последствия. Так, избыточная индексация расходов бюджета, обусловленная этим смещением, приводит за 12 лет к увеличению государственного долга на величину, превышающую 1 трлн долларов.

### 2.2.3. Источники смещений в индексах потребительских цен

Источники смещений в сводных индексах потребительских цен в отчете Комиссии Боскина были сведены в четыре группы. Во-первых, использование устаревшей системы весов в агрегатных индексах, как правило, приводит к смещению вверх, т.е. к переоценке роста стоимости жизни, поскольку устаревшие веса не учитывают перераспределения спроса в пользу относительно медленнее дорожающих товаров и услуг. Смещения этого типа обусловлены *замещением на верхнем уровне построения индекса цен (upper level substitution bias)*.

Во-вторых, индексы цен, используемые в качестве исходных данных для построения сводного, хотя их и называют индивидуальными, не являются непосредственными результатами наблюдений, а представляют собой групповые индексы цен, полученные агрегированием результатов наблюдений. Соответственно, такие элементарные агрегаты могут быть подвержены эффекту *замещения на нижнем уровне построения индекса цен (lower level substitution bias)*, аналогичному эффекту замещения верхнего уровня. К этой же группе смещений относят и *смещение, вызванное использованием для построения элементарных агрегатов не вполне адекватных индексных формул (formula bias)*, например, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, в соответствии с которым для любой пары сопоставляемых периодов  $t_1$  и  $t_2$  должно выполняться  $I_{t_1,t_2} \cdot I_{t_2,t_1} = 1$ . В результате применения формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, могут возникать смещения вверх, обусловленные осциллированием исходных данных<sup>18</sup>.

---

(Filer, Hanousek, 2002), в Венгрии – в (Kovács, 2003), в России – в (Бессонов, 1998а), (Gibson, Stillman, Le, 2004).

<sup>17</sup> См. (Advisory Commission, 1996).

<sup>18</sup> См., например, (Lequiller, Zeischang, 1994), (Бессонов, 1998а).

Разделение смещений, вызванных замещением, на две группы (для верхнего и нижнего уровней построения индекса цен), обусловлено следующими соображениями. Прежде всего, при построении элементарных агрегатов возникают более серьезные проблемы с формированием систем весов, которые используются в индексных формулах. При построении сводных индексов потребительских цен веса могут быть основаны на информации о структуре потребительских расходов, полученной на базе обследований бюджетов домашних хозяйств. Для построения же элементарных агрегатов необходима гораздо более детализированная информация такого рода, которая обычно бывает известна с гораздо меньшей точностью. Это приводит к тому, что точность весов, используемых при построении элементарных агрегатов, обычно значительно уступает точности весов, используемых при построении сводных индексов цен. Помимо этого, временные ряды индивидуальных индексов цен, на основе которых строятся элементарные агрегаты, имеют большую волатильность по сравнению с временными рядами элементарных агрегатов, используемых при построении сводных индексов цен, поскольку менее агрегированные данные вообще более волатильны по сравнению с соответствующими им агрегированными данными. Все это приводит к тому, что использование одних и тех же индексных формул порождает больше проблем при построении элементарных агрегатов, чем при построении сводных индексов цен.

В-третьих, сбор исходных данных о ценах осуществляется на некотором множестве торговых точек, и эти данные затем агрегируются, для чего в том или ином виде учитывается вклад каждой торговой точки. В силу различной динамики цен и качества услуг в разных торговых точках может происходить перераспределение спроса между ними. Такое *замещение на уровне торговых точек* также может быть источником смещений (*outlet substitution bias*).

В-четвертых, с течением времени появляются новые, не существовавшие ранее, товары и услуги, а качество существующих может существенно меняться. Методики, не учитывающие этого (или учитывающие неадекватно), могут приводить к *смещениям, обусловленным изменением качества товаров и услуг (quality change bias)*, и к *смещениям, обусловленным появлением новых продуктов (new products bias)*.

Оценки вклада четырех групп смещений для ИПЦ США по состоянию на середину 1990-х гг., сделанные Комиссией Боскина, приведены в табл. 2.1. Помимо точечных оценок смещений были получены также интервальные оценки. Заметим, что смещения всех четырех групп приводят к завышению оценок роста цен, т.е. действуют в одном направлении.

Таблица 2.1

## Индекс потребительских цен в США и оценки смещений в нем (за год)

ИПЦ – 3.0%	Индекс стоимости жизни – 1.9		
	Смещение в целом – 1.1	Замещение верхнего уровня	0.15
	Замещение нижнего уровня	0.25	
	Замещение торговых точек	0.10	
	Новые продукты/изменения качества	0.60	

Примечание. Оценки смещений выражены в процентных пунктах.

Источник: (Boskin et al., 1998).

Заметим, что все перечисленные источники смещений, за исключением смещения, вызванного использованием не вполне адекватных индексных формул, имеют одну общую причину. Все они обусловлены использованием устаревшей информации для построения сводного индекса цен. Устаревшая информация о структуре потребительских расходов порождает смещения, обусловленные замещением товаров и услуг; о структуре совокупности торговых точек вызывает смещение, обусловленное замещением на уровне торговых точек; о совокупности товаров и услуг и об их качестве приводит к возникновению смещений, обусловленных изменением качества товаров и услуг и появлением новых продуктов.

Интенсификация изменений в экономике приводит к тому, что информация устаревает гораздо быстрее, а это способствует более быстрому нарастанию смещений.

Как уже отмечалось, использование устаревшей информации для построения сводного индекса цен в оперативном режиме неизбежно по технологическим соображениям. Но это означает, что для устранения смещений необходимо последующее уточнение ранее сделанных оценок ИПЦ. Другими словами, несмещенные оценки ИПЦ могут быть получены лишь в рамках многошаговой методики.

Различают *открытые* и *закрытые системы экономических индексов*<sup>19</sup>. Если при проведении расчетов по данным очередного месяца значения индекса, рассчитанные для предшествующих месяцев, не изменяются, то такая система индексов является открытой. Если же в соответствии с методикой производится последующее уточнение ретроспективных значений, то система индексов является закрытой. Закрытые системы индексов позволяют получать более высокую точность сопоставлений, чем открытые. Но это достигается ценой последующего уточнения ранее сделанных оценок, т.е. для этого методика построения индекса должна быть многошаговой.

<sup>19</sup> См., например, (Кевеш, 1990).

Таким образом, построение несмещенных оценок ИПЦ возможно лишь в рамках закрытой системы индексов.

#### **2.2.4. Случайные погрешности в индексах цен**

Как известно, среди погрешностей измерения различают систематические и случайные. Подход, реализованный в отчете Комиссии Боскина и в предшествующих ему работах, ориентирован на анализ смещений, т.е. систематических погрешностей. Анализ случайных погрешностей сводных индексов цен и количеств в литературе уделяется несопоставимо меньшее внимание, чем анализу смещений. По всей видимости, это отчасти связано с техническими трудностями, в первую очередь с недоступностью данных, необходимых для проведения такого анализа, а отчасти может быть обусловлено существом используемых подходов к измерению, основанных на представлении о том, что регистрируемые цены и количества абсолютно точны<sup>20</sup>, тогда как само понятие случайной погрешности измерения подразумевает, что исходные данные содержат случайную составляющую.

Вместе с тем по целому ряду причин сводные индексы цен (и количеств) могут иметь значительные случайные погрешности. Так, сводный индекс можно представить как некое среднее индивидуальных индексов. При этом веса, с которыми индивидуальные индексы учитываются в сводном, бывают известны с некоторой погрешностью, которая имеет и случайную составляющую. Поэтому различия в индивидуальных индексах цен (т.е. структурные сдвиги) приводят к возникновению случайной погрешности у сводного индекса, причем чем такие различия сильнее, тем больше случайная погрешность. Помимо этого, и индивидуальные индексы цен могут иметь случайную погрешность, что также вносит вклад в случайную погрешность сводного индекса.

### **2.3. Специфика измерения динамики цен в российской переходной экономике**

С точки зрения протекания инфляционных процессов российская переходная экономика существенно отличается от более стабильных экономик. Ниже дадим краткое описание протекания инфляционных процессов во время переходного периода и обсудим, в чем состоит специфика рассматриваемого случая и какие проблемы измерения динамики цен она может породить.

---

<sup>20</sup> См. также (Balk, Kersten, 1987).

### *2.3.1. Протекание инфляционных процессов в российской переходной экономике*

Положение в экономике России накануне экономических реформ характеризовалось рядом особенностей, оказавших непосредственное влияние на развитие инфляционных процессов. Рост денежных доходов населения на протяжении предшествующих реформам десятилетий, особенно ускорившийся с началом перестройки, в условиях сдерживаемых по политическим мотивам цен привел к формированию значительного «денежного навеса», образованного многолетними вынужденными сбережениями населения (их увеличению весьма способствовало и проведение антиалкогольной кампании в начале перестройки). На протяжении этих десятилетий инфляция носила специфический для плановой экономики скрытый (подавленный, латентный) характер<sup>21</sup>: слабый рост государственных цен сопровождался обострением дефицита, спекуляции, ростом неконтролируемых государством цен и т.п. Таким образом, состояние российской экономики накануне начала реформ было далеко от равновесного. К 1991 г. ситуация начала выходить из-под контроля, соответственно, инфляция постепенно стала переходить в открытую фазу.

Такие начальные условия существенно повлияли как на развитие инфляционных процессов в российской переходной экономике, так и на возможности измерения в ней динамики цен. Деградация потребительского рынка накануне либерализации цен, в частности, порождает проблемы сопоставления уровней цен последующих периодов по отношению к периодам, предшествующим либерализации цен. Накануне реформ государственные цены на товары существовали, но многие товары не были доступны в свободной продаже. Они продавались по талонам, «по благу», по случаю (с очередями), по спекулятивным ценам. В такой ситуации не всегда ясно, что считать ценой товара или услуги в базисный период, поскольку цены, по которым разными покупателями в одно и то же время может быть куплен один и тот же товар или услуга, могут различаться многократно. Как в этой ситуации, совершенно нетипичной для рыночной экономики, измерить произошедший рост цен? С какой ценой базисного периода сравнивать цену в текущем периоде? Можно говорить о неопределенности цен для некоторых периодов времени<sup>22</sup> (т.е. о том, что не существовало даже единой цены), степень которой уменьшается по мере стабилизации потре-

---

<sup>21</sup> См., например, (Nutti, 1986), (Cottarelli, Blejer, 1992).

<sup>22</sup> В наибольшей мере это справедливо по отношению к периоду, непосредственно предшествовавшему либерализации цен. Едва ли можно найти более неудачную базу сравнения, чем декабрь 1991 г.



бительского рынка. Таким образом, помимо рассмотренных выше, в данной ситуации можно ожидать возникновения дополнительных специфических измерительных проблем.

Закрытость советской экономики, объемы производства в которой определялись в большей мере ресурсными ограничениями, а не ограничениями спроса, неразвитость рыночных механизмов обратной связи привели к неконкурентоспособности многих видов производимой продукции (в первую очередь – конечной) и, вообще, к неготовности большинства производителей работать в конкурентной среде. Сложившиеся ценовые пропорции характеризовались относительной дешевизной сырья, энергоносителей и относительной дороговизной продукции машиностроения, относительной дешевизной продуктов питания и платных услуг и относительной дороговизной непродовольственных товаров, не говоря уже о большом объеме бесплатных услуг, бесплатном жилье и т.п. С точки зрения развитых рынков советские ценовые пропорции были значительно искажены. Диспропорции структуры цен отражали ресурсоемкий, затратный характер экономики, ее рыночную неэффективность. Таким образом, существовавшие накануне либерализации цен проблемы не сводились лишь к наличию значительного «денежного навеса». Существовали и весьма серьезные проблемы со структурой цен, понимаемой как совокупность ценовых пропорций.

На этом фоне в январе 1992 г. и была проведена либерализация цен. Предполагалось, что в результате либерализации потребительские цены вырастут в несколько раз, что ликвидирует «денежный навес» и сбалансирует предложение со спросом, установятся «рыночные» ценовые пропорции, от которых пойдут адекватные сигналы производителям, после чего рост цен если и не прекратится совсем, то, во всяком случае, резко замедлится. Реальность, однако, опровергла эти ожидания: цены продолжили интенсивно расти и после их либерализации, в течение первых двух лет они увеличивались на порядок в год<sup>23</sup>.

На протяжении 1992–1996 гг. борьба с инфляцией рассматривалась российским руководством как приоритетная задача экономической политики. При этом предполагалось, что подавление инфляции автоматически решит многие другие проблемы, обеспечив приток инвестиций, рост производства и т.п. Считалось, что российская инфляция имеет сугубо монетарную при-

---

<sup>23</sup> А если считать рост цен во время их либерализации в первые дни 1992 г. следствием развития экономической ситуации на протяжении предшествующего года и поэтому отнести этот рост не к 1992 г., а к 1991 г., то получим, что на протяжении трех лет цены в России росли на порядок в течение каждого года.

роду. Соответственно для борьбы с ней использовалось денежное сжатие, сдерживание падения номинального обменного курса рубля (путем проведения валютных интервенций, введения валютного коридора) в условиях либерализации внешнеэкономической деятельности, «неинфляционное» финансирование дефицита бюджета путем масштабных внутренних и внешних заимствований.

К 1996 г., казалось бы, инфляцию удалось подавить, заплатив за это высокую цену в виде резкого снижения производства (около половины потребительских товаров импортировалось, экспортировались же, главным образом, сырье и энергоносители) и стремительного роста государственного долга. Однако, вопреки ожиданиям, это не привело к сколько-нибудь заметному оживлению в реальном секторе экономики. Сформировавшийся режим функционирования экономики, характеризующийся стагнацией реального сектора экономики и процветанием финансового, просуществовал до середины 1998 г., после чего рухнул в августе в результате утраты контроля за ростом пирамиды внутренних государственных заимствований и ухудшения внешнеэкономической конъюнктуры. Последовали резкий рост цен и еще более резкая девальвация рубля, которая, создав барьер для импорта и стимулируя экспорт, способствовала началу интенсивного подъема в реальном секторе экономики. Этот подъем, сопровождаемый постепенно затухающими, но все еще двузначными годовыми темпами инфляции, и продолжается в первые годы следующего десятилетия.

Эти факты в самых общих чертах описывают ход событий периода российских экономических реформ. Решительное несоответствие исходному замыслу как достигнутых результатов, так и самого хода реформ, заставляет более внимательно анализировать происходившие процессы, уделяя большее внимание измерениям и меньше полагаясь на устоявшиеся представления. Ниже перечислены важные, по нашему мнению, особенности российской инфляции переходного периода.

Инфляция носит *затяжной характер*. Надежды на быстрое прекращение интенсивного (измеряемого по меньшей мере десятками процентов в год) роста цен после их либерализации не оправдались (рис. 2.1,а). Интенсивный рост цен, начавшийся не позднее 1991 г., продолжается, то ускоряясь, то затухая, до 2005 г., когда пишутся эти строки, и пока нет оснований утверждать, что этот год будет последним годом, когда темпы российской инфляции измеряются двузначными числами. Таким образом, период затяжной инфляции, сопровождающий переход, занял уже полтора десятилетия. Если принять во внимание то, что для адаптации всей совокупности хозяйствующих субъектов к резко изменившимся условиям требуется длительное время, а также высокий уровень монополизации советской эконо-

мики, то затяжной характер инфляции представляется совершенно естественным.

Обычно эпизоды высокой инфляции в разных странах отличаются крайним непостоянством их темпов<sup>24</sup>. Другими словами, чем выше темпы инфляции, тем менее они стабильны во времени. Российская переходная экономика в этом отношении не является исключением. Цены в России растут *крайне неравномерно, толчками, динамика их темпов отличается высокой волатильностью* (см. рис. 2.1). Встречаются резкие всплески инфляции (рис. 2.1,а), как последовавшие за административными мерами по изменению цен, имеющими целью направить стихийный процесс роста цен в хотя бы отчасти управляемое русло, как это было в апреле 1991 г. и в январе 1992 г., так и опережающие их, когда события принимали неуправляемый характер, как в 1998 г. после августовского обострения кризиса. Наблюдаются также периоды значительного ускорения роста цен, не сопровождающиеся столь отчетливыми событиями, как это было осенью 1992 г., летом 1993 г. и осенью 1994 г. Вместе с тем имеет место большое количество периодов времени, характеризующихся резким замедлением инфляционных процессов. Таким образом, рост цен в значительной степени происходит толчками различной продолжительности и интенсивности на фоне более длительных периодов их относительно медленного роста (рис. 2.1,б).

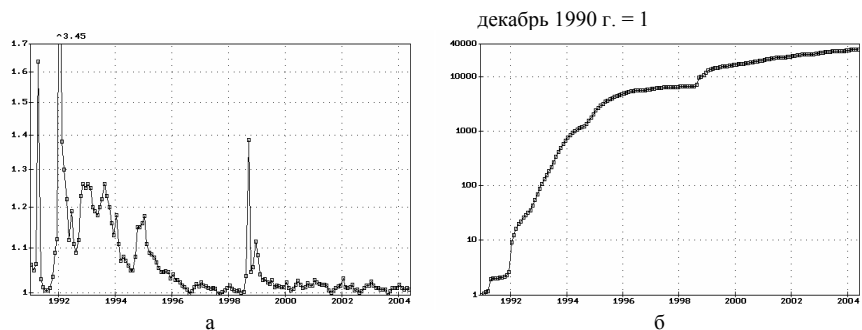


Рис. 2.1. Динамика индекса потребительских цен в России переходного периода (1991 г. – индекс розничных цен):

- а) темпы роста по отношению к предыдущему месяцу;
- б) базисный индекс.

<sup>24</sup> См., например, (Beckerman, 1992).

Укажем также на значительные межрегиональные различия в уровнях цен, которые могут составлять десятки процентов, и на существенно различную динамику региональных индексов цен. Другими словами, рост цен в России 1990-х гг. являлся крайне неравномерным не только во времени, но и *в пространстве*.

В целом российская инфляция 1990-х гг. имеет отчетливый характер *трансформационного эффекта*: налицо тенденция ускорения роста цен в начале 1990-х гг., кульминация в 1992–1993 гг. и тенденция постепенного затухания инфляционных процессов с конца 1993 г., на фоне которых и происходят локальные спады и всплески инфляции, питающие эмоции современников и заслоняющие собой процесс грандиозной экономической трансформации, занявший уже все десятилетие 1990-х гг. и не завершённый до сих пор, который и представляет основной интерес для исследования.

Заметим, что ускорение инфляционных процессов вообще характерно для стран с переходными экономиками, хотя и в существенно разной степени. Как кумулятивный рост цен, так и продолжительность периода высокой инфляции для переходных процессов в разных странах могут очень сильно различаться. Это иллюстрирует рис. 2.2.

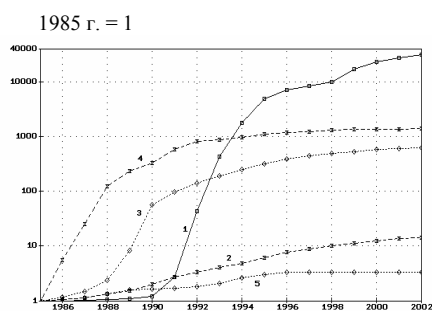


Рис. 2.2. Динамика дефлятора ВВП в некоторых странах с переходной экономикой: Россия (1), Венгрия (2), Польша (3), Вьетнам (4), Китай (5).

Данные: Венгрия, Польша, Вьетнам, Китай – International Monetary Fund, World Economic Outlook Database; Россия до 1990 г. – рассчитано по (Пономаренко, 2002), после – официальные данные.

### 2.3.2. Высокие темпы инфляции

Переходный процесс в российской экономике является быстротекущим<sup>25</sup>, что проявляется в гораздо более высоких темпах изменения экономических показателей по сравнению с более стабильными экономиками, причем это в первую очередь относится к ценам и показателям в номинальном выражении. Российская переходная экономика является *экономикой быстрых изменений*, в частности, она является экономикой высокой инфляции.

Это наглядно иллюстрирует табл. 2.2, в которой показано, за сколько лет в США потребительские цены выросли так же, как за один год в России переходного периода. Как следует из таблицы, за каждый из первых двух лет после либерализации цен российские цены (даже без учета скачка при их либерализации) росли на порядок, т.е. примерно так же, как в США за предшествующие полвека. С учетом скачка цен при их либерализации рост цен в 1992 г., по официальной оценке, составил 26.1 раза. Это превышает рост потребительских цен в США за весь период наблюдений: с начала 1913 г., когда в США начали рассчитывать ИПЦ, до начала 2004 г. рост цен составил 18.9 раза. Если бы до 1913 г. цены росли со средним темпом следующих 91 года, то для того, чтобы они выросли в 26.1 раза, потребовалось бы примерно 100 лет. Таким образом, за первый год после либерализации цен в России цены выросли примерно так же, как за последний век в США. Данные о росте цен во время скачка, сопровождавшего их либерализацию, отсутствуют, поэтому приходится довольствоваться данными о росте цен с конца декабря 1991 г. по конец января 1992 г. За этот месяц цены выросли примерно так же, как и за весь 1994 г. и как примерно за 21 год в США. Даже и после резкого снижения темпов инфляции цены в России за год росли так же, как за 4–7 лет в США. С начала 1991 г. по конец 2003 г. (т.е. за 13 лет) потребительские цены в России выросли примерно в 30 000 раз. Для того чтобы цены выросли так же при тех темпах инфляции, которые наблюдались в среднем за год в США за весь период их наблюдения (т.е. примерно 3.3% в год), потребовалось бы 320 лет.

Подчеркнем, что столь колоссальные различия в темпах инфляции обусловлены в первую очередь не различиями экономик двух стран, а различиями их состояний, т.е. тем, что сопоставляется переходная экономика с непереходной. В самом деле, по имеющимся оценкам<sup>26</sup> (хотя, вероятно, и

---

<sup>25</sup> Это отражает общий принцип, согласно которому переходные процессы в системах самой разной природы являются быстротекущими по сравнению с процессами стабильного развития.

<sup>26</sup> См. (ФСГС, 2004, с. 99).

несколько заниженным), потребительские цены в России в предшествующие реформам годы с 1970 по 1985 г. выросли на 21%, т.е. росли со средним темпом 1.3% в год, что делает результаты сопоставлений еще более разительными, поскольку требуется 810 лет для того, чтобы цены такими темпами выросли в 30 000 раз.

Таблица 2.2

Иллюстрация роста потребительских цен в России периода реформ

Год (месяц)	Рост цен в России за год (месяц) (раз)*	За сколько лет цены в США выросли так же**
январь 1992	3.45	21 (1971–1992)
1992	10***	52 (1940–1992)
1993	9.40	52 (1941–1993)
1994	3.15	20.9 (1974–1994)
1995	2.31	17.3 (1978–1995)
1996	1.22	6.5 (1990–1996)
1997	1.11	4.2 (1993–1997)
1998	1.84	17.7 (1981–1998)
1999	1.37	10.7 (1989–1999)
2000	1.20	7.3 (1993–2000)
2001	1.19	7.4 (1994–2001)
2002	1.15	6.3 (1996–2002)
2003	1.12	4.5 (1999–2003)

\* ИПЦ Росстата.

\*\* CPI for all urban consumers, Bureau of Labor Statistics.

\*\*\* Грубая оценка без учета скачка цен при их либерализации. С учетом скачка рост составил 26.1 раза.

Высокие темпы инфляции в российской переходной экономике создают предпосылки для возникновения значительных проблем измерения роста цен. Измерительные проблемы при построении временных рядов российских индексов цен, вообще говоря, накапливаются гораздо быстрее, чем проблемы при построении рядов аналогичных индексов в стабильных (непереходных) экономиках, и гораздо быстрее приобретают черты долгосрочных сопоставлений.

### 2.3.3. Масштабные структурные сдвиги

Но российская переходная экономика – это не просто экономика высокой инфляции, т.е. специфика рассматриваемого случая далеко не исчерпывается лишь гораздо более высокими темпами роста цен. Цены на разные товары и услуги как за весь период реформ, так и за его отдельные подпериоды, выросли в существенно разной пропорции, причем рост цен

на разные товары и услуги за весь период реформ может различаться в несколько раз. Другими словами, российский переходный период сопровождается значительными изменениями ценовых пропорций, т.е. *значительными структурными сдвигами*. В этом состоит еще один элемент специфики протекания инфляционных процессов в российской переходной экономике.

На наличие мощных структурных сдвигов указывают, в частности, высокие значения коэффициента вариации индивидуальных индексов цен по корзине потребительских товаров и услуг, которая будет описана в разделе 2.5. Для 1992 г. коэффициент вариации равен 0.75, для 1993 г. – 0.51, для 1994 г. – 0.43, и лишь в 1995 г. он снизился до 0.22, что, впрочем, тоже немало. Для января 1992 г., включающего момент либерализации цен, коэффициент вариации равен 0.46.

Масштаб структурных сдвигов иллюстрируют и рис. 2.3–2.5. Гистограмма распределения потребительских товаров по логарифму изменения их цен с конца 1991 г. по конец 1995 г. (т.е. за период наиболее высоких темпов инфляции) показывает, что цены на одни товары выросли в несколько раз сильнее, чем на другие (рис. 2.3). Взвешенное среднее квадратическое отклонение распределения индивидуальных индексов  $\ln(p_{T_2}^j / p_{T_1}^j)$ , гистограмма которого приведена на рис. 2.3, составляет 0.94, что соответствует изменению индексов  $p_{T_2}^j / p_{T_1}^j$  в  $\exp(0.94) \approx 2.6$  раза от среднего (здесь  $p_t^j$  – цена товара  $j$  периода  $t$ ,  $T_1$  – конец 1991 г.,  $T_2$  – конец 1995 г.). Это указывает на огромный масштаб произошедших структурных сдвигов.

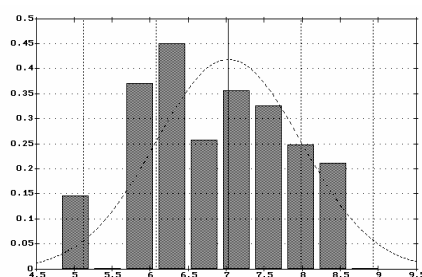


Рис. 2.3. Гистограмма распределения потребительских товаров по логарифму изменения их цен за период с конца 1991 г. по конец 1995 г. и плотность нормального распределения с теми же средним и дисперсией. Сплошная вертикальная линия соответствует сводному индексу, пунктирные вертикальные линии отстоят от нее на целое число стандартных отклонений.

Различия в росте потребительских цен для различных укрупненных товарных групп (рис. 2.4) и цен производителей промышленной продукции для различных отраслей промышленности (рис. 2.5) также иллюстрируют масштаб произошедших структурных сдвигов.

Согласно официальной оценке, с конца 1991 г. по конец 2003 г. платные услуги населению подорожали в 96 800 раз, тогда как цены на продовольственные товары выросли в 10 500 раз, а на непродовольственные товары – «всего» в 6600 раз, т.е. почти в 15 раз слабее, чем на платные услуги (рис. 2.4). Столь большие различия в росте потребительских цен для укрупненных товарных групп в какой-то мере обусловлены ценовыми диспропорциями, существовавшими на российском потребительском рынке до начала реформ. Так, цены на многие продовольственные товары по политическим мотивам искусственно поддерживались на заниженном уровне, тогда как цены на непродовольственные товары зачастую завышались. После начала антиалкогольной кампании во второй половине 1980-х гг. и относительные цены на алкогольные напитки были весьма высокими. Таким образом, обсуждаемые значительные различия в росте потребительских цен в какой-то мере обусловлены спецификой переходного процесса. Вместе с тем нельзя исключить, что столь значительное опережение роста цен на платные услуги отражает и измерительные проблемы.

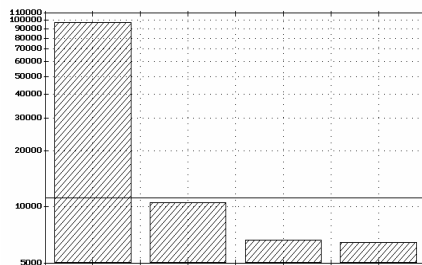


Рис. 2.4. Рост потребительских цен для укрупненных товарных групп за период с конца 1991 г. по конец 2003 г.: 1 – платные услуги; 2 – продовольственные товары; 3 – непродовольственные товары; 4 – алкогольные напитки. Сплошная горизонтальная линия соответствует среднему индексу потребительских цен.

Рост цен производителей промышленной продукции в разных отраслях также различается во много раз. Так, с конца 1991 г. по конец 2003 г. официальные индексы цен производителей показывают рост цен на продукцию топливной промышленности в 43 500 раз, электроэнергетики – в 33 800 раз, тогда как цены на продукцию машиностроения выросли в 12 600 раз (в



3.4 раза слабее, чем в топливной промышленности), а в легкой промышленности – «всего» в 4300 раз, т.е. на порядок меньше, чем в отраслях-«лидерах» (рис. 2.5). Столь большие различия в росте цен и в этом случае в какой-то мере обусловлены исходными (до начала реформ) ценовыми диспропорциями, когда цены на топливно-сырьевые ресурсы зачастую искусственно поддерживались на заниженном уровне, а цены на продукцию машиностроения и легкой промышленности – на завышенном. Отход от такой политики привел к тому, что цены на продукцию топливно-сырьевых отраслей выросли в несколько раз сильнее цен на конечную продукцию, принеся их производителям трансформационную ренту. Изменению ценовых пропорций в этом же направлении способствовала и либерализация внешнеэкономической деятельности, когда конкурентоспособная продукция топливно-сырьевых отраслей нашла новых покупателей на внешнем рынке. Названные причины различий в росте цен на продукцию разных отраслей обусловлены спецификой переходного периода. Вместе с тем и в этом случае нельзя исключать, что огромные различия в изменении цен на продукцию разных отраслей в какой-то мере обусловлены измерительными проблемами.

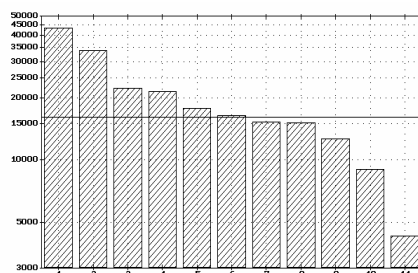


Рис. 2.5. Рост цен производителей промышленной продукции за период с конца 1991 г. по конец 2003 г.: 1 – топливная промышленность; 2 – электроэнергетика; 3 – черная металлургия; 4 – цветная металлургия; 5 – нефтехимическая промышленность; 6 – пищевая промышленность; 7 – химическая промышленность; 8 – промышленность строительных материалов; 9 – машиностроение; 10 – лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность; 11 – легкая промышленность. Сплошная горизонтальная линия соответствует сводному индексу цен производителей.

Если бы динамика цен на разные товары и услуги была одинаковой, т.е. если бы все ценовые пропорции оставались неизменными, то высокие темпы роста цен не порождали бы измерительных проблем. Действительно,

методика построения сводного индекса цен (разумеется, при отсутствии в ней очевидных ошибок) не оказывала бы в такой ситуации никакого влияния на его динамику. Ни выбор индексной формулы, ни система весов не играли бы роли. В качестве сводного индекса можно было бы использовать любой из индивидуальных. В случае же значительных структурных сдвигов, т.е. когда индивидуальные индексы цен демонстрируют различную динамику, ситуация совершенно иная. Динамика сводного индекса цен в этом случае может существенно зависеть от выбора индексной формулы, от состава корзины товаров-представителей и от весов, с которыми они учитываются, причем это влияние тем сильнее, чем сильнее структурные сдвиги и чем выше темпы инфляции.

В частности, масштабные структурные сдвиги в сочетании с высокими темпами инфляции создают предпосылки для возникновения значительных смещений, обусловленных замещением. Это же может приводить и к значительным погрешностям (как систематическим, так и случайным) в сводном индексе цен из-за погрешностей используемых весов, причем эти погрешности будут тем больше, чем выше темпы инфляции и сильнее структурные сдвиги.

Значительные структурные сдвиги приводят к тому, что даже безупречно построенный сводный экономический индекс плохо описывает всю совокупность индивидуальных индексов, подобно тому, как использование лишь меры расположения распределения случайной величины во многих задачах недостаточно для описания всего распределения. Это может вынуждать использовать иную технику анализа экономической динамики, скажем, оперировать индексами относительно менее высоких уровней агрегирования, либо в дополнение к стандартному анализу сводных экономических индексов проводить еще и анализ сводных индексов структурных сдвигов. Эти вопросы будут подробно рассмотрены в разделе 4. Там же будет показано, что процесс интенсификации структурных сдвигов растянут по времени на протяжении всего переходного периода, а отнюдь не локализован в окрестности некоторого момента времени (скажем, в окрестности момента либерализации цен). Это означает, что проблемы, порождаемые интенсификацией структурных сдвигов, характерны для всего периода реформ, а не только для его начальной стадии.

#### ***2.3.4. Значительные изменения качества товаров и услуг и условий торговли ими***

Помимо этого, в российской переходной экономике существуют те же источники смещений в сводных индексах потребительских цен, что и в развитых рыночных экономиках (см. раздел 2.2.3), причем имеются осно-

вания полагать, что они могут порождать смещения гораздо большего масштаба по сравнению с возникающими в сравнительно стабильных экономиках.

Так, на протяжении всего лишь нескольких лет переходного периода произошли значительные изменения в характеристиках многих существовавших ранее потребительских товаров и услуг, а также появились новые, ранее недоступные. В целом качество товаров и услуг за годы реформ существенно возросло, причем во многих случаях качество товаров и услуг в российской переходной экономике изменилось гораздо сильнее, чем за те же годы в стабильных странах с рыночной экономикой. Этому способствовало распространение рыночных отношений, в результате чего у производителя появилась мотивация к улучшению качества своей продукции и услуг. Этому также весьма способствовала и либерализация внешнеэкономической деятельности.

В обычных условиях улучшение качества существующих товаров и услуг и появление новых происходит по мере прогресса в соответствующих областях. В переходной же экономике этот процесс в значительной мере имеет характер диффузии, переноса товаров и услуг более высокого качества (и соответствующих стандартов качества) из рыночных экономик в переходную экономику, пришедшую на смену плановой, в которой качество соответствующих товаров и услуг было зачастую существенно ниже или они отсутствовали вовсе. Очевидно, что процесс переноса может приводить к гораздо более интенсивному повышению качества товаров и услуг, чем сравнительно медленный процесс их постепенного совершенствования. В этом отношении Россия за рассматриваемые годы проделала значительную часть того пути, на который странам с развитыми рыночными отношениями потребовались многие десятилетия. *Резкая интенсификация изменения качества существовавших и появления новых товаров и услуг* в переходной экономике может рассматриваться как элемент специфики протекания инфляционных процессов в российской переходной экономике.

Переходный процесс сопровождается интенсивными изменениями условий торговли. С началом экономических реформ произошло быстрое насыщение потребительского рынка, исчез дефицит (накануне либерализации цен он достиг крайних форм, как и другие негативные явления на потребительском рынке), расширяется сфера потребительского кредитования. Интенсивно внедряются современные и гораздо более удобные для потребителя формы торговли, значительно улучшилась культура обслуживания. Этому, как и в предыдущем случае, способствовали распространение рыночных отношений и либерализация внешнеэкономической деятельности, что также придало этому процессу характер переноса. Также за годы ре-

форм значительно увеличился уровень территориальной дифференциации розничной торговли<sup>27</sup>. Все это позволяет говорить о *резкой интенсификации изменений условий торговли*, которую также можно рассматривать как элемент обсуждаемой специфики. В результате обостряется проблема *смещений, обусловленных изменением условий приобретения*<sup>28</sup>.

Таким образом, в российской переходной экономике имеются основания ожидать возникновения весьма серьезных измерительных проблем по всем четырем группам, в которые источники смещений в сводных индексах цен сведены в отчете Комиссии Боскина.

Наконец, к началу реформ в России *отсутствовала статистика цен, адекватная потребностям рыночной экономики*. Становление и развитие статистики цен в России происходило одновременно с проведением реформ, что не могло не повлиять на качество индексов цен, особенно в начальный, содержательно наиболее интересный период реформ.

Перечисленные особенности инфляционных процессов в российской переходной экономике порождают измерительные проблемы, похожие на те, что возникают в более стабильной экономике при сопоставлении периодов времени, настолько удаленных между собой, что рост цен за время, их разделяющее, сопоставим с ростом цен в переходной экономике, т.е. при проведении сверхдолгосрочных сопоставлений. Хорошо известно, что это – чрезвычайно сложная задача, а точность таких сопоставлений крайне низка.

Соответственно, при измерении роста российских цен лишь за один год реформ можно ожидать возникновения измерительных проблем и проявления побочных эффектов методов измерения, которые в странах с умеренными темпами инфляции (таких, как США) проявляются за периоды времени того же порядка, что указаны в табл. 2.2, т.е. при проведении долгосрочных сопоставлений. Поэтому *к проблеме измерения роста цен в России за период реформ и даже за один год реформ необходимо подходить как к проблеме проведения долгосрочных сопоставлений*. Было бы неверно полагать априори, что один год (а порой и несколько месяцев) является в России периода реформ краткосрочным периодом лишь на том основании, что это так в других странах. Переходный процесс является быстротекущим по

---

<sup>27</sup> Подробнее см. (Иванов, Овсиенко, 2004).

<sup>28</sup> В англоязычной литературе распространен термин *outlet substitution bias*, который соответствует лишь той части этого класса смещений, которая обусловлена перераспределением спроса между торговыми точками. См. (Fixler, 1993), (Advisory Commission, 1996), (Shapiro, Wilcox, 1996).

сравнению со стабильным экономическим развитием и это должно учитываться в методиках измерения.

#### **2.4. Методика построения российских индексов потребительских цен**

Как обсуждалось выше, даже в развитых странах со сравнительно стабильными экономиками возникают серьезные проблемы измерения динамики цен, способные порой заметно исказить представление о развитии ситуации и приводить к значимым социально-экономическим последствиям. В российской же переходной экономике имеются основания ожидать возникновения гораздо более масштабных проблем такого рода. Это делает проведение анализа точности исчисления российских индексов цен особенно актуальным.

Для этого в России имело бы смысл провести работу, аналогичную выполненной в США Комиссией Боскина. Однако в настоящее время это едва ли возможно сделать в полном объеме. Дело в том, что, как было отмечено выше, в США деятельности Комиссии Боскина предшествовало проведение целого ряда исследований различных аспектов точности измерения динамики стоимости жизни американскими ИПЦ. Без этих исследований обобщающая деятельность Комиссии Боскина была бы невозможной. С другой стороны, широкое распространение в США механизмов автоматической индексации выплат сформировало спрос на работы по улучшению точности измерения динамики стоимости жизни.

Представляется, что предпосылки обоих типов (как со стороны предложения – органов статистики, так и со стороны спроса – аналитического и исследовательского сообществ), необходимые для успешной работы российского аналога Комиссии Боскина, пока не сформировались. С одной стороны, исследования точности российских индексов цен почти не ведутся (впрочем, это относится не только к статистике цен), с другой стороны, отсутствуют и масштабные механизмы автоматической индексации выплат с использованием какого-либо индекса цен.

В этих условиях дать исчерпывающее представление о проблемах измерения динамики цен в российской переходной экономике едва ли возможно. Поэтому ниже рассмотрим в духе подходов Комиссии Боскина лишь те вопросы, рассмотрение которых возможно при существующем уровне исследованности данной проблемы. В первую очередь, это – измерительные проблемы на верхнем уровне построения индексов цен. Если окажется, что на верхнем уровне построения ИПЦ имеются серьезные проблемы, это будет означать, что и в целом имеются не менее серьезные проблемы. Иссле-

дование же проблем нижнего уровня построения российских индексов цен представляет собой гораздо более сложную задачу, как в силу совершенно иного объема исходных данных на этом уровне, так и особенно в силу территориальной распределенности отечественной статистической системы, когда не только сбор исходных данных, но и их первичная обработка производится территориальными органами государственной статистики.

Ниже рассмотрим методику построения основного российского индикатора инфляции – ИПЦ Росстата. После этого, опираясь на полученные результаты, обсудим и другие российские индикаторы инфляции, такие как индекс цен производителей промышленной продукции, а также проблемы, возникающие при построении и использовании дефляторов.

#### *2.4.1. Построение сводного ИПЦ и индексов для укрупненных товарных групп*

Построение ИПЦ производится следующим образом<sup>29</sup>. Индексы потребительских цен строятся для городского населения. В конце каждого месяца<sup>30</sup> производится регистрация цен и тарифов для заранее сформированного набора товаров (услуг)-представителей по выборке предприятий торговли и сферы услуг, а также на вещевых, смешанных и продовольственных рынках. На основании этих данных строятся индивидуальные индексы цен на отдельные товары и услуги по каждому городу. На основе индивидуальных индексов цен на отдельные товары и услуги по городам, участвующим в наблюдении, определяются индексы цен на эти товары и услуги по региону, экономическому району, федеральному округу и Российской Федерации. Они строятся как агрегатные индексы с весами, пропорциональными численности населения соответствующей территории. Эти индексы на отдельные товары и услуги в зарубежной литературе принято называть элементарными агрегатами. Они агрегируются затем по корзине товаров (услуг)-представителей в сводные индексы цен с весами, основанными на структуре потребительских расходов населения предшествующего календарного года. Таким образом, построение ИПЦ включает два этапа. Сначала агрегированием первичной информации получают элементарные агрегаты, которые используются затем в качестве индивидуальных

---

<sup>29</sup> См. (Госкомстат, 2002). Описание более раннего варианта методики приведено в (Госкомстат, 1995).

<sup>30</sup> Регистрация цен для расчета ИПЦ производится с 23-е по 25-е число отчетного месяца. Таким образом, ИПЦ отражает изменение цен не между концами сопоставляемых месяцев, как это часто считается, а между примерно 24-ми числами месяцев.

индексов при построении индексов потребительских цен. Ниже будем рассматривать лишь индексы цен по Российской Федерации в целом.

На протяжении каждого календарного года индекс потребительских цен (тарифов) на товары и платные услуги населению, а также индексы потребительских цен на продовольственные товары, алкогольные напитки, непродовольственные товары и платные услуги населению рассчитываются на основе элементарных агрегатов в помесечном выражении как прямые агрегатные индексы<sup>31</sup> с весами, отражающими структуру потребительских расходов предшествующего календарного года. С началом очередного календарного года производится уточнение состава корзины товаров-представителей и смена весов. Методика является одношаговой, т.е. она не предусматривает последующего уточнения оценок индексов цен. Временные ряды ИПЦ в базисной форме рассчитываются перемножением индексов, построенных для разных календарных лет, т.е. они строятся как сцепленные индексы. Индексы в годовом выражении получаются на основе индексов в помесечном выражении и показывают изменение цен конца текущего календарного года к концу предыдущего года. Аналогично строятся и индексы в квартальном выражении.

Таким образом, сводный индекс, показывающий изменение потребительских цен с конца года  $T_0$  до конца года  $T_1$ , определяется как

$$(2.1) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N I_{t_{n-1}, t_n} = \prod_{n=1}^N \sum_j \bar{w}_{n-1}^j I_{t_{n-1}, t_n}^j = \prod_{n=1}^N \sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j},$$

где границы сцепляемых годовых сегментов  $T_0 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T_1$  (здесь  $N$  – число сегментов) соответствуют границам календарных лет,  $I_{t_{n-1}, t_n}^j = p_n^j / p_{n-1}^j$  – элементарный агрегат, соответствующий представителю  $j$ ,  $p_{n-1}^j$  и  $p_n^j$  – цены представителя  $j$  в моменты  $t_{n-1}$  и  $t_n$ , суммирование производится по всем представителям корзины соответствующего года, а веса основаны на структуре потребительских расходов предыдущего календарного года.

Если бы была доступна полная информация о динамике цен и количествах представителей анализируемой корзины, т.е. если бы для всех представителей были известны функции  $p^j(t)$ , определяющие цену представителя  $j$  в

<sup>31</sup> В методике расчета ИПЦ эти индексы названы индексами Ласпейреса (см. (Госкомстат, 1995, 1996b, 2002)), хотя это, строго говоря, не так, поскольку в индексе Ласпейреса веса должны отражать структуру потребительских расходов базисного периода времени.

момент  $t$ , и функции  $q^j(t)$ , определяющие интенсивность потока<sup>32</sup> количества представителя  $j$  в момент  $t$ , то веса, соответствующие структуре потребительских расходов года  $n$  (т.е. интервала времени между моментами  $t_{n-1}$  и  $t_n$ ), можно было бы представить в виде

$$(2.2) \quad \bar{w}_n^j = \frac{\int_{t_{n-1}}^{t_n} q^j(t) p^j(t) dt}{\sum_k \int_{t_{n-1}}^{t_n} q^k(t) p^k(t) dt} .$$

Обсудим проблемы измерения динамики цен, которые могут возникать при использовании такой методики в условиях российской переходной экономики.

Как известно, в пределе при уменьшении шага по времени сцепленного индекса (т.е. интервала времени, на протяжении которого используются одни и те же представители и одни и те же веса) до нуля для весьма широкого класса индексных формул сцепленный индекс цен сходится к индексу Дивизиа<sup>33</sup>

$$(2.3) \quad I_{T_0, T_1}^D = \exp \left( \int_{T_0}^{T_1} \sum_j w^j(t) \frac{p^j(t)}{p^j(t)} dt \right) = \exp \left( \int_{T_0}^{T_1} \frac{\sum_j q^j(t) p^j(t)}{\sum_j q^j(t) p^j(t)} dt \right),$$

где  $w^j(t) = q^j(t) p^j(t) / \sum_k q^k(t) p^k(t)$  – доля потока стоимости представителя  $j$  в потоке стоимости всей корзины в момент  $t$ . Таким образом, задача измерения динамики цен на верхнем уровне, т.е. в предположении о том, что динамика элементарных агрегатов известна, сводится к задаче численного интегрирования функции на отрезке.

<sup>32</sup> При построении экономических индексов в дискретном времени используют переменные типа запаса (например, цены на какой-либо момент времени) и переменные типа потока (например, производство за какой-либо интервал времени). При переходе к непрерывному времени смысл переменных типа запаса не изменяется, а вместо переменных типа потока, которые утрачивают смысл, используют соответствующие им интенсивности (подробнее см. (Бессонов, 2003а)). Связь между переменной типа потока и соответствующей ей интенсивностью определяется следующим образом. Если в дискретном времени периоду  $i$  соответствует интервал от  $t_{i-1}$  до  $t_i$ , то количество  $q_i^j$  представителя  $j$  периода  $i$  равно  $q_i^j = \int_{t_{i-1}}^{t_i} q^j(t) dt$ .

<sup>33</sup> Подробнее см. (Divisia, 1925), (Hulten, 1973), (Forsyth, Fowler, 1981), (Зоркальцев, 1996), (Бессонов, 2003а).



Сцепленные индексы можно рассматривать как разностные аппроксимации индекса Дивизиа. Расхождения динамики временного ряда сцепленного индекса и индекса Дивизиа отражают качество аппроксимации и зависят, в частности, от используемой индексной формулы и от величины шага по времени  $\tau$  (равной одному году в обсуждаемой методике). Поэтому имеет смысл анализировать точность, с которой сцепленный индекс аппроксимирует индекс Дивизиа.

Хотя сцепленные индексы, построенные на основе почти всех используемых на практике индексных формул, и являются аппроксимациями индексов Дивизиа, скорость сходимости последовательности сцепленных индексов к индексу Дивизиа с уменьшением шага по времени до нуля существенно зависит от выбора индексной формулы. Так, при  $\tau \rightarrow 0$  погрешность сцепленного индекса Ласпейреса равна  $O(\tau)$  и аналогично для сцепленного индекса Пааше. Поэтому эти методы являются методами первого порядка, т.е. соответствующие сцепленные индексы достаточно медленно сходятся к индексу Дивизиа. Сцепленные индексы Фишера, Эджворта–Маршалла, Торнквиста являются методами второго порядка, поскольку при уменьшении шага по времени  $\tau$  погрешность этих методов равна  $O(\tau^2)$ , т.е. они, вообще говоря, сходятся к индексу Дивизиа гораздо быстрее, чем сцепленные индексы Ласпейреса и Пааше<sup>34</sup>.

#### 2.4.2. Система весов

Метод (2.1), (2.2), как и метод, предполагающий построение сцепленного индекса Ласпейреса, является методом первого порядка, т.е. он обеспечивает низкую скорость сходимости к индексу Дивизиа. Особые опасения в отношении точности вызывает использование весов, построенных на основе устаревшей информации, соответствующей предшествующему календарному году. Как уже отмечалось, использование весов, основанных на устаревшей информации, объясняется требованиями технологичности, поскольку оперативные оценки сводного индекса цен могут быть получены лишь с использованием таких весов. Весовая база (т.е. момент времени, которому соответствуют веса) в рассматриваемой методике примерно соответствует середине предыдущего календарного года, отставая приблизительно на год от середины текущего календарного года. Таким образом, запаздывание весов составляет приблизительно год, т.е. шаг по времени, что вдвое больше, чем в сцепленном индексе Ласпейреса.

---

<sup>34</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

При невысоких темпах инфляции весовая база в методике ИПЦ примерно соответствует середине предшествующего календарного года, при увеличении темпов инфляции этот момент может смещаться. В соответствии с (2.2) потребительские расходы в пределах года суммируются в текущих ценах, поэтому инфляция приводит к смещению весовой базы в сторону конца года, причем тем сильнее, чем выше темпы инфляции. Кроме того, поскольку результат суммирования нарастающим итогом в текущих ценах в условиях высокой инфляции во многом определяется ситуацией последних месяцев, на которую оказывает влияние как текущая конъюнктура, так и сезонные факторы, то особенности, специфичные именно для последних месяцев календарного года, а не для всего года, могут быть перенесены на оценку среднегодовой структуры потребительских расходов. Это может вести к снижению точности оценок роста цен.

Эффект смещения весовой базы к концу календарного года в какой-то мере компенсируется другим: с тем, чтобы успеть ввести в действие новые веса с началом наступающего календарного года, структуру потребительских расходов предыдущего года оценивают по итогам его первых трех кварталов (девяти месяцев) и пересчетом доопределяют до конца года. Пересчет состоит в получении оценки структуры потребительских расходов для четвертого квартала. Для этого элементы структуры потребительских расходов третьего квартала домножают на темпы роста цен соответствующих представителей в четвертом квартале и производят перенормировку (т.е. изменяют их в одинаковой пропорции с тем, чтобы в сумме они давали единицу). Такой пересчет соответствует предположению о том, что количества представителей в натуральном выражении, приобретенных в четвертом квартале, равны соответствующим количествам в третьем квартале, т.е. не учитывается возможность перераспределения спроса с тех товаров и услуг, цены на которые растут опережающими темпами, на те, которые дорожают медленнее других. Не учитывается и сезонное изменение структуры спроса. На основании структуры потребительских расходов за первые три квартала и оценки для четвертого квартала получают оценку структуры потребительских расходов за год. Очевидно, такая процедура приводит к снижению точности ИПЦ, поскольку такие веса *никак не учитывают* количества представителей, приобретаемых в четвертом квартале каждого года (эта информация просто теряется), тогда как количества для третьего квартала учитываются дважды. Этот фактор также ведет к снижению точности весов и смещает момент времени, которому соответствует структура потребительских расходов населения, используемая в качестве основы для построения системы весов ИПЦ, в сторону начала года.

В последние годы система весов для построения ИПЦ стала формироваться несколько иначе. Для ее построения стали использоваться данные о структуре потребительских расходов за четвертый квартал позапрошлого года и за первые три квартала прошлого года. Преимущество нового алгоритма построения весов перед прежним состоит в том, что теперь используются данные за четыре последовательных квартала, т.е. за целый год, а не информация лишь за три квартала каждого календарного года, как прежде, когда данные за все четвертые кварталы систематически не использовались. Это дает основания полагать, что новые веса более точно отражают структуру потребительских расходов и в этом смысле более точны. В то же время новый подход несколько увеличил запаздывание весов: весовая база теперь отстает от середины шага по времени (т.е. от середины текущего календарного года) примерно на 5 кварталов. Представляется, что в условиях затухания инфляции увеличение запаздывания весов на один квартал является вполне приемлемой платой за устранение их искажений, обусловленных утратой информации за четвертые кварталы всех календарных лет.

Заметим также, что используемые при построении ИПЦ веса лишь *отражают* структуру потребительских расходов, т.е. они не обязательно в точности равны весам, которые получаются на основе элементов структуры потребительских расходов, соответствующих корзине товаров (услуг)-представителей. Для некоторых представителей различия могут быть весьма значительными. Другими словами, равенство (2.2) следует рассматривать как приближенное еще и по этой причине. Это также может снижать точность весов и влиять на качество аппроксимации официальным ИПЦ индекса Дивизиа.

#### 2.4.3. Обсуждение методик

При измерении умеренного роста цен и при отсутствии значительных структурных сдвигов годовое запаздывание весов не оказывает особого влияния на получаемый результат. В нашем же случае дело может обстоять принципиально иначе, поскольку интенсивность изменения ценовых пропорций в первые годы после их либерализации была такова, что год мог быть достаточно большим периодом времени для того, чтобы они успели заметно измениться. Для иллюстрации того, что в рассматриваемых условиях означает привнесение годового запаздывания весов, вновь обратимся к табл. 2.2. За 1993 г. потребительские цены в России изменились так же,

как в США за предшествующие полвека<sup>35</sup>. Если бы рост цен в США с 1941 по 1993 г. измерялся по формуле прямого агрегатного индекса с весами, полученными на основе структуры потребительских расходов населения за предшествующий примерно полувековой период с 1888 по 1940 г. (т.е. в среднем примерно соответствующими 1915 г.), то некорректность такого подхода была бы очевидной. Хотя масштаб изменений структуры потребления в России за 1993 г., по всей видимости, заметно уступает масштабу таких изменений в США за указанные многие десятилетия, годичный шаг по времени в рассматриваемых российских условиях представляется чрезвычайно большим.

Приводить к снижению точности измерения динамики цен может и то, что методика построения ИПЦ является одношаговой. В отличие от методики построения многих других макроэкономических показателей, она не предусматривает последующего уточнения оценок, когда необходимые для этого данные становятся доступными, т.е. система индексов цен является открытой. Временные ряды ИПЦ, получающиеся на основе такой методики, можно рассматривать как совокупность предварительных оценок для соответствующих периодов. По тем же исходным данным впоследствии могут быть получены более точные оценки динамики цен, но для этого методика должна предусматривать последующее уточнение оценок, т.е. система индексов должна быть закрытой.

Результаты проведенного предварительного обсуждения методики построения официального ИПЦ можно суммировать следующим образом:

- сцепленные индексы рассчитываются с очень большим шагом по времени;
- индексная формула обеспечивает очень медленную сходимость к индексу Дивизия;
- используются веса, устаревшие примерно на величину шага по времени (т.е. на год);
- точность весов невелика;
- система индексов – открытая.

Эти особенности методики могут приводить к возникновению значительных погрешностей при сопоставлении достаточно удаленных между собой периодов времени. Вместе с тем едва ли можно ожидать возникновения проблем проведения краткосрочных сопоставлений (когда изменение

---

<sup>35</sup> Отметим, что этот интервал включает и годы, когда инфляция в США считалась высокой, т.е. была такой же, как в периоды низкой инфляции в России переходного периода.

цен измеряется единицами процентов), способных оказывать влияние на содержательные выводы.

## **2.5. Подход к анализу смещений ИПЦ**

Для полноценного анализа точности измерения динамики цен российскими индексами необходимо проведение масштабного исследования, аналогичного работе Комиссии Боскина в США. Однако такое обобщающее исследование требует большой подготовительной работы, которая в современной России не выполнена, а в значительной мере и не начиналась. Прежде всего, необходимо создание правильно организованных баз данных, содержащих первичную информацию, агрегированием которой получают индексы цен. Эти базы данных должны быть доступны исследовательскому сообществу. Необходимо детальное и корректное описание всех вариантов методик, действовавших с самого начала построения индексов цен (по крайней мере, с начала 1992 г.), с публикацией всех использовавшихся систем весов, алгоритмов их построения и информации, на основе которой они были получены. Необходимо проведение большого числа частных исследований различных аспектов точности исчисления индексов цен, которые сформируют основу для последующего проведения обобщающей работы, подобной работе Комиссии Боскина в США. Пока же возможен анализ лишь отдельных аспектов точности российских индексов цен.

Проще всего оценить смещения, обусловленные замещением на верхнем уровне построения ИПЦ, т.е. смещения, возникающие на завершающем этапе построения ИПЦ, когда индивидуальные индексы агрегируются в сводный. Для этого можно было бы по тем же индивидуальным индексам цен, по которым строятся официальные ИПЦ, используя другие индексные формулы, построить индексы, в которых эти смещения устранены (или хотя бы меньше по порядку величины). Сопоставление таких индексов с официальными ИПЦ позволило бы оценить влияние потенциальных источников смещений.

Для этого на каждом шаге по времени сцепленного индекса, т.е. в пределах каждого календарного года, необходимо использовать веса, соответствующие этому календарному году. Если бы состав корзины не изменялся с течением времени, то можно было бы просто взять веса, использовавшиеся для расчета ИПЦ в следующем календарном году, т.е. сдвинуть всю систему весов на год вперед. Однако с течением времени состав корзины ИПЦ менялся, при этом ретроспективные данные по многим вновь введенным позициям отсутствуют, как и новые данные по удаленным из корзины по-

зициям<sup>36</sup>. Поэтому ниже использован несколько иной подход. Сначала были подготовлены массивы исходных данных, максимально возможно приближенные к исходным данным, использованным для расчета ИПЦ, но имеющие единый состав представителей для всего исследуемого интервала времени. На основе этих массивов данных по методике ИПЦ были построены *контрольные индексы*, а также индексы по другим методикам, в частности, индексы, при построении которых были устранены источники потенциальных смещений. Их сопоставление с контрольными индексами позволило получить оценки смещений ИПЦ, обусловленных замещением на верхнем уровне.

Таким образом, в соответствии с использованным подходом строились контрольные индексы, моделирующие официальные ИПЦ, отличающиеся от них лишь неполным покрытием корзины ИПЦ, и результаты исследования этих модельных индексов распространялись на ИПЦ.

В качестве исходных данных было использовано 81-продуктовое подмножество всего множества индивидуальных индексов цен представителей, на основе которого в Росстате производится расчет индексов потребительских цен по отношению к предыдущему месяцу. Выбор состава представителей (произведенный специалистами Росстата) использованного массива данных<sup>37</sup> объясняется главным образом соображениями наличия

---

<sup>36</sup> Изменение состава корзины с течением времени происходило в целом в направлении расширения ее состава, вместе с тем какие-то позиции из нее выводились.

<sup>37</sup> Говядина (кроме бескостного мяса); свинина; мясо птицы; колбаса вареная; сосиски, сардельки; говядина, свинина, баранина тушеная консервированная; консервы рыбные натуральные в масле; масло животное (сливочное, топленое); масло растительное; маргарин; молоко; сыры сычужные твердые и мягкие; яйца; сахар-песок; карамель, ирис; чай натуральный; кофе натуральный растворимый; соль; мука пшеничная; хлеб ржаной и ржано-пшеничный; хлеб и хлебобулочные изделия из пшеничной муки высшего сорта; хлеб и хлебобулочные изделия из пшеничной муки 1 и 2 сортов; рис; крупа манная; горох и фасоль; вермишель; картофель; капуста свежая белокочанная; лук репчатый; морковь; яблоки; мандарины, апельсины; безалкогольные напитки (импортные); водка; коньяк; пиво отечественное; ткани ситцевые; ткани костюмные шерстяные или полушерстяные; ткани из искусственного шелка; плащ мужской из смесовых тканей; костюм мужской из шерстяных или полушерстяных тканей; брюки мужские из шерстяных или полушерстяных тканей; сорочка мужская верхняя из хлопчатобумажных или смесовых тканей; плащ женский из смесовых тканей; джемпер, свитер, жакет для взрослых; колготки женские; носки мужские из хлопчатобумажной и смесовой пряжи; сапоги, сапожки кожаные на утепленной подкладке мужские; сапоги, сапожки осенние женские; ботинки, полуботинки кожаные мужские; туфли женские кожаные на синтетической подошве, низком каблуке; моющие средства пастообразные, порошкообраз-

сопоставимых данных по российским потребительским ценам, покрывающих период времени максимально возможной длины. Данный массив охватывает период времени с января 1993 г. по декабрь 1996 г. Ниже будем ссылаться на него как на *основной массив данных*.

В расчетах использованы шесть систем весов, с которыми в разные годы строились официальные ИПЦ. Эти системы весов соответствуют структурам потребительских расходов населения в 1991–1996 гг. Таблица 2.3,а позволяет судить о степени покрытия корзины ИПЦ основным массивом данных. Он покрывает 48–55% общей корзины ИПЦ, исходя из структур потребительских расходов разных лет. Наилучшим образом в нем представлены продовольственные товары (33 позиции, покрывающие 62–71% от корзины ИПЦ по продтоварам), затем следуют непродовольственные товары (33 позиции, 33–37%), платные услуги представлены хуже всего (12 позиций, 26–37%). Особняком стоят алкогольные напитки: они представлены 3 позициями, покрывающими 68–88% корзины ИПЦ по алкогольным напиткам, среди которых выделяется доминирующий представитель – водка.

Таблица 2.3,а

Степень покрытия представителями основного массива данных корзины ИПЦ (в процентах), исходя из систем весов ИПЦ, соответствующих структурам потребительских расходов разных лет

	Число позиций	1992	1993	1994	1995	1996
Все товары и услуги	81	54.6	51.7	55.4	54.0	47.8
Продовольственные товары	33	67.5	64.2	70.9	68.9	61.8
Алкогольные напитки	3	88.3	79.3	85.9	86.1	68.3
Непродовольственные товары	33	32.7	34.5	37.4	34.7	32.7
Платные услуги	12	36.6	31.0	29.1	26.1	25.7

Наибольший интерес с точки зрения анализа смещений представляет собой 1992 г., включающий момент либерализации цен. Однако данные по

ные; мыло туалетное; зонт; нитки швейные хлопчатобумажные; сигареты с фильтром импортные; стул; набор корпусной мебели (стенка); ковер (палас) синтетический; часы наручные; будильник механический (электронный); холодильник; машина стиральная; электропылесос; электроутюг; электрические лампы нормальные осветительные; велосипед для взрослых; телевизор стационарный цветного изображения, размер экрана по диагонали 61 см; легковые автомобили; пошив пальто; стрижка модельная в мужском зале; городской автобус; поезд дальнего следования; самолет; пересылка письма; абонентная плата за домашний телефон; отправка телеграммы; проживание в гостинице; плата за электричество; плата за газ в баллонах; кино.

индивидуальным индексам цен для 1992 г. по всей номенклатуре основного массива недоступны. Поэтому расчеты для 1992 г. были проведены по несколько более узкому кругу индивидуальных индексов цен, опубликованных в (Госкомстат, 1996а, с. 32–35, 48–53). В этом массиве (ниже будем называть его *усеченным массивом данных*) отсутствует информация о платных услугах населению, а также по одной позиции в группе продовольственных товаров<sup>38</sup> и по семи позициям в группе непродовольственных товаров<sup>39</sup>. Таблица 2.3,б показывает, что по степени покрытия корзин ИПЦ разных лет усеченный массив (который содержит данные для 61 представителя) почти не уступает основному, так как доля услуг в корзинах ИПЦ, основанных на структурах потребительских расходов 1991–1993 гг., составляла всего 9.4%, 5.8% и 6.2% соответственно. Для проводимого ниже анализа также весьма важно и то, что в 1992 г., в отличие от последующих лет, цены на платные услуги населению выросли примерно в той же пропорции, что и по всем товарам и услугам в целом (22.2 раза против 26.1 раза). Это позволяет надеяться на то, что отсутствие данных по услугам в усеченном массиве не оказывает существенного влияния на результаты сопоставлений.

Веса ИПЦ для используемых представителей были перенормированы (т.е. изменены в одинаковой пропорции для всех представителей товарной группы) так, чтобы обеспечить равенство долей укрупненных товарных групп в наших индексах соответствующим долям в ИПЦ. Необходимость такой перенормировки обусловлена тем, что использованные нами данные в различной степени покрывают корзины ИПЦ по укрупненным группам товаров и услуг (см. табл. 2.3,а,б).

Таблица 2.3,б

Степень покрытия представителями усеченного массива данных корзины ИПЦ (в процентах), исходя из систем весов ИПЦ, соответствующих структурам потребительских расходов разных лет

	Число позиций	1991	1992	1993
Все товары и услуги	61	49.9	50.9	48.1
Все товары	61	55.1	54.0	51.3
Продовольственные товары	32	79.7	67.0	63.8
Алкогольные напитки	3	88.3	88.3	79.3
Непродовольственные товары	26	29.6	29.2	30.9

<sup>38</sup> Безалкогольные напитки.

<sup>39</sup> Ткани из искусственного шелка, плащ мужской, плащ женский, зонт, нитки, будильник, электроутюг.



Таким образом, эти массивы данных позволяют проанализировать интервал времени с конца 1991 г. по конец 1996 г., когда темпы инфляции были наиболее высокими и следовало ожидать наибольших проблем измерения динамики потребительских цен.

## **2.6. Чувствительность ИПЦ к выбору весовой базы**

Сводный индекс цен можно представить как некоторое среднее индивидуальных индексов (например, взвешенное среднее арифметическое, гармоническое, геометрическое). Смещение, обусловленное замещением на верхнем уровне построения индекса цен, может возникать тогда, когда на шаге по времени сцепленного индекса используются устаревшие веса, т.е. когда весовая база не соответствует середине шага по времени. При этом разные способы осреднения, лежащие в основе используемых индексных формул, могут приводить к различным по величине, и даже по направлению, смещениям, обусловленным замещением.

### **2.6.1. Эффект Гершенкрона**

В российской статистической практике для построения сводных индексов цен принято использовать агрегатные индексы, т.е. такие, которые могут быть представлены в виде отношения стоимостей некоторой корзины в сопоставляемые периоды времени. Известно, что агрегатные индексы цен с более ранней весовой базой дают, как правило, более высокие оценки роста цен по сравнению с индексами с более поздней весовой базой. В частности, индекс Ласпейреса, для которого весовая база совпадает с исходной, обычно завышает рост цен, а индекс Пааше, для которого весовая база совпадает с текущим периодом, обычно занижает рост цен. Этот эффект, получивший название эффекта Гершенкрона, приводит к возникновению смещения, обусловленного замещением.

Представляется целесообразным оценить масштаб проявления данного эффекта в рассматриваемом случае, т.е. проанализировать чувствительность ИПЦ к выбору весовой базы. Если окажется, что эффект Гершенкрона выражен слабо, то запаздывание весовой базы по отношению к середине шага по времени не оказывает заметного влияния на результаты измерения динамики цен. Если же окажется, что этот эффект сильно влияет на результаты сопоставлений, то необходима корректировка оценок роста потребительских цен с целью минимизации этого влияния. Также на этом этапе целесообразно проанализировать влияние запаздывания весовой базы на динамику разных вариантов сводных индексов, основанных на разных способах осреднения индивидуальных индексов. С этой целью, помимо индек-

сов Ласпейреса и Пааше, будем проводить сопоставление результатов и для сводных индексов, в основе которых лежит геометрическое среднее индивидуальных индексов.

Различия оценок роста цен, получаемых по формулам Ласпейреса и Пааше (так же как и по формулам среднего геометрического с весами, соответствующими началу и концу шага по времени), позволяет судить о величине погрешности этих формул на шаге по времени сцепленного индекса, поскольку они позволяют получить двустороннее приближение решения<sup>40</sup>. Соответственно, для анализа погрешности, даваемой этими формулами, можно проанализировать расхождения между ними для каждого календарного года на всем анализируемом интервале времени. Если окажется, что эти расхождения достаточно велики, то выбор формулы становится существенным, и поэтому использование грубых формул первого порядка (к каковым относится и формула расчета ИПЦ (2.1)) при численном интегрировании с таким шагом не является корректным. В этом случае нужно использовать более точную формулу и/или уменьшить шаг по времени (т.е. произвести сгущение сетки). Если же ошибка на каждом шаге по времени и на всем отрезке интегрирования невелика, то использование грубой формулы в методике расчета ИПЦ не приводит к заметным искажениям оценок роста цен.

### 2.6.2. Индикаторы анализа чувствительности оценок роста цен к сдвигу весовой базы

Различие между индексами Ласпейреса

$$(2.4) \quad I_{t_{n-1}, t_n}^L = I_{t_{n-1}, t_n}^{a0} = \frac{\sum_j q_{n-1}^j p_n^j}{\sum_j q_{n-1}^j p_{n-1}^j} = \sum_j w_{n-1}^j \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j}$$

и Пааше

$$(2.5) \quad I_{t_{n-1}, t_n}^P = I_{t_{n-1}, t_n}^{a1} = \frac{\sum_j q_n^j p_n^j}{\sum_j q_n^j p_{n-1}^j} = 1 / \sum_j w_n^j \frac{p_{n-1}^j}{p_n^j},$$

как и между аналогичными индексами на основе среднего геометрического

---

<sup>40</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

$$(2.6) \quad I_{t_{n-1}, t_n}^{g^0} = \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{w_{n-1}^j},$$

$$(2.7) \quad I_{t_{n-1}, t_n}^{g^1} = \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{w_n^j},$$

состоит в замене весов  $q_{n-1}^j$  в (2.4) и  $w_{n-1}^j = \frac{q_{n-1}^j p_{n-1}^j}{\sum_i q_{n-1}^i p_{n-1}^i}$  в (2.6) весами  $q_n^j$  в

(2.5) и  $w_n^j = \frac{q_n^j p_n^j}{\sum_i q_n^i p_n^i}$  в (2.7), соответствующими периоду времени через

один шаг по времени, т.е. в сдвиге весовой базы на один год вперед<sup>41</sup>. Таким образом, различие между значениями пары индексов Ласпейреса  $I^{a^0}$  и Пааше  $I^{a^1}$  (как и между значениями пары индексов  $I^{g^0}$  и  $I^{g^1}$ ) отражает чувствительность индекса  $I^{a^0}$  (или  $I^{g^0}$ ) к сдвигу весовой базы вперед на шаг по времени, которую можно считать характеристикой точности индекса  $I^{a^0}$  (или  $I^{g^0}$ ).

Поэтому для исследования чувствительности ИПЦ к сдвигу весовой базы на шаг по времени проанализируем превышение индексом потребительских цен за год такого же индекса с весами следующего года, т.е. рассмотрим показатель

$$(2.8) \quad E_{t_{n-1}, t_n}^a = I_{t_{n-1}, t_n}^{a^0} / I_{t_{n-1}, t_n}^{a^1} - 1 = \left( \sum_j \bar{w}_{n-1}^j \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right) \cdot \left( \sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_{n-1}^j}{p_n^j} \right) - 1.$$

Аналогичный показатель рассмотрим и для пары индексов на основе среднего геометрического

---

<sup>41</sup> Символ «a» в надстрочном индексе в (2.4) и (2.5) указывает на то, что эти индексы являются агрегатными, а символ «g» в надстрочном индексе в (2.6) и (2.7) – на то, что эти индексы цен основаны на геометрическом среднем. Символ «0» в (2.4) и (2.6) указывает на то, что весовая база этих индексов соответствует базисному периоду, а символ «1» в (2.5) и (2.7) – на то, что она соответствует текущему периоду.

$$(2.9) \quad E_{t_{n-1}, t_n}^g = I_{t_{n-1}, t_n}^{g0} / I_{t_{n-1}, t_n}^{g1} - 1 = \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{\bar{w}_{n-1}^j - \bar{w}_n^j} - 1 .$$

### 2.6.3. Результаты анализа

Результаты расчетов, приведенные в табл. 2.4 и на рис. 2.6, показывают, что погрешность в ИПЦ может быть весьма велика. Так, в 1992 г. расхождение в оценках роста цен по формулам (2.4) и (2.5) для всех товаров составляет 51.3% (!), а в 1993 г. аналогичное расхождение для всех товаров и услуг составляет 17.5%. В 1994 г. это влияние все еще было вполне заметным: почти 6% для всех товаров и услуг. Это расхождение в целом снизилось лишь с 1995 г., однако по отдельным товарным группам было вполне ощутимым и в 1995 г. (например, 4.7% по продовольственным товарам).

Это позволяет сделать вывод об исключительно сильном влиянии запаздывания весов на оценки роста цен в рассматриваемом случае, следствием чего является вывод о наличии значительного смещения ИПЦ, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса цен. Таблица 2.4 показывает, что в 1992–1993 гг. наблюдалось сильное влияние, в 1994 г. – весьма заметное, и лишь с 1995 г. оно стало умеренным.

Знаки приведенных в табл. 2.4 значений показателя  $E^a$  свидетельствуют о том, что это смещение приводит к тому, что ИПЦ завышает рост стоимости жизни.

Значительное расхождение в оценках наблюдается не только для всех товаров и услуг в целом, но и для всех укрупненных групп товаров и услуг, за исключением алкогольных напитков<sup>42</sup>. Наибольшее расхождение наблюдается для непродовольственных товаров в 1992 г. – почти на 90%<sup>43</sup>.

<sup>42</sup> Отсутствие эффекта для группы алкогольных напитков объясняется тем, что в их структуре доминирует единственный товар-представитель – водка. По этой причине смещения в ИПЦ для группы алкогольных напитков являются наименьшими.

<sup>43</sup> Вполне вероятно, что для полной корзины ИПЦ это расхождение будет несколько меньше, поскольку на его величину заметно повлиял опережающий рост цен на один из товаров-представителей – легковые автомобили, который в полной корзине ИПЦ учитывается с меньшим весом, чем в используемой нами.

Таблица 2.4

		Чувствительность оценок роста цен к сдвигке весовой базы					1993–	1993–
		1992*	1993	1994	1995	1996	1996 сцепл.	1996 прям.
Все товары и услуги	а**	28.465	8.635	3.147	2.194	1.201	71.611	93.654
	б	18.814	7.352	2.970	2.149	1.192	55.916	57.366
	в	51.30	17.45	5.96	2.09	0.75	28.1	63.3
	г	22.559	7.893	2.968	2.147	1.188	59.718	61.310
	д	22.722	7.964	3.140	2.199	1.206	66.326	85.064
	е	-0.72	-0.88	-5.48	-2.36	-1.56	-10.0	-27.9
Продовольственные товары	а	32.142	9.510	3.465	2.194	1.114	80.526	84.712
	б	26.384	8.690	3.384	2.096	1.108	68.263	70.466
	в	21.82	9.44	2.39	4.68	0.54	18.0	20.2
	г	28.472	9.034	3.389	2.133	1.107	72.327	72.516
	д	31.102	9.227	3.453	2.155	1.115	76.526	83.108
	е	-8.46	-2.09	-1.86	-0.98	-0.67	-5.5	-12.8
Алкогольные напитки	а	14.715	7.867	2.324	2.318	1.557	65.985	67.101
	б	14.912	7.738	2.312	2.314	1.578	65.330	66.848
	в	-1.32	1.67	0.52	0.17	-1.33	1.0	0.4
	г	14.256	7.828	2.308	2.314	1.550	64.820	65.840
	д	15.259	7.803	2.331	2.319	1.583	66.776	68.026
	е	-6.57	0.32	-0.99	-0.23	-2.05	-2.9	-3.2
Непродовольственные товары	а	28.590	6.082	2.511	2.005	1.144	35.032	39.662
	б	15.125	5.768	2.474	2.005	1.135	32.461	31.280
	в	89.02	5.44	1.50	0.00	0.79	7.9	26.8
	г	20.848	5.950	2.478	1.988	1.141	33.440	36.093
	д	17.993	5.885	2.512	2.023	1.137	34.022	34.411
	е	15.87	1.11	-1.38	-1.75	0.33	-1.7	4.9
Платные услуги	а	-	20.707	6.369	2.816	1.488	552.73	576.39
	б	-	19.571	5.663	2.769	1.490	457.44	436.70
	в	-	5.80	12.47	1.70	-0.13	20.8	32.0
	г	-	19.351	5.667	2.785	1.486	453.99	525.20
	д	-	20.955	6.302	2.793	1.493	550.53	488.58
	е	-	-7.66	-10.07	-0.27	-0.42	-17.5	7.5

\* Рассчитано по усеченному массиву, только товары (без услуг).

\*\* а – контрольный индекс (соответствует методике ИПЦ); использована формула (2.4), веса соответствуют структуре потребительских расходов предшествующего года (для последнего столбца – 1992 г.); б – использована формула (2.5), веса соответствуют структуре потребительских расходов текущего года (для последнего столбца – 1996 г.); в – показатель  $E^a$  (2.8), т.е. превышение «а» над «б» (%); г – использована формула (2.6), веса соответствуют структуре потребительских расходов предшествующего года (для последнего столбца – 1992 г.); д – использована формула (2.7), веса соответствуют структуре потребительских расходов текущего года (для последнего столбца – 1996 г.); е – показатель  $E^b$  (2.9), т.е. превышение «г» над «д» (%).

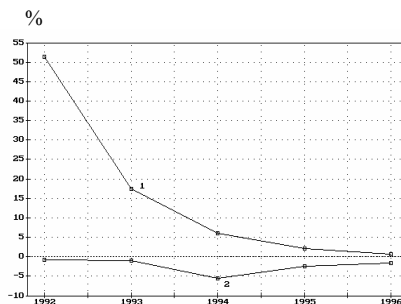


Рис. 2.6. Иллюстрация чувствительности оценок роста цен к сдвигу весовой базы (все товары и услуги): 1 – показатель  $E^a$  (2.8); 2 – показатель  $E^s$  (2.9).

В 1993–1994 гг. наблюдается более сильное влияние сдвигки весовой базы на сводный индекс цен по всем товарам и услугам, чем в среднем по укрупненным группам товаров и услуг. Это означает, что в сводном индексе цен смещение в целом сильнее, чем в групповых. Причина этого состоит в том, что на величину смещений в групповых индексах влияют лишь внутригрупповые структурные сдвиги (т.е. перераспределение спроса между товарами или услугами в пределах данной товарной группы), но не влияют межгрупповые структурные сдвиги (т.е. перераспределение спроса между товарными группами). Таким образом, с повышением уровня агрегирования индекса есть основания ожидать возникновения все больших измерительных проблем и, в частности, увеличения масштаба смещений. Разумеется, масштаб измерительных проблем в разных случаях может весьма существенно различаться. Так, наличие в корзине доминирующих товаров (например, водки в корзине алкогольных напитков) способствует уменьшению масштаба возможных смещений, обусловленных замещением. Если же корзина состоит из большого числа представителей без доминирования каких-либо из них, причем рост цен на них существенно различается, то имеются основания ожидать масштабных измерительных проблем и, в частности, смещений. Вообще, чем более агрегирован сводный индекс и чем менее однородна совокупность индивидуальных индексов, тем больших измерительных проблем можно ожидать.

Особого внимания заслуживают два правых столбца табл. 2.4. Самый правый столбец дает первое приближение различий в оценках роста цен с конца 1992 г. (т.е. даже без учета 1992 г., включая либерализацию цен, когда рост цен был самым высоким) по конец 1996 г. по прямым индексам Ласпейреса и Пааше. Расчеты показывают колоссальный масштаб таких различий: индекс Ласпейреса дает оценку роста потребительских цен, бо-

лее чем на 60% превышающую оценку роста цен по индексу Пааше. Это отражает масштаб произошедших сдвигов в структурах цен и потребительских расходов и обуславливает необходимость использования сцепленных индексов вместо прямых. Сопоставление расхождений оценок роста цен при сдвиге весовой базы на 4 года (правый столбец табл. 2.4) с совокупностью четырех расхождений оценок роста цен при сдвиге весовой базы на 1 год показывает, что смещения последовательных лет не компенсируют друг друга. Это означает, что процессы замещения развивались в целом поступательно.

Второй столбец справа в табл. 2.4 показывает различия между сцепленными индексами Ласпейреса и Пааше. Рост цен за 1993–1996 гг. (без учета 1992 г., включая и либерализацию цен) по методике ИПЦ, т.е. в первом приближении по сцепленному индексу Ласпейреса, превышает рост цен по соответствующему ему индексу Пааше на 28%. С учетом данных за 1991–1992 гг. это расхождение могло бы значительно увеличиться, как об этом свидетельствуют результаты для 1992 г., полученные по усеченному массиву.

Сопоставление в табл. 2.4 чувствительностей оценок роста цен к сдвигу весовой базы для агрегатных индексов и индексов на основе среднего геометрического не оставляет сомнений в том, что в данном случае для 1992–1993 гг. лучше подходили индексы на основе среднего геометрического, с 1994 г. по чувствительности к сдвигу весовой базы они в первом приближении сравнивались с агрегатными индексами. Так, обновление весов в 1992 г. для всех товаров и услуг привело к росту геометрического индекса всего на 0.7%, тогда как значение агрегатного индекса снизилось при этом в полтора раза. Меньшая чувствительность геометрического индекса к сдвигу весовой базы в 1992–1993 гг. означает, что лежащее в его основе предположение о том, что с изменением цен на товары (услуги)-представители их объемы изменяются так, что соответствующие им доли стоимости остаются неизменными, в эти годы было более адекватным, чем лежащее в основе использования агрегатных индексов предположение об отсутствии влияния изменения цен на динамику объемов. Поскольку при использовании большого шага по времени предпочтительнее является та аппроксимация, которая более адекватно учитывает характер имевшего место замещения между представителями<sup>44</sup>, то для 1992–1993 гг. предпочтение явно должно быть отдано использованию индексов на основе среднего геометрического. Как видно из табл. 2.4, в дальнейшем характер этой

---

<sup>44</sup> См. также (Forsyth, Fowler, 1981).

взаимосвязи изменился и чувствительности к сдвигке весовой базы для обоих типов индексов в первом приближении сравнялись.

## 2.7. Чувствительность ИПЦ к выбору индексной формулы

Итак, можно считать установленным, что проблема измерения роста потребительских цен в России за период реформ имеет тот же масштаб, что и проблема проведения долгосрочных сопоставлений в сравнительно стабильной экономике<sup>45</sup>. Лишь один 1992 г. или 1993 г., и даже один январь 1992 г. (включающий момент либерализации цен) в задаче оценивания роста цен следует рассматривать как долгосрочные периоды времени (см. также табл. 2.2).

### 2.7.1. Более точные индексные формулы

Смещение, обусловленное замещением на верхнем уровне построения индекса потребительских цен, как показывает табл. 2.4, может составлять десятки процентов. Поэтому вопрос выбора формулы для шага по времени сцепленного индекса имеет чрезвычайную важность. Как показывают два левых столбца табл. 2.4, в методике расчета ИПЦ в 1992–1993 гг. использован очень крупный шаг по времени. Поскольку нет возможности уменьшить шаг по времени (доступны системы весов только с годичным шагом), то единственным способом повышения точности является использование других индексных формул.

Выбор индексных формул ограничивается составом исходных данных. В нашем случае исходные данные заданы ценами  $p_n^j$  и весами  $\bar{w}_n^j$ , отражающими структуру потребительских расходов соответствующего календарного года, и соответствующими примерно его середине. Проведенный выше анализ показывает, что методы первого порядка не могут обеспечить в данном случае приемлемой точности, поэтому будем использовать более

---

<sup>45</sup> Причем принципиальное отличие нашего случая состоит в том, что в России такое сопоставление может быть необходимо не только для удовлетворения научного интереса, но и для решения конкретных практических задач, таких как индексация обесценившихся вкладов населения или пересчет долгов третьих стран России, унаследованных ей от СССР. Это обусловлено тем, что колоссальные проблемы измерения роста цен накапливаются в российской переходной экономике за чрезвычайно короткий промежуток времени, не превышающий времени жизни одного поколения людей.



точные формулы второго порядка. С этой целью можно было бы использовать сцепленный индекс Торнквиста

$$(2.10) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{\frac{w_{n-1}^j + w_n^j}{2}}$$

или сцепленный индекс Фишера

$$(2.11) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \left( \frac{\sum_j w_{n-1}^j \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j}}{\sum_j w_n^j \frac{p_{n-1}^j}{p_n^j}} \right)^{1/2},$$

однако для построения этих индексов необходима информация о весах в узлах  $t_n$ , т.е. на границах календарных лет. Так как эта информация недоступна, то сцепленные индексы Фишера и Торнквиста не могут быть построены.

Поскольку имеющиеся в нашем распоряжении веса  $\bar{w}_n^j$  примерно соответствуют середине календарного года, то будем использовать индексные формулы, в которых веса соответствуют середине шага по времени. Индексы с весами в полупроцелых узлах  $t_{n-1/2}$ , т.е. в середине шага по времени, обеспечивают примерно вдвое более высокую точность по сравнению с соответствующими им индексами, использующими информацию о весах в узлах  $t_n$ <sup>46</sup>. Вместо сцепленного индекса Торнквиста (2.10) будем использовать индекс

$$(2.12) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{\bar{w}_n^j},$$

а вместо сцепленного индекса Фишера (2.11) – индекс

---

<sup>46</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

$$(2.13) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \left( \frac{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{P_n^j}{P_{n-1}^j}}{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{P_{n-1}^j}{P_n^j}} \right)^{1/2}.$$

Таким образом, по тем же исходным данным, по которым строится ИПЦ (2.1), можно построить более точные индексы, обеспечивающие второй порядок аппроксимации индекса Дивизиа.

Проведенный выше анализ показывает, что для 1992–1993 гг. использование формул на основе среднего геометрического явно предпочтительнее, чем на основе среднего арифметического (см. табл. 2.4 и рис. 2.6), в последующие же годы оба вида средних были примерно равноценны. Поэтому в качестве основы для дальнейших сопоставлений будем использовать индекс (2.12).

#### 2.7.2. Влияние выбора индексной формулы на оценки роста цен

Влияние выбора формулы расчета ИПЦ на оценки роста цен за различные годы иллюстрирует табл. 2.5. Первый вариант формулы (строки «а» в табл. 2.5) соответствует методике ИПЦ и дает контрольные индексы. Таким образом, для первой формулы методика расчетов полностью соответствует методике расчета ИПЦ, единственное различие состоит в меньшей степени охвата представителей (см. табл. 2.3,а,б). Поэтому, сравнивая оценки роста цен при использовании других формул с оценкой для первого варианта формулы, можно делать суждения о том, насколько изменились бы оценки ИПЦ, если бы они были проведены с использованием других формул.

Результаты показывают, что методика построения ИПЦ приводит к возникновению значительного смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса. Это смещение является значительным как в индексе по всем товарам и услугам в целом, так и в индексах для отдельных крупных групп товаров и услуг, за исключением алкогольных напитков (в силу доминирования в них одного представителя – водки), причем оно действует в целом в сторону завышения. По всем товарам такое смещение составляет более 25% в 1992 г., а в 1993 г. смещение по всем товарам и услугам составляет 8.4%. Затем его величина резко снижается, заметным оно остается лишь для продовольственных товаров в 1995 г. Общая величина смещения контрольного индекса по сравнению с индексом (2.12)

за 1992–1996 гг., как показывают приведенные в табл. 2.5 (строка «д» для всех товаров и услуг) результаты, составляет свыше 35%.

Таблица 2.5

Влияние выбора индексной формулы на оценки роста цен за различные годы

		1992*	1993	1994	1995	1996	1993– 1996 сцепл.
Все товары и услуги	а**	28.465	8.635	3.147	2.194	1.201	71.611
	б	22.555	8.440	3.290	2.265	1.190	74.860
	в	22.726	8.053	3.177	2.199	1.207	67.896
	г	22.722	7.964	3.140	2.199	1.206	66.326
	д	25.27	8.42	0.21	–0.22	–0.41	7.97
Продовольственные товары	а	32.142	9.510	3.465	2.194	1.114	80.526
	б	27.356	8.766	3.459	2.188	1.110	73.661
	в	30.430	9.195	3.454	2.156	1.114	76.305
	г	31.102	9.227	3.453	2.155	1.115	76.526
	д	3.35	3.07	0.34	1.81	–0.06	5.23
Алкогольные напитки	а	14.715	7.867	2.324	2.318	1.557	65.985
	б	15.832	7.102	2.456	2.342	1.407	57.492
	в	15.302	7.797	2.333	2.319	1.582	66.762
	г	15.259	7.803	2.331	2.319	1.583	66.776
	д	–3.56	0.81	–0.32	–0.03	–1.64	–1.18
Непродовольственные товары	а	28.590	6.082	2.511	2.005	1.144	35.032
	б	18.527	6.240	2.631	2.210	1.182	42.881
	в	18.400	5.890	2.518	2.024	1.137	34.139
	г	17.993	5.885	2.512	2.023	1.137	34.022
	д	58.90	3.36	–0.05	–0.81	0.56	2.97
Платные услуги	а	–	20.707	6.369	2.816	1.488	552.73
	б	–	18.213	5.708	2.646	1.407	386.95
	в	–	20.866	6.287	2.793	1.493	546.84
	г	–	20.955	6.302	2.793	1.493	550.53
	д	–	–1.18	1.06	0.82	–0.28	0.40

\* Рассчитано по усеченному массиву, только товары (без услуг).

\*\* а – контрольный индекс (соответствует методике ИПЦ); б – невзвешенное среднее геометрическое; в – индекс (2.13); г – индекс (2.12); д – превышение «а» над «г» (%).

Данное смещение обусловлено процессами замещения, состоящими в перераспределении спроса с представителей, цены которых растут опережающими темпами, в пользу представителей, относительные цены которых снижаются. Причем это лишь часть всего смещения, обусловленного процессами замещения, поскольку здесь учтено лишь *замещение на верхнем уровне построения индекса*, возникающее на этапе агрегирования индивидуальных индексов в сводный, тогда как *замещение на нижнем уровне построения индекса*, возникающее при построении индивидуальных индек-

сов, здесь не учтено. Величина смещения соответствует примерно половине величины эффекта Гершенкрона, т.е. вполне согласуется с приведенной выше двусторонней оценкой (ср. табл. 2.5 и табл. 2.4).

Сопоставление результатов расчетов по формулам (2.12) и (2.13) показывает, что расхождение между ними невелико (ср. строки «в» и «г» в табл. 2.5), как этого и следовало ожидать, поскольку обе формулы обеспечивают второй порядок аппроксимации индекса Дивизиа.

### 2.7.3. Погрешности аппроксимации

Оценки смещений в индексах потребительских цен были получены выше в предположении несмещенности индекса (2.12). Это предположение основано на том, что, во-первых, индекс (2.12) обеспечивает более высокий порядок аппроксимации индекса Дивизиа по сравнению с (2.1), во-вторых, индекс (2.12) основан на геометрическом среднем и поэтому, как показал проведенный выше анализ, гораздо менее чувствителен к сдвигу весовой базы и, следовательно, в гораздо меньшей степени подвержен смещениям, обусловленным замещением, и, в-третьих, различия между оценками роста цен в соответствии с двумя формулами второго порядка (2.12) и (2.13) невелико. Вместе с тем важность получаемых содержательных результатов вынуждает искать явные оценки точности аппроксимации.

Для этого можно использовать следующий стандартный прием<sup>47</sup>. Строим оценки роста цен на некотором фиксированном отрезке времени, используя для этого несколько дискретизаций с различными шагами по времени. С уменьшением шага по времени последовательность оценок должна сходиться к индексу Дивизиа. Если имеется достаточное количество оценок с разными шагами, то, предполагая, что для достаточно малых шагов по времени  $\tau$  они могут быть приближенно представлены как

$$(2.14) \quad I(\tau) = I^D + c\tau^k,$$

где  $I^D$  – индекс Дивизиа,  $c$  – константа, а  $k$  – порядок аппроксимации, можно оценить  $I^D$  и, следовательно, погрешность аппроксимации, а также порядок аппроксимации  $k$ .

В нашем случае имеется информация для четырех последовательных годовичных шагов по времени. Поскольку информация о весах соответствует середине шага по времени, то проведение такого анализа возможно лишь на сетках, содержащих нечетное число минимальных шагов по времени, т.е. нечетное число лет. Таким образом, имеется лишь возможность полу-

---

<sup>47</sup> Это – экстраполяция Ричардсона. См., например, (Марчук, 1989).

чения аппроксимации на одном шаге продолжительностью три года и за три последовательных шага продолжительностью по одному году. В качестве отрезка времени, на котором проводится анализ, очевидно, следует взять период, покрывающий годы наиболее высоких темпов инфляции, т.е. 1993, 1994 и 1995 гг. В этом случае можно получить лишь две оценки индекса (на сетках с шагом 1 год и 3 года), поэтому порядок аппроксимации уточнить не получится. Задавая в (2.14) порядок аппроксимации  $k$  явным образом (1 или 2), можно получить оценки погрешностей аппроксимации индекса Дивизиа разными индексными формулами.

Таким образом, для того чтобы оценить точность приведенных в табл. 2.5 оценок индексов, их значения для трехлетнего интервала 1993–1995 гг. на сетке с шагом  $\tau$  (равным одному году) были сопоставлены со значениями на сетке с шагом  $3\tau$  (т.е. с прямыми индексами на том же интервале). Для всех товаров и услуг увеличение шага в 3 раза привело к увеличению значения контрольного индекса на 22.6%, к снижению значения индекса (2.6) на 3.2%, к росту значений индексов (2.13) и (2.12) на 4.7% и 3.1% соответственно. Учитывая, что при увеличении шага в 3 раза погрешность метода первого порядка возрастает в первом приближении в 3 раза, а второго порядка – в 9 раз, это позволяет грубо оценить погрешность перечисленных методов на данном интервале как 11%, 1.6%, 0.6% и 0.4% соответственно. Представляется, что оценка погрешности метода (2.12) в пределах одного процента на интервале 1993–1995 гг. показывает, что его использование в качестве несмещенной оценки индекса Дивизиа можно считать допустимым.

#### 2.7.4. О преимуществах формул на основе среднего геометрического

Для того чтобы проиллюстрировать важность выбора типа осреднения, адекватно отражающего характер взаимосвязи между ценами и количествами, в табл. 2.5 приведены также результаты расчетов для невзвешенного среднего геометрического индекса

$$(2.15) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \prod_j \left( \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j} \right)^{1/m} = \prod_j \left( \frac{p_N^j}{p_0^j} \right)^{1/m},$$

который, очевидно, дает метод нулевого порядка, поскольку при  $\tau \rightarrow 0$  он не сходится к индексу Дивизиа (2.3), так как веса  $w^j(t)$  в нем заменены константами, не имеющими к ним отношения. Его значения вообще не за-

висят от величины шага по времени, поскольку в этом случае сцепленный и прямой индексы совпадают. Таким образом, в этом смысле он заведомо хуже сцепленного индекса Ласпейреса и даже индекса (2.1), используемого в методике расчета ИПЦ.

Вместе с тем приведенные в табл. 2.5 результаты показывают, что невзвешенное среднее геометрическое дает в 1992–1993 гг. в целом заметно лучшую точность, чем формула ИПЦ. Так, в 1992 г. смещение индекса (2.15) по сравнению с (2.12) составляет всего –0.7% вместо 25% для ИПЦ, а в 1993 г. эти смещения составили 6.0% против 8.4%. Для непродовольственных товаров в 1992 г. смещение для ИПЦ было особенно велико – 59%, тогда как для невзвешенного среднего геометрического оно составило всего 3% (!). При этом мы даже не отбрасывали хвосты распределения индивидуальных индексов цен. От использования же робастных методов можно ожидать улучшения результатов. Оценки по формуле (2.15) систематически хуже лишь для алкогольных напитков, поскольку формула (2.15) никак не учитывает факт доминирования в них одного представителя, тогда как веса в формуле ИПЦ (2.1), каковы бы они ни были, этот факт учитывают. В целом, если бы в Росстате вовсе никак не взвешивали индивидуальные индексы цен и использовали бы формулу (2.15), то на начальном периоде реформ получили бы заметно более высокую точность оценок, чем та, которая была достигнута в результате проведения большой работы по подготовке весов для индекса (2.1).

Таким образом, более адекватный учет взаимосвязи между ценами и количествами способен обеспечить даже в методе нулевого порядка более высокую точность, чем в методе первого порядка, основанном на менее адекватном учете этой взаимосвязи. Это отражает низкую чувствительность методов на основе среднего геометрического к изменениям весов, т.е. их более высокую устойчивость по отношению к погрешностям весов. Это свойство является исключительно важным для анализа начального периода реформ, когда состояние статистики цен и происходящие на потребительском рынке процессы не оставляли надежд на достижение высокой точности весов. Также это важно и для случаев, когда информация о количествах либо отсутствует, либо является крайне неточной, как это может быть на уровне элементарных агрегатов.

#### *2.7.5. Корректировка на величину смещения*

Результаты расчетов, приведенные в табл. 2.5, показывают, что для 1992 и 1993 гг. необходимо уточнение оценок произошедшего роста потребительских цен. В особенности это актуально для всех товаров и услуг и для

непродовольственных товаров. В качестве временной меры можно использовать поправочные коэффициенты, основанные на оценках смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса. Результаты такой корректировки приведены в табл. 2.6.

Таблица 2.6

Индексы потребительских цен Росстата и их значения, скорректированные на оцененную величину смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса

		1992	1993
Все товары и услуги	а*	26.1	9.40
	б	20.8	8.67
Продовольственные товары	а	26.7	9.38
	б	25.8	9.10
Алкогольные напитки	а	24.7	7.55
	б	25.6	7.49
Непродовольственные товары	а	26.7	7.42
	б	16.8	7.18
Платные услуги	а	–	24.1
	б	–	24.4

\* а – ИПЦ Росстата;

б – ИПЦ, скорректированный на смещение, указанное в строках «б» табл. 2.5.

## 2.8. Смещения ИПЦ на уровне элементарных агрегатов

Проведенный выше анализ выполнен в предположении о том, что индивидуальные индексы цен, на основе которых строится индекс верхнего уровня, не имеют смещений. Очевидно, что это предположение нуждается в проверке, поскольку смещения на нижнем уровне агрегирования ценовых данных могут возникать в тех же случаях, что и на верхнем уровне. Однако данные, необходимые для корректного проведения такой проверки, недоступны. Поэтому сделаем косвенные оценки возможных смещений в динамике индивидуальных цен, которые позволяют провести имеющиеся данные.

### 2.8.1. Элементарные агрегаты и средние цены

В соответствии с методикой построения ИПЦ расчет базируется на временных рядах индексов цен представителей. При сборе первичной информации и получении на ее основе рядов индивидуальных индексов цен (элементарных агрегатов) в Росстате ставится цель достижения максимально

возможной степени сопоставимости их значений во временной области. Параллельно с рядами индексов цен в Росстате ведутся и ряды средних цен представителей, однако здесь цели обеспечения высокой степени сопоставимости соседних значений не ставится, в результате эти ряды менее устойчивы в краткосрочном плане, порой демонстрируют резкие изменения уровней для соседних периодов времени, т.е. являются в этом отношении менее «чистыми».

Проблема состоит в том, что, обеспечивая лучшую сопоставимость соседних уровней, временные ряды индивидуальных индексов никак не защищены от накопления в них смещений в долгосрочном плане<sup>48</sup>. Поскольку эти ряды получаются агрегированием темпов роста цен в еще более узких группах<sup>49</sup>, они вполне могут быть подвержены смещению по тем же самым причинам, что и ИПЦ (2.1). Здесь эта проблема может стоять даже более остро, чем на верхнем уровне построения индекса, поскольку на уровне элементарных агрегатов сложнее решать проблему весов<sup>50</sup>.

Помимо того, что смещения на нижнем уровне построения индекса цен могут быть обусловлены процессами замещения, на этом уровне имеется еще один источник потенциально значительных смещений. Это – смещения, обусловленные использованием не вполне адекватных индексных формул, например, формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени. Поскольку в российской практике традиционно используются формулы агрегатных индексов с запаздывающими весами (такие, как (2.1)), которые не удовлетворяют тесту обратимости во времени, то, как уже обсуждалось выше в разделе 2.2.3, осциллирование исходных данных может приводить к возникновению смещений<sup>51</sup>.

Таким образом, имеются два типа исходных данных, отражающих динамику цен представителей используемой корзины – временные ряды индивидуальных индексов и временные ряды средних цен представителей. При этом имеются основания полагать, что ряды индивидуальных индексов цен лучше отражают краткосрочные тенденции динамики цен, а ряды средних цен позволяют судить о более долгосрочных тенденциях. Другими словами, временные ряды элементарных агрегатов, скорее всего, имеют

---

<sup>48</sup> Чему, напомним, в рассматриваемых условиях могут соответствовать интервалы времени в несколько месяцев и выше.

<sup>49</sup> См. (Госкомстат, 1996b, 2002).

<sup>50</sup> См. также (Dalen, 1992).

<sup>51</sup> Наглядный пример возникновения значительных смещений такого типа приведен в работе (Lequiller, Zeischang, 1994), где анализируется эффект значительного завышения оценок роста цен производителей промышленной продукции в странах бывшего СССР после начала реформ.



незначительные погрешности на каждом шаге по времени, но они могут иметь значительные погрешности (в первую очередь систематические, т.е. смещения) на достаточно продолжительном интервале. Временные ряды средних цен, напротив, могут иметь заметные погрешности (скорее всего, случайные) на каждом шаге по времени, но едва ли можно ожидать сколько-нибудь значительных систематических погрешностей в долгосрочном плане.

### 2.8.2. Подход к анализу

Поэтому имело бы смысл построить два варианта временных рядов сводных индексов потребительских цен по двум массивам исходных данных, используя одинаковые индексные формулы и системы весов. Если временные ряды сводных индексов, построенные по разным массивам данных, будут демонстрировать значимые различия долгосрочных тенденций, то это можно интерпретировать как наличие смещения в элементарных агрегатах, обусловленного использованием не вполне адекватной индексной формулы. При этом мы ожидаем, что долгосрочные тенденции сводных индексов, основанных на массиве временных рядов элементарных агрегатов, будут демонстрировать более высокий рост, поскольку нарушение теста обратимости во времени для агрегатных индексов приводит к завышению оценок роста стоимости жизни.

В табл. 2.7 приведены результаты расчетов по анализу расхождений в оценках роста потребительских цен за 1993–1996 гг., полученных на основе исходных данных по индивидуальным индексам и по средним ценам представителей. Для этого построены прямые индексы по формуле

$$(2.16) \quad I_n = \frac{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_{T_1}^j}{p_{t_n}^j}}{\sum_j \bar{w}_n^j \frac{p_{T_0}^j}{p_{t_n}^j}},$$

с весами  $\bar{w}_n^j$ , соответствующими структурам потребительских расходов разных лет (здесь  $t_n$  – конец календарного года, которому соответствуют веса  $\bar{w}_n^j$ ,  $T_0$  – конец 1992 г.,  $T_1$  – конец 1996 г.). Анализировался только весь период 1993–1996 гг., поскольку высокая волатильность данных по средним ценам «зашумляет» годовые оценки. Отсутствие данных по средним ценам не позволяет провести этот анализ для 1992 г. Поскольку неяс-

но, какой из имеющихся в наличии систем весов следует отдать предпочтение при проведении такого анализа, в табл. 2.7 приведены оценки роста цен за 1993–1996 гг. для каждой из пяти систем весов, отражающих структуры потребительских расходов 1992–1996 гг.

Таблица 2.7

Оценки роста потребительских цен за 1993–1996 гг., полученные по индивидуальным индексам и по средним ценам для прямого индекса (2.16) с весами, соответствующими структурам потребительских расходов различных лет

		Год, структуре потребительских расходов которого соответствуют веса				
		1992	1993	1994	1995	1996
Все товары и услуги	а*	93.654 (25.3)	63.470 (16.1)	56.884 (14.7)	57.706 (14.1)	57.366 (15.1)
	б	82.600 (17.3)	62.597 (11.9)	57.929 (11.2)	58.324 (10.8)	58.422 (11.7)
	в	13.38	1.39	-1.80	-1.06	-1.81
Продовольственные товары	а	84.712 (12.2)	72.288 (12.2)	77.717 (9.6)	70.598 (9.7)	70.466 (10.0)
	б	68.540 (8.5)	60.861 (8.4)	63.486 (7.0)	59.247 (7.2)	59.996 (7.3)
	в	23.59	18.78	22.42	19.16	17.45
Алкогольные напитки	а	67.101 (27.6)	65.549 (26.5)	62.793 (24.9)	61.928 (24.5)	66.848 (27.6)
	б	71.933 (24.4)	71.165 (22.8)	69.607 (21.4)	69.509 (21.3)	72.170 (24.9)
	в	-6.72	-7.89	-9.79	-10.91	-7.37
Непродовольственные товары	а	39.662 (4.6)	35.251 (4.2)	31.999 (4.8)	31.819 (5.1)	31.280 (5.3)
	б	55.857 (8.1)	46.168 (7.3)	39.069 (8.4)	38.570 (8.3)	38.044 (9.5)
	в	-28.99	-23.65	-18.10	-17.50	-17.78
Платные услуги	а	576.390 (102.3)	537.800 (90.6)	468.823 (81.3)	451.022 (84.5)	436.698 (89.5)
	б	389.239 (86.2)	388.381 (78.7)	269.832 (76.9)	268.505 (74.9)	267.490 (74.5)
	в	48.08	38.47	73.75	67.98	63.26

\* а – по индивидуальным индексам (раз); б – по средним ценам (раз); в – превышение «а» над «б» (%). В скобках указаны стандартные ошибки индексов.

### 2.8.3. Обсуждение результатов

Прежде всего, обращает на себя внимание масштаб различий в оценках роста цен, полученных по двум массивам исходных данных. Эти расхождения могут быть обусловлены не только систематическими или случайными погрешностями сводных индексов, но и не связанными с погрешностями

различиями методик построения временных рядов элементарных агрегатов и средних цен. Вместе с тем, чем бы эти различия ни были обусловлены, они показывают, что перечисленные причины могут оказывать на сводные индексы влияние, измеряемое десятками процентов в относительном выражении. Подчеркнем, что такой масштаб измерительных проблем типичен для российских индексов цен переходного периода.

Результаты расчетов не позволяют говорить о смещенности оценок по всем товарам и услугам, полученных по индивидуальным индексам, по отношению к оценкам по средним ценам, поскольку заметное различие наблюдается только при использовании весов 1992 г. Вместе с тем оценки для укрупненных групп товаров и услуг вполне отчетливо распадаются на две группы. Для продовольственных товаров оценки по индивидуальным индексам превышают оценки по средним ценам примерно на 20% при всех системах весов, для платных услуг такое превышение составляет около 60% (!). Напротив, для непродовольственных товаров оценки роста цен по индивидуальным индексам примерно на 20% ниже, чем по средним ценам, а по алкогольным напиткам – примерно на 9%<sup>52</sup>. Это показывает, что хотя нельзя утверждать о значимости влияния смещений на уровне элементарных агрегатов на оценки роста потребительских цен по всем товарам и услугам в целом, они вполне могут существенно смещать индексы по укрупненным группам товаров и услуг.

Для объяснения распада укрупненных групп товаров и услуг по направлению влияния данного фактора можно предложить следующую гипотезу. Осцилляция исходных данных может приводить к возникновению значительного положительного смещения сводного индекса, если для его построения используются индексные формулы, не удовлетворяющие тесту обратимости во времени. Среди рассматриваемых четырех групп, темпы изменения цен на платные услуги наиболее волатильны. Это обусловлено, в частности, регулированием тарифов, которые по этой причине демонстрируют ступенчатую динамику. Именно платные услуги и дают наибольшее расхождение в оценках по индивидуальным индексам и средним ценам. Далее по степени волатильности идут продовольственные товары (главным образом за счет сезонных колебаний цен на товары плодово-овощной группы), по ним также наблюдается явное превышение результатов, полученных по индивидуальным индексам (среди них лидирует товар-представитель «яблоки», для которого такое превышение составляет 87%,

---

<sup>52</sup> В табл. 2.7 в скобках показаны грубые оценки стандартных ошибок индексов, позволяющие судить о статистической значимости расхождений. Они получены исходя из предположений, обсуждаемых в разделе 2.9.

см. рис. 2.7, и «мандарины, апельсины» – 105%). Изменчивость же темпов роста цен на алкогольные напитки и особенно на непродовольственные товары незначительная, именно для них наблюдается отставание оценок по индивидуальным индексам по сравнению с оценками по средним ценам. Поэтому гипотеза предполагает наличие некоторого фактора (источника смещений), который смещает вниз оценки роста цен по индивидуальным индексам по сравнению с оценками по средним ценам и действует в первом приближении одинаково на товары и услуги всех групп. Представители же с осциллирующими ценами смещают вверх оценки роста цен в соответствующих группах, что в целом для всех товаров и услуг уравнивает действие первого фактора. Однако такое объяснение результатов, приведенных в табл. 2.7 не более чем гипотеза, которую на основе используемых нами данных нельзя ни подтвердить, ни опровергнуть.

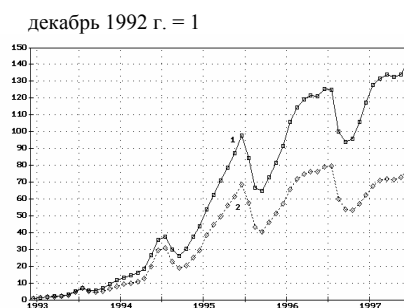


Рис. 2.7. Иллюстрация расхождений между элементарными агрегатами и средними ценами: 1 – индивидуальный индекс цен на яблоки; 2 – динамика средних цен на яблоки.

В любом случае, интерпретация этих результатов требует осторожности, поскольку расхождения между оценками роста цен по индивидуальным индексам и по средним ценам могут возникать не только вследствие накопления систематических ошибок, но и по таким причинам, как различия в методиках построения индивидуальных индексов цен и средних цен и по другим причинам, не связанным с накоплением ошибок. Вместе с тем то обстоятельство, что методика получения индивидуальных индексов цен никак не застрахована от накопления смещения, и большой масштаб расхождений оценок роста цен по товарным группам, полученных по индивидуальным индексам и по средним ценам, а также проблемы с получением надежных весов при построении элементарных агрегатов в совокупности с полученным выше выводом о сильной чувствительности агрегатных ин-

дексов к точности весов в рассматриваемом случае, показывают всю серьезность данной проблемы и необходимость проведения более глубокого исследования в этом направлении.

Особо подчеркнем, что смещение, обусловленное использованием индексных формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, может неограниченно возрастать. Оно может оставаться значительным даже при кардинальном снижении темпов инфляции, поскольку оно обусловлено не средними темпами роста цен на товары и услуги, а осцилляциями цен представителей. Приведенные в табл. 2.7 результаты позволяют допустить, что масштаб такого смещения может составлять десятки процентов даже на интервале 1993–1996 гг. (т.е. единицы процентных пунктов в год), не говоря уже о 1992 г.

В связи с возможными смещениями на уровне элементарных агрегатов наибольшие вопросы возникают к индексу цен на платные услуги. Как показывает рис. 2.4, рост цен на услуги за период реформ на порядок превышает рост цен на товары. При этом систематическое опережение роста цен на услуги сохраняется и спустя более чем десятилетие после начала реформ, когда темпы инфляции кардинально снизились. Несмотря на то, что опережающий рост цен на услуги был обусловлен их заниженностью до начала реформ, масштаб произошедшего опережения вызывает большие сомнения. Возможно, оно в какой-то мере обусловлено смещениями, порождаемыми использованием индексных формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени.

Как показал проведенный выше анализ, использование индексных формул на основе геометрического среднего в рассматриваемой ситуации представляется более предпочтительным по сравнению с использованием агрегатных индексов. Это обусловлено меньшей чувствительностью индексов на основе среднего геометрического к выбору весов, а, следовательно, и к погрешностям весов.

## **2.9. Случайные погрешности ИПЦ**

Грубо оценить масштаб случайной погрешности сводного индекса цен можно, например, предположив, что индивидуальные индексы цен распределены независимо и одинаково. Поскольку оба эти предположения не вполне адекватны, то они позволяют получить лишь очень грубые оценки случайных погрешностей, которые, скорее всего, завышены в силу того, что разброс индивидуальных индексов цен определяется далеко не только случайными факторами, но и имеющей место трансформацией пропорций

российских цен в сторону ценовых пропорций, типичных для развитых рыночных экономик.

Стандартная ошибка сводного индекса цен, построенного исходя из таких предположений на основе геометрической средней для усеченного массива данных за период с декабря 1991 г. по декабрь 1996 г., равна 18% от произошедшего роста цен. Точность индексов на основе арифметических средних (какие и используются при расчете официальных российских индексов цен) еще ниже. Представление о масштабе случайных погрешностей индексов цен дают и стандартные ошибки индексов, приведенные в табл. 2.7. Заметим, что в этих оценках веса, учитывающие вклад отдельных товаров и услуг в сводный индекс цен, считались точными, тогда как в действительности их точность, как обсуждалось выше, невысока, что в условиях произошедшей масштабной трансформации ценовых пропорций может резко увеличить погрешности измерения роста цен.

Таким образом, есть основания полагать, что случайная погрешность сводного индекса потребительских цен в рассматриваемом случае измеряется в относительном выражении десятками процентов, т.е. имеет тот же порядок величины, что и систематическая. Для получения более точных оценок погрешностей необходимы данные, на основе которых получены индивидуальные индексы цен и веса, однако эти данные недоступны.

В разделе 4 будет показано, что с ростом сводного индекса цен растет и среднеквадратическое отклонение логарифмов индивидуальных индексов цен, откуда следует, что случайная погрешность сводного индекса цен в относительном выражении, как и систематическая, возрастает, также приводя к нелинейному росту абсолютной погрешности.

## **2.10. О точности измерения роста российских потребительских цен**

### *2.10.1. Что мы знаем о точности российского ИПЦ?*

Результаты анализа точности измерения роста российских потребительских цен переходного периода суммированы в табл. 2.8. Недоступность многих данных не позволяет провести исследование всех типов смещений, проанализированных Комиссией Боскина в США. Для периода наиболее высоких темпов инфляции удалось оценить смещение, обусловленное замещением на верхнем уровне построения индекса цен, и лишь по порядку величины оценить масштаб возможного смещения на уровне элементарных агрегатов. Закрытость российской статистики цен не позволяет получить более точной оценки смещения этого типа и исследовать два оставшихся

источника смещений. Эти же основания дают право говорить в российском случае и о классе *прочих* причин, масштаб и направления которых неясны.

Таблица 2.8

Индекс потребительских цен в России и оценки смещений в нем (за 1992–1996 гг.)

ИПЦ – 2200 раз	Смещение в целом – ???	Индекс стоимости жизни – ???	
		Замещение верхнего уровня	35%
		Замещение нижнего уровня	десятки процентов
		Замещение торговых точек	???
		Новые продукты/изменения качества	???
		Прочие причины	???

Оценки смещений выражены в процентах от роста цен за указанный период времени. Вопросительные знаки указывают, что соответствующие оценки отсутствуют.

Анализ показал, что методика построения официального ИПЦ, являющегося основным индикатором инфляции в России, приводит к *систематическому завышению оценок роста цен*, обусловленному замещением на верхнем уровне построения индекса. Величина этого смещения оценена в 35% от роста потребительских цен за период с конца 1991 г. по конец 1996 г. В наибольшей мере смещены оценки за 1992 г. (включая момент либерализации цен), а также за 1993 г. С учетом роста цен в 1991 г. суммарное смещение могло бы быть еще более значительным. Помимо этого, возможны значительные смещения и на уровне элементарных агрегатов (проведенный анализ позволяет судить здесь лишь о возможном порядке величины), а также случайные погрешности сводных индексов цен.

Таким образом, как систематические, так и случайные погрешности измерения роста потребительских цен за период российских реформ могут составлять десятки процентов от произошедшего роста цен, т.е. *погрешность измерения роста цен может быть сравнима с измеряемой величиной*. Заметим, что крайне низкая точность не является характерной чертой именно официального российского ИПЦ. Вполне вероятно, он является наиболее точным из российских сводных индексов цен, поскольку совершенствованию его методики уделялось наибольшее внимание.

Основная причина возникновения рассмотренных погрешностей вполне объективна – быстрый рост цен, сопровождавшийся интенсивными изменениями ценовых пропорций, а также осциллирование относительных цен. Использование стандартной методики построения агрегатных индексов с устаревшими весами, аналогичной применяемым в стабильных экономиках, в этой ситуации приводит к резкому снижению точности измерения роста стоимости жизни. Принимая во внимание сложность задачи измере-

ния роста цен в российской переходной экономике и условия, в которых Росстат был вынужден это делать, от индексов цен за первые годы реформ вряд ли можно было ожидать большего.

### 2.10.2. Сравнение смещений в российском и американском ИПЦ

Столь большой масштаб смещений, обусловленных процессами замещения на верхнем уровне построения индекса цен, т.е. лишь одной причиной из многих возможных, на первый взгляд может показаться парадоксальным. Однако элементарные рассуждения показывают, что парадокса здесь нет. Сравним смещение российского ИПЦ, обусловленное замещением на верхнем уровне построения индекса, с аналогичным смещением американского ИПЦ.

Непосредственное сопоставление смещений базисных индексов цен не является корректным, поскольку эти смещения зависят не только от смещений оценок темпов инфляции, но и от произошедшего роста цен. Поэтому сопоставлять следует смещения темпов инфляции. Смещенную оценку роста цен  $I$  за время от  $t_1$  до  $t_2$ , учитывая мультипликативный характер их роста, можно представить в виде

$$(2.17) \quad I = e^{\pi(1+\delta)(t_2-t_1)},$$

где  $\pi$  – несмещенный средний темп инфляции, а  $\delta$  – его смещение в относительном выражении. Искомое смещение  $\delta$  можно выразить через базисный индекс цен  $I$  и его смещение в относительном выражении

$$(2.18) \quad b = e^{\pi\delta(t_2-t_1)} - 1,$$

как

$$(2.19) \quad \delta = \frac{\ln(1+b)}{\ln I - \ln(1+b)}.$$

В США смещение ИПЦ, обусловленное замещением на верхнем уровне,  $b = 0.0015$  при росте ИПЦ на 3% за год (табл. 2.1) соответствует относительному смещению среднего темпа инфляции  $\delta \approx 0.05$ . В России смещение  $b = 0.35$  при росте ИПЦ в 2200 раз (табл. 2.8) соответствует  $\delta \approx 0.04$ , т.е. практически той же величине (во всяком случае, оно не больше, чем в США). Это означает, что если бы цены в России и в США выросли одинаково, то индексы потребительских цен в обеих странах были бы примерно одинаково смещены по причине неадекватного учета процессов замещения на верхнем уровне их построения. Если есть аналогичное соответствие и



для других источников смещений, хотя бы по порядку величины, то за период реформ эти смещения в России также могут составлять десятки процентов. Это предположение согласуется с результатами анализа смещений на уровне элементарных агрегатов, которые могут измеряться десятками процентов.

### 2.10.3. О неограниченном росте погрешности

Из (2.17) и (2.18) следует, что

$$(2.20) \quad b = I^{\delta/(1+\delta)} - 1 .$$

Поэтому при  $\delta > 0$  с ростом сводного индекса цен его смещение в относительном выражении неограниченно возрастает, приводя к нелинейному росту абсолютной погрешности. Это иллюстрирует рис. 2.8, показывающий зависимость смещения  $b$  от сводного индекса  $I$ .

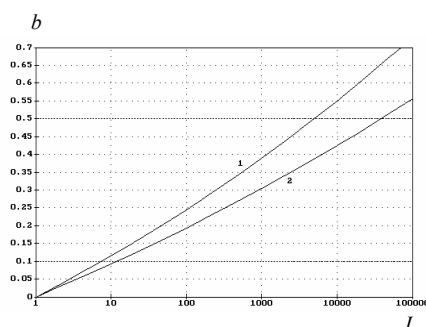


Рис. 2.8. Зависимость смещения сводного индекса цен в относительном выражении от сводного индекса при  $\delta = 0.05$  (1) и  $\delta = 0.04$  (2).

Возможность неограниченного роста относительной погрешности приводит к важным последствиям и поэтому заслуживает особого внимания. Она обусловлена тем, что цены растут не аддитивно, а мультипликативно. Так, постоянные темпы инфляции соответствуют экспоненциальному росту цен. На мультипликативный характер роста цен указывает и то, что распределения индивидуальных индексов цен при достаточно большом среднем росте цен, как правило, становятся асимметричными с «тяжелым» правым «хвостом», тогда как распределения логарифмов индивидуальных индексов цен, как правило, не демонстрируют явно выраженной асимметрии (см., например, рис. 2.3). Если бы для цен не был характерен мультиплика-

тивный рост, то не было бы и неограниченного возрастания смещения в относительном выражении с ростом сводного индекса цен.

Естественно считать, что результат измерения теряет смысл, если его относительная погрешность становится слишком большой, скажем, если она достигает некоторого порогового значения  $b^*$ . В нашем случае произвольное положительное  $b^*$  достигается при росте индекса цен в  $I^* = (1 + b^*)^{(1+\delta)/\delta}$  раз. Таким образом, как бы мы ни задали предельно допустимую погрешность  $b^*$ , при  $\delta > 0$  всегда найдется уровень цен, когда она будет превзойдена. Значит, всегда существует *предел сопоставимости*, за которым измерение некорректно. Здесь имеет место аналогия с задачами прогнозирования. Точность прогнозных оценок убывает с увеличением горизонта прогноза, в результате погрешность рано или поздно превышает любой наперед заданный порог, что обуславливает существование *пределов предсказуемости*.

Если в качестве порогового значения относительной погрешности, задающего предел сопоставимости, взять 50%, т.е.  $b^* = 0.5$ , то при  $\delta = 0.05$  сопоставление утрачивает смысл при росте индекса цен в  $I^* \approx 5000$  раз, а если  $\delta = 0.04$  – при росте в  $I^* \approx 40000$  раз (рис. 2.8). Если же в качестве порогового значения относительной погрешности взять 10%, то соответствующие оценки роста индекса цен снизятся до 7.4 и 12 раз.

За 1990-е годы цены в России выросли более чем на 4 порядка, следовательно, сопоставления уровней цен и показателей в текущих ценах на интервалах времени, сравнимых с продолжительностью периода реформ, *производятся на грани пределов сопоставимости или даже за этими пределами*. Наиболее серьезные проблемы возникают при дефлятировании стоимостных показателей, поскольку показатели в реальном выражении за время реформ, как правило, изменились несоизмеримо слабее, чем цены, следовательно, и допустимые погрешности измерения для показателей в реальном выражении должны быть гораздо меньшими, чем для индексов цен.

Заметим, что в стабильных экономиках проблема пределов сопоставимости не является актуальной, так как сопоставления производятся в совершенно ином диапазоне изменений цен. Так, при  $\delta = 0.05$  и годовом росте цен на 3%, как это имело место в США в 1990-е годы, погрешность измерения роста цен в 10% накапливается за 68 лет, а погрешность в 50% – за 290 лет. Необходимости проведения сопоставлений при изменениях цен такого масштаба в стабильных экономиках, как правило, не возникает. В российской переходной экономике такой проблемы также не возникает,

когда сопоставления производятся в диапазоне изменений цен, характерном для стабильных экономик.

Таким образом, в российской переходной экономике имеет место эффект кардинального сокращения интервалов времени, сопоставление сводных индексов цен (а, следовательно, и показателей в реальном выражении, полученных дефлятированием индексов стоимостей) на которых имеет смысл. Одним из его следствий является столь же кардинальное сокращение промежутков времени, на которые в российской переходной экономике возможен прогноз роста цен и показателей в текущих ценах, т.е. пределов предсказуемости.

Помимо только что рассмотренной, имеются и другие причины неограниченного роста погрешности измерения. Так, обсуждавшееся выше смещение на уровне элементарных агрегатов, обусловленное осциллированием исходных данных при использовании индексных формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени (каковые и используются в официальной методике), также неограниченно возрастает даже и при отсутствии тенденции роста индивидуальных индексов цен. В разделе 4 будет показано, что и случайная погрешность сводного индекса цен в относительном выражении с его ростом также может значительно возрастать.

#### *2.10.4. О возможностях повышения точности ИПЦ*

Колоссальный масштаб возможных погрешностей ИПЦ вынуждает искать способы повышения точности измерения роста стоимости жизни. Некоторые смещения ИПЦ, несомненно, могут быть устранены или существенно уменьшены. Это относится в первую очередь к смещениям, обусловленным замещением на верхнем уровне построения сводных индексов цен. Для их кардинального уменьшения требуется лишь замена одних индексных формул другими, в которых используются те же данные. Как показано выше, для этого хорошо подходит формула (2.12), являющаяся модификацией индекса Торнквиста, в которой используются веса, соответствующие структуре потребительских расходов текущего шага по времени.

Вместе с тем использование формулы (2.12), как и других индексных формул, в которых веса соответствуют текущему шагу по времени, невозможно в оперативном режиме, когда информация для построения весов еще не бывает доступна. Расчеты в оперативном режиме могут производиться лишь с использованием устаревших весов, хотя вместо ныне используемой формулы (2.1) для этого может оказаться более предпочтительным использование аналогичной индексной формулы, основанной на среднем геометрическом.

Это означает, что устранение смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса цен, возможно лишь в рамках многошаговой методики, подразумевающей последующее уточнение ранее сделанных оценок ИПЦ. Помимо первой итерации, на которой используется устаревшая система весов (к тому же неизбежно недостаточно точная, поскольку используемые данные о структуре потребительских расходов носят предварительный характер), необходимо последующее уточнение оценок темпов инфляции<sup>53</sup> (возможно, даже не одно) по мере того, как становятся доступны данные, позволяющие применить формулы, дающие более высокую точность. Другими словами, для устранения этого смещения необходимо использовать закрытую систему индексов вместо используемой ныне открытой системы.

Однако использование закрытой системы индексов, подразумевающее последующее уточнение ранее сделанных оценок ИПЦ, может быть проблематичным по политическим мотивам. Дело в том, что официальный ИПЦ используется в России как ориентир для индексации выплат, хотя далеко и не так широко, как в других странах. Поэтому уточнение ранее опубликованных оценок ИПЦ ставит под сомнение осуществленные ранее индексации. Эта проблема существует и в других странах, и, как и в других странах, ее можно обойти, присвоив уточненному индексу статус индекса для исследовательских целей, сохранив предварительной оценке ИПЦ статус официального индекса. На наш взгляд, необходим пересмотр официальных индексов потребительских цен для всего периода реформ, желательно с начала 1991 г. То обстоятельство, что в России индексация выплат распространена весьма слабо (особенно автоматическая индексация по индексу цен), значительно упрощает уточнение ранее опубликованных официальных оценок индексов цен, т.е. в нашем случае имеется возможность использовать преимущество отсталости.

Несмотря на возможность устранения смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения индекса цен, едва ли можно надеяться на кардинальное снижение всех систематических погрешностей. Так, получение оценки смещения, обусловленного изменениями качества существующих и появлением новых товаров и услуг, представляет собой весьма непростую задачу даже для развитых и стабильных рыночных экономик<sup>54</sup>. В случае же российской переходной экономики ее решение еще больше усложняется как из-за гораздо более высокой интенсивности процессов

---

<sup>53</sup> Такая практика существует в Швеции (см. (Dalen, 1992)), подобные рекомендации для США содержатся в (Advisory Commission, 1996).

<sup>54</sup> См., например, (Nordhaus, 1998).

изменения качества доступных и появления новых товаров и услуг, присущей переходному периоду, так и из-за того, что необходимые для проведения такого анализа данные не были вовремя собраны и теперь никогда уже не будут собраны. Заметим, что этот источник смещений для ИПЦ США является наиболее важным, его вклад в 4 раза превышает вклад смещения, обусловленного замещением на верхнем уровне построения сводного индекса цен (табл. 2.1). Это означает, что смещения в российских индексах цен переходного периода можно несколько уменьшить, но едва ли возможно устранить (т.е. уменьшить по порядку величины).

Также едва ли можно кардинально уменьшить случайные погрешности измерения роста цен, хотя некоторое их уменьшение возможно путем перехода к более адекватным индексным формулам. Как показано выше, индексные формулы на основе среднего геометрического более адекватно учитывают происходившие в начале переходного периода процессы замещения на верхнем уровне построения ИПЦ и менее чувствительны к выбору весов, чем формулы агрегатных индексов.

Все это означает, что едва ли когда-нибудь будет достигнута точность измерения роста российских цен переходного периода, существенно превышающая ту, представление о которой дает табл. 2.8. Даже если некоторые смещения будут устранены, точность российских индексов цен периода реформ все равно останется крайне низкой в силу значительности оставшихся смещений и случайных погрешностей. Это означает, что российскими сводными индексами цен переходного периода нельзя сейчас и нельзя будет впоследствии пользоваться так, как привыкли пользоваться своими индексами цен западные исследователи: российские сводные индексы цен переходного периода можно будет использовать как обычные экономические индикаторы (не забывая, впрочем, об их низкой точности в диапазоне больших изменений цен), но они останутся непригодными для выполнения функций перевода других показателей из текущих в постоянные цены на больших масштабах изменений цен, поскольку относительные погрешности в десятки процентов, типичные для таких индексов цен, совершенно неприемлемы для показателей в реальном выражении, которые по сравнению с ценами изменяются слабо (за 1990-е годы цены в России выросли на 4 порядка, тогда как производство снизилось, в первом приближении, «всего» вдвое). С этим ограничением на возможности использования российских сводных индексов цен переходного периода придется смириться (подобно тому, как физики мирятся с принципом неопределенности), ибо оно обусловлено объективными причинами.

Отметим, что основные проблемы измерения динамики цен в рассматриваемом случае лежат в области достаточно долгосрочных сопоставлений,

когда сопоставляемые периоды разделены интервалом времени, сравнимым с продолжительностью пройденной части периода реформ, тогда как при сопоставлении периодов, разделенных несколькими месяцами, эти проблемы, как правило, теряют свою остроту (разумеется, если за это время не происходит либерализации цен, обострения кризиса или иных событий, приводящих к значительным изменениям уровней цен и/или пропорций между ними).

Наличие значительного смещения в индексах цен означает, что динамика *всех* российских индикаторов в сопоставимых ценах, полученных с использованием ИПЦ Росстата, оказывается искажена и нуждается в пересмотре в пользу существенно менее пессимистических оценок их изменения на протяжении периода реформ. Например, масштабы произошедшего снижения потребления в среднем на душу населения после либерализации цен могут быть существенно преувеличены при использовании официальных данных.

## **2.11. Проблемы измерения динамики цен производителей**

Индексы потребительских цен, хотя и являются важнейшими из российских показателей инфляции, не являются единственными. Помимо ИПЦ, широко используются и другие индексы цен. Ниже обсудим некоторые проблемы построения второй по распространенности системы индексов цен – индексов цен производителей промышленной продукции (ИЦП).

### **2.11.1. Смещения, обусловленные замещением на верхнем уровне**

Построение индексов цен производителей промышленной продукции является не самой приоритетной задачей российской статистики цен. Наибольшее внимание как разработчики, так и исследователи уделяли анализу динамики потребительских цен. Поэтому индексы потребительских цен, по нашему мнению, являются лучшими, наиболее проработанными и наиболее исследованными из индексов цен, описывающих российский переходный период. Это дает основания полагать, что индексы цен производителей обладают не менее серьезными недостатками, чем индексы потребительских цен.

Индексы цен производителей также строятся как сцепленные агрегатные индексы с шагом по времени в один год<sup>55</sup>. При этом используются веса, основанные на стоимостной оценке производства промышленной про-

---

<sup>55</sup> Описание методики построения ИЦП приведено в (Госкомстат, 2000).

дукции на протяжении года, предшествующего предыдущему. Таким образом, при построении индексов цен производителей запаздывание весов составляет примерно 2 года, т.е. оно в 2 раза более значительное, чем при построении индексов потребительских цен. Это значит, что от индексов цен производителей можно ожидать еще больших смещений, обусловленных замещением на верхнем уровне построения индексов цен, чем для индексов потребительских цен. Особенно существенными эти проблемы должны быть для первых лет переходного периода, когда темпы инфляции были особенно велики. Также можно ожидать значительных проблем для ИЦП и в 1998–2000 гг. в связи с резким обострением кризиса в августе–сентябре 1998 г. и вызванными им ускорением темпов инфляции и интенсификацией структурных сдвигов.

### 2.11.2. Смещения, обусловленные использованием неадекватной индексной формулы

Другая серьезная проблема индексов цен производителей состоит в том, что на протяжении первых двух лет реформ (1992 и 1993 гг.) они строились на основе индексной формулы Заурбека<sup>56</sup>

$$(2.21) \quad I_{T_0, T_1} = \prod_{n=1}^N \sum_j w^j \frac{p_n^j}{p_{n-1}^j},$$

которая отличается от формулы расчета ИПЦ (2.1) тем, что веса в формуле (2.21) остаются неизменными от шага к шагу. При этом формула (2.21) использовалась как для расчета ИЦП в помесечном выражении, когда индивидуальные индексы цен текущего месяца по отношению к предыдущему осреднялись с неизменными от месяца к месяцу весами, так и для расчета ИЦП в годовом выражении, когда аналогичное осреднение проводилось с индивидуальными индексами цен с шагом по времени в один год.

Индексная формула (2.21) обладает весьма серьезными недостатками. Она не обеспечивает сходимости сцепленного индекса к индексу Дивизии и, что особенно важно, она не удовлетворяет тесту обратимости во времени. Поэтому ее использование приводит к систематическому завышению роста цен, обусловленному осциллированием исходных данных. По этой причине оказываются смещены индексы как в годовом, так и в месячном выражении, причем последние смещаются особенно сильно. В результате произведение 12 последовательных помесечных значений ИЦП за 1992 г. показывает рост цен производителей в 63.5 раза, тогда как индекс декабря

<sup>56</sup> Подробнее см. (Lequiller, Zeischang, 1994).

1992 г. по отношению к декабрю 1991 г., рассчитанный по формуле (2.21) по индивидуальным индексам цен в годовом выражении, составил «всего» 33.8 раза, т.е. первая оценка на 88% превышает вторую<sup>57</sup>. За 1993 г. рост цен, рассчитанный как произведение помесечных оценок, составил 11.3 раза, что на 13% превышает годовую оценку, в соответствии с которой цены выросли в 10.0 раз. Причина этих расхождений состоит в том, что индекс в помесечном выражении смещен гораздо сильнее, поскольку кумулятивное смещение, обусловленное использованием формулы, не удовлетворяющей тесту обратимости во времени, возрастает с ростом числа шагов по времени.

Отраслевые индексы цен производителей в помесечном выражении также имеют гигантские смещения в 1992 г. и значительные смещения в 1993 г.: произведение 12 помесечных индексов в 1992 г. в 2–3 раза (в зависимости от отрасли промышленности) превышало рассчитанный по той же формуле индекс декабря 1992 г. по отношению к декабрю 1991 г. Впоследствии помесечные индексы за 1992–1993 гг. были скорректированы с тем, чтобы произведение 12 помесечных индексов календарного года совпадало с индексом, рассчитанным по годовым данным, но сами эти годовые оценки не пересматривались. По всей видимости, они по-прежнему смещены по рассматриваемой причине.

Иллюстрацию расхождений оценок роста цен производителей до и после пересмотра динамики помесечных оценок дает рис. 2.9. За два года с конца 1991 г. по конец 1993 г. первоначальная оценка роста цен производителей превышала исправленную в 2.1 (!) раза, причем имеются основания полагать, что и исправленная оценка также завышает произошедший рост цен. Этот пример показывает, к последствиям какого масштаба может привести использование неадекватной индексной формулы в условиях российской переходной экономики.

Принято считать, что цены производителей за первый год реформ выросли сильнее, чем потребительские цены (первые, согласно официальной оценке, выросли за 1992 г. в 33.8 раза, тогда как вторые – в 26.1 раза). Возможно, это и так, но, по нашему мнению, точность измерения роста цен производителей и потребительских цен не позволяет уверенно говорить об этом.

---

<sup>57</sup> Заметим, что как помесечные оценки ИЦП, так и не соответствовавшие им годовые оценки одновременно имели официальный статус.



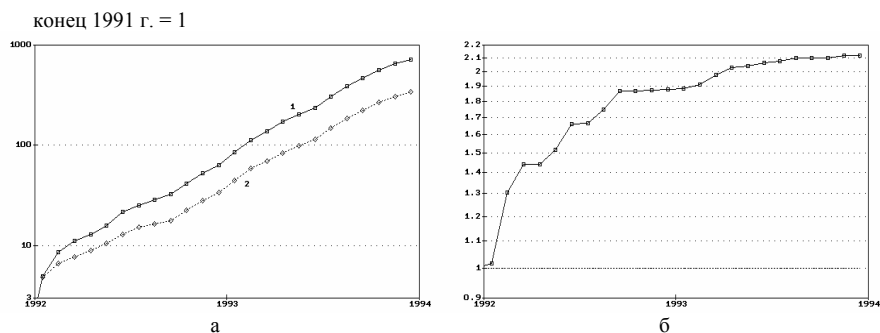


Рис. 2.9. Иллюстрация смещения при построении временного ряда индекса цен производителей промышленной продукции с использованием индексной формулы, не удовлетворяющей тесту обратимости во времени:

- а) первоначальный вариант официального индекса цен производителей промышленной продукции (1), уточненный вариант того же индекса (2);
- б) отношение первоначального варианта индекса к уточненному.

Методика построения индексов цен производителей (как и методика построения ИПЦ) является одношаговой, т.е. она не предполагает последующего уточнения первоначальных оценок ИЦП по мере получения информации, позволяющей это сделать. Соответственно, система индексов цен производителей (как и ИПЦ) является открытой: при получении исходных данных за очередной месяц временные ряды индексов цен не пересчитываются целиком, оценки ИЦП очередного месяца лишь добавляются в концы соответствующих рядов. Таким образом, временные ряды ИЦП (как и ИПЦ) можно рассматривать как совокупность предварительных оценок для соответствующих месяцев. Поэтому временные ряды российских официальных индексов цен страдают всеми проблемами, типичными для открытых систем индексов. По тем же исходным данным могут быть получены существенно более точные оценки динамики цен, но для этого методика должна быть закрытой: при получении исходных данных отчетного месяца должны уточняться оценки и за предыдущие месяцы<sup>58</sup>.

<sup>58</sup> На нашей памяти именно российские индексы цен, в отличие от многих других экономических индексов, не подвергались уточнениям с течением времени (за исключением упомянутого пересмотра внутригодовой динамики ИЦП за 1992–1993 гг., который, впрочем, был произведен не в соответствии с методикой, а в ответ на критику).

### 2.11.3. Оценка совокупного смещения

Некоторое представление о точности индексов цен можно получить, анализируя пары экономических индексов цен и количеств. Стандартным требованием к паре индексов цен и количеств является требование соответствия их произведения индексу стоимостей, подобно тому, как это имеет место для пары индивидуальных индексов цен и количеств<sup>59</sup>. Для этого, как известно, методики построения индексов цен и количеств должны быть согласованы по исходным данным, корзинам, весам и индексным формулам. Величина рассогласования позволяет делать суждения о точности индексов цен и количеств.

Иллюстрацию масштаба несогласованности пары индексов – индекса цен производителей и индекса промышленного производства – в условиях российской переходной экономики дает рис. 2.10. На нем показана динамика официального индекса российского промышленного производства в номинальном выражении (индекс стоимостей) и произведение официального индекса промышленного производства (индекс количеств) на индекс среднегодовых цен производителей промышленной продукции (индекс цен). Последний был получен на основе базисного индекса цен производителей в месячном выражении осреднением методом трапеций. Для 1991 г. данные помесячной динамики ИЦП отсутствуют, имеется лишь оценка роста цен за год. Поэтому для 1991 г. оценка индекса среднегодовых цен получена на основе базисного ИЦП по состоянию на начало и конец года осреднением, основанным на предположении об экспоненциальном росте цен в пределах календарного года<sup>60</sup>.

Видим (рис. 2.10), что в целом произведение индекса цен на индекс количеств определенно не дает индекса стоимостей, вместо этого выполняется неравенство  $I^P \cdot I^q > I^v$ , как это и должно быть в соответствии с эффектом Гершенкрона, если и индекс цен, и индекс количеств рассчитываются по формуле агрегатного индекса с запаздывающими весами. Накопленное за первое десятилетие реформ расхождение  $I^P \cdot I^q / I^v$  составило 3.0 раза (рис. 2.10,б), т.е. оно весьма велико. Это означает, что если бы индекс промышленного производства строился не по данным о производстве отдельных видов промышленной продукции в натуральном выражении, а дефля-

---

<sup>59</sup> Здесь использовано слово «соответствие» вместо «равенство», поскольку индексы количеств и стоимостей строятся для некоторых интервалов, тогда как индексы цен, как правило, – для некоторых моментов. Если бы оба индекса пары строились для сопоставления между интервалами, то следовало бы говорить о равенстве.

<sup>60</sup> Использована формула (2.23). Подробнее см. раздел 2.12.3.

тированием индекса промышленного производства в номинальном выражении на индекс среднегодовых цен производителей, то результат был бы ниже в 3 (!) раза. При этом имеются основания полагать, что смещение официального индекса промышленного производства невелико по сравнению со смещением официального ИЦП, поскольку цены в российской переходной экономике изменились на 4 порядка сильнее, чем объемы производства в натуральном выражении. Индекс стоимостей можно в первом приближении считать несмещенным, поскольку он получается суммированием данных в фактических ценах без использования индексных формул, которые могут порождать смещения. Следовательно, показанное на рис. 2.10,б расхождение между произведением индекса цен на индекс количеств и индексом стоимостей обусловлено в основном смещением индекса цен производителей, т.е. это расхождение можно в первом приближении считать оценкой смещения ИЦП. Данный пример дает представление о масштабе измерительных проблем, которые могут быть «импортированы» из области измерения динамики цен (быстрых переменных) в область измерения динамики производства (медленных переменных) при дефлятировании индексов стоимостей.

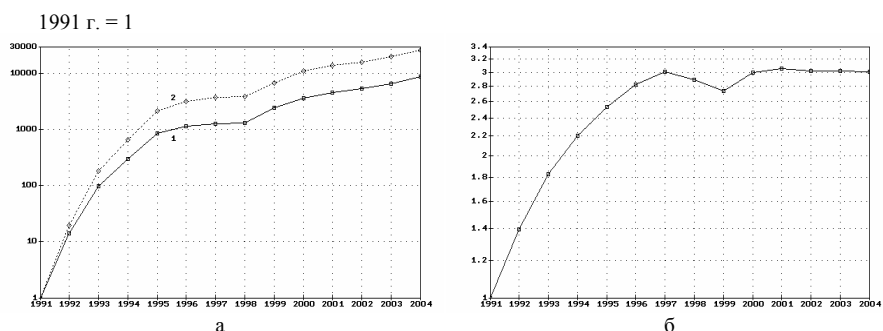


Рис. 2.10. Иллюстрация масштаба несогласованности индекса цен производителей и индекса промышленного производства (все индексы – по отношению к 1991 г.):

- а) индекс стоимостей  $I^v$  (1 – промышленное производство в номинальном выражении) и произведение индекса промышленного производства на индекс среднегодовых цен производителей промышленной продукции  $I^p \cdot I^q$  (2);
- б) их отношение  $I^p \cdot I^q / I^v$ .

Важно отметить, что это расхождение обусловлено не только влиянием событий, локализованных во времени (типа либерализации цен в начале

1992 г. или обострения кризиса в августе 1998 г.), а накопилось за все первое десятилетие реформ (рис. 2.10,б). Накопление расхождений прекратилось лишь после 2000 г.

Подчеркнем, что здесь использован официальный индекс цен производителей промышленной продукции, согласно которому цены за 1992 г. выросли в 33.8 раза, а за 1993 г. – в 10.0 раз. Если же в анализе несогласованности индексов цен и количеств использовать данные первоначальной оценки ИЦП в помесечном выражении, согласно которым цены за 1992 г. выросли в 63.5 раза, а за 1993 г. – в 11.3 раза, то расхождение между производением индексов количеств и цен, с одной стороны, и индексом стоимостей, с другой, увеличится еще в 2.1 раза по сравнению с показанным на рис. 2.10,б, т.е. за 10 лет составит более 6 (!) раз. Если первоначальные оценки ИЦП за 1992–1993 гг. использовались для дефлятирования каких-либо стоимостных показателей (что вполне вероятно), то соответствующие индексы в реальном выражении могут быть искажены во много раз.

Заметим, что рассмотренные рассогласования в паре индексов цен производителей и промышленного производства обусловлены не только эффектами Гершенкрона для индексов цен и количеств, имеющими одинаковое направление, но и несоответствием состава корзин и весов для пары индексов, т.е. практически полной несогласованностью методик построения двух индексов<sup>61</sup>. В качестве иллюстрации методической несогласованности официальных индексов промышленного производства и индексов цен производителей укажем на разную отраслевую структуру промышленности, используемую при построении этих индексов: индексы промышленного производства строятся для химической и нефтехимической промышленности, а отдельно для химической и нефтехимической не строятся; индексы же цен производителей, напротив, строятся для химической и нефтехимической отраслей промышленности по отдельности, а для химической и нефтехимической промышленности в целом не строятся. Такое положение дел существует давно и мало кого смущает. Впрочем, эта проблема актуальна не только в России, поскольку построение индексов цен и количеств осуществляется зачастую разными организациями или разными подразделениями, которые используют для этого разные методики, разные массивы

---

<sup>61</sup> Эта проблема особенно остра на уровне отраслей промышленности. Это обусловлено, в частности, тем, что производство продукции в текущих ценах определяется по принципу хозяйственной отрасли, тогда как динамика производства в реальном выражении рассчитывается по принципу чистой отрасли. Также на уровне отраслей промышленности более остра и проблема адекватного учета стоимости давальческого сырья. Подробнее см. (Баранов, 2002).

исходных данных и которым нет дела до проблем других организаций или подразделений.

## **2.12. Проблемы построения и использования дефляторов**

Индексы цен используются для решения по крайней мере двух типов задач. Во-первых, индексы цен используются как обычные экономические показатели в задачах анализа экономической динамики. Во-вторых, индексы цен используются в качестве дефляторов для перевода других экономических показателей из номинального выражения в реальное. Эта важная вспомогательная функция индексов цен предъявляет особые требования к ним.

### *2.12.1. Причины особой остроты проблем с дефляторами в российской переходной экономике*

В стабильной экономике темпы изменения цен и количеств являются величинами одного порядка (например, и ВВП в реальном выражении, и его дефлятор изменяются за год на единицы процентов). В российской же переходной экономике цены, как правило, гораздо более подвижны, чем количества. Среди переменных, описывающих российскую переходную экономику, выделяются быстрые и медленные, тогда как в стабильной экономике такого расщепления переменных не наблюдается. Индексы цен и показатели в номинальном выражении становятся быстрыми переменными, а индексы количеств и показатели в реальном выражении становятся относительно медленными переменными. Это означает, что в российской переходной экономике измерительные проблемы при построении временных рядов индексов цен накапливаются гораздо быстрее, чем проблемы построения рядов индексов количеств. В результате индексы цен зачастую характеризуются гораздо более значительными погрешностями по сравнению с индексами количеств. Это приводит к тому, что операция дефлятирования становится весьма «опасной», а порой и совершенно недопустимой. Это, в свою очередь, может влиять даже на технику анализа и на основные черты методик построения индексов количеств, вынуждая обходиться без использования операции дефлятирования.

Рассмотрим проблемы, которые могут возникать в условиях российского переходного периода при дефлятировании индексов стоимостей. Российские индексы цен строятся как агрегатные с запаздывающими весами. В соответствии с эффектом Гершенкрона это приводит к тому, что такие индексы, как правило, дают завышенную оценку роста цен. Поэтому индекс

количеств, получающийся в результате деления индекса стоимостей на дефлятор, основанный на таком индексе цен, будет, как правило, давать заниженную оценку, еще более низкую, чем индекс количеств Пааше. В то же время индексы количеств по данным о корзине товаров-представителей в натуральном выражении также строятся как агрегатные с запаздывающими весами. Поэтому возникает проблема несопоставимости двух типов индексов количеств. Расхождение между двумя типами индексов количеств определяется величиной эффекта Гершенкрона для индексов цен, которая в динамичных условиях российского переходного периода, как было показано выше, может составлять многие десятки процентов.

Помимо систематических погрешностей (смещений) российские индексы цен могут обладать и значительными случайными погрешностями, которые также переносятся в дефлятированный показатель. Таким образом, операция дефлятирования в рассматриваемых условиях приводит к привнесению погрешностей, типичных для быстрых переменных, в оценки медленных переменных, что может сделать их точность совершенно неприемлемой.

#### *2.12.2. Проблемы при проведении долгосрочных сопоставлений*

Наибольшие проблемы с дефляторами возникают при проведении сопоставлений двух типов. Сопоставления первого типа проводятся между удаленными периодами времени, когда цены успели измениться, по крайней мере, на многие десятки процентов. Пример такого рода с накоплением смещений в индексе цен производителей промышленной продукции рассмотрен выше (рис. 2.10). Другой пример подобных сопоставлений – анализ динамики реальных располагаемых доходов населения за весь период реформ. Очевидно, что сравнение данных, скажем, за 2003 г. с данными 1992 г. не является корректным, хотя подобные сопоставления и встречаются довольно часто. Представляется, что не вполне корректно даже и сопоставление реальных доходов населения между периодами времени, разделенными обострением кризиса 1998 г.

Имеются основания полагать, что смещения дефляторов порождают весьма серьезные проблемы с оценками динамики основных фондов в реальном выражении. Динамика официальных оценок (так называемых «индексов физического объема основных фондов») отличается неестественной стабильностью с течением времени, что резко контрастирует с динамикой других важнейших российских макроэкономических показателей (рис. 2.12). Проблема состоит в том, что при построении соответствующих индексов используется операция дефлятирования оценок в текущих ценах. При этом дефлятируются не сами стоимостные оценки основных фондов, а

оценки вводов основных фондов. Для этого используются индексы цен производителей промышленной продукции, которые в первые годы реформ были подвержены значительному смещению в сторону завышения роста цен. В результате дефлятированные оценки вводов фондов оказываются в несколько раз занижены, причем это справедливо не только по отношению к оценкам начального периода реформ, но в еще большей мере и по отношению ко всему переходному периоду (поскольку используются кумулятивные оценки роста цен). Оценки выбытий также значительно занижаются, поскольку выводимые из эксплуатации фонды зачастую не списываются, а те, которые списываются, учитываются по стоимости последней переоценки, что также может значительно занижать коэффициенты выбытия. Такое «подавление» приростов (баланса вводов и выбытий), как представляется, и приводит к неестественно стабильной динамике официальных оценок основных фондов в реальном выражении.

Возможно, завышенность дефляторов объясняет и неестественно большую глубину инвестиционного спада, которую показывают официальные оценки динамики инвестиций в основной капитал в реальном выражении.

### *2.12.3. Проблемы крупных шагов по времени*

Второй тип сопоставлений, при проведении которых появляются наибольшие проблемы с дефляторами, возникает при дефлятировании показателей, рассчитанных с большим шагом по времени, например, годовым. Высокие темпы инфляции, сопровождающие российский переходный период, приводят к возникновению значительной неопределенности между показателями в реальном выражении и дефлятированными стоимостными оценками, обусловленной тем, что данные в номинальном выражении не содержат информации о структуре потока стоимости в пределах шага по времени, скажем, календарного года<sup>62</sup>. Для иллюстрации рассмотрим следующий пример. Пусть два домохозяйства в 1993 г. имели одинаковые доходы в номинальном выражении, но первое получило все доходы в начале года, тогда как второе – в конце. Поскольку цены за 1993 г. выросли на порядок, то реальные доходы первого домохозяйства были на порядок выше, чем второго. Но данные годовой динамики доходов не содержат никакой информации о структуре потока доходов в пределах года, поэтому дефлятирование годовых данных дает одинаковые оценки реальных доходов обоих домохозяйств, каким бы ни был дефлятор.

Эта проблема обусловлена некорректностью операции суммирования стоимостных потоков в номинальном выражении в разные периоды време-

---

<sup>62</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

ни в условиях инфляции. Поскольку масштаб возникающей неопределенности определяется темпами инфляции, то в условиях переходной экономики эта проблема особенно актуальна. Особо подчеркнем, что данная проблема может возникать и тогда, когда дефлятор основан на безусловно построенном индексе цен.

Проблема, порождаемая отсутствием в данных годовой динамики информации о внутригодовой структуре потока стоимости, очевидно, не может быть устранена. Помимо этой проблемы, имеющей объективную природу, использование годовых данных зачастую сопровождается еще одной проблемой субъективного свойства. Индексы цен обычно описывают динамику цен по состоянию на некоторые моменты времени, тогда как дефлятор обычно должен отражать динамику цен в среднем за период, скажем, за год. В связи с этим возникает задача построения индекса среднегодовых цен на основе индекса цен по состоянию на конец года. Когда отсутствует информация о внутригодовой структуре потока стоимости, обычно полагают, что интенсивность потока стоимости постоянна в пределах шага по времени. Это приводит к формуле трапеций

$$(2.22) \quad \bar{I}_t = \frac{1}{2}(I_t + I_{t-1})$$

для получения индекса среднегодовых цен  $\bar{I}_t$  года  $t$  на основе индексов цен по состоянию на конец года  $I_{t-1}$  и  $I_t$ . Однако такое предположение можно считать естественным лишь для низких темпов инфляции. Если же цены за год растут в разы, то это предположение перестает быть адекватным и должно быть заменено предположением об экспоненциальной динамике интенсивности потока стоимости в пределах года, что приводит к существенно иной формуле среднегодовых индексов цен на основе индексов цен по состоянию на конец года

$$(2.23) \quad \bar{I}_t = (I_t - I_{t-1}) / \ln \frac{I_t}{I_{t-1}} .$$

Различия между результатами осреднения по этим двум формулам в российских условиях могут составлять десятки процентов. Так, при росте цен в 10 раз за год (как в 1993 г. в России) оценка среднегодовых цен по формуле трапеций (2.22) выше цен начала года в 5.50 раза, тогда как оценка по формуле (2.23) выше цен начала года в 3.91 раза, т.е. первая оценка на 40% выше второй.

Если темпы инфляции не изменяются со временем, то выбор формулы осреднения не играет роли. Адекватный выбор формулы важен лишь тогда,



когда темпы роста цен не являются постоянными. Заметим, что высокая инфляция отличается непостоянством ее темпов<sup>63</sup>, в том числе и в российской переходной экономике. Нестабильность динамики показателей вообще характерна для развития кризисных ситуаций<sup>64</sup>.

В связи с формулами осреднения сделаем два замечания. Во-первых, вместо формулы арифметического среднего (2.22) иногда используют формулу геометрического среднего, не имеющую под собой оснований и способную значительно смещать оценки. Во-вторых, в официальных методиках даже и формула трапеций не используется. Вместо этого в качестве индексов среднемесячных цен используют индексы цен по состоянию на конец месяца.

#### 2.12.4. Имплицитные дефляторы

По нашему мнению, в условиях российской переходной экономики следует, где это возможно, избегать операции дефлятирования. Если же этого избежать нельзя, то следует использовать дефлятор, результат применения которого к индексу стоимостей давал бы индекс количеств, в максимально возможной степени методически сопоставимый с получаемым на основе товаров-представителей. В этом плане привлекательным представляется использование *имплицитных дефляторов (неявных ценовых дефляторов)*.

Поясним это на следующем примере. Индекс реального ВВП положено строить, используя индексы стоимостей его составляющих и дефляторы. На самом деле в России индекс реального ВВП получается в основном агрегированием данных в натуральном выражении. Дефлятор же получают делением индекса ВВП в текущих ценах на индекс реального ВВП. Так полученный дефлятор называют имплицитным дефлятором, подчеркивая то обстоятельство, что он получен не явным образом по совокупности индивидуальных индексов цен, а косвенно, делением индекса стоимостей на индекс количеств. Такой дефлятор примерно соответствует индексу среднегодовых цен Пааше. Индексы количеств, получаемые в результате использования такого дефлятора, соответствуют агрегатным индексам с запаздывающей весовой базой и в этом плане сопоставимы с обычными индексами количеств.

Заметим, что помимо дефлятора ВВП можно использовать и другие имплицитные дефляторы. Так, делением индекса производства промышленной продукции в номинальном выражении на индекс промышленного производства получаем аналогичный имплицитный дефлятор для производства

---

<sup>63</sup> См., например, (Beckerman, 1992).

<sup>64</sup> См. (Арманд и др., 1999).

промышленной продукции. Его использование может быть более предпочтительным по сравнению с дефлятором на основе ИЦП<sup>65</sup>.

#### *2.12.5. Проблемы при использовании нескольких дефляторов*

Особо серьезные проблемы, по нашему мнению, могут возникать при использовании в расчетах более одного дефлятора. В этом случае различия в динамике дефлятированных показателей могут быть обусловлены не только содержательными причинами, но и различиями в погрешностях дефляторов, причем в рассматриваемых условиях вторые могут значительно превышать первые, приводя к заведомо ложным содержательным результатам. По нашему мнению, если операция дефлятирования является неизбежной, то в условиях российского переходного периода следует использовать единый дефлятор, но крайне нежелательно использование более чем одного дефлятора. Нередки ситуации, когда меньшим злом представляется пожертвовать в какой-то мере экономическим смыслом дефлятора, чем его точностью (скажем, использовать дефлятор ВВП там, где по смыслу лучше подходит дефлятор на основе ИЦП).

Помимо получения заведомо абсурдных с содержательной точки зрения выводов (что не представляет большой проблемы), использование разных дефляторов может заметно исказить содержательные выводы, не выводя их, однако, за пределы разумности (что наиболее опасно). Поясним, как это может случиться. Известно, что измерительные проблемы при построении сводных экономических индексов, как правило, тем сильнее, чем выше уровень агрегирования индекса. Так, имеются основания полагать, что индекс цен производителей по промышленности в целом обладает более значительными погрешностями, чем большинство отраслевых индексов. Это может быть обусловлено, в частности, тем, что на масштаб измерительных проблем на уровне индекса по промышленности в целом влияют и межотраслевые, и внутриотраслевые структурные сдвиги, в то время как на точность отраслевых индексов влияют лишь внутриотраслевые структурные сдвиги, а межотраслевые сдвиги не влияют. Вообще, чем менее однородна совокупность данных, тем большими проблемами может обладать построенный на ее основе индекс.

Это приводит к тому, что наибольшие погрешности имеют индексы, соответствующие относительно менее однородным, многопродуктовым

---

<sup>65</sup> Проблемы построения дефляторов по отраслям российской экономики и промышленности обсуждаются в (Баранов, 2002). Там же приведены и временные ряды имплицитных дефляторов в годовом выражении, покрывающие период времени с 1990 по 2000 г.

отраслям, выпускающим сравнительно более сложную продукцию, тогда как наименьшие проблемы возникают при построении индексов для отраслей, производящих более однородную, более простую продукцию. Применительно к российской промышленности имеются основания ожидать возникновения наибольших погрешностей (и, в частности, наибольших смещений) у индексов цен в машиностроении, пищевой промышленности, легкой промышленности, тогда как построение индексов цен в электроэнергетике, топливной промышленности, черной и цветной металлургии может сопровождаться наименьшими проблемами.

В случае использования дефляторов, основанных на отраслевых индексах цен производителей, в динамику индексов количеств могут быть привнесены разные смещения – тем большие, чем более сложную продукцию выпускает отрасль. Но это – именно тот признак, в соответствии с которым различается воздействие эффекта дезорганизации на производство в разных отраслях: на первой фазе российского переходного периода от эффекта дезорганизации в наибольшей мере пострадало производство более сложной продукции<sup>66</sup>, тогда как на второй фазе переходного периода, когда доминируют тенденции роста, именно производство более сложной продукции растет опережающими темпами<sup>67</sup>, т.е. имеет место обратный эффект. Если же использовать дефляторы, полученные на основе отраслевых индексов цен, то эффект опережающего роста производства относительно более сложной продукции может быть смещен (частично снижен, полностью компенсирован или даже изменен на обратный) различиями в смещениях дефляторов.

Завершая обсуждение проблем построения и использования дефляторов, сделаем несколько замечаний. Особую опасность в содержательном плане представляют систематические погрешности индексов цен. Поэтому методы анализа данных, использующие эти индексы, должны быть слабо чувствительными (а еще лучше – инвариантными) к существующим видам смещений. Поскольку смещения во временных рядах индексов цен близки к экспоненциальным, то в наименьшей степени смещаются результаты, использующие данные в темповой форме. В наибольшей же мере от смещений страдают результаты, полученные на основе базисных индексов цен.

Поскольку погрешности измерения, как правило, возрастают с ростом уровня агрегирования индекса цен, то последствия этой проблемы в какой-то мере могут быть смягчены (но не ликвидированы) использованием индексов цен наименьшего уровня агрегирования. Поскольку для индексов цен типич-

---

<sup>66</sup> См. (Blanchard, Kremer, 1997).

<sup>67</sup> См. (Бессонов, 2004).

ным является значительное смещение вверх, то индексы количеств, полученные дефлятированием индексов стоимостей, будут, скорее всего, значительно смещены вниз, т.е. будут давать существенно более пессимистичную картину происходящего, причем тем сильнее, чем более агрегированные индексы цен используются при дефлятировании.

### **2.13. Подходы к анализу смещений в индексах цен**

Обсудим, какие существуют способы выявления смещений в индексах цен.

#### **2.13.1. Исследование методики построения индекса**

Прежде всего можно в соответствии с подходом Комиссии Боскина проанализировать методику построения индекса цен с тем, чтобы выявить причины возникновения смещений. Такой подход ориентирован на анализ внутренней согласованности методики построения сводного индекса цен. Иллюстрация использования такого подхода приведена выше в разделе 2.7. Недостатком подхода является, в частности, то, что он не позволяет обнаружить ошибки в исходных данных. Другими словами, если регистрация цен осуществляется некорректно и это порождает смещения в сводном индексе, то данный подход не позволит обнаружить эти смещения. Кроме того, подход не дает гарантий того, что проанализированы все источники смещений. Таким образом, данный подход не дает возможности проверить, насколько точно индекс потребительских цен соответствует индексу стоимости жизни. В целом этот подход позволяет сделать вывод о том, в чем индекс цен плох, но не позволяет ответить, насколько он хорош.

#### **2.13.2. Использование закона Энгеля**

Идея другого подхода к анализу смещений в индексах цен, интенсивно развивающегося в последнее время, состоит в следующем. Изменение цен вызывает определенную реакцию экономических агентов. В некоторых случаях удастся определить, каким должен быть рост цен для того, чтобы вызвать такую реакцию. Сопоставление так оцененного роста цен с анализируемым индексом позволяет оценить величину смещения в нем.

Для реализации этого подхода обычно используют то обстоятельство, что в соответствии с законом Энгеля доля расходов на питание в структуре потребительских расходов домашних хозяйств убывает с ростом доходов в реальном выражении. Это означает, что доля расходов на питание может служить индикатором динамики реальных доходов. В частности, одинако-

вым долям расходов на питание, при прочих равных условиях, должны соответствовать одинаковые доходы в реальном выражении.

Анализ смещений в ИПЦ США на основе этого подхода проведен в (Hamilton, 2001) и (Costa, 2001), причем удалось проанализировать весьма продолжительный период времени. Полученные результаты не противоречат результатам, в основе которых лежит первый подход. Для российской переходной экономики анализ смещений в ИПЦ с использованием кривых Энгеля проведен в (Gibson, Stillman, Le, 2004), причем полученные результаты согласуются с опубликованными в (Бессонов, 1998а), которые обсуждались выше.

Можно привести следующую иллюстрацию анализа смещений в соответствии с этим подходом. На рис. 2.11 показана динамика официальных данных о долях расходов на покупку продуктов для домашнего питания в структуре потребительских расходов домашних хозяйств и реальных располагаемых доходов населения с 1991 по 2004 г. Видим, что в соответствии с законом Энгеля снижение доходов населения в первые годы реформ сопровождалось увеличением доли расходов на питание, а рост доходов в последующие годы – ее снижением. Вместе с тем за весь рассматриваемый период времени с 1991 по 2004 г. доля расходов на питание в первом приближении не изменилась, тогда как доходы населения, по официальным данным, заметно снизились. Это противоречит закону Энгеля.

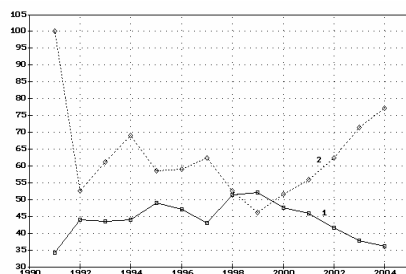


Рис. 2.11. Иллюстрация использования закона Энгеля для анализа смещений в российском ИПЦ:

- 1 – динамика доли расходов на покупку продуктов для домашнего питания в структуре потребительских расходов домашних хозяйств (%);
- 2 – реальные располагаемые денежные доходы населения (1991 г. = 100).

Как показывает рис. 2.11, доля расходов на питание в 2004 г. вернулась к уровню, который имел место в 1991 г., но реальные располагаемые доходы населения в 2004 г. составляли лишь 77% от уровня 1991 г. Это разли-

чие может быть обусловлено смещением ИПЦ, используемого для дефлятирования номинальных доходов населения. Если всю величину расхождения отнести на счет смещения ИПЦ, то в 2004 г. по отношению к 1991 г. оно составляет примерно 30%, что согласуется с обсуждавшимися выше оценками.

Необходимо отметить, что это – лишь грубая оценка величины возможного смещения ИПЦ. Во-первых, на рассматриваемом интервале времени в России резко возросла дифференциация населения по уровню дохода. В этой ситуации тому же уровню реальных доходов должна соответствовать меньшая доля расходов на питание или, что то же самое, та же доля расходов на питание должна быть достигнута при более высоком уровне реальных доходов. Это обстоятельство приводит к тому, что полученная оценка смещения ИПЦ является заниженной. Во-вторых, к началу реформ российский потребительский рынок сильно деградировал. В 1991 г. на потребительском рынке был дефицит, цены регулировались. В этой ситуации потребители были ограничены в выборе товаров и услуг, что могло исказить структуру потребительских расходов. Влияние такого искажения на оценку смещения ИПЦ может быть различным. В-третьих, суммирование доходов и расходов в номинальном выражении в пределах календарного года с последующим дефлятированием в условиях высокой инфляции, на основе которого получены показанные на рис. 2.11 данные, не вполне корректно, поскольку может порождать значительные погрешности, обусловленные утратой информации о внутригодовой структуре потоков стоимости. Влияние этого фактора на оценку смещения ИПЦ также может быть различным. Наконец, за время реформ могли измениться (и наверняка изменились) предпочтения населения, менялась методика проведения выборочных обследований бюджетов домашних хозяйств, в соответствии с которой получены оценки долей расходов на питание, и произошли другие изменения, снижающие точность полученной оценки смещения ИПЦ. Для получения более точных оценок смещений ИПЦ в соответствии с этим подходом необходимо использование панельных данных.

Достоинством подхода к анализу смещений в ИПЦ, основанного на использовании кривых Энгеля, является то, что независимо от качества исходных данных и адекватности методики построения сводного индекса цен он при определенных допущениях позволяет оценить величину расхождения между индексом потребительских цен и индексом стоимости жизни. Представляется, что этот подход пригоден прежде всего для проведения время от времени (скажем, раз в несколько лет) уточнений долгосрочных тенденций временных рядов индексов цен. В то же время для проведения расчетов ИПЦ в оперативном режиме он едва ли может быть использован.

Другими словами, это, скорее, средство уточнения ранее сделанных оценок динамики стоимости жизни.

### *2.13.3. Анализ взаимной согласованности различных показателей*

В основе третьего подхода к анализу смещений в индексах цен лежит исследование взаимной согласованности различных макроэкономических показателей. Примером использования этого подхода является проведенное в разделе 2.11.3 сопоставление динамики индекса цен производителей и индекса промышленного производства с динамикой промышленного производства в номинальном выражении, т.е. индексов цен и количеств с соответствующим им индексом стоимостей.

Приведем еще одну иллюстрацию использования этого подхода. Известно, что российский трансформационный спад сопровождается еще более глубоким инвестиционным спадом, глубину которого показывает официальный индекс физического объема инвестиций в основной капитал (рис. 2.12). В 1998 г., соответствующем нижней точке инвестиционного спада, инвестиции в основной капитал составляли всего 24.9% от уровня 1991 г., т.е. они сократились в 4 раза. Уровень реального ВВП в 1998 г. составлял 60.5% от уровня 1991 г., т.е. за это же время ВВП снизился в 1.7 раза. При этом отношение инвестиций в основной капитал в номинальном выражении к номинальному ВВП в 1991–2003 гг. колебалось в окрестности 16%, не выходя за пределы диапазона от 14 до 19%. Динамика этого отношения показана на рис. 2.13,а вместе с динамикой отношения индекса физического объема инвестиций в основной капитал к индексу реального ВВП (для удобства сопоставления второе отношение нормировано так, чтобы в 1991 г. оно соответствовало 15.1%, т.е. тому же значению, что и первое отношение).

Видим, что две оценки доли инвестиций в ВВП демонстрируют кардинально различающуюся динамику: отношение инвестиций в фактически действовавших ценах к номинальному ВВП на рассматриваемом интервале времени не демонстрирует явной тенденции, тогда как аналогичное отношение индексов в реальном выражении демонстрирует резкий спад до 6.1% в 1999 г. Другими словами, если предположить, что доля инвестиций в ВВП в 1991 г. составляла 15.1%, а затем изменялась в соответствии с различиями в динамике реального ВВП и реальных инвестиций, то в 1999 г. она составила бы всего 6.1%, тогда как доля инвестиций в текущих ценах в номинальном ВВП в этом году составляла 13.9%, т.е. была в 2.3 раза выше. Динамику расхождений между двумя оценками доли инвестиций в ВВП

демонстрирует рис. 2.13,б<sup>68</sup>. Видим, что с 1991 по 1996 г. это расхождение интенсивно нарастало до 2.6 раза, после чего в первом приближении стабилизировалось.

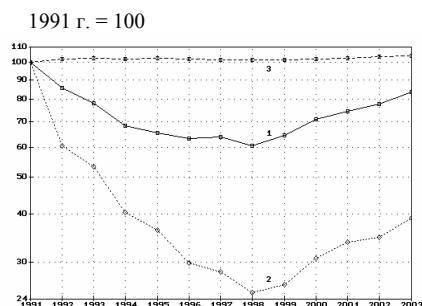


Рис. 2.12. Динамика индексов реального ВВП (1), физического объема инвестиций в основной капитал (2) и физического объема основных фондов (3).

Чем может быть обусловлено это расхождение? Только одним – различием в дефляторах инвестиций в основной капитал и валового внутреннего продукта, поскольку динамика этих показателей в текущих ценах полностью определяется динамикой соответствующих индексов физического объема и дефляторов. Расхождение между двумя оценками динамики доли инвестиций в ВВП, показанное на рис. 2.13,б, есть не что иное, как различие в динамике двух дефляторов. Таким образом, признавая то, что в соответствии с официальными данными глубина инвестиционного спада в его нижней точке в 2.3 раза превышает глубину спада ВВП (а в другие годы – вплоть до 2.6 раза, см. рис. 2.13,б), мы должны признать и то, что при этом рост дефлятора инвестиций примерно в той же пропорции превышает рост дефлятора ВВП.

Известно, что одной из диспропорций, унаследованных российской экономикой с советских времен, является гипертрофированное развитие инвестиционного комплекса. С началом реформ спрос на многие инвестиционные ресурсы значительно снизился как потому, что решения об инве-

<sup>68</sup> До 2000 г. инвестиции в основной капитал в текущих ценах учитывались с налогом на добавленную стоимость (НДС), а после – без НДС. Этим обстоятельством обусловлен разрыв на графике динамики доли инвестиций в ВВП на рис. 2.13,а. Для расчета величины расхождения двух оценок динамики доли инвестиций в ВВП в 2001–2003 гг. данные по инвестициям в текущих ценах были домножены на коэффициент 1.076, равный отношению объема инвестиций с учетом НДС к объему инвестиций без учета НДС за 2000 г.



стировании стали в большей мере приниматься исходя из экономических соображений, появилась мотивация на микроуровне к снижению издержек (и, в частности, потерь), так и потому, что для экономического спада вообще бывает характерно опережающее снижение инвестиций. Возможен ли при резком снижении спроса на инвестиционные ресурсы столь резкий рост относительных цен на них, который показывает соотношение дефляторов инвестиций в основной капитал и валового внутреннего продукта? В такой ситуации скорее должна наблюдаться обратная тенденция.

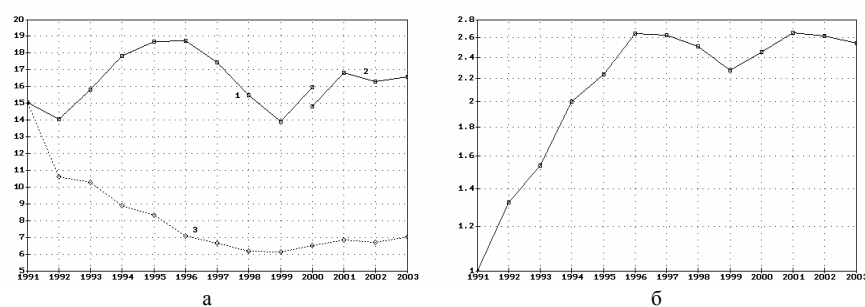


Рис. 2.13. Иллюстрация взаимного рассогласования различных экономических показателей:

- а) динамика отношения инвестиций в основной капитал в номинальном выражении к номинальному ВВП (1 – инвестиции с учетом НДС, 2 – без учета НДС) и динамика отношения индекса физического объема инвестиций в основной капитал к индексу реального ВВП (3);
- б) расхождение между двумя оценками динамики доли инвестиций в ВВП.

При этом опережение дефлятора инвестиций над дефлятором ВВП накопилось в первые годы переходного процесса (рис. 2.13,б), когда интенсивный спад выпуска сопровождался опережающим инвестиционным спадом (рис. 2.12). На второй же фазе переходного процесса, когда рост выпуска сопровождался опережающим ростом инвестиций, никакого опережения дефлятора инвестиций над дефлятором ВВП не наблюдалось. Как объяснить ситуацию, когда резкое снижение спроса на инвестиционные ресурсы на первой фазе переходного процесса сопровождалось колоссальным ростом относительных цен на них, тогда как при резком росте спроса на второй фазе отмечалась стабилизация их относительных цен?

Заметим также, что относительные цены на имеющую непосредственное отношение к инвестиционному процессу продукцию промышленности строительных материалов, и особенно машиностроения, за время реформ снизились (рис. 2.5): при росте цен производителей промышленной про-

дукции с конца 1991 г. по конец 2003 г. в 16 200 раз цены на продукцию промышленности строительных материалов выросли в 15 100 раз, а на продукцию машиностроения – «всего» в 12 600 раз. За это время дефлятор инвестиций продемонстрировал даже несколько более высокий рост по сравнению с заведомо завышенным индексом цен производителей промышленной продукции.

Для того чтобы попытаться объяснить столь значительное и столь нелогичное превышение дефлятора инвестиций над дефлятором ВВП, обсудим различия в методиках их построения. Методики построения дефлятора инвестиций в основной капитал и дефлятора ВВП имеют одно чрезвычайно важное различие: дефлятор ВВП, в отличие от дефлятора инвестиций, является *имплицитным*, т.е. неявным ценовым дефлятором. Это означает, что дефлятор ВВП строится не агрегированием данных о регистрируемых ценах, а делением индекса динамики ВВП в текущих ценах (индекса стоимостей) на индекс физического объема ВВП (индекс количеств). Последний же получается в основном агрегированием данных в натуральном выражении. Дефлятор же инвестиций в основной капитал построен на основе индексов цен, получаемых агрегированием данных о регистрируемых ценах, т.е. в отличие от дефлятора ВВП его можно считать «явным». Индекс физического объема инвестиций в основной капитал, в отличие от индекса реального ВВП, строится делением индекса динамики инвестиций в текущих ценах (индекса стоимостей) на дефлятор инвестиций (индекс цен).

Что можно сказать о смещениях двух дефляторов? Поскольку индекс динамики ВВП в текущих ценах (индекс стоимостей) можно считать в первом приближении несмещенным, то смещение имплицитного дефлятора ВВП равно обратной величине смещения индекса физического объема ВВП. Последний же в первом приближении можно рассматривать как индекс количеств, построенный, как и все остальные российские экономические индексы, с использованием формулы агрегатного индекса с запаздывающими весами. Такие индексы в соответствии с эффектом Гершенкрона имеют тенденцию несколько завышать темпы экономического роста, следовательно, дефлятор ВВП скорее всего подвержен занижающему смещению. Величина этого смещения, как уже сказано, определяется величиной смещения индекса реального ВВП. Поскольку в российской переходной экономике индексы количеств изменяются несопоставимо медленнее индексов цен, то и погрешности индексов количеств гораздо меньше погрешностей индексов цен. За весь период реформ смещение агрегированного индекса количеств в относительном выражении по порядку величины едва ли превышает 10%.

Индекс динамики инвестиций в основной капитал в текущих ценах (индекс стоимостей) также в первом приближении можно считать несмещенным. Но дефлятор инвестиций в основной капитал не является имплицитным, он строится агрегированием данных о регистрируемых ценах. Поэтому смещение индекса физического объема инвестиций в основной капитал равно обратной величине смещения дефлятора инвестиций. Последний можно рассматривать как индекс цен, построенный с использованием формулы агрегатного индекса с запаздывающими весами, в соответствии с эффектом Гершенкрона имеющий тенденцию завышать темпы роста цен. Следовательно, дефлятор инвестиций, скорее всего, в отличие от дефлятора ВВП, подвержен завышающему смещению. Какова может быть величина этого смещения? Поскольку в российской переходной экономике индексы цен изменяются несопоставимо быстрее индексов количеств, то при использовании схожих методик и погрешности индексов цен могут быть гораздо больше погрешностей индексов количеств. Выше было показано, что смещения российских индексов цен переходного периода могут измеряться многими десятками процентов в относительном выражении. Смещенный индекс цен даже может в несколько раз завышать произошедший рост цен. Другими словами, относительная погрешность индекса цен в рассматриваемых условиях может быть больше погрешности индекса количеств по порядку величины.

Таким образом, индекс физического объема ВВП и дефлятор ВВП подвержены смещению медленной переменной, а индекс физического объема инвестиций в основной капитал и дефлятор инвестиций – смещению быстрой переменной, масштаб которого может быть больше по порядку величины. Это позволяет предположить, что основной вклад в колоссальную величину различий между дефляторами инвестиций в основной капитал и валового внутреннего продукта вносит смещение дефлятора инвестиций. Различия между двумя дефляторами можно представить в виде совокупности трех составляющих: различиями между несмещенными оценками дефляторов, смещением дефлятора ВВП и смещением дефлятора инвестиций. В ситуации доминирования смещения дефлятора инвестиций различие между двумя дефляторами можно считать первым приближением смещения дефлятора инвестиций, а дефлятор ВВП – первым приближением несмещенной оценки дефлятора инвестиций в основной капитал. Соответственно, кривую на рис. 2.13,б можно рассматривать как первое приближение оценки смещения этого дефлятора.

Заметим, что масштаб и динамика оценки смещения дефлятора инвестиций в основной капитал (рис. 2.13,б) близки к масштабу и динамике оценки смещения индекса цен производителей промышленной продукции

(рис. 2.10,б). Во всяком случае, максимальная величина оценки смещения дефлятора инвестиций в основной капитал не превышает максимальной величины оценки смещения ИЦП (примерно 2.6 раза против 3.0 раз), а основная часть смещения накопилась в обоих случаях на интервале с 1991 по 1996 г. Такое сходство двух оценок, полученных из разных соображений и по совершенно различным исходным данным можно рассматривать как дополнительное свидетельство в пользу их осмысленности.

Скорректированная на величину этого смещения глубина инвестиционного спада в его низшей точке, т.е. в 1998–1999 гг. по отношению к 1991 г. составляет 1.7 раза (вместо 4 раз – по официальным данным), т.е. инвестиции 1998–1999 гг. составляют 60% от уровня 1991 г. Таким образом, имеются основания полагать, что официальные оценки динамики инвестиций в основной капитал значительно завышают глубину инвестиционного спада на протяжении российского переходного периода. По отношению к 1991 г. глубина инвестиционного спада может быть завышена более чем в 2 раза.

Аналогичным образом могут быть смещены и оценки вводов основных фондов в реальном выражении, поскольку они также получаются с использованием операции дефлятирования. Это приводит к обсуждавшейся выше неестественной стабильности индекса физического объема основных фондов (рис. 2.12) в условиях переходного периода, когда другие показатели макроэкономической динамики претерпевают колоссальные изменения<sup>69</sup>.

Недостаток подхода, основанного на анализе взаимной согласованности различных макроэкономических показателей, состоит в том, что он позволяет обнаружить и получить оценку первого приближения лишь для весьма сильных смещений. Такие смещения характерны для первого периода российских реформ, периода «бури и натиска», когда цены за год порой изменялись на порядок, а другие макроэкономические показатели также претерпевали значительные изменения. Полученные оценки величины этих смещений неизбежно имеют невысокую точность. «Тонкие» эффекты, которым соответствуют смещения в единицы процентов, проанализировать с использованием данного подхода невозможно.

## 2.14. Выводы

Проведенный выше краткий анализ проблем измерения инфляции в российской переходной экономике позволяет сделать вывод о том, что основные трудности в данной области возникают при проведении сопоставлений на относительно больших интервалах времени, сравнимых с про-

---

<sup>69</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2004).

должительностью переходного периода. Для таких сопоставлений характерна крайне низкая точность оценок роста цен, и в первую очередь наличие значительных смещений в них. В основе этих измерительных проблем лежат вполне объективные причины, обусловленные спецификой российской переходной экономики, – резкое ускорение темпов инфляции, интенсификация структурных изменений и вообще резкое ускорение всех процессов, порождающих смещения в сводных индексах цен.

Вместе с тем при проведении краткосрочных сопоставлений, когда цены изменяются не более чем на десятки процентов, особых измерительных проблем не возникает. Это благоприятное обстоятельство обусловлено, в частности, тем, что динамика цен описывается переменными типа запаса, которые в гораздо меньшей степени подвержены воздействию календарных и сезонных факторов, чем переменные типа потока. Среди проблем, возникающих при проведении краткосрочных сопоставлений, следует отметить снижение точности дефлятированных стоимостных оценок при использовании дефляторов с крупным шагом по времени. Но это проблема, скорее, корректности использования индексов цен, а не их построения.

Говоря о систематических погрешностях индексов цен, важно отметить, что методики их построения являются одношаговыми, т.е. они не предполагают последующего уточнения построенных в оперативном режиме помесячных оценок динамики цен по мере того, как становится доступной новая информация, позволяющая повысить точность оценок. Это может показаться парадоксальным, но в условиях, когда измерение динамики цен сталкивается, вероятно, с наибольшими измерительными проблемами среди всех основных показателей российской макроэкономической динамики и порождает большое количество серьезных проблем измерения других важнейших показателей макроэкономической динамики, именно временные ряды индексов цен не подвергаются уточнениям с течением времени, в отличие от рядов многих других показателей, масштаб измерительных проблем для которых значительно меньше. Не меньше поражает и отсутствие какой-либо реакции по этому поводу со стороны основной части аналитического сообщества. Вместе с тем, несмотря на примитивность рассмотренных методик и их очевидные недостатки, их достоинством является отсутствие каких бы то ни было досчетов, способных исказить краткосрочные тенденции. Такого рода досчеты весьма распространены в методиках построения других показателей российской макроэкономической динамики (в частности, досчеты используются при построении показателей динамики производства, которые будут рассмотрены ниже). Индексы цен в этом отношении представляются более благополучными.

Таким образом, для рассмотренных индексов цен характерно наличие значительных смещений. При этом нет оснований рассчитывать на то, что смещения в разных индексах цен имеют одинаковую величину. Так, сводный индекс цен производителей за весь период реформ может быть завышен втрое, тогда как смещение в сводном индексе потребительских цен едва ли кардинально превышает сделанную нами оценку одной из его составляющих (в противном случае получим не поддающуюся содержательной интерпретации динамику дефлятированных показателей). Проведенный анализ чувствительности индексов потребительских цен к выбору весовой базы показал существенные различия для различных укрупненных товарных групп, следовательно, смещения соответствующих ИПЦ также могут существенно различаться.

Аналогичная проблема существует и для индексов цен по различным регионам. Эту проблему существенно усугубляет организация российской государственной статистики, поскольку российские региональные статистические органы, в отличие от статистических органов во многих других странах, осуществляют не только регистрацию цен и тарифов, но и построение сводных индексов регионального уровня. При этом на региональном уровне формируются свои корзины товаров-представителей и системы весов, которые для разных регионов могут существенно различаться. Наконец, российские регионы весьма неоднородны по квалификации персонала статистических органов и, вообще, по качеству региональной статистики. В результате различные региональные индексы цен могут быть смещены существенно по-разному, что затрудняет проведение сопоставлений между регионами.

Различия в смещениях разных индексов цен могут иметь тот же порядок величины, что и сами смещения. Перефразируя классика, можно сказать, что все несмещенные индексы не смещены одинаково, тогда как все смещенные смещены по-разному. Это вынуждает проявлять чрезвычайную осторожность при необходимости одновременного использования более одного индекса цен.

Обсуждая проблемы российской статистики цен, нельзя не отметить следующее обстоятельство, имеющее, по нашему мнению, чрезвычайную важность. Как обсуждалось выше, едва ли не важнейшим событием прошедшего десятилетия в мире в области статистики цен является работа Комиссии Боскина в США. С одной стороны, Комиссия подвела итоги многолетних исследований по анализу точности измерения роста стоимости жизни индексами потребительских цен, проводившихся в разных развитых странах мира. С другой стороны, работа Комиссии Боскина послужила мощным толчком, вызвавшим лавинообразный рост числа исследований в

данной области во всем мире и, что еще важнее, работа Комиссии привела к пересмотру и совершенствованию методик построения индексов цен во многих странах. Есть основания считать работу Комиссии Боскина рубежом событием в области измерения динамики цен. Поэтому важной характеристикой любой методики построения индексов цен является информация о том, учтены в ней результаты Комиссии Боскина или нет. Говоря о современных российских методиках можно уверенно утверждать, что результаты работы Комиссии Боскина в них не учтены<sup>70</sup>. В этом смысле соответствующие методики можно считать заведомо устаревшими и несовершенными. Россия все еще живет в эпоху «до Комиссии Боскина», поэтому нам предстоит еще очень многое понять о том, как развивалась российская экономика после начала ее реформирования.

---

<sup>70</sup> Часто указывают на то, что в российских методиках построения индексов цен учтен международный опыт и что при их разработке были учтены рекомендации зарубежных специалистов. Это действительно так. Однако важно подчеркнуть, что рекомендации учитывались *до* работы Комиссии Боскина, и они во многом устарели сразу после ее завершения.

## 3. Измерение экономического роста в российской переходной экономике

### 3.1. Введение

Как было отмечено выше, многие задачи анализа макроэкономической динамики предполагают исследование динамики цен и производства. Проблематика измерения динамики цен в российской переходной экономике обсуждалась в предыдущем разделе. В данном разделе рассмотрим вопросы измерения динамики производства. Как и выше, изложение здесь соответствует специфичным условиям российского переходного периода, т.е. обстоятельства времени и места в нем существенны.

Измерение российского экономического роста давно привлекает внимание исследователей. В России этим серьезно занимались до начала 1930-х гг. Укажем здесь на фундаментальную работу (Кафенгауз, 1994), в которой, в частности, построены индексы промышленного производства (ИПП) для 1887–1927 гг. В последующие годы за рубежом, опираясь на работы российских исследователей (в частности, Н.Д. Кондратьева), также был построен ряд оценок динамики российского производства<sup>71</sup>. После того, как опустился «железный занавес», на протяжении многих десятилетий в СССР публиковались лишь официальные оценки, которые заслуженно подвергались сомнению зарубежными исследователями<sup>72</sup>, а когда это стало возможным, и отечественными специалистами<sup>73</sup>. Скучность и недостоверность поступающей из СССР информации, очевидные недостатки советских методик, в сочетании с официальными сообщениями об опережающей динамике производства в СССР по сравнению с ведущими странами Запада, питали интерес последних к получению более надежных, чем офици-

---

<sup>71</sup> См. (Gerschenkron, 1947), (Goldsmith, 1961).

<sup>72</sup> См. (Hodgman, 1950), (Gerschenkron, 1955), (Nutter, 1957, 1958, 1959), (Seton, 1958), (Greenslade, Wallace, 1959), (Kaplan, Moorsteen, 1960), (Desai, 1978), (CIA, 1982), (Ofer, 1987), (Maddison, 1998), (Сухара, 2000).

<sup>73</sup> См. (Ханин, 1991, 1997).



альные, и сопоставимых с западными оценкой динамики советского производства, который особенно усилился с началом «холодной войны»<sup>74</sup>. Западные исследователями был выполнен ряд работ по построению индексов советского промышленного производства и по сопоставлению советского и американского промышленного роста<sup>75</sup>. С распадом СССР и началом российских экономических реформ началось переосмысление пройденного страной пути и проблем отечественной статистики<sup>76</sup>. Исследования были направлены на получение более точных оценок спада производства периода реформ<sup>77</sup>.

Все упомянутые работы посвящены проведению долгосрочных и/или межстрановых сопоставлений: исследователей дореволюционного периода интересовали скорее средние темпы роста производства за предшествующие Революции десятилетия; западных исследователей интересовало, главным образом, догонит Советский Союз США или нет; современных исследователей интересуют глубина трансформационного спада производства в России и перспективы послекризисного восстановления. Построенные и/или использованные в этих работах индексы имеют годовую периодичность, которой вполне достаточно для достижения поставленных целей. Вопросы выявления краткосрочных тенденций, развивающихся на интервалах времени, измеряемых месяцами, в этих работах не затрагивались.

Вместе с тем существует потребность в анализе не только долгосрочных, но и краткосрочных тенденций. Так, для того, чтобы принимать в оперативном режиме адекватные управленческие решения, необходимо идентифицировать *текущую экономическую ситуацию*, т.е. анализировать краткосрочные тенденции вблизи *актуального конца* временных рядов экономических показателей. Важнейшим требованием в этом случае является оперативность: чем быстрее удастся надежно идентифицировать произошедшую смену тенденции (например, от подъема производства к его спа-

---

<sup>74</sup> Примечательно, что У. Наттер начинает свою работу (Nutter, 1958), посвященную измерению советского промышленного роста, словами: «Economists are always measuring the unmeasurable, and indeed they must if they are to do what is expected of them. It is hard to think of anything more unmeasurable than Soviet industrial growth – or of anything more expected of economists than to measure it.»

<sup>75</sup> См. (Gerschenkron, 1947), (Hodgman, 1950), (Gerschenkron, 1955), (Nutter, 1957, 1958), (Seton, 1958), (Greenslade, Wallace, 1959), (Kaplan, Moorsteen, 1960), (Desai, 1978), (CIA, 1982), (Ofer, 1987), (Сухара, 2000).

<sup>76</sup> См. (Ханин, 1991), (Кудров, 1995), (Бирман, 1996), (Шмелев, Кудров, 1996), (Коеп, 1996), (Bartholdy, 1997), (Ханин, 1997), (Тремль, Кудров, 1997), (Кудров, Тремль, 1998), (Kuboniwa, Ponomarenko, 2000), (Пономаренко, 2002).

<sup>77</sup> См. (Gavrilenko, Koen, 1995), (Ханин, 1997).

ду), тем лучше, поскольку это позволяет реагировать на происходящее с наименьшими задержками. В противном случае управление будет строиться на основе устаревшей информации и не всегда будет адекватно текущей ситуации. Другой разновидностью анализа краткосрочных тенденций является исследование таких тенденций в прошлом на протяжении длительного интервала времени, без особого упора на тенденции вблизи актуального конца. Это бывает важно для анализа взаимосвязей и для построения моделей.

Особая роль задачи краткосрочных сопоставлений состоит в ее большом практическом значении, поскольку качество ее решения может влиять на выработку мер текущей экономической политики и, следовательно, на эффективность функционирования экономики, что особенно актуально в динамичных условиях переходного периода. Это отличает задачу краткосрочных сопоставлений от задачи долгосрочных сопоставлений, имеющей меньшее значение для повседневной практики, но способной в какой-то мере оказывать влияние на экономическую политику в долгосрочном, стратегическом плане. Особая важность анализа краткосрочных тенденций обусловлена и тем, что именно высокочастотные составляющие несут основную часть информации, содержащейся во временном ряде.

Задачи краткосрочных и долгосрочных сопоставлений предъявляют различные требования к используемым для их решения методам. Для первой существенно сопоставимость результатов на малых временах (порядка нескольких месяцев), для чего необходимо проведение декомпозиции временных рядов с целью выделения информативной составляющей динамики, в качестве которой чаще всего рассматривается компонента тренда и конъюнктуры. Для второй существенно сопоставимость результатов на больших временах (в нашем случае – порядка продолжительности периода реформ), для чего необходимо достижение приемлемой точности индикаторов в долгосрочном плане, в частности, устранение возможных систематических погрешностей (смещений). Достижения же сопоставимости в пределах года в этом случае может не потребоваться вовсе. В то же время для краткосрочных сопоставлений проблема систематических погрешностей, способных за длительное время накапливаться и существенно смещать долгосрочные оценки, теряет свою остроту, поскольку практически не влияет на идентификацию краткосрочных тенденций и их поворотных точек.

Для анализа краткосрочных тенденций производства необходимы системы индикаторов в реальном выражении более высокой, чем годовая, частоты. В России такие системы существуют. Это – официальные индексы производства ВВП в экономике и ее отраслях в квартальном (а до 1997 г. –

и в месячном) выражении, индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики (ИБО) в месячном выражении (достаточно хорошо сопоставимый с рассчитывавшимися до появления ИБО месячными оценками динамики ВВП), индексы производства основных отраслей экономики в месячном выражении (индекс физического объема промышленного производства, индекс продукции сельского хозяйства в сопоставимых ценах, индекс грузооборота транспорта общего пользования, индекс оборота розничной торговли в сопоставимых ценах и др.). По ряду причин, которые более подробно будут рассмотрены ниже, особого внимания заслуживают индексы промышленного производства в месячном выражении, так называемые «индексы физического объема промышленной продукции (работ, услуг)» Росстата<sup>78</sup>. Помимо официальных, рассчитываются и альтернативные системы индикаторов в реальном выражении. В первую очередь укажем здесь на разработанные и рассчитываемые автором совместно с Центром экономической конъюнктуры при Правительстве РФ индексы промышленного производства в месячном выражении, которые представляют собой исторически первый пример такой системы для российской переходной экономики, а временные ряды индексов этой системы, в отличие от всех иных систем, полностью покрывают российский переходный период.

Все эти индексы используются не только для проведения долгосрочных сопоставлений, но в гораздо большей мере для анализа тенденций, разворачивающихся на протяжении месяцев, т.е. для проведения краткосрочных сопоставлений. Анализ краткосрочных тенденций не нужен для выяснения, кто кого и когда «догонит и перегонит», но он необходим для исследования происходящих на протяжении всего периода российских реформ процессов, для того, чтобы лучше понять закономерности функционирования российской переходной экономики, для анализа степени адекватности принимаемых решений. Он ориентирован на удовлетворение внутренних (российских) потребностей оперативного управления экономикой, а не на проведение извне России сопоставлений с целью выяснения вопроса о том, сможет ли Россия в обозримом будущем восстановить или утратить свой экономический потенциал настолько, чтобы это могло представлять угрозу интересам страны, проводящей сопоставления.

В данном разделе сначала обсуждается специфика задачи измерения динамики производства в российской переходной экономике, которая должна быть учтена при построении временных рядов индексов производ-

---

<sup>78</sup> См. (Госкомстат, 1996с, 1998а, 1998b), (Ульянов, Шустова, 1999), (Ульянов, Шустова, Савочкина, 2001). С 2005 г. этот индекс исчисляется в разрезе видов деятельности.

ства в реальном выражении и при анализе их тенденций, в первую очередь краткосрочных. Затем рассматривается система индексов промышленного производства, рассчитываемых автором совместно с Центром экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (ЦЭК), поскольку эта система индексов построена так, чтобы обеспечивать возможность анализа в первую очередь краткосрочных тенденций. После этого рассматриваются долго- и краткосрочные тенденции динамики промышленного производства в процессе российского трансформационного спада, обсуждаются его причины. Спад анализируется в целом по промышленности и в отраслевом разрезе. Обсуждается точность оценок динамики промышленного производства. Затем рассматривается система индексов промышленного производства Росстата, обсуждается проблематика официальной практики построения временных рядов индексов количеств с упором на потребности анализа краткосрочных тенденций. Наконец, в завершение раздела проводится обзор проблем построения временных рядов других российских индикаторов экономического роста и обсуждаются полученные результаты.

Показано, что, в отличие от измерения инфляции, основные проблемы измерения экономического роста в российской переходной экономике сосредоточены в области анализа краткосрочных тенденций. Это приводит к тому, что идентификация текущих тенденций динамики производства проводится не всегда адекватно. В результате управленческие решения принимаются порой исходя из устаревшего или искаженного по иным причинам представления об экономической ситуации, что способно снижать их качество.

Данный раздел основан на результатах работ (Бессонов, 2000, 2001a, 2001b, 2002b, 2003a).

## **3.2. Специфика измерения динамики производства в российской переходной экономике**

Российская переходная экономика как объект измерения обладает рядом особенностей, отличающих ее от более стабильных экономик. Выше обсуждалась специфика измерения динамики цен в ней. Ниже рассмотрим некоторые особенности измерения динамики производства.

### **3.2.1. Высокая интенсивность переходного процесса**

Важнейшая причина российской измерительной специфики рассматриваемого периода состоит в том, что переходный процесс является быстро текущим по сравнению с процессами стабильного экономического развития. С начала 1990-х гг., когда Россия вступила в полосу реформ, ее эконо-

мика демонстрирует гораздо более интенсивное изменение важнейших показателей по сравнению с относительно стабильными экономиками развитых стран. Российская переходная экономика может быть охарактеризована как *экономика быстрых* (или *сильных*, что то же самое) *изменений*, и это существенно отличает ее с измерительной точки зрения от более стабильных экономик.

Высокий темп изменений приводит к тому, что проблемы, характерные для долгосрочных сопоставлений (такие, как резкий рост погрешности измерения, в частности накопление смещений), в российской переходной экономике проявляются на гораздо меньших интервалах времени, чем в более стабильных экономиках. Другими словами, измерительные проблемы в переходной экономике накапливаются гораздо быстрее. С точки зрения точности измерений сопоставления между периодами, разделенными интервалами времени, сравнимыми с длительностью переходного периода, имеет смысл относить к задачам долгосрочных сопоставлений, а сопоставления между периодами, разделенными несколькими месяцами, – к задачам краткосрочных сопоставлений.

Резкая интенсификация изменений в переходной экономике повышает актуальность проведения сопоставлений между периодами времени, разделенными интервалами порядка нескольких месяцев, т.е. сопоставлений, которые традиционно рассматриваются как краткосрочные.

Важно, что различные процессы в российской переходной экономике интенсифицируются в существенно разной степени. Индексы цен и показатели в текущих ценах в рассматриваемых условиях несопоставимо более подвижны, чем показатели в реальном выражении. На протяжении 1990-х гг. цены в российской экономике изменились на 4 порядка сильнее, чем производство. Индексы цен и показатели в текущих ценах становятся быстрыми переменными, а показатели в реальном выражении – относительно медленными. В стабильных экономиках, напротив, такого разделения не возникает, темпы изменения цен и производства в реальном выражении являются величинами одного порядка, причем производство может изменяться даже быстрее, чем цены.

Возникающее рассогласование темпов протекания различных процессов в экономике приводит к тому, что некоторые методы измерения, адекватные условиям стабильных экономик, могут быть не вполне адекватными условиям переходной экономики. Это обусловлено тем, что при измерении динамики быстрых переменных погрешности накапливаются гораздо быстрее, как это показано в разделе 2. Погрешности быстрых переменных, в свою очередь, могут «импортироваться» в результаты измерения динамики медленных переменных. Это может происходить по крайней мере двумя

путями. Во-первых, оценки показателей в реальном выражении, полученные дефлятированием индексов стоимостей, могут иметь погрешности неприемлемого масштаба. Во-вторых, системы весов, необходимые для построения индексов количеств, обычно формируются на основе информации о долях стоимости товаров-представителей в стоимости корзины некоторого года (или – о долях наименьших товарных групп, на которые разбивается соответствующий агрегат). Высокая инфляция приводит к резкому снижению точности таких весов из-за некорректности операции суммирования величин в номинальном выражении в разные периоды времени, в частности, на протяжении календарного года.

### *3.2.2. Масштабные структурные сдвиги*

Российский переходный период сопровождается значительными структурными сдвигами, т.е. изменением с течением времени пропорций между ценами и/или объемами производства различных товаров и услуг.

Масштаб произошедших структурных сдвигов в производстве иллюстрируют рис. 3.1, 3.2. Гистограмма распределения видов промышленной продукции по изменению их производства с января 1990 г. по сентябрь 1998 г. (т.е. со времени, предшествовавшего началу трансформационного спада, до периода его кульминации) показывает, что производство одних видов продукции на протяжении первой фазы переходного периода, на которой доминировали тенденции спада, снизилось на порядок и более, тогда как производство других не претерпело существенных изменений или даже возросло (рис. 3.1). Отношение взвешенного среднего абсолютного отклонения индивидуальных индексов производства товаров-представителей к соответствующему сводному индексу, которое можно использовать в качестве меры структурных сдвигов, для распределения, гистограмма которого приведена на рис. 3.1, равно 0.59. Это указывает на чрезвычайно большой масштаб структурных сдвигов. Начавшийся на второй фазе переходного периода экономический рост также отличается чрезвычайной неоднородностью изменений производства различных видов продукции.

Различия в глубине спада для разных отраслей промышленности (рис. 3.2) также иллюстрируют масштаб произошедших структурных сдвигов. Так, объем производства в цветной металлургии в сентябре 1998 г. (т.е. в нижней точке спада по промышленности в целом) составлял 85.5% от объема производства января 1990 г. (сопоставляются компоненты тренда и конъюнктуры временных рядов индексов ЦЭК, которые будут описаны ниже). В электроэнергетике производство сентября 1998 г. составляло 74.7% от производства января 1990 г., т.е. оно сократилось на четверть, что не так много по сравнению с другими отраслями. В то же время в промыш-

ленности строительных материалов производство сентября 1998 г. составило 24.8%, а в машиностроительном комплексе – 22.8% от уровня января 1990 г., т.е. оно сократилось более чем в 4 раза. А в легкой промышленности соответствующий индекс равен всего 8.2%, т.е. производство в этой отрасли снизилось более чем на порядок. Заметим, что рис. 3.2, в отличие от рис. 3.1, демонстрирует лишь межотраслевые структурные сдвиги и не показывает внутриотраслевых. Тем не менее даже межотраслевые структурные сдвиги имеют впечатляющий масштаб. Насколько нам известно, структурные сдвиги подобного масштаба не встречаются на тех же интервалах времени в стабильных экономиках.

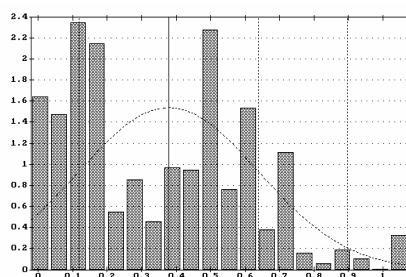


Рис. 3.1. Гистограмма распределения видов промышленной продукции по изменению их производства за период с января 1990 г. по сентябрь 1998 г. (сопоставляются уровни компонент тренда и конъюнктуры) и плотность нормального распределения с теми же средним и дисперсией. Сплошная вертикальная линия соответствует сводному индексу промышленного производства, пунктирные вертикальные линии отстоят от нее на целое число стандартных отклонений.

Как обсуждалось в разделе 2, масштабные структурные сдвиги, сопровождающие российский переходный период, порождают, по крайней мере, две группы проблем анализа макроэкономической динамики, которые наиболее актуальны для долгосрочных сопоставлений. Во-первых, они способствуют существенному снижению точности сводных экономических индексов. Значения сводных индексов в таких условиях могут сильно зависеть от малых изменений в методике, в частности корзины (набора используемых товаров-представителей и весов, с которыми они учитываются) и от используемых способов осреднения. Это может приводить к существенно различным результатам измерения для близких методик, даже основанных на использовании одних и тех же исходных данных. Значительные структурные сдвиги вынуждают уделять большее внимание совершенствованию методик построения сводных индексов и усложнять процедуру их построения.

ния. Но даже и при использовании адекватных методик точность измерений в случае интенсивных структурных сдвигов может быть существенно ниже, чем при их отсутствии.

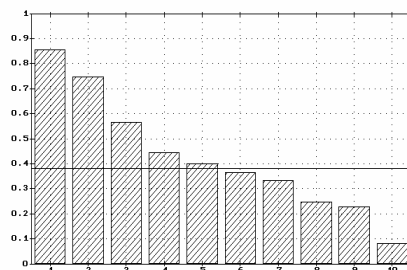


Рис. 3.2. Изменения производства в отраслях промышленности за период с января 1990 г. по сентябрь 1998 г. (сопоставляются уровни компонент тренда и конъюнктуры): 1 – цветная металлургия; 2 – электроэнергетика; 3 – топливная промышленность; 4 – черная металлургия; 5 – химическая и нефтехимическая промышленность; 6 – пищевая промышленность; 7 – лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность; 8 – промышленность строительных материалов; 9 – машиностроительный комплекс; 10 – легкая промышленность. Сплошная горизонтальная линия соответствует сводному индексу промышленного производства.

Во-вторых, в условиях масштабных структурных сдвигов обычная практика индексного анализа, состоящая в замене всей совокупности индивидуальных индексов единственным сводным, далеко не всегда является адекватной. Такая замена допустима лишь при *небольшом* разбросе индивидуальных индексов, при этом, что такое «небольшой разброс», определяется той задачей, для решения которой используется индекс. Из того, что выпуск по промышленности за анализируемый период времени снизился в некоторой пропорции, не следует, что производство всех товаров снизилось примерно в той же пропорции. Какие-то виды продукции могли совсем перестать производить, производство других могло снизиться по порядку величины, тогда как производство третьих могло увеличиться (как на рис. 3.1). Это относится не только к отдельным товарам, но даже и к целым отраслям (рис. 3.2), не говоря уже об отдельных предприятиях. В случае значительных структурных сдвигов может потребоваться использование дополнительной информации о совокупности индивидуальных индексов. С этой целью можно, помимо меры расположения, анализировать также другие числовые характеристики распределений индивидуальных индексов –



меры рассеяния, асимметрии, эксцесса и т.д. Либо можно использовать для анализа, помимо сводного, еще и групповые индексы.

Таким образом, масштабные трансформационные структурные сдвиги усложняют не только методику построения экономических индексов, но и технику анализа экономической динамики, поскольку задача далеко не всегда может быть сведена к исследованию динамики сводных индексов. Порой требуется подбирать разные инструментарии в различных ситуациях.

### **3.2.3. Интенсивная эволюция составляющих динамики экономических временных рядов**

Временной ряд экономического показателя обычно рассматривают как совокупность четырех *составляющих динамики: календарной, сезонной, нерегулярной и компоненты тренда и конъюнктуры*. Резкая интенсификация изменений в российской переходной экономике приводит к тому, что все составляющие динамики экономических временных рядов могут быть подвержены быстрой эволюции. Для компоненты тренда и конъюнктуры это выражается в высоких темпах спада или роста (неестественно больших с точки зрения стабильных экономик), для сезонной составляющей – в интенсивной эволюции как ее амплитуды, так и структуры, для нерегулярной составляющей – в непостоянстве масштаба и в наличии выбросов, и даже календарная составляющая может значительно эволюционировать в силу изменения состава праздников и правил переноса праздничных дней, совпадающих с выходными.

Эволюция составляющих динамики сама по себе не является специфичной для российской переходной экономики. Специфику места и времени составляет *скорость* такой эволюции, не характерная для более стабильных экономик. С составляющими динамики временных рядов российских экономических показателей на протяжении лишь нескольких лет переходного периода могут происходить изменения того же масштаба, что и с аналогичными составляющими рядов для стабильных экономик на протяжении многих десятилетий<sup>79</sup>.

---

<sup>79</sup> Примеры аномально быстрой эволюции сезонных волн рассмотрены в (Бессонов, 1996, 2003а), где показано, что всего лишь за несколько лет на протяжении переходного периода масштаб и структура сезонных волн могут претерпевать кардинальные изменения. В некоторых случаях наблюдается даже возникновение сезонной волны значительной амплитуды у ряда, не демонстрировавшего ранее сколько-нибудь выраженной сезонной волны, или, наоборот, прекращение сезонных колебаний.

Резкая интенсификация эволюции составляющих динамики затрудняет проведение декомпозиции экономических временных рядов и снижает точность оценок составляющих динамики. В такой ситуации бывает сложнее отделить одни составляющие от других, в результате оценки составляющих динамики могут быть искажены другими составляющими, частично «просочившимися» в них. Особенно увеличивается погрешность оценки компоненты тренда и конъюнктуры вблизи актуального конца временного ряда, наиболее интересного содержательно (т.е. усиливается эффект «виляния хвостом»).

Это вынуждает использовать методы декомпозиции экономических временных рядов, достаточно быстро адаптирующиеся к происходящим изменениям. Но повышение степени адаптивности используемых методов способствует увеличению случайных погрешностей оценок составляющих динамики. Поэтому в каждом конкретном случае необходим подбор параметров метода с целью минимизации совокупности систематической и случайной погрешностей.

Быстрая эволюция составляющих динамики затрудняет измерение в первую очередь динамики производства (и, вообще, индексов количеств), а не цен. Это обусловлено тем, что производство описывается переменными типа потока, которым соответствуют интервальные временные ряды, тогда как цены описываются переменными типа запаса, которым соответствуют моментные временные ряды. Первые в гораздо большей степени подвержены влиянию календарных и сезонных факторов, чем вторые.

Основные проблемы, по нашему мнению, порождает интенсивная эволюция сезонных волн. Это приводит к снижению точности идентификации краткосрочных тенденций анализируемых временных рядов, практически не влияя на более долгосрочные тенденции.

Таким образом, резкая интенсификация эволюции составляющих динамики, сопровождающая российский переходный процесс, порождает, по крайней мере, две группы проблем анализа экономической динамики. Во-первых, снижается точность идентификации составляющих динамики анализируемых временных рядов, прежде всего краткосрочных тенденций компонент тренда и конъюнктуры. Во-вторых, усложняется техника анализа экономической динамики, поскольку стандартные зарубежные алгоритмы сезонной корректировки, разработанные для более стабильных условий (такие, как алгоритмы семейства X-11), могут быть не вполне адекватными.

Таким образом, применительно к измерению динамики производства проблематика существенно иная, чем применительно к измерению роста цен (хотя есть и общие моменты). Особую роль приобретают проблемы

идентификации краткосрочных тенденций, которых не возникало при анализе динамики цен.

### **3.3. Индексы промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ**

Обсуждение вопросов измерения динамики производства в российской переходной экономике начнем с проблематики анализа динамики промышленного производства, а не производства в экономике в целом (скажем, динамики ВВП в реальном выражении).

Это обусловлено следующими соображениями. Во-первых, промышленность в России исторически более развита по сравнению с другими отраслями экономики, традиционно (со времени индустриализации) она была основной отраслью, на ее долю даже в рамках рассматриваемого периода приходится около 1/3 производства ВВП. Во-вторых, промышленное производство оказывает определяющее влияние на положение дел на транспорте, существенно влияет на ситуацию 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. Поэтому промышленное производство в рассматриваемом случае можно считать ведущим процессом, вносящим основной вклад в формирование динамики производства всего реального сектора экономики. В-третьих, Росстат ведет достаточно качественный сбор исходных данных о ежемесячных объемах промышленного производства в натуральном выражении, что обеспечивает техническую возможность анализа краткосрочных тенденций экономического роста, в том числе идентификацию текущих тенденций в оперативном режиме. Поэтому в рассматриваемых условиях промышленность представляет собой существенно более удобный объект измерения по сравнению с экономикой в целом или другими ее крупными отраслями, особенно в части возможностей анализа краткосрочных тенденций.

Заметим также, что индекс промышленного производства традиционно рассматривается как один из важнейших индикаторов экономического роста. Именно индекс промышленного производства, а не показатель реального ВВП, чаще всего используется во многих странах в качестве индикатора общей экономической активности при анализе экономических циклов<sup>80</sup>.

Поэтому ниже сначала подробно рассмотрим проблемы анализа динамики промышленного производства, а затем обсудим и другие существ-

---

<sup>80</sup> См., например, (OECD, 1987).

вующие меры экономического роста, такие как индексы ВВП в реальном выражении и индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики. Такой подход аналогичен использованному выше при обсуждении проблематики анализа динамики цен, когда сначала были рассмотрены вопросы построения индексов потребительских цен, после чего были обсуждены и другие меры инфляции.

В данном разделе рассматривается методика построения системы индексов промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ, которая разработана автором совместно с проф. Э.Ф. Барановым (ЦЭК). Таким образом, обсуждение начинаем с альтернативной (хотя и широко известной) методики построения индексов промышленного производства, в которой реализован подход, отличающийся от того, на котором основана официальная методика Росстата. Это обусловлено следующим. Для того чтобы временной ряд экономического индекса позволял анализировать краткосрочные тенденции, методика его построения должна удовлетворять определенным требованиям. Не всякий временной ряд месячных или квартальных данных пригоден для этого. Поэтому сначала рассмотрим методику, которая, по нашему мнению, позволяет это делать, а затем обсудим официальную методику, обращая внимание на то, для решения каких задач пригодны получаемые с ее помощью временные ряды экономических индексов. Официальная методика, по нашему мнению, обладает рядом особенностей, снижающих ценность получаемых на ее основе временных рядов индексов промышленного производства в помесечном выражении для анализа краткосрочных тенденций. В то же время официальная методика ориентирована на повышение точности проведения долгосрочных сопоставлений.

Методика построения индексов промышленного производства ЦЭК, обсуждаемая в данном разделе, отражает представления автора о том, как в рассматриваемых условиях можно измерять динамику производства с ориентацией на анализ *краткосрочных* тенденций. Разумеется, данная методика не лишена недостатков (они будут рассмотрены) и реализованный в ней подход не является единственно возможным.

Работа по построению индексов промышленного производства ЦЭК проводится в ежемесячном режиме с 1993 г., т.е. она началась раньше, чем построение ИПП в помесечном выражении Росстатом. Индексы по промышленности и ее отраслям (по классификации ОКОНХ) рассчитывались с января 1990 г. по отчетный месяц. Таким образом, методика ИПП ЦЭК не только исторически появилась раньше соответствующей официальной методики, но и рассчитываемые в соответствии с ней индексы в помесечном выражении позволяют покрыть весь период российских реформ, чего не

позволяет ни одна из известных нам методик построения российских индикаторов экономического роста в ежемесячном выражении. За прошедшие годы были последовательно разработаны несколько вариантов методики ЦЭК, все они основаны на одинаковых принципах и различаются лишь составом корзины товаров-представителей и весами, с которыми они учитываются. Методика эволюционировала в направлении расширения состава корзины товаров-представителей и использования все более поздней информации для построения системы весов. Динамика различных вариантов ИПП для промышленности в целом показана на рис. 3.3. Разработан и вариант методики построения индексов промышленного производства по видам экономической деятельности (по классификации ОКВЭД), в основу которого положены те же принципы.

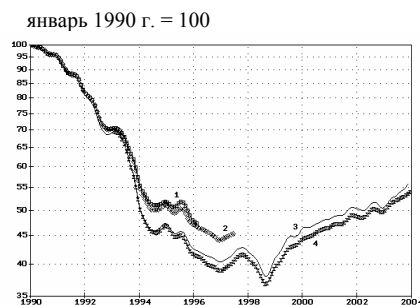


Рис. 3.3. Динамика различных вариантов индекса промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (компоненты тренда и конъюнктуры):

- 1 – веса 1993 г., 92 товара-представителя;
- 2 – веса 1994 г., 111 товаров-представителей;
- 3 – веса 1995 г., 126 товаров-представителей;
- 4 – веса 1999 г., 236 товаров-представителей.

Ниже обсудим вариант методики, основанный на весах 1995 г. Его преимущество перед остальными состоит в том, что это – последний вариант методики, в котором временные ряды индексов рассчитываются с января 1990 г., т.е. охватывают весь период реформ. Расширение состава корзины в последующих вариантах методики привело к невозможности построения индексов с 1990 г. (следующий вариант системы индексов с весами 1999 г. покрывает период с начала 1993 г.). При этом отличия индексов с весами 1995 г. от индексов, построенных в соответствии с более поздними вариантами методики, незначительны. Ниже на вариант методики с весами

1995 г. будем ссылаться просто как на методику ЦЭК. Описание методики приведено в (Баранов, Бессонов, 1999), (ЦЭК, 2000) и (Бессонов, 2000, 2001b). Публикация индексов осуществляется в ежемесячных бюллетенях «Индексы интенсивности промышленного производства» и в других изданиях ЦЭК, а также в интернете.

Построение индексов промышленного производства по методике ЦЭК включает следующие этапы.

### *3.3.1. Подготовка исходных данных*

В качестве исходных данных используются месячные объемы производства важнейших видов промышленной продукции в натуральном выражении, сбор которых осуществляется Росстатом. По этим данным ЦЭК ведет динамические ряды, обеспечивая совпадение суммы месячных выпусков с данными нарастающим итогом с начала года, а также их сопоставимость по методам учета и кругу учитываемых предприятий за разные годы с тем, чтобы обеспечить сопоставимость исходных данных для различных периодов времени. Используемый массив данных охватывает интервал времени как минимум с января 1990 г. по отчетный месяц.

В современной зарубежной практике построения индексов промышленного производства, помимо данных в натуральном выражении, зачастую используются также данные в стоимостном выражении (после дефлятирования), либо вместо данных о производстве отдельных товаров используются данные о затратах ресурсов на их производство. Это позволяет существенно увеличить объем информации, используемой при построении индекса, поскольку динамика производства далеко не всех видов продукции может быть корректно описана данными в натуральном выражении. Особенно это относится к видам продукции с длительным циклом производства и к технически сложным видам продукции, сопоставление объемов производства которых в натуральном выражении зачастую затруднительно. В качестве таких заменителей динамики выпуска часто используют динамику отработанного времени и данные потребления промышленностью электроэнергии<sup>81</sup>.

Использованию данных в стоимостном выражении в рассматриваемом случае, как обсуждалось в разделе 2, препятствует крайне низкая точность индексов цен, несопоставимо более низкая, чем в стабильных рыночных экономиках. Это приводит к нежелательности проведения операции дефлятирования. Использование данных о динамике затрат в качестве заменителей данных о динамике выпуска основано на предположении о том, что

---

<sup>81</sup> См., например, (Corrado et al., 1997).

пропорции между выпуском и затратами факторов не изменяются. Обычно это не вполне так, поскольку различные показатели производительности, как правило, демонстрируют тенденцию роста. В российской же переходной экономике это особенно не так, поскольку на протяжении переходного периода имеют место резкие изменения производительности: сначала производительность резко снизилась, после чего начался ее быстрый рост<sup>82</sup>. Интенсивным изменениям производительности способствует, в частности, то, что в рассматриваемых условиях соотношение между постоянными и переменными издержками производства за короткое время способно значительно изменяться. Следовательно, использование данных о затратах ресурсов в качестве заменителей данных о динамике выпуска конечной продукции приведет к утрате информации о динамике производительности. В результате сводный индекс будет завышать динамику производства на этапе доминирования тенденций спада и занижать ее на следующем этапе, когда наблюдается интенсивный промышленный рост. Поэтому использование заменителей, таких как отработанное время или потребленная электроэнергия, при построении ИПП может в рассматриваемых условиях существенно исказить динамику выпуска. Помимо этого, использовать данные об отработанном времени или о потреблении электроэнергии в нашем случае нежелательно по причине их невысокого качества, а также в силу мощных структурных сдвигов в промышленности, когда производство тех видов промышленной продукции, для которых требуются большие затраты электроэнергии (такие, например, как продукция цветной металлургии), претерпело сравнительно небольшой спад или даже выросло, тогда как производство менее энергоемкой продукции значительно сократилось.

Поэтому рассматриваемая методика основана на использовании лишь одного типа исходных данных – объемов производства продукции в натуральном выражении.

### ***3.3.2. Формирование корзины товаров-представителей***

Индексы рассчитываются как прямые, т.е. используется единая для всего интервала времени корзина товаров-представителей. Корзина сформирована 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 выражении (как минимум с начала 1990 г., чтобы покрыть

---

<sup>82</sup> См. (Бессонов, 2004).

весь период экономических реформ). Таких видов промышленной продукции набралось 126<sup>83</sup> среди около 600 видов, по которым имеется ежемесячная отчетность. Остальные четыре с лишним сотни видов продукции, данные по динамике производства которых имеются, представлены либо короткими временными рядами, либо их удельный вес невелик даже в совокупности.

При построении индексов производства обычно стараются избегать двойного счета, когда одна и та же продукция учитывается более одного раза на различных стадиях переработки. Одним из способов достижения этой цели является использование вместо валового выпуска данных о производстве добавленной стоимости, которые агрегируются до необходимого уровня. Однако построение индекса динамики производства в реальном выражении на основе данных о добавленной стоимости приводит к необходимости их дефлятирования, в результате, как уже отмечалось, точность результирующего индекса может быть неприемлемо низкой.

Другим способом уменьшения влияния двойного счета является использование весов, основанных на данных о производстве добавленной стоимости при построении индекса выпуска на основе данных о динамике производства в натуральном выражении. При этом необходимо иметь в виду, что построение таких весов в рассматриваемых условиях может быть связано с рядом проблем, поскольку понятие добавленной стоимости адекватно лишь в условиях рыночной экономики. Российскую же переходную экономику можно считать рыночной только в конце переходного периода, тогда как в его начале российская экономика таковой не являлась<sup>84</sup>. Точность оценок добавленной стоимости в рассматриваемых условиях снижают такие причины, как распространенность бартера и массовое уклонение от налогообложения. Высокая инфляция также может значительно исказить оценки добавленной стоимости, что обусловлено, в частности, проблемой учета холдинговой прибыли.

Поэтому для построения системы весов индексов ЦЭК использованы данные двух типов. При построении отраслевых индексов данные о динамике производства товаров-представителей учитывались с весами, полученными на основе стоимостной оценки производства соответствующих видов продукции, менее подверженной искажающему влиянию высокой инфляции и других особенностей российского переходного периода по сравнению с данными о производстве добавленной стоимости. При по-

---

<sup>83</sup> Их перечень см. в (ЦЭК, 2000), (Бессонов, 2001b).

<sup>84</sup> Проблемы построения весов для индексов советского промышленного производства подробно обсуждаются в (Hodgman, 1950), (Gerschenkron, 1955), (Desai, 1978).



строении индексов для промышленности в целом отраслевые индексы агрегировались с весами, пропорциональными производству добавленной стоимости в соответствующих отраслях.

Помимо этого, состав отраслевых корзин товаров-представителей подбирался так, чтобы минимизировать двойной счет. Например, в черной металлургии учитываются данные по железной руде и коксу, но не учитываются данные по чугуну и стали, а также учитываются данные по различным видам проката и трубам, составляющим конечную продукцию отрасли, доля добавленной стоимости при производстве которых сравнительно велика. Заметим, что наличие двойного счета, вообще говоря, не означает смещенности индекса при межвременных сопоставлениях<sup>85</sup>, в отличие от территориальных сопоставлений.

В качестве весовой базы использован 1995 г. Выбор 1995 г. для построения системы весов был обусловлен следующими соображениями. Во-первых, как обсуждалось в разделе 2, использование весов, соответствующих середине анализируемого интервала времени, позволяет уменьшить систематические погрешности индикаторов, связанные с выбором весов. Во-вторых, веса за более ранний период подходят хуже в силу того, что высокая инфляция может приводить к их значительному искажению по причинам, указанным выше. В 1995 г. темпы инфляции резко снизились по сравнению с теми, которые были характерны для первых лет экономических реформ, что делает этот год удобным для использования в качестве весовой базы.

Методика ЦЭК основана на использовании прямых, а не сцепленных, индексов, хотя именно сцепленные индексы являются предпочтительными при проведении сопоставлений между удаленными периодами времени, особенно в условиях мощных структурных сдвигов. Эта особенность методики ЦЭК не является ее достоинством с точки зрения потребностей долгосрочных сопоставлений, но для анализа краткосрочных тенденций в рассматриваемых условиях это, как будет показано ниже, скорее достоинство, чем недостаток. Выбор в пользу прямых индексов обусловлен, главным образом, отсутствием сколько-нибудь надежных данных для построения систем весов в первые годы переходного периода.

### *3.3.3. Построение временных рядов индивидуальных индексов*

Основой для дальнейших построений являются временные ряды индивидуальных индексов промышленного производства. Используются три варианта таких временных рядов: соответствующие исходным данным;

---

<sup>85</sup> См., например, (Desai, 1978).

ряды, полученные из исходных проведением календарной и сезонной корректировок (они состоят из компонент тренда и конъюнктуры и нерегулярных составляющих исходных рядов); компоненты тренда и конъюнктуры исходных рядов.

Используется простейшая процедура календарной корректировки, состоящая в делении объемов промышленного производства каждого месяца на коэффициенты пересчета, пропорциональные числу рабочих дней в нем. Календарная корректировка временных рядов проводится с учетом типа процесса производства соответствующего товара-представителя. Предполагается, что динамика производства каждого товара-представителя может быть описана процессом одного из трех типов: семидневным (непрерывным), для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем; шестидневным, для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем, за вычетом числа воскресных и праздничных дней (процессы этого типа встречаются весьма редко); пятидневным, для которого объем производства за календарный месяц пропорционален числу дней в нем, за вычетом числа субботних, воскресных и праздничных дней.

Использованный метод сезонной корректировки описан в Приложении. При определенных значениях параметров метод 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, может резко снизить точность результатов, что чревато получением неверных содержательных выводов<sup>86</sup>.

Процедуры календарной и сезонной корректировок применяются не к сводным или групповым индексам, а к временным рядам индивидуальных индексов, что позволяет существенно повысить точность оценок компонент тренда и конъюнктуры временных рядов индексов более высокого уровня агрегирования.

Применение процедур декомпозиции временных рядов на составляющие динамики к индивидуальным индексам соответствует мировой практике и обусловлено следующими причинами. Во-первых, для индивидуальных индексов задача календарной корректировки решается гораздо проще, чем для агрегированных индексов. Динамику производства отдельного вида продукции достаточно просто отнести к одному из трех типов

---

<sup>86</sup> Этот вопрос обсуждается в (Бессонов, 2003а, 1996).

процессов (а учитывая, что шестидневные процессы почти не встречаются, реально приходится выбирать лишь между пяти- и семидневными процессами, что еще более упрощает задачу). Для агрегированных индексов такая классификация неадекватна, поскольку они строятся на основе индивидуальных индексов, соответствующих процессам разных типов. При этом за счет структурных сдвигов пропорции процессов разных типов в агрегированном индексе могут с течением времени существенно изменяться, затрудняя его календарную корректировку. Во-вторых, временные ряды индивидуальных индексов в среднем длиннее рядов агрегированных индексов, что позволяет более точно проводить сезонную корректировку. Это было особенно актуально в первые годы переходного периода, когда еще не было накоплено длинных рядов исходных данных. В-третьих, особенности эволюции сезонных волн легче идентифицируются и интерпретируются на уровне индивидуальных индексов, что облегчает проведение сезонной корректировки. Наконец, необходимость обработки временных рядов индивидуальных индексов способствует улучшению их качества, поскольку ошибки исходных данных особенно заметны именно на уровне индивидуальных индексов.

#### 3.3.4. Построение временных рядов индексов для промышленности и ее отраслей

На этом этапе строятся индексы промышленного производства по промышленности в целом и по ее отраслям. Временные ряды индексов строятся только в базисной форме и только в месячном выражении. Индекс промышленного производства отчетного месяца  $t$  для отрасли  $k$  по отношению к базисному месяцу  $t_0$  (январь 1990 г.) рассчитывается по формуле

$$(3.1) \quad I_{t_0,t}^k = \frac{\sum_{j=1}^{n_k} w^{k,j} \frac{q_t^{k,j}}{q^{k,j}}}{\sum_{j=1}^{n_k} w^{k,j} \frac{q_{t_0}^{k,j}}{q^{k,j}}},$$

где  $q_{t_0}^{k,j}$  и  $q_t^{k,j}$  – объемы производства товара-представителя  $j$  отрасли  $k$  в базисном и отчетном месяцах (согласно используемому варианту индивидуальных индексов),  $q^{k,j}$  – производство того же товара-представителя за интервал времени, используемый в качестве весовой базы (т.е. за весь 1995 г.),  $n_k$  – число товаров-представителей в корзине данной отрасли,

$w^{k,j} = Y^{k,j} / \sum_{i=1}^{n_k} Y^{k,i}$  – веса на основе стоимостной оценки  $Y^{k,j}$  производства товаров-представителей за 1995 г.,  $\sum_{j=1}^{n_k} w^{k,j} = 1$ .

По промышленности в целом индекс производства отчетного месяца  $t$  по отношению к базисному месяцу  $t_0$  рассчитывается по формуле

$$(3.2) \quad I_{t_0,t} = \frac{\sum_{k=1}^n w^k \sum_{j=1}^{n_k} w^{k,j} \frac{q_t^{k,j}}{q_{t_0}^{k,j}}}{\sum_{k=1}^n w^k \sum_{j=1}^{n_k} w^{k,j} \frac{q_{t_0}^{k,j}}{q_{t_0}^{k,j}}} = \frac{\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{n_k} w^k w^{k,j} \frac{q_t^{k,j}}{q_{t_0}^{k,j}}}{\sum_{k=1}^n \sum_{j=1}^{n_k} w^k w^{k,j} \frac{q_{t_0}^{k,j}}{q_{t_0}^{k,j}}},$$

где  $n$  – число отраслей промышленности,  $w^k = V^k / \sum_{i=1}^n V^i$  – веса на основе добавленной стоимости, произведенной отраслями за 1995 г.,  $\sum_{k=1}^n w^k = 1$ . Состав корзины товаров-представителей и веса  $w^k w^{k,j}$  опубликованы в (Бессонов, 2001b).

Временные ряды сводных и групповых индексов, как и ряды индивидуальных индексов, строятся в трех вариантах (без проведения корректировок, сезонно скорректированные и компоненты тренда и конъюнктуры), для чего при их построении используются соответствующие варианты индивидуальных индексов. Временные ряды сводных и групповых индексов нормируются так, что для всех трех типов индексов за 100% принимается уровень января 1990 г. компоненты тренда и конъюнктуры. Таким образом, временные ряды сводных и групповых индексов, рассчитанные на основе сезонно скорректированных временных рядов индивидуальных индексов, по построению являются сезонно скорректированными по отношению к рядам индексов, построенных на основе некорректированных рядов индивидуальных индексов. Аналогичное соответствие достигается и для временных рядов индексов, построенных на основе компонент тренда и конъюнктуры временных рядов индивидуальных индексов.

Публикуются два варианта временных рядов индексов: без проведения корректировок и их компоненты тренда и конъюнктуры. Публикация некорректированных данных дает пользователям возможность применять собственные методы декомпозиции временных рядов, если их не устраивают использованные в данной методике.

### 3.3.5. Обсуждение методики

Основные принципы, заложенные в основу данной методики, состоят в следующем.

Индексы рассчитываются только в базисной форме в помесечном выражении. Все другие формы представления индекса могут быть получены на основе базисной, что автоматически устраняет проблемы несоответствия различных форм представления индекса, характерные для ранних версий методики Росстата.

Все индикаторы рассчитываются только по данным производства товаров-представителей в натуральном выражении. Данные в стоимостном выражении и другие заменители не используются. Это позволяет избежать привнесения погрешностей измерения, связанных с необходимостью применения процедуры дефлятирования и с использованием заменителей.

В основе всей технологии лежит ведение базы данных временных рядов месячных объемов промышленного производства товаров-представителей в натуральном выражении. Единицей обработки является временной ряд, а не производство в конкретном месяце. Обеспечение сопоставимости исходных данных во временной области автоматически обеспечивает сопоставимость результатов на всех уровнях построения индексов.

Методика не предусматривает проведения каких бы то ни было расчетов. В отличие от методики Росстата, в методике ЦЭК сопоставимость значений агрегированных индексов во временной области достигается путем обеспечения сопоставимости значений индивидуальных индексов, т.е. на нижнем уровне построения индексов. Это, с одной стороны, позволяет повысить точность идентификации краткосрочных тенденций, а с другой стороны, способно снижать точность проведения долгосрочных сопоставлений. Представляется, что данная методика, в отличие от методики Росстата, пригодна в большей степени для проведения краткосрочных сопоставлений и в меньшей – для проведения долгосрочных.

Данная методика основана на использовании сравнительно небольшого числа (в обсуждаемой версии методики – всего 126) видов промышленной продукции. Это обусловлено требованием обеспечения максимально возможной степени сопоставимости результатов во временной области. Вместе с тем в составе используемых 126 видов продукции присутствуют в основном традиционные товары индустриальной стадии производства, новые товары учтены далеко не полностью. Это является недостатком методики. Другая проблема состоит в отсутствии видов продукции с длительным циклом производства (скажем, самолетов или судов), для которых строить индекс помесечной динамики производства на этих принципах не вполне корректно.

Процедуры календарной и сезонной корректировок применяются не к временным рядам сводных или групповых индексов, а к индивидуальным индексам, что соответствует и зарубежной практике. Используемый метод сезонной корректировки допускает возможность эволюции во времени амплитуды и структуры сезонной волны. Все это позволяет существенно повысить точность результирующих сезонно скорректированных индикаторов.

Ежемесячно производится пересчет каждого ряда индексов целиком, а не только их значений для последнего месяца. Таким образом, система индексов ЦЭК является закрытой. Время от времени (раз в несколько лет) корректируются набор товаров-представителей и веса, с которыми они учитываются при построении индексов. Таким образом, всякий раз производится обновление всех результирующих значений.

Публикуются максимально возможно длинные ряды результатов в сопоставимом выражении (с января 1990 г.), полученные по единой методике.

Заметим также, что методика ЦЭК, как и методика Росстата, не учитывает изменений качества производимых товаров. Так, учитывается лишь общее количество произведенных автомобилей, телевизоров и других видов промышленной продукции, но не учитываются изменения их качества. Также платой за построение длинных временных рядов на основе прямых, а не сцепленных, индексов является невозможность учета в корзине вновь появившихся или получивших широкое распространение товаров. Как уже обсуждалось выше в разделе 2.3.4, период реформ сопровождается интенсивными изменениями качества товаров и услуг. Поэтому следует ожидать, что сводные индексы производства, не учитывающие изменений качества существующих и появления новых товаров, должны систематически занижать динамику производства. Соответствующее смещение аналогично обсуждавшемуся выше смещению в индексах цен, обусловленному изменением качества товаров и услуг и появлением новых продуктов.

### **3.4. Трансформационный спад российского промышленного производства**

Опираясь на результаты расчетов, произведенных в соответствии с рассмотренной методикой, дадим краткое описание процессов, происходящих в российской промышленности на протяжении переходного периода.

Большинство переходных экономик после начала экономической трансформации продемонстрировало значительное по глубине и продолжительности снижение производства. Этот эффект получил название

*трансформационного спада (transformational recession)*<sup>87</sup>. В этом термине слово «трансформационный» указывает на то, что спад обусловлен в первую очередь именно процессами трансформации, а его глубина, структура и продолжительность даже в первом приближении не определяются динамикой традиционных факторов экономического роста.

В разных странах глубина и продолжительность трансформационного спада были различными (рис. 3.4). Страны СНГ продемонстрировали в целом более глубокий и продолжительный спад по сравнению со странами Центральной и Восточной Европы. Имеются и исключения: экономическая трансформация в Китае и Вьетнаме сопровождается продолжением роста производства.

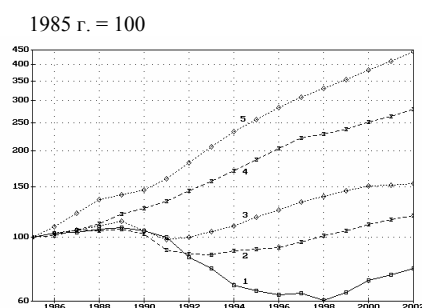


Рис. 3.4. Динамика ВВП в реальном выражении в некоторых странах с переходной экономикой: Россия (1), Венгрия (2), Польша (3), Вьетнам (4), Китай (5).

Данные: Венгрия, Польша, Вьетнам, Китай – International Monetary Fund, World Economic Outlook Database; Россия до 1989 г. – (Пономаренко, 2002), после – официальные данные.

Вслед за (Kornai, 1994) был выполнен ряд работ, в которых анализируется феномен трансформационного спада<sup>88</sup>. В ряде работ рассматривается трансформационный спад в российской экономике<sup>89</sup>. Появляются работы, в которых предлагаются объяснения этого феномена исходя из реалий именно переходного процесса<sup>90</sup>.

Сейчас трансформационный спад является общепризнанным явлением. Ведутся дискуссии о его глубине. В целом, по-видимому, официальные

<sup>87</sup> См. (Kornai, 1994).

<sup>88</sup> См. обзор (Campos, Coricelli, 2002).

<sup>89</sup> См. (Полтерович, 1996), (De Broeck, Koen, 2000), (Бессонов, 2000, 2001b), (Dolinskaya, 2002).

<sup>90</sup> См., например, (Blanchard, Kremer, 1997).

индикаторы по ряду причин ее завышают, возможно значительно<sup>91</sup>. Однако, за исключением ряда приверженцев крайних взглядов<sup>92</sup>, исследователи сходятся в том, что это – явление значительного масштаба, т.е. официальные индикаторы на качественном уровне, *в первом приближении*, дают верную картину. Таким образом, российский трансформационный спад представляет собой явление того же масштаба, что и Великая депрессия в США.

### 3.4.1. Глубина трансформационного спада

Динамика российского промышленного производства рассматриваемого периода 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, которые сменились периодом интенсивного роста (рис. 3.5, 3.6).

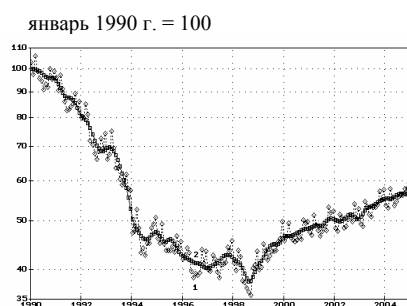


Рис. 3.5. Индекс промышленного производства (1) и его компонента тренда и конъюнктуры (2).

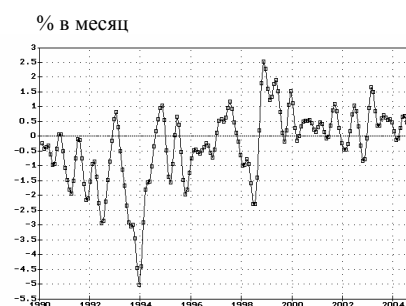


Рис. 3.6. Изменение компоненты тренда и конъюнктуры индекса промышленного производства по отношению к предыдущему месяцу.

Под трансформационным спадом будем понимать динамику производства на протяжении *всего* переходного процесса. Будем выделять две фазы трансформационного спада. На *первой фазе* доминировали тенденции снижения производства, тогда как на *второй фазе* наблюдается его интенсив-

<sup>91</sup> См., например, (Gavrilencov, Koen, 1995).

<sup>92</sup> См., например, (Ослунд, 2001).



ный рост, обусловленный процессами трансформации<sup>93</sup>. Границу между двумя фазами можно провести по 1997–1998 гг. Во всяком случае, до конца 1996 г. определенно наблюдался спад, а с осени 1998 г. – подъем (рис. 3.5).

Рассматриваемый кризис, сопровождающий период российских реформ, является третьим в XX веке большим российским экономическим кризисом: как Революция и Гражданская война, так и Вторая мировая война также сопровождались глубоким спадом производства (рис. 3.7).

В нижней точке трансформационного спада (август-сентябрь 1998 г.) промышленное производство составляло всего 38% от уровня января 1990 г., т.е. оно сократилось в 2.6 раза<sup>94</sup>. Таким образом, по глубине российский промышленный спад переходного периода превышает промышленный спад в СССР во время Второй мировой войны и уступает лишь промышленному спаду во время Революции и Гражданской войны<sup>95</sup> (см. рис. 3.7). Также российский трансформационный спад – более глубокий, чем спад промышленного производства в США во время Великой депрессии. Сопоставление динамики промышленного производства на протяжении четырех кризисов XX века (рис. 3.7) показывает, что российский

---

<sup>93</sup> Иногда, говоря о трансформационном спаде, имеют в виду лишь этап доминирования тенденций спада, т.е. лишь первую фазу трансформационного спада в используемом нами определении. В этом случае говорят об *адаптационном спаде*, за которым следует *восстановительный рост*. Относить ли к трансформационному спаду весь переходный период или только его первую фазу, во многом является вопросом соглашения. В данной работе предпочтение отдано первому варианту, чтобы подчеркнуть то обстоятельство, что и адаптационный спад, и восстановительный рост являются разными стадиями единого переходного процесса и взаимно обусловлены.

<sup>94</sup> Сопоставляются уровни компоненты тренда и конъюнктуры временного ряда индекса ЦЭК. Среднегодовой уровень 1998 г. составил 41% от уровня 1990 г. В соответствии с официальными данными промышленное производство в 1998 г. составило 46% от уровня 1990 г.

<sup>95</sup> Сопоставлять различные кризисы по глубине промышленного спада следует с большой осторожностью, поскольку каждый спад сопровождается мощными структурными сдвигами, направленность которых для различных кризисов может существенно различаться. Так, несмотря на то, что глубина спада по промышленности в целом на протяжении Второй мировой войны составила 23%, производство средств производства не опускалось ниже уровня 1940 г., тогда как производство предметов потребления в 1942 г. сократилось на 59% по сравнению с уровнем 1940 г. См. (Госкомстат СССР, 1990, с. 9). На протяжении переходного периода, напротив, производство промышленного оборудования сокращалось опережающими темпами: в 1998 г., по нашей оценке, оно составило лишь 13% от уровня 1990 г., т.е. сократилось примерно в 8 раз.

трансформационный спад является самым продолжительным из них. Он является феноменом, не имеющим в истории прецедента для мирного времени и столь крупной страны<sup>96</sup>.

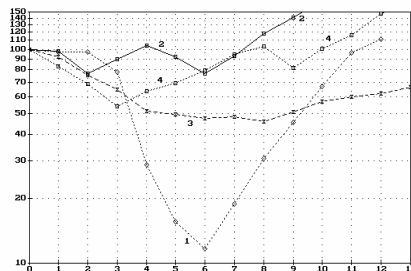


Рис. 3.7. Динамика промышленного производства на протяжении четырех кризисов XX века (за 100 взято значение показателя в году, предшествующему началу интенсивного спада, этот год обозначен 0):

- 1 – Россия (в границах СССР), Первая мировая война, Революция, Гражданская война, году 0 соответствует 1914 г. (источник: (Кафенгауз, 1994, с. 292–293, графа 17));
- 2 – СССР, Вторая мировая война, году 0 соответствует 1940 г. (источники: (Госкомстат СССР, 1990, с. 5), (ЦСУ СССР, 1972, с. 126));
- 3 – Россия, переходный период, году 0 соответствует 1990 г. (официальные данные);
- 4 – США, Великая депрессия, году 0 соответствует 1929 г. (данные Федеральной резервной системы США).

Такой масштаб трансформационного спада определяется целым рядом причин, которые могут быть сведены в несколько групп<sup>97</sup>.

*Общесистемные причины.* Известно, что чем сложнее система, тем более глубокий спад она претерпевает при перестройке<sup>98</sup>. Большая глубина

<sup>96</sup> В (Роузфилд, 2004) для обозначения российского трансформационного спада используется весьма показательный термин *гипердепрессия*.

<sup>97</sup> Причины трансформационного спада обсуждаются также в (Kornai, 1994), (Ellman, 1994), (Gavrilenkov, Koen, 1995), (Полтерович, 1996), (Blanchard, Kremer, 1997), (Popov, 1998), (Duchene, 1999), (Бессонов, 2000, 2001b), (Campos, Coricelli, 2002).

<sup>98</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,

российского трансформационного спада обусловлена высокой сложностью исходной (до начала реформ) российской экономики. Чем выше уровень индустриализации, достигнутый в экономике к началу реформ, тем более глубоким должен быть и трансформационный спад в ней. В этом состоит одно из отличий российских реформ от реформ в таких странах, как Китай или Вьетнам<sup>99</sup>. К этой же группе причин относится и разрушение сложившихся экономических связей, вызванное распадом государства и прежней системы хозяйствования<sup>100</sup>.

*Исходные диспропорции.* По сравнению с развитыми рыночными экономиками советская плановая экономика имела ресурсоемкий, затратный характер. Структура промышленности характеризовалась гипертрофированным развитием добывающих отраслей, инвестиционного комплекса, военно-промышленного комплекса (ВПК). Исправление унаследованных от плановой экономики структурных перекосов сопровождалось сокращением производства той части конечной продукции, которая не была востребована рынком (значительная часть тракторов, зерноуборочных комбайнов, среднетоннажных грузовиков и т.п.), что вызвало сокращение производства по всей технологической цепочке. Соответствующую составляющую трансформационного спада едва ли можно считать негативным явлением, скорее она отражает сокращение издержек, повышение эффективности. Советская экономика в значительной мере была ориентирована на обслуживание военно-промышленного комплекса. Резкое сокращение роли ВПК в экономике с началом реформ, переориентация производителя в сторону конечного потребителя не могли на первых порах не сопровождаться снижением производства. В структуре экономики была недоразвита сфера услуг, тогда как доля производства товаров (в первую очередь производственного назначения) была гипертрофирована. Перераспределение ресурсов в пользу сферы услуг внесло свой вклад в снижение производства товаров.

*Адаптация на микроуровне.* Плановая и рыночная экономики существенно различаются на микроуровне. Предприятия в плановой экономике, в отличие от фирм в рыночной экономике, были ориентированы главным образом на производство продукции, а не на ее сбыт. Сбытовые структуры

---

на такое постепенное, непрерывное улучшение неспособна» (Арнольд, 1990, с. 101). Заметим, что еще до начала переходного процесса в математической работе (Арнольд, 1990) на качественном уровне было описано именно то, что в последствии и произошло.

<sup>99</sup> См. также (Роров, 1998).

<sup>100</sup> Такого рода вопросы рассмотрены в (Blanchard, Kremer, 1997).

зачастую были атрофированы<sup>101</sup>. В условиях дефицита и отсутствия стимулов к ресурсосбережению объемы производства определялись не столько спросом, сколько наличными ресурсами<sup>102</sup>. Когда с началом экономической трансформации к ресурсным ограничениям добавились ограничения спроса, то в краткосрочном плане это не могло не вызвать спада выпуска. Также в плановой экономике была неестественно велика доля крупных предприятий. Доля малых предприятий была чрезвычайно мала по сравнению с их долей в развитых рыночных экономиках. Развитие малого бизнеса, являющегося необходимой составной частью рыночной экономики, представляет собой еще одно направление микроэкономической адаптации.

*Влияние неэкономических факторов.* Обсуждаемый российский спад является следствием не только экономической трансформации. Одновременно происходит реформирование по многим направлениям. Произошел распад государства, сменилась политическая система. Российская промышленность утратила традиционные рынки сбыта в странах Совета экономической взаимопомощи (СЭВ), а затем и в бывших союзных республиках, что привело к резкому сокращению спроса на ее продукцию. Таким образом, политические факторы привели к сужению экономического пространства, что способствовало сокращению производства. Произошло резкое снижение спроса со стороны государства (снижение оборонных расходов<sup>103</sup>, прекращение поддержки дружественных режимов по политическим мотивам, прекращение «строек коммунизма» и т.п.). Общесоюзные органы экономического управления были ликвидированы (т.е. существовавшая система управления экономикой была демонтирована) до начала эффективного функционирования новых механизмов регулирования. В тех странах, где экономические реформы не сопровождаются сменой политической системы и дезинтеграцией государства (в Китае, Вьетнаме), производство демонстрирует более благоприятную, чем в России, динамику. В тех же странах, где помимо наложения многих реформ имели место еще и военные конфликты (Таджикистан, Грузия, Армения, Молдавия), наблюдается более глубокий, чем в России, спад производства.

---

<sup>101</sup> Можно говорить о том, что социалистической системе присущи *рынок продавца*, а капиталистической – *рынок покупателя*. См. (Корнаи, 2000).

<sup>102</sup> Согласно (Корнаи, 1979) плановая экономика является экономикой с ресурсными ограничениями, в отличие от рыночной экономики, которая является экономикой с ограничениями спроса.

<sup>103</sup> Заметим, что конверсия военного производства в СССР после Второй мировой войны также сопровождалась значительным спадом промышленного производства (рис. 3.7). Аналогичное снижение производства имело место и в других странах.

*Экономическая политика переходного периода.* Обеспечение экономического роста (или сдерживание спада) не рассматривалось в качестве приоритетной 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 имели место масштабное перераспределение ресурсов от реального сектора экономики в пользу финансового (стагнация реального сектора в российской переходной экономике сопровождалась расцветом финансового, и наоборот<sup>104</sup>), а также вывод ресурсов за пределы российской экономики<sup>105</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, избыточное непроизводительное потребление, вызванное слабыми возможностями инвестирования, неопределенностью прав собственности, деградация человеческого капитала и т.п.).

*Измерительные проблемы.* Известно, что в советские времена объем промышленного производства несколько завышался<sup>106</sup> 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

---

<sup>104</sup> Так, обострение кризиса в августе–сентябре 1998 г. сопровождалось резким ухудшением ситуации в финансовом секторе и улучшением в реальном секторе, отражением чего является смена краткосрочных тенденций производства от интенсивного спада к интенсивному подъему (рис. 3.5, 3.6).

<sup>105</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» (Арманд и др., 1999, с. 28). См. также (Полтерович, 1999), (Бессонов, 1997).

<sup>106</sup> См., например, (Gavrilentov, Koen, 1995).

возрос масштаб теневой экономики, которая в наших данных учтена далеко не полностью (в какой-то мере производство в теневой экономике косвенно отражено в индексе промышленного производства через производство тех видов продукции, которые используются в качестве ресурсов в теневой экономике). Наконец, отечественные индикаторы экономического роста не учитывают изменений качества производимой продукции, что также может занижать динамику выпуска. 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, зачастую различаются даже качественно<sup>107</sup>. Низкую точность долгосрочных сопоставлений косвенно иллюстрирует и ставшая «притчей во языцех» низкая точность международных сопоставлений стран, находящихся на существенно разных стадиях развития<sup>108</sup>. Помимо этого, переходному периоду присущи свои собственные измерительные проблемы<sup>109</sup>.

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 бы быть

---

<sup>107</sup> Измерительные проблемы, возникающие при долгосрочных сопоставлениях, иллюстрируют, например, работы (Wright, 1956) и (Cole, 1958), в которых обсуждаются вопросы оценивания роста британского промышленного производства с 1700 г., и (Miron, Romer, 1990a), посвященная построению индекса промышленного производства США с 1884 по 1940 г. В (Miron, Romer, 1990b) рассматриваются вопросы сопоставимости статистических данных при проведении долгосрочных сопоставлений, а в (Landefeld, Parker, 1995, 1997), (Boskin et al., 1998) – измерительные проблемы, обусловленные замещением одних товаров другими. Влияние методики построения индекса промышленного производства на получаемые содержательные выводы исследовано в (Romer, 1971) (рассмотрено влияние методик на оценки глубины и продолжительности экономических циклов в США до Первой мировой войны и после Второй мировой войны). Проблемы измерения российского (советского) промышленного производства рассматриваются в (Kaplan, Moorsteen, 1960), (Nutter, 1957, 1958, 1959), (Greenslade, Wallace, 1959). Обсуждаемые в перечисленных работах измерительные проблемы, по нашему мнению, достаточно близки к тем, которые приходится решать при построении индексов российского промышленного производства переходного периода.

<sup>108</sup> См., например, (Heston, Summers, 1996).

<sup>109</sup> См. (Osband, 1992), (Lequiller, Zeichang, 1994), (Бессонов, 1996, 1998a), (Bartholdy, 1997).

иными, возможно, не столь неблагоприятными для отечественной промышленности, хотя едва ли эти различия были бы принципиальными. Так или иначе, из того, что глубокий трансформационный спад был неизбежен, не следует, что был неизбежен спад именно той глубины и продолжительности, который имел место.

Заметим, что набор перечисленных причин спада не вполне традиционен: обычно динамику производства принято объяснять иными причинами, такими, как динамика капитала и труда. Это отражает трансформационный характер рассматриваемого спада. Если бы его можно было, хотя бы в первом приближении, описать традиционным набором факторов производства, то само понятие трансформационного спада едва ли возникло, поскольку более уместным было бы говорить о трансформационном спаде факторов производства.

#### **3.4.2. Ограниченность преемственности сводных экономических показателей**

В силу ряда рассмотренных выше причин трансформационный спад российского промышленного производства можно будет считать преодоленным гораздо раньше достижения индексом промышленного производства своего докризисного уровня. Это же относится и к другим индикаторам экономического роста, таким как индекс реального ВВП. Действительно, объем производства в исходном состоянии был значительно «раздут» за счет высокой 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 сокращения потерь, снижения издержек, повышения эффективности использования ресурсов. Соответственно, индекс промышленного производства – не тот показатель, который покажет момент полного преодоления последствий трансформационного кризиса<sup>110</sup>.

---

<sup>110</sup> Иногда говорят, что трансформационный спад характеризуется U-образной (U-shaped) динамикой производства. Это верно лишь в самом грубом приближении. На самом деле симметрии нет ни во временном аспекте, ни в количественном. Первая стадия трансформационного процесса (доминирование тенденций спада) продолжалась примерно 6 лет. Вторая стадия (доминирование тенденций роста) уже продол-

Переходный процесс в произвольной системе сопровождается ее изменением. В (Хомяков, Хомяков, 1996) описана следующая градация глубины изменения систем различной природы. *Кризис* приводит к существенной перестройке системы или перенастройке ее на новые условия существования. При этом система остается целостной, большинство ее компонентов сохраняются. Происходит изменение ее интегральных показателей (к числу которых для экономической системы относятся макроэкономические показатели). Под *катастрофой* понимается более глубокое изменение системы, сопровождающееся радикальными изменениями ее структуры. Отдельные компоненты могут исчезать, а на их месте могут появляться новые. Интегральные показатели системы меняются значительно и резко. Еще более радикальные изменения системы называются *катаклизмом*. При этом подавляющее большинство звеньев ее структуры разрушается. Воссоздание системы после катаклизма является по сути построением новой системы с использованием элементов старой. Говорить об интегральных показателях системы после катаклизма не совсем корректно.

В соответствии с этой классификацией, изменения российской экономики как системы в результате рассматриваемого переходного процесса следует охарактеризовать как катастрофу<sup>111</sup>, поскольку происходят не только резкие изменения ее интегральных показателей, к числу которых можно отнести индекс промышленного производства, но и масштабная структурная перестройка. Система сохранилась как таковая, но ее структура значительно изменилась (изменились 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 период Революции и Гражданской войны и за время Второй мировой войны для России отсутствуют, соответствующие временные ряды экономических показателей терпят разрывы во время этих

---

жается не меньшее время и, похоже, еще далека от завершения. Первая стадия характеризуется снижением производства в 2.5 раза, вторая фаза пока продемонстрировала рост всего в полтора раза (рис. 3.5). Отсутствие симметрии наблюдается и для других показателей макроэкономической динамики (скажем, для темпов изменения цен, причем здесь оно еще более заметно).

<sup>111</sup> Подчеркнем, что этот термин отражает лишь глубину происходящих с системой изменений, а не отношение к происходящему.



кризисов, а их докризисные и посткризисные 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.

В качестве примеров изменений другой глубины приведем Великую депрессию, которая может быть охарактеризована как кризис, и распад Австро-Венгрии или Югославии, которые можно рассматривать как катаклизмы.

### 3.4.3. Иерархия промышленных кризисов

На фоне общей тенденции трансформационного спада отчетливо наблюдаются *малые циклы* (длительностью меньше года) динамики промышленного производства (рис. 3.6). Благодаря этим циклам промышленный спад, сопровождающий российский переходный период, развивался весьма неравномерно во времени, толчками (рис. 3.5), периоды его резкого ускорения сменялись периодами кратковременной стабилизации и подъема. Начавшийся промышленный подъем также отличается нестабильностью темпов. 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. Либо можно говорить о наложении (интерференции) процессов, развивающихся на интервалах времени разных масштабов.

Насколько нам известно, наличие отчетливо выраженных циклов столь высокой частоты не является типичным для стабильных экономик<sup>112</sup>. Ско-

---

<sup>112</sup> Компоненты тренда и конъюнктуры индексов промышленного производства, построенных для стабильных экономик, могут демонстрировать похожие циклы, но существенно меньшей амплитуды. См., например, (Fischer, 1995, p. 56–57). Так, подобные циклы могут быть выделены во временных рядах индексов промышленного производства США, но их амплитуда на порядок меньше, чем для рассматриваемого российского индекса: российский индекс демонстрирует флуктуации порядка 1% в месяц, тогда как американский – порядка 0.1% в месяц (в нашем случае наблюдается и существенно иное соотношение амплитуд сезонной и циклической составляющих). Эти малые флуктуации могут быть обусловлены аберрациями метода идентификации компоненты тренда и конъюнктуры. Действительно, наиболее широко распространенные в мире алгоритмы сезонной корректировки семейства X-11 близки к методам линейной фильтрации. Передаточные функции соответствующих фильтров имеют «боковые лепестки», через которые в результирующий

рее здесь имеет место феномен переходного периода, еще один трансформационный эффект. Причины высокочастотной трансформационной цикличности производства заслуживают отдельного исследования.

Возможно, этот вид цикличности в какой-то мере обусловлен временными задержками в идентификации текущей экономической ситуации экономическими агентами. Задержки возникают из-за того, что для сбора, обработки и анализа информации требуется некоторое время<sup>113</sup>. В ситуации, когда управленческие решения принимаются на основе устаревшей информации, для описания экономической динамики вместо обыкновенных дифференциальных уравнений следует использовать дифференциальные уравнения с запаздывающим аргументом<sup>114</sup>. Запаздывание может оказать существенное влияние на качественное поведение системы, например, иметь дестабилизирующий эффект или приводить к появлению колебаний. Здесь возникают аналогии с некоторыми моделями физиологических систем с обратной связью, в которых временные задержки возникают из-за того, что требуется некоторое время для передачи информации от рецепторов к эффекторным органам<sup>115</sup>.

Наличие малых циклов российской промышленной динамики переходного периода порождает, по крайней мере, две проблемы. Во-первых, малые циклы затрудняют идентификацию основной тенденции динамики промышленного производства, особенно если для этого используется неадекватный инструментарий<sup>116</sup>. Результатом является частая смена оценок

---

ряд могут просачиваться определенные частотные составляющие исходного ряда. Такие составляющие, просочившиеся через «боковые лепестки», могут и быть причиной возникновения данного вида цикличности. Соответствующий эффект, очевидно, родственен эффекту Слуцкого–Юла. Разумеется, подобное просачивание через «боковые лепестки» может вносить вклад в обсуждаемую высокочастотную цикличность и российского индекса, однако представляется, что амплитуда циклической составляющей много больше возможного масштаба просачивания. Во всяком случае, ступенчатая динамика явно просматривается не только для компоненты тренда и конъюнктуры, но и для временного ряда некорректированного индекса (рис. 3.5), который не может быть искажен подобными абберациями. Помимо этого, в использованном алгоритме сезонной корректировки подавлению «боковых лепестков» уделялось особое внимание.

<sup>113</sup> Причины возникновения значительных лагов при использовании неадекватных индикаторов, традиционно применяющихся в российской практике анализа макроэкономической динамики, рассмотрены в (Бессонов, 2003а).

<sup>114</sup> См., например, (Колмановский, 1996).

<sup>115</sup> См., например, (Гласс, Мэки, 1991).

<sup>116</sup> Вместо проведения декомпозиции экономических временных рядов в отечественной практике широко используют упрощенные приемы, состоящие в сопостав-

экономической ситуации органами экономического управления, от излишнего пессимизма до неоправданного оптимизма. Во-вторых, наличие малых циклов значительной амплитуды может резко снизить точность прогнозных оценок на год и более<sup>117</sup>.

#### **3.4.4. Трансформационный спад в отраслевом разрезе**

Российский трансформационный спад развивался крайне неравномерно в отраслевом разрезе (рис. 3.2, 3.8). Наименьшим спад был в топливно-энергетическом комплексе (рис. 3.8,а) и в цветной металлургии, в которой уже с середины 1994 г. наблюдается тенденция интенсивного роста (рис. 3.8,б). Слабее, чем в среднем по промышленности, был спад в черной металлургии, а в химической и нефтехимической промышленности, где максимальная глубина снижения производства была несколько больше средней, восстановление идет опережающими темпами (рис. 3.8,б). Все эти отрасли на протяжении 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. 3.8,г). Нижняя точка спада в машиностроительном комплексе, в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности соответствовала от 1/4 до 1/3 исходного уровня (рис. 3.8,в), а производство в легкой промышленности в нижней точке спада сократилось более, чем на порядок (рис. 3.8,г).

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

---

лени 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). Это было особенно актуально в первое десятилетие переходного периода. Эти приемы не позволяют корректно идентифицировать краткосрочные тенденции и обладают рядом других недостатков. Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

<sup>117</sup> Прогноз на следующий календарный год бывает необходим, например, для составления государственного бюджета.

промышленного оборудования, строительных материалов, сырья и материалов между собой и с динамикой производства в целом по промышленности (рис. 3.9) показывает, что производство продукции инвестиционного назначения снизилось значительно сильнее. Известно также, что и в военно-промышленном комплексе спад значительно глубже, чем в целом по промышленности.

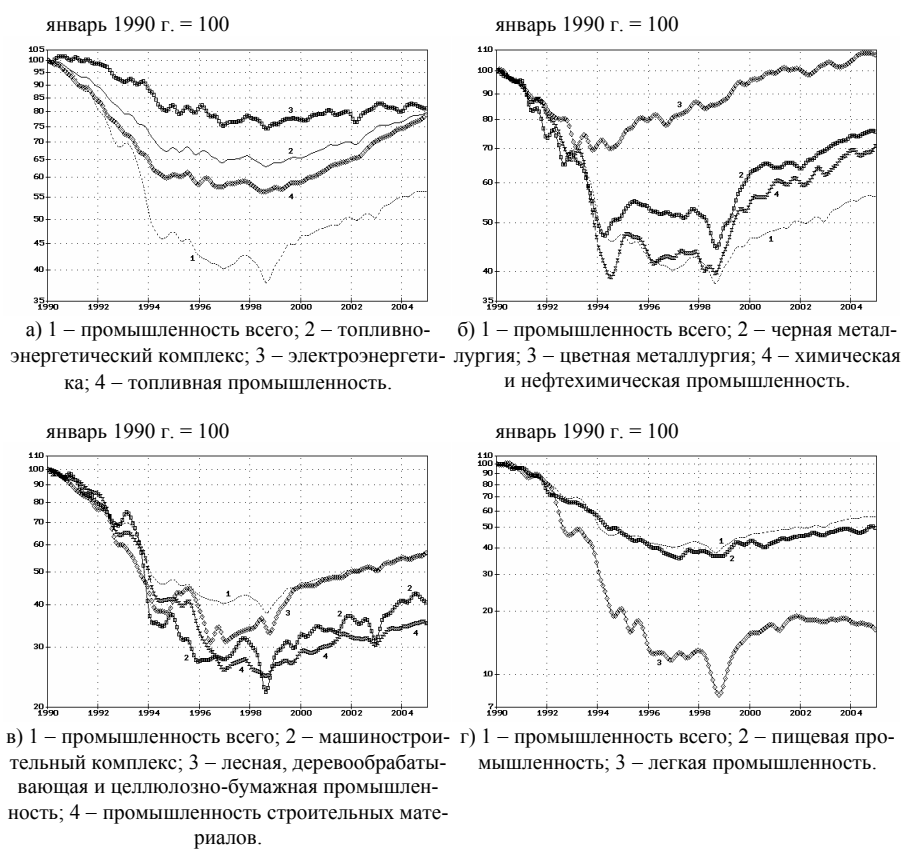


Рис. 3.8. Компоненты тренда и конъюнктуры индексов промышленного производства.

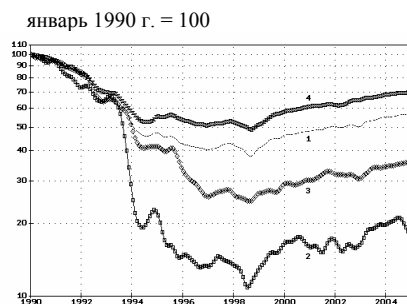


Рис. 3.9. Компоненты тренда и конъюнктуры индексов промышленного производства: 1 – промышленность всего; 2 – промышленное оборудование; 3 – строительные материалы; 4 – сырье и материалы.

#### 3.4.5. Погрешности сводных индексов

Как было отмечено выше, индексы промышленного производства ЦЭК рассчитываются как прямые, тогда как в условиях мощных структурных сдвигов предпочтительным является использование сцепленных индексов. В этой ситуации необходимо оценить погрешности, возникающие при проведении сопоставлений между периодами, разделенными интервалами времени порядка продолжительности периода реформ.

Как уже отмечалось, 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 количеств. 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 их содержательной интерпретации.

Для индексов цен обычно бывает характерно смещение вверх, т.е. систематическая переоценка роста цен (см. раздел 2.2.3). Проблема смещений в индексах количеств 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 количеств способны оказывать меньшее влияние на выработку экономической политики, чем искажения в индексах цен. Дело в том, что системати-

ческие погрешности 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 и т.п. Смещения же в индексах количеств не могут столь непосредственно влиять на благосостояние людей, однако в российском случае они способны влиять на оценку долгосрочных результатов реформ и на долгосрочные прогнозы и тем самым в какой-то мере оказывать воздействие на экономическую политику. Для индексов физического объема производства на протяжении переходного периода, как уже отмечалось, характерно наличие смещения вниз, чему соответствует систематическая переоценка (завышение) глубины падения производства на этапе доминирования тенденций спада и недооценка темпов роста на следующем этапе.

В нашем случае для начального периода реформ отсутствуют надежные данные для получения систем весов, необходимых для построения сцепленных индексов, что вынуждает, по крайней мере, до середины 1990-х гг., ограничиться построением только прямых индексов. Однако если приходится использовать 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, как обсуждалось в разделе 2, 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. В нашем случае можно было бы использовать, например, сцепленный индекс Фишера с шагом в один год. Однако, как уже отмечено, надежные данные для получения системы весов для первых лет реформ 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 производ-

ства в качестве индивидуальных индексов<sup>118</sup>, а веса будем получать на основе отраслевой стоимостной структуры.

Влияние межотраслевых структурных сдвигов на оценки динамики российского промышленного производства на этапе доминирования тенденций спада иллюстрирует табл. 3.1. Максимальное значение отношения уровня 1998 г. (соответствующего нижней точке трансформационного спада) к уровню 1990 г. превышает минимальное 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.

Таблица 3.1

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

	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

Еще один вывод, который следует из представленных в табл. 3.1 результатов расчетов, состоит в том, что веса 1995 г. дают пренебрежимо малое

<sup>118</sup> Использованы индексы годовых значений по 13 отраслям: электроэнергетика, нефтедобывающая промышленность, нефтеперерабатывающая промышленность, газовая промышленность, угольная промышленность, черная металлургия, цветная металлургия, химическая и нефтехимическая промышленность, машиностроительный комплекс, лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность, промышленность строительных материалов, легкая промышленность и пищевая промышленность.

смещение: оценки 1998 г. по прямому индексу с весами 1995 г. и по сцепленному индексу Фишера практически совпадают (см. также рис. 3.10). 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.

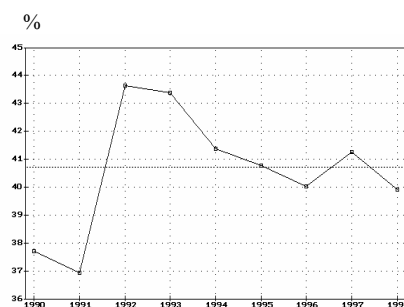


Рис. 3.10. Оценки промышленного производства 1998 г. по сравнению с 1990 г. прямыми индексами с весами разных лет (показаны на горизонтальной оси; горизонтальной пунктирной линией показано значение сцепленного индекса Фишера).

Наибольший разброс оценок глубины спада наблюдается для весов первых лет реформ (рис. 3.10), 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 агрегатные 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 агрегатного индекса с переходом на веса все более поздних периодов времени<sup>119</sup>, известный как эффект Гершенкрона (его иллюстрацию дает рис. 3.3). В нашем же случае это не совсем так, т.е. эффект Гершенкрона наблюдается не всегда. Это наглядно иллюстрирует рис. 3.10, 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 поздних весов, т.е. эффект

<sup>119</sup> См. (Gerschenkron, 1955).



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 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 них в натуральном выражении. Такие структурные сдвиги оказались возможными в монополизированной среде при либерализации цен и внешнеэкономической деятельности в условиях существования изначальных ценовых диспропорций. Эти структурные сдвиги принесли производителям продукции топливно-сырьевых отраслей трансформационную ренту за счет производителей конечной продукции. Соответственно, эти структурные сдвиги являются феноменом переходного периода, трансформационным эффектом. В таких условиях использование весов предшествующих лет может занижать и оценки роста цен производителей в 1992 г., т.е. для индекса цен производителей может наблюдаться смещение, противоположное по направлению по сравнению со смещением индекса потребительских цен. 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 погрешностей за период реформ, которые характерны для измерения роста цен. Этому же способствует и меньший масштаб изменения объемов производства по сравнению с изменением цен за время реформ.

Сводные индексы количеств могут иметь случайные погрешности по тем же причинам, что и сводные индексы цен (см. раздел 2.9). Во-первых, иметь случайные погрешности могут индивидуальные индексы количеств. Это может быть обусловлено неполной сопоставимостью данных по кругу отчитывающихся предприятий, проблемами измерения теневой экономики, ошибками сбора и обработки информации и многими другими причинами. Во-вторых, веса, с которыми индивидуальные индексы агрегируются в сводный, могут иметь случайные погрешности, что приводит к возникновению случайных погрешностей и у сводного индекса. Интенсивные струк-

турные сдвиги способствуют увеличению случайных погрешностей такого рода. Этому же способствуют и высокие темпы инфляции. Дело в том, что веса строятся обычно на основе данных стоимостной оценки производства различных видов продукции на протяжении некоторого календарного года, взятого в качестве весовой базы. Если бы цены не изменялись с течением времени, то сезонное снижение производства этих видов продукции в одни месяцы календарного года, по данным за который строятся веса, компенсировалось бы соответствующим увеличением производства в другие месяцы того же года. Аналогично, практически компенсировались бы и календарные флуктуации, краткосрочные конъюнктурные колебания, а также нерегулярные флуктуации. Если же цены изменяются, то полной компенсации не происходит, причем чем сильнее изменяются цены, тем слабее могут взаимно компенсироваться внутригодовые флуктуации. Так, при интенсивном росте цен флуктуация стоимостного объема производства, вызванная сезонным ростом товара в последние месяцы календарного года, почти не компенсируется сезонным спадом в предшествующие месяцы. Соответственно, этот товар-представитель будет учитываться при построении сводного индекса с завышенным весом, тогда как вклад товара-представителя, производство которого в конце года претерпело спад по какой-либо причине (сезонной, конъюнктурной, случайной), будет занижен.

Грубая оценка случайной погрешности сводного индекса сентября 1998 г. (когда уровни компоненты тренда и конъюнктуры достигли своего минимума) по отношению к январю 1990 г. с весами, отражающими стоимостную структуру 1995 г., построенная в предположении о том, что все индивидуальные индексы распределены независимо и одинаково, составляет 10.5% в относительном выражении. Таким образом, имеются основания полагать, что систематическая и случайная погрешности индекса промышленного производства имеют одинаковый порядок величины.

### **3.5. Индексы промышленного производства Росстата**

Рассмотрим методику построения официальных индексов промышленного производства и проанализируем ее достоинства и недостатки. Представляется, что эта методика дает достаточно типичный пример построения российских индексов количеств.

Официальный индекс промышленного производства в России называется *индексом физического объема промышленной продукции (работ, услуг)*. Методика его построения опубликована в (Госком-

стат, 1996с, 1998а, 1998b), ее краткое описание приведено также в (Ульянов, Шустова, 1999) и в (Ульянов, Шустова, Савочкина, 2001).

Индексы промышленного производства до конца 2004 г. строились в соответствии с Общесоюзным классификатором отраслей народного хозяйства (ОКОНХ). С начала 2005 г. в связи с внедрением международных стандартов осуществлен переход от отраслевого разреза показателей социально-экономического развития на разрез по видам экономической деятельности в соответствии с новым Общероссийским классификатором видов экономической деятельности (ОКВЭД). Новые индексы по видам экономической деятельности построены на тех же принципах, что и прежние по отраслям народного хозяйства, но временные ряды индексов, рассчитанных в соответствии с ОКВЭД, пока весьма коротки и покрывают лишь незначительную часть переходного периода. Кроме того, сбор исходной информации для построения индексов промышленного производства осуществлялся все прошедшие годы с ориентацией на построение индексов в соответствии с ОКОНХ, поэтому качество ретроспективных временных рядов в соответствии с ОКВЭД ниже. Представляется, что аналитическая ценность индексов, рассчитанных в соответствии с ОКВЭД, пока невелика. Учитывая, что и в методическом плане какая-либо новизна у этих индексов отсутствует, останавливаться на их описании здесь не будем (как и на описании аналогичных индексов ЦЭК).

Построение системы индексов промышленного производства включает следующие этапы.

### *3.5.1. Подготовка исходных данных*

В качестве исходных в основном используются данные о динамике натурально-вещественных показателей производства.

Для расчета вся промышленность в соответствии с классификатором ОКОНХ разбита на отрасли, а каждая отрасль – на подотрасли. Для каждой подотрасли формируется корзина профильных товаров-представителей. Таким образом, в методике выделяется четыре иерархических уровня индексов: индивидуальные, подотраслевые, отраслевые и сводные, в отличие от методики ЦЭК, в которой выделяются лишь три уровня (отсутствуют индексы по подотраслям). Общее число товаров-представителей, используемых для построения системы индексов, – более 600.

### 3.5.2. Построение индексов для промышленности, ее отраслей и подотраслей

Индекс промышленного производства отчетного месяца  $t$  для подотрасли  $l$  отрасли  $k$  по отношению к среднемесячному уровню базисного года  $b$  рассчитывается по формуле<sup>120</sup>

$$(3.3) \quad I_{b,t}^{k,l} = \sum_{j=1}^{n_{k,l}} \frac{q_t^{k,l,j} p_b^{k,l,j}}{q_b^{k,l,j} p_b^{k,l,j}},$$

где  $q_b^{k,l,j}$  и  $q_t^{k,l,j}$  – объемы производства товара-представителя  $j$  подотрасли  $l$  отрасли  $k$  в базисном году (среднемесячный) и в отчетном месяце  $t$  соответственно,  $n_{k,l}$  – число товаров-представителей в корзине данной подотрасли, а в качестве весов использованы среднегодовые цены  $p_b^{k,l,j}$  единицы продукции в базисном году.

Индексы для подотраслей, отраслей и промышленности в целом строятся как сцепленные. В 1991–1996 гг. смена весов осуществлялась ежегодно с началом очередного календарного года. На протяжении каждого календарного года использовались веса, полученные на основе данных календарного года, предшествующего предыдущему (например, на протяжении 1996 г. использовались веса, полученные на основе данных 1994 г.). На протяжении 1997–1998 гг. использовались веса, основанные на данных 1995 г. С начала 1999 г. индексы построены с использованием весов 1999 г.

По подотраслям, для которых не обеспечен представительный состав выпуска продукции в натуральном выражении, в качестве индекса физического объема используется индекс, получаемый путем дефлятирования темпа роста производства в текущих ценах

$$(3.4) \quad I_{b,t}^{k,l} = \frac{Y_t^{k,l} / Y_b^{k,l}}{I_{b,12;t}^P / \left( \frac{1}{12} \sum_{i=1}^{12} I_{b,12;b,i}^P \right)},$$

<sup>120</sup> Ниже формулы приведены в наших обозначениях, а не так, как они опубликованы в (Госкомстат, 1996с, 1998а, 1998б), (Ульянов, Шустова, 1999), (Ульянов, Шустова, Савочкина, 2001). В некоторых случаях путем проведения элементарных алгебраических преобразований формулы упрощены. Тем не менее приведенные ниже формулы эквивалентны опубликованным в указанных работах.

где  $Y_t^{k,l}$  и  $Y_b^{k,l}$  – объемы производства в текущих ценах подотрасли  $l$  отрасли  $k$  в периоде  $t$  и в среднем за месяц базисного года  $b$  соответственно,  $I_{b,12;t}^P$  и  $I_{b,12;b,i}^P$  – индексы цен производителей по наиболее близкой подотрасли отчетного месяца  $t$  по отношению к декабрю базисного года и месяца  $i$  базисного года по отношению к декабрю базисного года соответственно.

Для подавляющего числа подотраслей индекс строится по формуле (3.3), область использования формулы (3.4) ограничена.

Индекс промышленного производства отчетного месяца  $t$  для отрасли  $k$  по отношению к среднемесячному уровню базисного года  $b$  рассчитывается как

$$(3.5) \quad I_{b,t}^k = \frac{\sum_{j=1}^{n_k} V_b^{k,j} I_{b,t}^{k,j}}{\sum_{j=1}^{n_k} V_b^{k,j}},$$

где  $V_b^{k,j}$  – добавленная стоимость за базисный год, произведенная подотраслью  $j$  отрасли  $k$ ,  $n_k$  – число подотраслей в отрасли  $k$ .

Индекс производства для промышленности в целом отчетного месяца  $t$  по отношению к среднемесячному уровню базисного года  $b$  рассчитывается по формуле

$$(3.6) \quad I_{b,t} = \frac{\sum_{j=1}^n V_b^j I_{b,t}^j}{\sum_{j=1}^n V_b^j},$$

где  $V_b^j$  – добавленная стоимость за базисный год, произведенная отраслью  $j$ ,  $n$  – число отраслей промышленности. Данный индекс не учитывает производство военной продукции и работы и услуги промышленного характера.

Таким образом, при построении индексов для подотраслей промышленности взвешивание производится по валовому выпуску, а при построении индексов для отраслей и промышленности в целом дальнейшее агрегирование производится с весами, полученными по данным о производстве до-

бавленной стоимости. Это позволяет уменьшить влияние двойного счета на динамику индекса.

### 3.5.3. Проведение досчетов

Для получения индекса, учитывающего динамику производства военной продукции и работ и услуг промышленного характера, производится досчет по формуле<sup>121</sup>

$$(3.7) \quad I''_{t-1,t} = \left( 1 - \sum_{i=1}^l w_b^i \right) I_{t-1,t} + \sum_{i=1}^l w_b^i I_{t-1,t}^i,$$

где  $I_{t-1,t}^i$  – индексы физического объема промышленного производства по группам продукции, не охваченным данными товаров-представителей, периода  $t$  по отношению к периоду  $t-1$ , а  $w_b^i$  – их доли в общем объеме промышленного производства в базисном году.

Заметим, что на этом уровне агрегирование производится с весами, полученными по данным о валовом выпуске, а не по добавленной стоимости, как на двух предшествующих этапах.

Смысл проведения досчетов состоит в том, чтобы при построении индекса учесть дополнительную информацию по отношению к той, которая содержится в совокупности индивидуальных индексов.

Помимо выполнения описанных этапов, методика подразумевает также проведение уточнений оценок индексов по мере поступления новой информации. Таким образом, рассматриваемая методика является многошаговой, а соответствующая ей система индексов – закрытой.

## 3.6. Проблемы официальной практики построения временных рядов индексов количеств

Построение индексов промышленного производства Росстата, по нашему мнению, представляет собой типичный пример официальной практики построения индексов количеств. Поэтому, обсуждая проблемы построения официальных ИПП, будем иметь в виду и проблемы построения других индексов количеств.

Практика построения и публикации временных рядов официальных индексов российского промышленного производства обладает, на наш взгляд, рядом существенных недостатков. Рассмотрим некоторые из них, прояв-

---

<sup>121</sup> См. (Госкомстат, 1998b, с. 169).

ляющиеся в первую очередь при проведении краткосрочных сопоставлений.

### 3.6.1. Неполная опубликованность методики

Методика построения официального ИПП полностью не опубликована. То, что под названием методики опубликовано в официальных изданиях (Госкомстат, 1996с, 1998а, 1998b), правильнее было бы назвать «основными положениями методики», поскольку многие важные моменты в них не отражены. Так, не указаны: составы используемых корзин товаров-представителей; веса, с которыми они учитываются; по каким подотраслям индекс рассчитывается путем дефлятирования индекса стоимости, а по каким – на основе данных ежемесячной динамики производства товаров-представителей в натуральном выражении; какие именно индексы цен используются в качестве дефляторов; используются формулы прямых или сцепленных индексов; каковы доли производства отраслей, не охваченных данными товаров-представителей; как производится уточнение оценок индексов по мере поступления более точной информации; как рассчитываются индексы по группам продукции, не охваченным данными товаров-представителей, и многие другие важнейшие особенности методики<sup>122</sup>.

Опубликованные официальные издания содержат спорные положения. Например, при расчете индекса в целом по промышленности с учетом динамики производства военной продукции, работ и услуг промышленного характера в формуле цепного индекса (3.7) использованы веса базисного. Аналогичным недостатком обладали формулы на всех уровнях построения индексов в 1994–1996 гг.<sup>123</sup>, причем в официальных изданиях (Госкомстат, 1996с, 1998а, 1998b) не указано, были ли пересчитаны ретроспективные значения индексов при замене формул на правильные. Помимо этого, использование в формуле цепного индекса (3.7) весов базисного года означает, что на протяжении календарного года используются неизменные веса. При перемножении этих индексов за ряд следующих друг за другом месяцев, т.е. при построении индекса в базисной форме, получаем индексную формулу Зауэрбека (2.21), которая приводит к систематическому завышению роста индекса (подробнее см. раздел 2.11.2)<sup>124</sup>.

---

<sup>122</sup> Именно поэтому вместо термина «методика» зачастую более уместным оказывается использование термина «практика».

<sup>123</sup> См. (Ульянов, Шустова, 1999).

<sup>124</sup> Эта же проблема возникает при построении и некоторых других индексов количеств. Так, индекс физического объема инвестиций в основной капитал получается дефлятированием соответствующего индекса стоимостей. При этом дефлятор инве-

Также не публикуются и временные ряды индивидуальных индексов, на основе которых строятся индексы более высокого уровня агрегирования. Эти данные могли бы использоваться исследователями для проведения более глубокого анализа происходящих в промышленности процессов, а также впоследствии позволили бы безболезненно производить уточнения методик<sup>125</sup>. Практика показывает, что те данные, которые не были своевременно опубликованы, впоследствии могут быть утрачены.

Неполная опубликованность методики, наличие в ней неясностей и спорных положений усложняют содержательную интерпретацию официальных индексов промышленного производства, порождают двусмысленности в трактовках и вызывают критику. По нашему мнению, методику можно считать открытой, когда по ее опубликованному тексту, по опубликованным исходным данным и без привлечения иной информации можно воспроизвести официальные индикаторы с необходимой точностью.

Для российской государственной статистики периода реформ характерна проблема плохой отчуждаемости результатов расчетов от их авторов, причем далеко не только в части динамики промышленного производства. Суть проблемы состоит в том, что получение данных приемлемой точности и полноты зачастую возможно лишь в результате личного контакта потребителя информации с ее производителем, в ходе которого выясняются также способы получения (источники исходных данных, методика) и степень надежности результатов. Однако такой контакт возможен не всегда и далеко не для всех категорий пользователей.

### **3.6.2. Проблемы бенчмаркинга**

Для построения сводных индексов промышленного производства помимо данных о ежемесячном производстве товаров-представителей в натуральном выражении используют также данные, имеющие иную периодичность. Расчеты официального ИПП в ежемесячном режиме проводятся по данным примерно 600 товарных групп. По итогам года поступает информация по существенно более широкой номенклатуре (примерно 3000 товарных групп), которая, однако, относится к году в целом без разбивки по

---

стиций в основной капитал строится в пределах календарного года по формуле Зауэрбека на основе индексов цен на строительно-монтажные работы, машины и оборудование, прочие капитальные работы и затраты.

<sup>125</sup> В ежемесячном издании «Краткосрочные экономические показатели Российской Федерации» Росстатом публикуется ежемесячная динамика производства ряда важнейших видов (около 50) промышленной продукции за несколько последних лет, но этого недостаточно для проведения полноценного анализа.



месяцам. Помимо этого, производится учет динамики производства военной продукции и работ и услуг промышленного характера (см. раздел 3.5.3). Вся эта информация позволяет получить более точные оценки итогов года, которые могут не совпадать с итогами, рассчитанными на основе месячных данных. Задача согласования результатов расчетов по данным месячной и годовой отчетности состоит в том, чтобы устранить указанную нестыковку, не нарушив краткосрочных тенденций и максимально полно использовав информацию, содержащуюся в годовых данных. Стандартным способом решения этой задачи является применение специально для этого разработанных алгоритмов *бенчмаркинга (benchmarking)*<sup>126</sup>.

Алгоритм согласования результатов расчетов по месячным и годовым данным должен быть таким, чтобы краткосрочные тенденции итогового индекса определялись месячными данными, а годовые данные определяли бы долгосрочные тенденции индекса (аналогично могли бы быть учтены и квартальные данные). Такой алгоритм может быть представлен в виде домножения исходного временного ряда в месячном выражении на поправочный временной ряд также в месячном выражении. При этом, поскольку годовые данные не содержат информации о краткосрочных тенденциях, то на динамику поправочного временного ряда должны быть наложены ограничения с тем, чтобы минимизировать его влияние на краткосрочные тенденции. Эти ограничения могут быть сформулированы как требование максимально возможной гладкости поправочной составляющей, отсутствие в ней резких скачков. Таким образом, поправочную составляющую динамики естественно рассматривать как медленную переменную, вносящую гладкие уточнения в результаты, определяемые данными производства товаров-представителей в месячном выражении.

В методике построения официального ИПП делается попытка решения задачи согласования результатов расчетов по данным месячной и годовой отчетности, но алгоритмы бенчмаркинга для этого не используются. Вместо этого фрагменты временных рядов индексов домножаются на поправочные коэффициенты, обеспечивающие согласование ряда в месячном выражении с временным рядом в годовом выражении. Другими словами, поправочный временной ряд в этом случае соответствует кусочно-постоянной функции времени, т.е. имеет ступенчатую динамику. Хорошо известно, что алгоритмы такого класса, так называемые *методы пропорционального распределения (pro rata distribution)*, не являются адекватными, поскольку их применение приводит к возникновению разрывов (скач-

---

<sup>126</sup> Эта проблема подробно рассматривается в (Bloem, Dippelsman, Mæhle, 2001), там же дается обзор наиболее часто применяемых алгоритмов бенчмаркинга.

ков, ступенек) в динамике скорректированных показателей в окрестности тех моментов времени, в которые значения поправочных коэффициентов изменяются<sup>127</sup>. Возникает так называемая *проблема скачка (step problem)*. В результате происходит искажение краткосрочных тенденций, следствием чего может быть получение неверных содержательных выводов.

Важно отметить, что потребителям официальных индексов неизвестно, насколько правильно проводятся досчеты и подобные уточнения или хотя бы каков их масштаб. Публикуются лишь индексы, полученные *после* проведения досчетов и уточнений, и не публикуются исходные, полученные по данным месячной динамики производства товаров-представителей в натуральном выражении. Если бы публиковались и те и другие временные ряды, то анализ динамики их отношений позволял бы судить о влиянии досчетов и уточнений на тенденции некорректированных рядов. Этого, однако, не делается. Описания соответствующих процедур в официальных методических материалах<sup>128</sup> также не содержат информации, позволяющей судить о распределении во времени и о масштабах привносимых ими искажений краткосрочных тенденций.

Практика проведения досчетов не поддается независимому контролю и порой вызывает подозрения среди неосведомленных потребителей официальных данных в сознательной подгонке результатов под текущую политическую конъюнктуру. Существующая практика проведения досчетов стимулирует возникновение таких подозрений независимо от того, обоснованы они или нет. Использование досчетов, основанных порой на субъективных экспертных оценках, не позволяет говорить о воспроизводимости результатов. Представляется, что проведение досчетов ухудшает сопоставимость временного ряда ИПП и поэтому плохо сказывается на качестве содержательного анализа краткосрочных тенденций экономической динамики<sup>129</sup>.

Стандартным приемом анализа экономической динамики является исследование вклада изменений индивидуальных индексов в изменение сводного индекса, полученного их агрегированием. Скажем, если произошло замедление экономического роста, такой подход позволяет выяснить, за счет каких товаров-представителей и в какой мере это произошло. Проведение досчетов сводного индекса и публикация лишь результатов после их проведения делает такую декомпозицию невозможной. Заметим, что для

---

<sup>127</sup> См., например, (Bloem, Dippelsman, Mæhle, 2001).

<sup>128</sup> См. (Госкомстат, 1996с, 1998а, 1998б).

<sup>129</sup> Такого рода вопросы применительно к государственной статистике США обсуждаются в (Miron, Romer, 1990b).

сводных индексов цен такой анализ, в отличие от сводных индексов производства, в принципе возможен (если не считать того, что необходимые для этого данные не публикуются).

Возникает естественный вопрос: почему проблема досчетов актуальна именно для индексов количеств и не актуальна для индексов цен, хотя построение и тех, и других основано на одинаковых принципах? В самом деле, все аргументы, которые приводятся в пользу проведения досчетов индексов количеств, справедливы и для индексов цен. По нашему мнению, первая причина состоит в том, что индексы количеств строятся одновременно (т.е. в рамках единого технологического процесса) с соответствующими им индексами стоимостей, для которых проведение досчетов весьма существенно, поскольку они предназначены не столько для анализа экономической динамики, сколько для анализа стоимостной структуры и проведения территориальных сопоставлений. Расчет оценок динамики производства одновременно в номинальном и реальном выражениях способствует унификации соответствующих методик. Вторая причина состоит в том, что индексы количеств, в отличие от индексов цен, подвержены последующим уточнениям по мере того, как необходимая для этого информация становится доступной. Отсутствие возможности уточнения индексов цен ограничивает и возможности проведения досчетов.

Вместо проведения досчетов месячных рядов и их корректировок с целью обеспечения сопоставимости с годовыми данными можно было бы пойти по более простому пути. Индексы промышленного производства в месячном выражении можно было бы строить лишь по данным месячной отчетности, а данные в годовом выражении – по данным годовой отчетности, не заботясь о возникающих между ними расхождениях. Проблема согласования результатов при таком подходе не решается, а обходится, если оба индекса используются для решения тех задач, для которых они пригодны: краткосрочные тенденции могли бы идентифицироваться по индексу в месячном выражении, возможно, смещенному по сравнению с индексом в годовом выражении, который более пригоден для анализа долгосрочных тенденций. Такое предложение кому-то может показаться неприемлемым, однако представляется, что подобная практика все же существенно более корректна, чем привнесение негладкой поправочной составляющей динамики при проведении досчетов и корректировке индекса в месячном выражении с целью обеспечения его сопоставимости с данными в годовом выражении.

Другими словами, вместо единого индекса в месячном выражении, построенного по данным годовой и месячной отчетности, можно было бы строить пару индексов: один – в годовом выражении, построенный по дан-

ным годовой отчетности, а другой – в месячном выражении, построенный лишь по данным месячной отчетности. Заметим, что годовые индексы Росстата и месячные индексы ЦЭК представляют собой именно такую пару индексов: имеются основания полагать, что годовые индексы Росстата более точно идентифицируют долгосрочные тенденции, тогда как месячные индексы ЦЭК – краткосрочные. В отличие от методики Росстата, в методике ЦЭК проблема бенчмаркинга не решается, а обходится: строятся индексы, основанные лишь на информации в помесечном выражении, тогда как информация в годовом выражении не используется. Это, как уже было отмечено в разделе 3.3.5, позволяет повысить точность идентификации краткосрочных тенденций ценой возможного снижения точности идентификации долгосрочных тенденций. В методике Росстата, напротив, делается попытка решить проблему бенчмаркинга, но эта попытка, по нашему мнению, не является вполне успешной, поскольку, способствуя повышению точности идентификации долгосрочных тенденций, она в то же время может порождать проблемы идентификации краткосрочных тенденций динамики производства.

Заметим, что официально публикуемая система индикаторов промышленного производства не является взаимно согласованной: производство военной продукции и работ и услуг промышленного характера учитывается в сводном индексе, для чего производятся досчеты, тогда как отраслевые индексы при этом не корректируются. В результате динамика сводного индекса не всегда согласуется с динамикой отраслевых (скажем, прирост производства по промышленности в целом может заметно отличаться от среднего прироста производства по отраслям), что особенно характерно для содержательно наиболее интересных ситуаций.

### *3.6.3. Проблемы календарной и сезонной корректировок*

Построение календарно и сезонно скорректированных временных рядов официальных ИПП производится следующим образом. Сначала, как было описано выше, строятся временные ряды индексов для промышленности и ее отраслей. Затем они подвергаются календарной корректировке с помощью следующего алгоритма. Для каждого месяца рассчитывается так называемый приведенный фонд рабочего времени как среднее арифметическое взвешенное количество календарных и рабочих дней в месяце. В качестве весов используются стоимостные доли продукции, выпущенной на предприятиях с непрерывным и прерывным режимами производства (которым в терминологии раздела 3.3.3 соответствуют семидневные и пятидневные процессы). Календарная корректировка временного ряда состоит в делении

его уровней на коэффициенты, пропорциональные приведенному фонду рабочего времени. Календарно скорректированные ряды подвергаются сезонной корректировке алгоритмом X-12-ARIMA<sup>130</sup>, используемым в статистических службах многих стран мира.

Такой подход к проведению календарной и сезонной корректировок порождает ряд проблем. Во-первых, проведение сначала агрегирования, а затем корректировок приводит к тому, что во временных рядах исходных данных остаются не выявленные ошибки. Дело в том, что исходные данные помесячной динамики, на основе которых в оперативном режиме строят агрегированные индексы, обычно содержат некоторое количество ошибок, т.е. они в некоторой степени «зашумлены». При анализе временных рядов индивидуальных индексов многие такие ошибки (например, резкие неинформативные выбросы, неинформативные нули, перераспределения объемов производства между соседними месяцами, сдвиги уровня, обусловленные утратой сопоставимости данных) легко могут быть идентифицированы, причем чем грубее ошибка, тем легче ее идентифицировать и, соответственно, исправить. Проведение сезонной корректировки на уровне индивидуальных индексов неизбежно приводит к выявлению таких ошибок, во всяком случае, наиболее грубых из них. Если же проводить сначала агрегирование, то вклад таких ошибок в динамику агрегированного индекса уменьшается, поэтому идентификация ошибок резко усложняется. В результате динамика агрегированного индекса может быть искажена, причем это относится в первую очередь к краткосрочным тенденциям. Наш опыт показывает, что даже в методике ЦЭЖ, при разработке которой проведена предварительная селекция временных рядов исходных данных с целью выбраковки наиболее «зашумленных» и наименее информативных из них и осуществляется входной контроль поступающих из Росстата исходных данных с использованием алгоритмов поиска ошибок, основанных на избыточности исходной информации, к этапу проведения сезонной корректировки ежемесячно 1–2% временных рядов индивидуальных индексов содержат очевидные ошибки, которые на этом этапе исправляются.

Во-вторых, проведение сначала агрегирования, а затем декомпозиции позволяет при построении системы индексов обойтись без селекции наиболее информативных временных рядов индивидуальных индексов. Дело в том, что данные по производству разных товаров-представителей вносят существенно разный вклад в динамику агрегированного индекса, а их качество может существенно различаться. Различие вклада обусловлено различиями весов, с которыми данные учитываются при агрегировании. Эти раз-

---

<sup>130</sup> См. (Shiskin et al., 1967), (Findley et al., 1998).

личия могут составлять несколько порядков. В такой ситуации нет смысла стремиться к максимизации числа используемых товаров-представителей, поскольку вклад малозначущих позиций невелик даже в совокупности. В то же время именно эти позиции отличаются наибольшей «зашумленностью». Различия в качестве данных по динамике производства товаров-представителей состоят в разной степени подверженности ошибкам, сдвигам уровней и иным ситуациям утраты сопоставимости. Товары-представители, данные по которым не вполне сопоставимы во временной области, целесообразно исключать из состава корзины даже и в том случае, если они имеют заметный вес. Проведение сезонной корректировки на уровне индивидуальных индексов вынуждает проводить селекцию товаров-представителей, отбрасывая те из них, данные по динамике производства которых заведомо неинформативны. Отсутствие такой селекции ухудшает качество агрегированных индексов, особенно в части анализа краткосрочных тенденций.

В-третьих, временные ряды официальных индексов промышленного производства рассчитываются как сцепленные индексы. Хотя это, в принципе, позволяет повысить точность идентификации долгосрочных тенденций производства, такой подход в данном случае порождает серьезные проблемы при анализе краткосрочных тенденций. Дело в том, что сезонные колебания в пределах различных сцепленных сегментов могут несколько различаться. Это обусловлено как различиями состава корзин в пределах разных сегментов, так и различиями систем весов. В результате скачкообразных изменений на границах сегментов сезонных колебаний временных рядов агрегированных индексов происходит снижение точности результата сезонной корректировки за счет просачивания в него изменяющейся сезонной волны. Стандартным способом решения этой проблемы является проведение сезонной корректировки индивидуальных индексов с последующим агрегированием скорректированных индивидуальных индексов в сводный, который при таком подходе является скорректированным по построению. Если же сначала проводить агрегирование и сцепление сегментов, а затем сезонную корректировку, то снижение точности сезонно скорректированного ряда неизбежно.

В-четвертых, эта проблема усугубляется тем, что корректируются не просто агрегированные ряды сцепленных индексов, а ряды, подвергнутые еще и досчетам и согласованию с рядами в годовом выражении с использованием неадекватных алгоритмов бенчмаркинга. Как уже отмечалось, это приводит к искажению краткосрочных тенденций агрегированных рядов, в частности, привнося в них сдвиги уровней (скачки, ступеньки). Эти сдвиги уровней искажают и динамику сезонно скорректированных рядов.

В-пятых, используемый для проведения сезонной корректировки алгоритм  $X-12-ARIMA$ , хотя и является одним из наиболее широко распространенных в мире, отличается тем, что сравнительно слабо адаптируется к эволюционирующей сезонности. В динамичных условиях российской переходной экономики (см. раздел 3.2.3) этот недостаток представляется весьма существенным. В результате происходит просачивание сезонной составляющей в сезонно скорректированный ряд в тех случаях, когда эволюционирующая сезонная составляющая на какой-то части анализируемого временного интервала удаляется не полностью, а на какой-то – с избытком.

В-шестых, применение к временным рядам агрегированных индексов описанного алгоритма календарной корректировки, основанного на расчете приведенного фонда рабочего времени, приводит к снижению точности календарно скорректированного ряда. Это обусловлено использованием неизменных для всего анализируемого интервала времени весов, с которыми учитываются количества календарных и рабочих дней в месяце при расчете приведенного фонда рабочего времени. С течением времени в условиях интенсивных структурных сдвигов соотношение стоимостных объемов продукции, выпущенной на предприятиях с непрерывным и прерывным режимами производства, может заметно изменяться. При использовании неизменных весов это приводит к просачиванию календарной составляющей в скорректированный ряд. Этой проблемы не возникает, если календарную корректировку проводить на уровне индивидуальных индексов.

Таким образом, проблема официальных ИПП скорее не в том, что календарная и сезонная корректировки не проводятся должным образом, а в том, что они и не могут быть корректно проведены в рамках такой методики. Вместе с тем, каково бы ни было качество календарной и сезонной корректировок официальных индексов, это не играет особой роли, поскольку результаты не публикуются<sup>131</sup>.

#### **3.6.4. Неудачная форма публикации результатов**

Наконец, большим недостатком официальной практики построения ИПП является и то, что публикуются достаточно короткие временные ряды, причем без проведения сезонной корректировки, поэтому они непригодны для анализа краткосрочных тенденций в экономике. Так, в ежемесячном издании Росстата «Краткосрочные экономические показатели» до уточнения методики, когда был произведен переход на использование ве-

---

<sup>131</sup> Росстат публикует график сезонно скорректированного ряда индекса промышленного производства, однако временной ряд значений индекса не публикуется.

сов 1999 г., публиковались данные помесечной динамики с 1994 г. После уточнения методики ряды стали публиковаться с 1996 г., т.е. данные за два года перестали публиковаться. Еще через некоторое время стали публиковаться лишь данные с 1998 г. При этом отсутствует какая-либо форма официальной публикации (как бумажная, так и в интернете), в которой временные ряды официальных индексов промышленного производства в помесечном выражении были бы представлены полностью. Предыдущие значения, в принципе, могут быть восстановлены по более старым официальным публикациям, однако потребителю предоставляется гадать относительно степени преемственности таких данных. Малая длина публикуемых временных рядов, непостоянство методики построения индексов, проведение досчетов и применение неадекватного алгоритма бенчмаркинга снижают точность сезонной корректировки, проводимой потребителями.

Здесь имеется явное противоречие. Система индексов промышленного производства является закрытой, т.е. методика их построения предполагает проведение последующих уточнений индексов. Это означает, что с течением времени производится не просто добавление новых членов в конец временного ряда, а, вообще говоря, обновление всего ряда (хотя, разумеется, уточнения в основном сосредоточены в окрестности его актуального конца). В такой ситуации единственной приемлемой формой опубликования результатов является публикация *всего* временного ряда. Предоставление пользователям возможности восстанавливать ряд на основе фрагментов из старых публикаций чревато возникновением ошибок.

Очевидно, что следующие пересмотры методики, как и предыдущие, при таком подходе будут сопровождаться утратой ретроспективных данных, которые впоследствии не смогут быть реконструированы, поскольку методика полностью не опубликованы, как и исходные данные. В результате при сохранении такой практики в России *никогда* не будет длинного временного ряда промышленного производства. Отношение к минувшему разительно отличается российскую государственную статистику от статистик развитых стран<sup>132</sup>.

Заметим, что многие потребители официальных индексов не понимают, почему однажды опубликованные оценки должны впоследствии уточняться. Также многие не понимают, почему сезонная корректировка даже неизменного ряда при добавлении в его конец нового значения приводит к уточнению прежних оценок компоненты тренда и конъюнктуры. В связи с

---

<sup>132</sup> Скажем, в США ежемесячно официально публикуется временной ряд индекса промышленного производства с января 1919 г. по отчетный месяц, т.е. с того времени, когда начался официальный расчет индекса.



этим на Росстат порой оказывается давление. Это вынуждает Росстат публиковать уточненные варианты индексов не сразу после внесения уточнений, а порциями, группируя несколько последовательных уточнений, т.е. делать это реже и с задержками во времени. Это же вынуждает Росстат воздерживаться от публикации сезонно скорректированных временных рядов. Возникающая проблема снижения качества и актуальности опубликованных результатов обусловлена не всегда достаточно высоким профессиональным уровнем отдельных представителей российского аналитического сообщества. В связи с этим заметим, что производители альтернативных индексов не подвержены такому некомпетентному давлению и поэтому не несут издержек, обусловленных официальным статусом методики.

Перечисленные особенности официального ИПП в реальном выражении позволяют сделать вывод, что он в большей степени пригоден для решения задач проведения долгосрочных сопоставлений (наименее актуальных для выработки мер текущей экономической политики) и в меньшей степени – для задач краткосрочных сопоставлений (наиболее актуальных с точки зрения текущей экономической политики). Вместе с тем официальный ИПП чаще всего используют именно для анализа краткосрочных тенденций. Более того, сам способ публикации индекса в виде сравнительно короткого временного ряда неявно подразумевает его ориентацию на использование в задачах краткосрочных сопоставлений. Представляется, что это весьма способствует снижению качества идентификации текущей экономической ситуации пользователями статистических данных.

### **3.7. Проблемы построения других показателей экономического роста**

Обсудим проблемы построения временных рядов некоторых других российских индикаторов экономического роста.

#### **3.7.1. *Оценки динамики реального ВВП***

Динамику конечного результата производственной деятельности в масштабе всей экономики принято описывать показателем реального валового внутреннего продукта, который, таким образом, обычно выступает в роли основного индикатора экономического роста. В условиях российского переходного периода при расчете показателя реального ВВП возникают, по крайней мере, две серьезные проблемы. Во-первых, поскольку показатель ВВП основан на данных о производстве добавленной стоимости, то при его расчете сначала должны быть получены оценки в текущих ценах, переоценка же из текущих цен

в сопоставимые должна осуществляться с использованием индексов цен<sup>133</sup>. Как было показано выше, относительные погрешности российских индексов цен за время, сопоставимое с продолжительностью периода реформ, могут составлять многие десятки процентов. Очевидно, что погрешности такого масштаба неприемлемы для индексов количеств, которые за время реформ изменились в несоизмеримо меньшей пропорции, чем цены. Поэтому в условиях российского переходного периода использование дефляторов в методиках расчета сводных показателей динамики объемов в реальном выражении может резко снизить точность последних и поэтому крайне нежелательно.

Во-вторых, идеи, на которых строится показатель ВВП, могут быть последовательно реализованы лишь для показателя в годовом выражении. Для адекватного же описания быстротекущего переходного процесса в российской экономике использования индикаторов, имеющих годовую периодичность, совершенно недостаточно.

Указанные обстоятельства приводят к тому, что в рассматриваемых условиях сводный индекс объемов производства в реальном выражении должен строиться на основе временных рядов индивидуальных индексов объемов производства в натуральном выражении<sup>134</sup>, а не в стоимостном с последующим переводом из текущих в сопоставимые цены, как этого требует концепция построения ВВП. Помимо этого необходимо переходить к временным рядам показателей более высокой частоты, т.е. уменьшать шаг по времени.

Переход к натуральным показателям более высокой, чем годовая, частоты при построении показателя экономического роста, устраняя перечисленные недостатки годовой оценки реального ВВП, порождает дополнительные проблемы. Во-первых, возникает концептуальная проблема, состоящая в том, что показатель ВВП должен давать оценку добавленной стоимости, тогда как в результате перехода к использованию натуральных показателей получаем скорее оценку валового выпуска.

Во-вторых, обостряется проблема широты охвата: показатель ВВП охватывает экономику в целом, однако далеко не все результаты производственной деятельности могут быть корректно описаны натуральными показателями. Натуральные показатели позволяют адекватно описать существенно меньшую долю производственной деятельности, чем стоимостные, поэтому переход к использованию натуральных показателей вместо стоимостных при построении сводного индекса объемов производства резко увеличивает долю производственной деятельности, не учитываемой в таком индексе. Это вынуждает прово-

---

<sup>133</sup> См. (Госкомстат, 1996b, с. 161–162).

<sup>134</sup> См. также (Miron, Romer, 1990a), (Perlo, 1962).

дять досчеты, т.е. учитывать информацию, не содержащуюся в исходных временных рядах натуральных показателей.

В настоящее время показатель реального ВВП рассчитывается в годовом и квартальном выражениях. До 1997 г. рассчитывались и оценки динамики реального ВВП месячной периодичности<sup>135</sup>. Строго говоря, квартальные и месячные оценки ВВП Росстата, — это не совсем ВВП, а некоторые сводные индексы объемов производства, претендующие на ту же степень охвата секторов экономики, что и годовая («настоящая») оценка ВВП.

Представляется, что в динамичных российских условиях переходного периода наибольшую потенциальную практическую ценность имел показатель на месячной основе (это косвенно подтверждалось и обилием ссылок в среде аналитиков именно на него, а не на квартальную оценку ВВП). Вместе с тем, по нашему мнению, оценки помесечной динамики реального ВВП обладали серьезными недостатками, потому что стремление обеспечить максимальную широту охвата показателя при отсутствии для этого надежных исходных данных неизбежно приводит к необходимости проведения досчетов значительной части производства. Динамика каких-то составляющих ВВП может быть в принципе измерена на основе натуральных показателей в месячном выражении достаточно точно (например, промышленного производства), тогда как динамика других может быть основана в значительной мере лишь на досчетах или на косвенных оценках (например, в торговле, здравоохранении, образовании, культуре), точность которых, естественно, ниже. В результате разные составляющие в весьма различной степени подвержены досчетам, поэтому такая оценка ВВП неизбежно строится агрегированием показателей, имеющих существенно разную точность.

---

<sup>135</sup> Заметим, что построение оценок реального ВВП в месячном выражении не типично для стран с развитыми рыночными экономиками. Причина построения такого индикатора в России первых лет реформ вполне объективна и состоит в потребности анализа краткосрочных тенденций динамики производства в условиях резкой интенсификации изменений в переходной экономике. Отсутствие индекса более высокой частоты обусловлено, по всей видимости, не столько содержательными, сколько технологическими соображениями: существующая система сбора информации позволяет строить квартальные и месячные показатели и не позволяет строить показатели более высокой частоты. В настоящее время оценки ВВП в месячном выражении строятся Министерством экономического развития и торговли РФ с целью, в частности, отслеживания хода исполнения бюджета (анализируются пропорции по отношению к ВВП). О качестве этих оценок ВВП трудно судить в силу неопубликованности методики их построения.

Квартальная же оценка реального ВВП, обладая многими недостатками месячной, для анализа текущих тенденций дает совсем немного уже в силу того, что шаг по времени в три месяца представляется слишком большим для рассматриваемых динамичных условий. В самом деле, первая оценка квартального ВВП появляется спустя некоторое время после окончания отчетного квартала. Она относится ко всему кварталу в целом, т.е. период времени, которому она соответствует, в среднем на полтора месяца отстает от конца соответствующего квартала. Первая оценка квартального ВВП впоследствии неоднократно уточняется, зачастую существенно. Хотя такое уточнение вполне соответствует устоявшейся мировой практике и способствует получению более точных итоговых оценок динамики ВВП, оно свидетельствует о невысокой ценности первой оценки. Также временной ряд квартального ВВП анализируется не непосредственно, а после проведения сезонной корректировки, результат которой вблизи актуального конца временного ряда имеет наименьшую точность, что не позволяет полагаться на сезонно скорректированную оценку динамики ВВП для отчетного квартала. Все вместе это приводит к тому, что квартальные данные, известные в момент публикации, в лучшем случае позволяют анализировать тенденции производства полугодовой давности. К этому времени такие тенденции уже бывают надежно идентифицированы на основе показателей производства менее высокого уровня агрегирования, но имеющих месячную периодичность. Это и определяет невысокую ценность квартальных оценок реального ВВП для задач анализа краткосрочных тенденций. Для задач же анализа долгосрочных тенденций квартальные оценки динамики ВВП не нужны, поскольку для этого вполне достаточно годовых оценок ВВП, которые к тому же более надежны.

Заметим также, что, как это ни парадоксально, сколько-нибудь удовлетворительное описание методики построения квартальных оценок ВВП не опубликовано<sup>136</sup>.

---

<sup>136</sup> Из примерно 1500 страниц, содержащихся в опубликованных к настоящему времени четырех томах «Методологических положений по статистике» Госкомстата России, построению ВВП, являющегося важнейшим показателем системы национальных счетов, посвящены лишь 4 (!) страницы текста, отражающего самые общие положения. При этом о методике построения месячных оценок ВВП сказано лишь, что «в силу ограниченности исходной информации, доступной для их расчета в режиме реального времени, они не могут непосредственно интегрироваться в квартальные и годовые оценки». Про квартальные оценки ВВП сказано только то, что они «разрабатываются в целях предварительного определения ожидаемых результатов года, а также для характеристики текущей экономической динамики; являются внутригодовым показателем, значения которого уточняются в ходе построения

### *3.7.2. Индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики*

Помимо оценок реального ВВП, Росстат рассчитывает также индекс выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики (ИБО) с годовой, квартальной и месячной периодичностью. Индекс исчисляется на основе данных об изменении реальных объемов выпуска продукции промышленности, строительства, сельского хозяйства, транспорта и розничной торговли, т.е. пяти основных отраслей российской экономики.

Расчет ИБО начался после того, как в конце 1997 г. было прекращено построение месячных оценок реального ВВП, тогда как спрос на агрегированный показатель экономического роста с месячной периодичностью сохранился. По существу, ИБО в месячном выражении представляет собой упрощенный вариант месячного ВВП, более дешевый и технологичный в производстве.

Наибольший интерес представляют месячные оценки ИБО, поскольку с достаточной точностью их можно рассматривать как продолжение временного ряда реального ВВП в месячном выражении. Что касается квартальных и годовых оценок ИБО, то, по нашему мнению, ценность их невелика, поскольку одновременно рассчитываются годовые и квартальные оценки реального ВВП, которым соответствующие оценки ИБО уступают в концептуальном плане, не имея по сравнению с ними каких-либо преимуществ.

Поэтому кратко обсудим лишь индекс базовых отраслей экономики в месячном выражении. Как уже отмечено, ИБО получается агрегированием пяти индексов производства для разных отраслей экономики. Методика построения одного из них – официального индекса промышленного производства, вносящего наибольший вклад в динамику ИБО, была подробно рассмотрена выше. По нашему мнению, она представляет собой типичный пример методики построения сводного индекса количеств в рассматриваемых условиях. При анализе тенденций динамики производства с помощью ИБО возникают те же вопросы, которые обсуждались выше в связи с официальным индексом промышленного производства. Так, наличие проблем сопоставимости во временной области различных уровней временного ряда ИПП (например, порождаемых проведением досчетов) приводит к существованию тех же проблем во временном ряде ИБО.

---

годовых оценок на основе более детальной информации». Складывается впечатление, что публикация методик производилась исходя из принципа: чем важнее показатель для анализа экономической ситуации, тем меньше внимания уделяется описанию методики его построения.

При этом нет оснований полагать, что временные ряды производства для четырех других отраслей экономики построены в этом отношении более корректно. Во всяком случае, анализу динамики российского промышленного производства уделяется гораздо большее внимание, чем анализу динамики производства в строительстве, сельском хозяйстве, транспорте и розничной торговле. Кроме того, и возможностей для более качественного построения индекса реального выпуска для промышленности больше, чем для четырех других отраслей, поскольку до сих пор ведется достаточно качественный сбор информации о месячных объемах промышленного производства в натуральном выражении, которая позволяет описать весьма значительную долю производства. Представляется, что в розничной торговле оценки динамики выпуска могут иметь меньшую точность, чем в промышленности. В сельском хозяйстве, учитывая колоссальный вклад в производство личных хозяйств граждан, также следует ожидать менее высокой точности оценок динамики производства, чем в промышленности. Агрегирование отраслевых индексов, имеющих разную точность, должно приводить к частичной утрате информации о краткосрочных тенденциях производства, которая содержится в наиболее точных отраслевых индексах.

Очевидно, что если отраслевые индексы обладают некоторыми недостатками, то никакое их агрегирование не способно привести к получению индекса, лишенного этих недостатков. Поэтому ИБО наследуют все недостатки индексов предыдущего уровня агрегирования.

Анализ краткосрочных тенденций динамики производства требует проведения календарной и сезонной корректировок. Их проведение на уровне индивидуальных индексов предпочтительнее. Однако в случае с ИБО, как и для пяти отраслевых индексов, на основе которых он получен, имеется возможность проведения этих корректировок только на уровне агрегированного индекса, что порождает тот же набор проблем, который обсуждался выше применительно к ИПП.

Наконец, методика построения ИБО не опубликована, поэтому потребителям не известны даже ее основные принципы (применялись ли при агрегировании формулы прямых или сцепленных индексов; какие используются веса отраслей; если использованы сцепленные индексы, то каков шаг по времени и т.д.).

Анализ проблем построения оценок реального ВВП и индекса выпуска продукции и услуг базовых отраслей экономики позволяет сделать вывод, что можно получить лучшие результаты анализа краткосрочных тенденций экономического роста, отказавшись от попыток достичь в одном показателе максимальной степени охвата в пользу семейства показателей меньшей широты охвата, но более высокой точности во временной области, построенных

на основе наиболее надежных данных, по неизменным методикам и не подверженных воздействию субъективных факторов.

Таким образом, попытка максимизации широты охвата при отсутствии необходимых для этого данных ведет к снижению точности сводного индекса объемов производства, в частности, за счет неизбежности резкого увеличения доли досчетов, тогда как отказ от построения единого показателя максимальной широты охвата в пользу анализа семейства показателей менее высокого уровня агрегирования означает отход от традиционной техники анализа макроэкономической динамики. По нашему мнению, рассмотренный выше индекс промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ является показателем, позволяющим анализировать краткосрочные тенденции российского экономического роста.

### **3.8. Выводы**

Проведенный анализ проблем измерения экономического роста в российской переходной экономике позволяет сделать вывод о том, что основные трудности в данной области, в отличие от измерения инфляции, возникают при проведении краткосрочных сопоставлений. Они проявляются в снижении точности идентификации краткосрочных тенденций динамики производства и в возникновении запаздываний при идентификации текущей экономической ситуации. Эти измерительные проблемы в значительной мере порождены объективными причинами, обусловленными спецификой российской переходной экономики, в первую очередь – резкой интенсификацией эволюции составляющих динамики экономических временных рядов и общей интенсификацией протекания экономических процессов, что вынуждает при построении временных рядов индексов количеств учитывать дополнительную информацию по отношению к той, которая содержится во временных рядах исходных данных в натуральном выражении.

Эти же проблемы существуют и для индексов цен, но именно для индексов количеств они наиболее актуальны. Это обусловлено тем, что индексам количеств соответствуют переменные типа потока, в гораздо большей мере подверженные влиянию календарных и сезонных факторов, затрудняющих анализ краткосрочных тенденций экономической динамики, по сравнению с переменными типа запаса, соответствующими индексам цен.

Масштаб измерительных проблем при проведении долгосрочных (на интервалах времени, сопоставимых с продолжительностью периода ре-

форм) сопоставлений объемов производства гораздо меньше, чем масштаб проблем при измерении динамики цен на тех же интервалах времени. Хотя сводные индексы количеств при проведении таких сопоставлений могут содержать погрешности, измеряемые десятками процентов, это едва ли способно приводить к негативным последствиям того масштаба, которые порождаются смещениями в индексах цен. В таких условиях при построении индексов количеств чрезвычайно важно не допустить «импорта» погрешностей, характерных для индексов цен, поскольку они могут иметь несопоставимо больший масштаб. Это вынуждает с особой осторожностью относиться к операции дефлятирования при построении индексов количеств. Острота этой проблемы в рассматриваемых условиях совершенно нетипична для более стабильных (непереходных) экономик.

В целом проблемы официальной практики построения индексов количеств, по нашему мнению, обусловлены в значительной мере тем, что во многих случаях при построении временных рядов сводных индексов количеств не обеспечивается достижение приемлемой степени сопоставимости их уровней во временной области. Для того, чтобы иметь возможность анализировать экономическую динамику, необходимо строить не просто совокупность результатов парных сопоставлений, механически объединенных во временную последовательность, а единый временной ряд, уровни которого обеспечивали бы сопоставимость во временной области. Для этого требование обеспечения сопоставимости во временной области должно рассматриваться как необходимое условие на всех этапах построения сводного индекса количеств. А для этого, в свою очередь, необходимо, чтобы все этапы построения индекса были ориентированы на работу с временными рядами.

При сборе исходной информации необходимо отдавать предпочтение требованию обеспечения сопоставимости данных в разные периоды времени (скажем, сопоставимости по кругу отчитывающихся предприятий), которое зачастую входит в противоречие с требованием обеспечения максимально возможной степени охвата. Единицей хранения исходной информации в базах данных должны быть временные ряды максимальной длины, а не, скажем, их сегменты, ограниченные рамками календарного года. Эти данные должны обрабатываться именно как временные ряды, причем алгоритмами, обеспечивающими сопоставимость результатов.

Результаты должны публиковаться в виде временных рядов необходимой длины, а не в виде коротких сегментов, зачастую представленных в такой форме (скажем, в виде отношения к тому же периоду предыдущего года), которая не допускает проведения их корректного анализа. В частности, должны публиковаться временные ряды максимально возможной дли-



ны. Формы представления результатов также должны быть ориентированы на визуализацию временных рядов. Ориентация на работу с временными рядами в качестве единственно адекватной задаче анализа экономической динамики структуры данных на всех этапах сбора информации, ее хранения, обработки, анализа и визуализации вынуждает иначе смотреть на многие проблемы построения показателей экономической динамики и позволяет успешно решить или обойти многие из возникающих проблем. Примером системы индексов количеств, последовательно ориентированной на использование временных рядов на всех этапах построения агрегированных индексов, является рассмотренная выше система индексов промышленного производства ЦЭК.

В отличие от индексов цен, для российских индексов количеств переходного периода характерно то, что они строятся как закрытые системы индексов, т.е. с последующим уточнением ранее сделанных оценок по мере того, как необходимая для этого информация становится доступной. Это соответствует сложившейся в мире практике и, в принципе, позволяет заметно повысить качество проведения межвременных сопоставлений. Вместе с тем при проведении таких уточнений используются не вполне адекватные методы бенчмаркинга, что, повышая точность временных рядов индексов количеств в долгосрочном плане, способно приводить к искажению краткосрочных тенденций.

Это же порождает еще одну, типично российскую, проблему. В России до настоящего времени отсутствует практика публикации максимально возможно длинных временных рядов показателей экономической динамики. Так, в России (как до этого и в Советском Союзе) до сих пор нет публикаций, подобных «Historical Statistics of the United States», покрывающих в максимально возможной мере если не столетия, то хотя бы последние десятилетия существования государства (которое, заметим, возникло на много веков раньше, чем США). Нет и практики размещения в интернете длинных временных рядов макроэкономических показателей, хотя бы отдаленно напоминающей, например, практику ежемесячного опубликования в США временных рядов индексов потребительских цен с января 1913 г. по отчетный месяц или индекса промышленного производства с января 1919 г. также по отчетный месяц. В такой ситуации уточнение ранее сделанных оценок в рамках закрытой системы индексов, являющееся благом в более цивилизованных странах, в России зачастую оборачивается утратой сопоставимости соответствующих временных рядов, поскольку длинные ряды публикуются не целиком, а короткими сегментами длиной в несколько лет вблизи их актуального конца. Поэтому проводимая ныне на государственном уровне работа по измерению социально-экономической динамики, в

исторической перспективе представляется в значительной мере лишенной смысла, поскольку при отсутствии культуры ведения длинных временных рядов многие результаты, на получение которых затрачены значительные средства, утрачиваются по прошествии нескольких лет. Как это ни парадоксально, данная проблема несопоставимо менее актуальна для отечественных индексов цен, чем для индексов количеств, поскольку индексы цен, в отличие от индексов количеств, будучи совокупностью предварительных оценок, впоследствии никогда не уточняются. Таким образом, в современных российских условиях заведомый примитивизм методик порой оборачивается благом.

## 4. Трансформационные структурные сдвиги в российской экономике

### 4.1. Введение

Как обсуждалось выше, переходный процесс в российской экономике является быстротекущим по сравнению с процессами стабильного экономического развития. Резкая интенсификация процессов проявляется в увеличении темпов изменения многих показателей. При этом увеличение интенсивностей протекания различных процессов в российской переходной экономике является *различным*. Это является, по нашему мнению, чрезвычайно важным элементом российской специфики рассматриваемого периода.

Иллюстрирует это явление рис. 4.1. На рис. 4.1,а показана динамика индекса ВВП в реальном выражении и индекса потребительских цен в США на интервале времени, соответствующем российским реформам. Видим, что темпы изменения цен и объемов производства в сравнительно стабильной экономике США являются величинами одного порядка, причем объемы производства могут изменяться даже быстрее, чем цены. Похожая картина наблюдалась и в России до начала переходного процесса<sup>137</sup>. Аналогичная пара временных рядов для российской переходной экономики показывает (рис. 4.1,б), что цены в рассматриваемых условиях несопоставимо более подвижны, чем объемы производства. На протяжении 1990-х гг. цены в России изменились на 4 порядка сильнее, чем объемы. Можно привести большое количество примеров такого рода, сравнивая российскую переходную экономику с экономиками других стран и используя для этого разные индексы количеств и цен.

---

<sup>137</sup> Надежные данные по динамике цен здесь отсутствуют, но известно, что средние темпы роста производства в реальном выражении, как правило, заметно превосходили темпы роста цен, оставаясь величинами того же порядка.

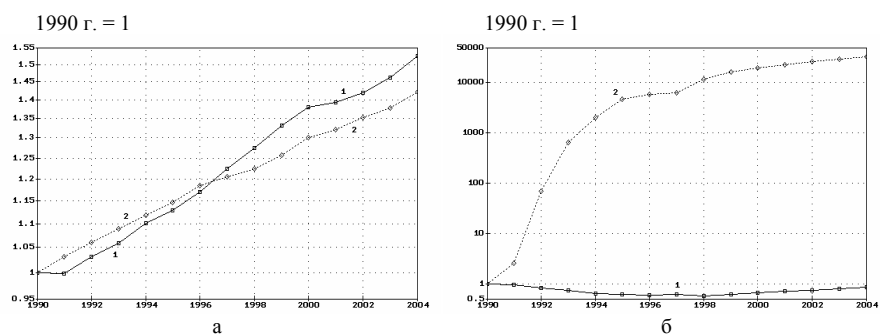


Рис. 4.1. Иллюстрация рассогласования темпов различных процессов в российской переходной экономике:

- а) индекс ВВП (1) и индекс потребительских цен (2) в США;
- б) индекс ВВП (1) и индекс потребительских цен (2) в России.

Таким образом, в российской переходной экономике наблюдается резкое изменение соотношений между темпами протекания различных процессов по сравнению с характерными для стабильных экономик. В частности, индексы цен и показатели в текущих ценах становятся быстрыми переменными, а показатели в реальном выражении становятся относительно медленными переменными, тогда как в стабильной экономике такого разделения не возникает.

Подобное рассогласование темпов различных процессов наблюдается в российской переходной экономике и на менее высоких иерархических уровнях. Так, цены на одни потребительские товары за годы реформ выросли в несколько раз сильнее, чем на другие, а производство одних видов продукции за время реформ снизилось на порядок и более, тогда как производство других не претерпело существенных изменений или даже возросло.

Изменение с течением временем пропорций между ценами и/или объемами производства различных товаров и услуг принято называть структурными сдвигами. Таким образом, обсуждаемый элемент специфики российской переходной экономики состоит в том, что переходный период сопровождается *резкой интенсификацией структурных сдвигов*. Существование такого рода эффектов уже очень давно не является секретом для специалистов, работающих с реальными данными. Так, И. Фишер еще в начале XX века писал, что «в периоды войн, кризисов или каких-либо иных, возмущающих народное хозяйство, факторов, рассеяние цен обычно очень

увеличивается»<sup>138</sup>. Представляется, что это в полной мере относится и к российскому переходному периоду. Насколько нам известно, структурные сдвиги подобного масштаба не встречаются на тех же интервалах времени в стабильных экономиках.

Таким образом, имеет место значительное рассогласование темпов протекания различных процессов, проявляющееся в резком увеличении рассеяния различных экономических индексов, причем причины этого кроются в существовании переходного процесса. Это позволяет говорить о *трансформационных структурных сдвигах* в российской переходной экономике, анализу которых и посвящен данный раздел.

К чему приводят мощные трансформационные структурные сдвиги? Представляется, что возможные последствия трансформационных структурных сдвигов могут быть объединены в две группы.

Во-первых, мощные поступательные структурные сдвиги могут приводить к резкому снижению точности сводных экономических индексов. Как случайные, так и систематические погрешности базисных индексов при сопоставлениях на интервалах времени, сравнимых с продолжительностью переходного периода, могут составлять десятки процентов от измеряемой величины, т.е. погрешность измерения может быть сопоставима с измеряемой величиной. Это особенно актуально для индексов цен и показателей в номинальном выражении, т.е. для быстрых переменных. Для медленных переменных, т.е. для показателей в реальном выражении (если они получены не дефлятированием стоимостных показателей), погрешности обычно меньше, но также могут составлять десятки процентов от измеряемой величины. В результате на интервалах времени порядка продолжительности периода реформ возникают колоссальные измерительные проблемы, подобные проблемам сверхдолгосрочных сопоставлений или проблемам международных сопоставлений стран с разными уровнями развития или с разными экономическими системами. Возникающие погрешности измерения обусловлены как несовершенством используемого инструментария, так и свойствами объекта исследования. В той мере, в какой погрешности обусловлены несовершенством инструментария, они могут быть устранены. В той мере, в какой они обусловлены объективными причинами, в том числе и мощными структурными сдвигами, погрешности не могут быть устранены. Таким образом, мощные структурные сдвиги в какой-то мере накладывают объективные пределы повышению точности измерений в переходной экономике.

---

<sup>138</sup> См. (Фишер, 1928, с. 84).

Во-вторых, учет структурных сдвигов может влиять на содержательную интерпретацию. Так, для анализа экономической динамики обычно используют сводные экономические индексы. При этом всю совокупность индивидуальных индексов, описывающих различные процессы в экономике, заменяют небольшим числом сводных индексов, подобно тому, как в механике движение системы материальных точек как целого описывают движением центра масс системы, а при анализе распределений используют меру расположения. Но в механике, как известно, подмена анализа движения совокупности материальных точек анализом движения ее центра масс далеко не всегда является корректной, поскольку во многих случаях нельзя пренебречь движением материальных точек системы относительно ее центра масс. Для описания движения системы относительно центра масс используют, в частности, моменты инерции и импульса. При анализе распределений использования лишь меры расположения также далеко не всегда бывает достаточно. Помимо меры расположения для этого используют и другие числовые характеристики распределений – меры рассеяния, асимметрии, эксцесса и т.д. В экономике также анализ лишь сводного индекса не всегда может заменить анализ всей совокупности индивидуальных индексов. Динамика сводных экономических индексов способна сказать о многом, но не обо всем. Замена совокупности индивидуальных индексов единственным сводным допустима лишь при небольшом разбросе индивидуальных индексов, при этом, что такое «небольшой разброс», определяется той задачей, для решения которой используется индекс. Чем сильнее различаются структуры сопоставляемых ситуаций, тем в меньшей степени сводный экономический индекс характеризует совокупность индивидуальных индексов. В случае значительных структурных сдвигов использование дополнительной информации о совокупности индивидуальных индексов может существенно повлиять на получаемые выводы. Эта дополнительная информация может быть учтена, в частности, в виде сводных индикаторов структурных сдвигов.

Данный раздел имеет следующую структуру. Сначала дается описание инструментария анализа структурных сдвигов, являющегося, по нашему мнению, естественным дополнением стандартного инструментария экономических индексов, подобно тому, как методы анализа движения механической системы относительно ее центра масс являются естественным дополнением методов анализа движения центра масс системы, а меры рассеяния, асимметрии, эксцесса дополняют меру расположения при исследовании распределений. Вводятся необходимые определения и обсуждаются типы задач анализа структурных сдвигов.

Затем проводится анализ структурных сдвигов в системе цен, т.е. эволюции ценовых пропорций, и структурных сдвигов в производстве. Проанализированы интенсивность, поступательность и направленность движения пропорций потребительских цен и структуры промышленного производства в процессе экономических реформ. Выявлены некоторые закономерности и обсуждены их возможные причины. Показано, что при имевших место колоссальных изменениях российских ценовых пропорций использование лишь традиционных сводных индексов цен недостаточно для адекватного анализа инфляционных процессов. Раздел завершается обсуждением полученных результатов.

Данный раздел основан на работах (Бессонов, 1998b, 1999, 2000, 2001b, 2002b, 2003b), в которых соответствующие вопросы рассмотрены более подробно.

## 4.2. Измерение структурных сдвигов и структурных различий в экономике

Под структурными сдвигами в экономике, как уже было отмечено, будем понимать изменение с течением времени пропорций между элементами совокупности. Структурные сдвиги являются, таким образом, следствием различий в темпах роста элементов совокупности.

### 4.2.1. Простейшие приемы анализа структурных сдвигов

Простейшим способом анализа структурных сдвигов в соизмеримых совокупностях, т.е. в совокупностях, элементы  $v^j$  которых можно суммировать, является исследование динамики *индивидуальных долей*

$$(4.1) \quad G_t^j = v_t^j / \sum_i v_t^i ,$$

где  $j$  – номер элемента совокупности, динамика доли которого анализируется, а суммирование в знаменателе производится по всем элементам совокупности, либо *групповых долей*

$$(4.2) \quad G_t' = \sum_i v_t^i / \sum_i v_t^i ,$$

где суммирование в числителе производится по множеству индексов, соответствующих элементам анализируемой группы, на что указывает штрих при знаке суммы.

Эти приемы позволяют проанализировать, например, динамику доли услуг в производстве ВВП или динамику доли топливно-сырьевых отрас-

лей в общем объеме промышленного производства в номинальном выражении.

Различия в темпах роста элементов произвольных совокупностей (не обязательно соизмеримых) можно анализировать, используя и отношения соответствующих индивидуальных базисных индексов

$$(4.3) \quad G_{T_0,t}^{ij} = \frac{I_{T_0,t}^i}{I_{T_0,t}^j},$$

либо отношение индивидуального индекса к сводному

$$(4.4) \quad G_{T_0,t}^j = \frac{I_{T_0,t}^j}{I_{T_0,t}},$$

где надстрочные индексы  $i$  и  $j$  обозначают элементы совокупности,  $T_0$  – фиксированный базисный период, а  $t$  – текущий период. Именно так анализируется, например, динамика относительных цен.

Анализ структурных сдвигов с использованием таких простейших приемов подобен анализу экономических процессов с использованием лишь индивидуальных индексов. Достоинством такого подхода является возможность использования всей имеющейся информации. В то же время его серьезным недостатком является отсутствие целостного представления о всей совокупности структурных сдвигов. Другими словами, эти простейшие индикаторы не дают комплексной характеристики структурных сдвигов изучаемой совокупности подобно тому, как анализ лишь индивидуальных экономических индексов не позволяет описать явление в целом. Для этого необходимо использовать *сводные индикаторы структурных сдвигов*, являющиеся аналогами сводных экономических индексов. Основная часть информации о поведении элементов совокупности при их построении теряется, но оставшаяся позволяет получить представление о явлении в целом.

#### 4.2.2. Стохастический подход к построению сводных индикаторов структурных сдвигов

В экономической литературе прослеживаются два основных подхода к построению сводных индикаторов структурных сдвигов. В соответствии с первым подходом (его можно назвать *стохастическим*) для каждой пары сопоставляемых периодов строят индивидуальные индексы для всех  $n$  элементов совокупности (корзины). Сводные индикаторы структурных сдви-



гов получают по аналогии с оценками числовых характеристик одномерных распределений вероятностей: меру рассеяния распределения индивидуальных индексов рассматривают как индикатор структурных сдвигов, в дополнение к мере расположения, каковой является сводный экономический индекс<sup>139</sup>. Также иногда анализируют характеристики асимметрии и эксцесса. Этот подход развивает идеи стохастической теории индексов<sup>140</sup>, которая восходит к работам Ф. Эджворта.

Ниже приведены формулы сводных индексов структурных сдвигов на примере системы цен. Индикаторы структурных сдвигов для других совокупностей могут быть построены по аналогии.

Пусть  $p_t^j > 0$  – цена товара  $j$  периода  $t$ ,  $j = \overline{1, n}$ ,  $n$  – число товаров в корзине,  $w^j > 0$  – веса,  $\sum w^j = 1$ ,  $r_{t_1, t_2}^j = \ln(p_{t_2}^j / p_{t_1}^j)$  – логарифм индивидуального индекса<sup>141</sup> цен товара  $j$  за время от  $t_1$  до  $t_2$ , а  $\bar{r}_{t_1, t_2} = \sum_j w^j r_{t_1, t_2}^j$  – соответствующее взвешенное среднее по корзине. Тогда

$$(4.5) \quad I_{t_1, t_2} = \exp \bar{r}_{t_1, t_2} = \exp \left( \sum_j w^j r_{t_1, t_2}^j \right) = \prod_j \left( \frac{p_{t_2}^j}{p_{t_1}^j} \right)^{w^j}$$

дает оценку среднего роста цен за время от  $t_1$  до  $t_2$ , т.е. является сводным индексом цен. Взвешенное среднеквадратическое отклонение распределения логарифмов индивидуальных индексов цен от среднего

$$(4.6) \quad D_{t_1, t_2} = \left( \sum_j w^j \left( r_{t_1, t_2}^j - \bar{r}_{t_1, t_2} \right)^2 \right)^{1/2}$$

можно рассматривать как сводный индекс структурных сдвигов.

#### 4.2.3. Векторный подход к построению сводных индикаторов структурных сдвигов

В соответствии со вторым подходом (его можно назвать *векторным*) для каждого из сопоставляемых периодов строят  $n$ -мерный вектор из всех элементов анализируемой совокупности. Для пары периодов сопоставляют

<sup>139</sup> См., например, (Казинец, 1969), (Roman, 1969), (Yotopoulos, Lau, 1970), (Parks, 1978).

<sup>140</sup> См., например, (Prasch, 1995).

<sup>141</sup> При работе с ценами чаще используют логарифмы отношений цен, поскольку распределение отношений цен обычно тяготеет к логнормальному.

пару векторов, различающихся, вообще говоря, как длиной (нормой), так и направлением. Отношение норм этих векторов можно рассматривать как сводный экономический индекс, а какую-либо меру расхождения между их направлениями – как сводный индикатор структурных сдвигов<sup>142</sup>. Векторный подход в идейном плане близок к аксиоматической теории индексов<sup>143</sup>.

Цены (как и количества) товаров и услуг некоторой корзины некоторого периода времени представляют собой совокупность, вообще говоря, непосредственно несоизмеримую, т.е. такую, элементы которой нельзя суммировать. Для приведения таких совокупностей к соизмеримому виду используют коэффициенты соизмерения (приведения). В качестве коэффициентов приведения для совокупности цен могут выступать количества товаров и услуг в корзине. Для совокупности количеств коэффициентами приведения могут служить соответствующие им цены.

Пусть  $q^j > 0$ ,  $j = \overline{1, n}$  – количества, используемые в качестве коэффициентов приведения. Совокупность  $v_t^j = q^j p_t^j$ ,  $j = \overline{1, n}$  для каждого периода  $t$  является соизмеримой. Вектор, компонентами которого являются элементы этой совокупности, обозначим  $\mathbf{v}_t$ . Отношение

$$(4.7) \quad I_{t_1, t_2} = \frac{\|\mathbf{v}_{t_2}\|}{\|\mathbf{v}_{t_1}\|}$$

дает оценку роста цен за время от  $t_1$  до  $t_2$ , т.е. является сводным индексом цен. Индикатор

$$(4.8) \quad D_{t_1, t_2} = \left\| \frac{\mathbf{v}_{t_2}}{\|\mathbf{v}_{t_2}\|} - \frac{\mathbf{v}_{t_1}}{\|\mathbf{v}_{t_1}\|} \right\|, \quad D_{t_1, t_2} \in [0, 2]$$

можно рассматривать как сводный индекс структурных сдвигов.

Чаще всего используют метрику  $L_1$ , поскольку в ней сводный индекс является обычным агрегатным индексом. В этой метрике сводный индекс структурных сдвигов имеет вид

$$(4.9) \quad D_{t_1, t_2} = \sum_j \left| \frac{q^j p_{t_2}^j}{\sum_i q^i p_{t_2}^i} - \frac{q^j p_{t_1}^j}{\sum_i q^i p_{t_1}^i} \right|.$$

<sup>142</sup> См., например, (Казинец, 1969), (Коссов, 1975), (Моог, 1978), (Минасян, 1983).

<sup>143</sup> См., например, (Balk, 1995).

#### 4.2.4. Связь между двумя подходами

Рассмотренные подходы к построению сводных индикаторов структурных сдвигов весьма близки между собой. В соответствии с обоими подходами движение системы как целого описывается сводным экономическим индексом, а относительное движение внутри системы описывается сводным индексом структурных сдвигов. Индекс структурных сдвигов, построенный в рамках одного подхода, можно представить и в рамках другого. Так, показатель (4.9) можно представить в виде

$$D_{t_1, t_2} = \left( \sum_j \frac{q^j p_{t_1}^j}{\sum_k q^k p_{t_1}^k} \left| \frac{p_{t_2}^j}{p_{t_1}^j} - \frac{\sum_k q^k p_{t_2}^k}{\sum_k q^k p_{t_1}^k} \right| \right) / \frac{\sum_j q^j p_{t_2}^j}{\sum_j q^j p_{t_1}^j}$$

или

$$D_{t_1, t_2} = \frac{\sum_j w_{t_1}^j |I_{t_1, t_2}^j - I_{t_1, t_2}|}{I_{t_1, t_2}},$$

т.е. как отношение взвешенного среднего абсолютного отклонения распределения индивидуальных индексов  $I_{t_1, t_2}^j = p_{t_2}^j / p_{t_1}^j$  от соответствующего сводного индекса  $I_{t_1, t_2} = \sum_j w_{t_1}^j I_{t_1, t_2}^j$ , где  $w_{t_1}^j = q^j p_{t_1}^j / \sum_k q^k p_{t_1}^k$ , к сводному индексу  $I_{t_1, t_2}$ . Таким образом, показатель  $D_{t_1, t_2}$  можно рассматривать как относительную меру вариации индивидуальных индексов цен.

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

Таким образом, от расстояния между направлениями двух векторов можно перейти к относительной мере вариации индивидуальных индексов, т.е. к числовой характеристике распределения индивидуальных индексов. Поэтому различия между рассмотренными подходами не являются принципиальными. Выбор подхода (и соответствующей ему системы индикаторов) в каждом конкретном случае определяется из соображений большего удобства описания.

Формулы сводных индексов структурных сдвигов могут быть и другими, но они должны отвечать определенным требованиям, подобно тому,

как экономические индексы должны удовлетворять некоторым тестам<sup>144</sup>. В частности, индекс должен быть *инвариантен относительно смены единиц измерения*. Кроме того, сводный индекс структурных сдвигов системы цен должен быть *инвариантен относительно изменения масштаба цен*: если все цены  $p_{t_1}^j$ ,  $j = \overline{1, n}$  периода  $t_1$  заменить на  $\alpha p_{t_1}^j$ , а все цены  $p_{t_2}^j$ ,  $j = \overline{1, n}$  периода  $t_2$  – на  $\beta p_{t_2}^j$ , где  $\alpha > 0$  и  $\beta > 0$  – произвольные константы, то это не должно влиять на значение индекса. Выполнение этого требования позволяет отделить изменения ценовых пропорций от изменений масштаба цен. Несмотря на очевидность этого требования, нередки случаи использования индикаторов структурных сдвигов, не удовлетворяющих ему. Так, если в (4.6) вместо  $r_{t_1, t_2}^j = \ln(p_{t_2}^j / p_{t_1}^j)$  использовать  $r_{t_1, t_2}^j = p_{t_2}^j / p_{t_1}^j$ , то получаемый индекс структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$  не будет удовлетворять требованию инвариантности относительно изменения масштаба цен.

#### 4.2.5. Задачи анализа структурных сдвигов

Для решения разных задач анализа структурных сдвигов подходят разные индикаторы. *Цепной индекс структурных сдвигов*

$$(4.10) \quad d_t = D_{t-1, t}$$

и подобные ему индикаторы, основанные на сопоставлении соседних (или разделенных фиксированным количеством) периодов, давая сводную количественную оценку структурных сдвигов на одном шаге по времени, позволяют проводить *анализ интенсивности структурных сдвигов*, т.е. устанавливать, в каком из последовательных интервалов времени структура совокупности подвергалась более значительному изменению, а в каком – менее.

Показатель  $d_t$  есть мера когерентности изменений совокупности индивидуальных индексов на шаге по времени  $t$ , т.е. за время между  $t-1$  и  $t$ . Если  $d_t = 0$ , то на шаге  $t$  все индивидуальные индексы исследуемой совокупности изменились совершенно одинаково, синхронно (скажем, цены на все представители корзины изменились в одинаковой пропорции). Если же  $d_t > 0$ , то такой синхронизации изменений не наблюдается, причем чем больше  $d_t$ , тем сильнее различия в динамике совокупности индивидуальных индексов на соответствующем шаге по времени, т.е. тем менее когерентно

<sup>144</sup> Тесты экономических индексов рассматриваются, в частности, в (Фишер, 1928), (Аллен, 1980), (Кевеш, 1990), (Зоркальцев, 1996).

изменяются индивидуальные индексы. Ничего иного индикатор  $d_t$  не показывает. В частности, если значения  $d_t$  показывают значительные различия в динамике совокупности индивидуальных индексов на протяжении нескольких последовательных шагов по времени, то из этого не следует, что за все это время пропорции между элементами совокупности значительно изменились, как не следует и обратного. Изменения пропорций на одних шагах по времени могли компенсироваться изменениями пропорций противоположной направленности на других периодах так, что за все это время они могли остаться неизменными или измениться незначительно. И, наоборот, возможна ситуация поступательного изменения пропорций между элементами совокупности, когда при тех же значениях  $d_t$  на каждом из последовательных шагов по времени, что и в предыдущем случае, пропорции между элементами совокупности за все это время могли значительно измениться. Анализ динамики индикатора  $d_t$  не позволяет различить эти две ситуации.

При анализе интенсивности структурных сдвигов на первый план выходит временной аспект: первостепенным является определение периодов наиболее значимых структурных изменений, т.е. выявление, когда тот или иной период структурных сдвигов начался, закончился, ускорился, замедлился, имел кульминацию и т.п.

*Базисный индекс структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$*  и подобные ему индикаторы, основанные на сопоставлении произвольных периодов, давая количественную оценку структурных сдвигов за соответствующее время, позволяют проводить *анализ 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. Анализ интенсивности структурных сдвигов, как уже отмечено, не позволяет делать суждения о степени их поступательности. Структурные сдвиги умеренной интенсивности, но происходящие поступательно в определенном направлении, могут значить в содержательном плане гораздо больше, чем интенсивные сдвиги, вызванные лишь нерегулярными колебаниями без ясно выраженной тенденции. Анализ поступательности структурных сдвигов призван ответить на вопрос, стала ли структура другой. Для решения двух рассмотренных задач исследуется одна и та же совокупность в разные периоды времени, вне связи ее с другими совокупностями и без привлечения иной дополнительной информации.

Заметим, что в плане техники анализа между сводными экономическими индексами и сводными индексами структурных сдвигов имеются существенные различия. Экономические индексы обычно обладают свойством

транзитивности, т.е. для произвольных периодов  $t_1$ ,  $t_2$  и  $t_3$  выполняется  $I_{t_1,t_3} = I_{t_1,t_2} \cdot I_{t_2,t_3}$  (во всяком случае, этим свойством обладают индексы (4.5) и (4.7)). Поэтому нет необходимости анализировать их значения для всех возможных пар  $(t_1, t_2)$ . Достаточно рассмотреть лишь динамику  $I_{T_0,t}$ , где  $T_0$  – произвольный базисный период. Временные ряды таких индексов с любым базисным периодом (как и временной ряд индекса в цепной форме) несут одну и ту же информацию. Индексы  $D_{t_1,t_2}$  свойством транзитивности не обладают (можно показать, что  $D_{t_1,t_3} \leq D_{t_1,t_2} + D_{t_2,t_3}$ ), поэтому их анализ не может быть сведен к анализу динамики одного базисного индекса с произвольно выбранным базисным периодом. Строго говоря, необходимо анализировать значения индекса структурных сдвигов для всех пар  $(t_1, t_2)$ . В частности, временной ряд цепного индекса  $d_t = D_{t-1,t}$  не может быть построен на основе какого-либо из временных рядов базисных индексов  $D_{T_0,t}$ . Именно это и делает различие задач анализа интенсивности и поступательности структурных сдвигов существенным. То обстоятельство, что сводные индексы структурных сдвигов  $D_{t_1,t_2}$  не обладают свойством транзитивности, не позволяет строить их как сцепленные и, следовательно, не позволяет строить сводные индексы структурных сдвигов, являющиеся аналогами индексов Дивизиа для сводных экономических индексов. Поэтому сводные индексы структурных сдвигов строятся только как прямые индексы.

Анализ интенсивности структурных сдвигов, даже подкрепленный анализом их поступательности, не позволяет тем не менее делать выводы о направленности структурных сдвигов, т.е. не позволяет ответить на вопрос, улучшилась ли в некотором смысле структура изучаемой совокупности, ухудшилась или осталась неизменной. Можно лишь говорить о том, стала она другой или нет. Для решения задачи *анализа направленности структурных сдвигов* необходимо привлечение дополнительной информации, помимо информации о динамике состояния исследуемой системы. Эта информация может быть привлечена, например, путем задания выделенной структуры (внешней, эталонной, нормативной, плановой и т.п.), что позволяет анализировать динамику структурных различий между текущей структурой и выделенной (этот подход используется ниже в разделе 4.3), либо путем введения отношения порядка на множестве элементов исследуемой совокупности, что позволяет оценить текущее качество структуры в смысле, определяемом введенным отношением порядка (как это сделано в разделе 4.4).

Говоря о структурных сдвигах, имеют в виду проведение межвременных сопоставлений. Когда аналогичный анализ проводится применительно к территориальным сопоставлениям, говорят о структурных различиях. Термин «структурные различия» в широком смысле иногда используют также и для обозначения структурных сдвигов.

### 4.3. Эволюция ценовых пропорций в процессе экономических реформ

#### 4.3.1. Масштаб изменений ценовых пропорций

Развитие инфляционных процессов в России переходного периода сопровождалось интенсивными изменениями ценовых пропорций, т.е. значительными структурными сдвигами. Масштаб произошедших структурных сдвигов наглядно иллюстрирует рис. 4.2, на котором показана динамика базисного индекса цен

$$(4.11) \quad I_{T_1,t} = \prod_j \left( \frac{p_t^j}{p_{T_1}^j} \right)^{w^j},$$

построенного по корзине потребительских товаров.

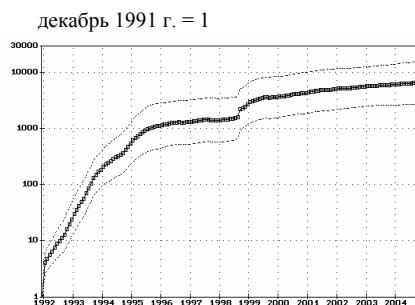


Рис. 4.2. Индекс цен по корзине потребительских товаров (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений логарифмов индивидуальных индексов

$$\ln(p_t^j / p_{T_1}^j), T_1 - \text{декабрь 1991 г.}).$$

Использованная корзина потребительских товаров включает 61 товар-представитель (без услуг). Она описана в разделе 2.5 как усеченный массив данных и покрывает 51.2% от корзины ИПЦ Росстата для всех товаров и

услуг, исходя из структуры потребительских расходов 1994 г. Использованы месячные индексы цен для товаров-представителей этой корзины, на основе которых рассчитывается ИПЦ Росстата. Данные охватывают период с декабря 1991 г. по ноябрь 2004 г. Используемая система весов основана на структуре потребительских расходов 1994 г.

Рассеяния распределений индивидуальных индексов цен показывают, что на протяжении периода реформ имеют место колоссальные структурные сдвиги. Так, взвешенное среднеквадратическое отклонение распределения логарифмов индивидуальных индексов  $\ln(p_{T_2}^j / p_{T_1}^j)$  составляет  $D_{T_1, T_2} = 0.88$ , что соответствует изменению индивидуальных индексов  $p_{T_2}^j / p_{T_1}^j$  в  $\exp(0.91) \approx 2.4$  раза (!) от среднего. Это указывает на *огромный масштаб произошедших структурных сдвигов*. Здесь индекс структурных сдвигов  $D_{T_1, T_2}$  рассчитан в соответствии с (4.6), а  $T_1$  и  $T_2$  обозначают соответственно начало и конец отрезка времени, покрываемого данными использованной корзины потребительских товаров, т.е. декабрь 1991 г. и ноябрь 2004 г.

Это же демонстрирует и рис. 4.3, на котором показана динамика базисных индексов структурных сдвигов. Анализ показывает, что ценовые пропорции с течением времени в целом удаляются не только от пропорций конца 1991 г., но и от пропорций любого другого момента времени. Скорость такого удаления максимальна в начале рассматриваемого интервала и в целом убывает с течением времени. Таким образом, можно говорить о феномене мощных *поступательных* структурных сдвигов в российской переходной экономике. При этом в целом поступательное движение (рост) уровня цен сопровождается в целом поступательным движением ценовых пропорций (ср. рис. 4.2 и рис. 4.3).

Колоссальное и затяжное изменение ценовых пропорций является, по нашему мнению, фундаментальным фактом в области динамики цен за время российских реформ, без осознания и учета которого невозможны ни корректное измерение роста цен, ни содержательный анализ инфляционных процессов. При таком масштабе изменения ценовых пропорций анализ лишь сводного индекса цен, т.е. лишь среднего значения совокупности индивидуальных индексов (как бы оно ни было определено) может быть недостаточен для описания изменения всей совокупности цен.



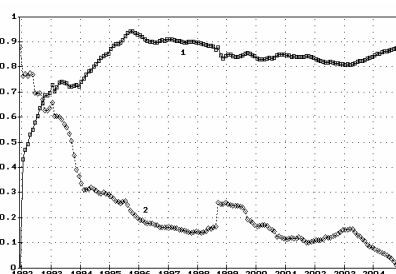


Рис. 4.3. Базисные индексы структурных сдвигов  $D_{T_1,t}$  (1) и  $D_{t,T_2}$  (2) по корзине потребительских товаров ( $T_1$  – декабрь 1991 г.,  $T_2$  – ноябрь 2004 г.).

Следствием огромного масштаба структурных сдвигов является возникновение значительных *измерительных проблем*, некоторые из них рассмотрены выше. При имевшем место в России переходного периода масштабе структурных сдвигов погрешности измерения роста цен (как случайные, так и систематические) могут составлять десятки процентов от произошедшего роста цен, т.е. иметь тот же порядок, что и сама измеряемая величина. В ряде случаев это может приводить к ошибкам в трактовках даже на качественном уровне.

#### 4.3.2. Затяжной характер структурных сдвигов

Интенсивные структурные сдвиги носят *затяжной характер*: они продолжались после либерализации цен на протяжении нескольких лет. На это указывает как динамика базисных индексов структурных сдвигов (рис. 4.3), так и динамика индекса интенсивности структурных сдвигов  $d_t = D_{t-1,t}$  (рис. 4.4). Максимальное удаление от ценовых пропорций, существовавших накануне либерализации цен, наблюдалось в 1995 г. (см. динамику показателя  $D_{T_1,t}$  на рис. 4.3), т.е. основные поступательные сдвиги ценовых пропорций произошли на протяжении четырех лет после либерализации цен до конца 1995 г. Но даже и после этого изменения ценовых пропорций были весьма значительны, как на это указывает динамика показателя  $D_{t,T_2}$  на рис. 4.3.

Затяжной характер структурных сдвигов является не таким уж тривиальным фактом, как это может показаться на первый взгляд, поскольку он противоречит имевшим место перед либерализацией цен ожиданиям скорого установления новых («правильных», «рыночных») ценовых пропорций. Затяжной характер структурных сдвигов является весомым аргумен-

том в пользу мнения о значительной устойчивости ценовых пропорций, существовавших до начала экономических реформ. Длительность времени (измеряемая многими годами), необходимого для изменения этих пропорций, свидетельствует в пользу того, что существуют более фундаментальные причины, определяющие специфику структуры российских цен, нежели субъективный характер некоторых административных решений.

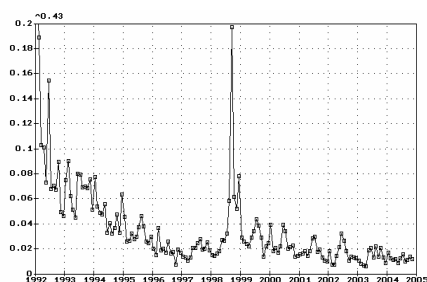


Рис. 4.4. Индекс интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  по корзине потребительских товаров.

Убывание интенсивности структурных сдвигов по мере снижения темпов инфляции (ср. рис. 4.4 и рис. 4.2) согласуется с известным предположением о связи интенсивности структурных сдвигов с темпами инфляции<sup>145</sup>. Ранние стадии перехода отличаются наиболее интенсивными структурными сдвигами и наиболее высокими темпами инфляции. И те, и другие постепенно затухают по мере затухания переходного процесса.

Убывание интенсивности структурных сдвигов с течением времени означает повышение степени синхронизации месячных изменений цен товаров-представителей. Это, в свою очередь, означает, что повышается точность (уменьшается относительная погрешность) сводных индексов цен. Интенсификация структурных сдвигов в периоды ускорения роста цен приводит к тому, что для этих периодов характерна наименьшая точность сводных индексов. Таким образом, именно тогда, когда сводный индекс цен представляет наибольший содержательный интерес, он имеет наименьшую точность.

#### 4.3.3. Сближение уровней цен в России и США

Для переходных экономик на начальном этапе реформ обычно присуща значительная заниженность обменных курсов национальных валют по от-

<sup>145</sup> См., например, (Gleiser, 1965), (Parks, 1978).

ношению к валютам экономически развитых стран. В первые годы после проведения либерализации цен и внешнеэкономической деятельности наблюдается значительное укрепление национальной валюты. Этому способствует и то, что обменный курс национальной валюты зачастую используется в качестве номинального якоря как инструмент сдерживания инфляции, которая сопровождает этот период. В связи с этим бывает весьма важно оценить те пределы, до которых такая политика оправдана и после которых начинают преобладать негативные последствия для реального сектора экономики, обусловленные чрезмерным укреплением национальной валюты.

Рассмотрим, как этот процесс протекал в России. С этой целью проанализируем процесс сближения уровней потребительских цен в России и США. На рис. 4.5 показана эволюция отношений частного паритета покупательной способности (ППС) к обменному курсу рубля к доллару по корзине потребительских товаров

$$(4.12) \quad I_t^j = \prod_j \left( \frac{p_t^j}{p_t'^j e_t} \right)^{w^j},$$

где  $p_t^j$  – цена товара  $j$  периода  $t$  в США,  $e_t$  – обменный курс рубля к доллару. Здесь в качестве потребительских цен в США использовались цены  $p_t^j = p_{T_0}^j \cdot I_{T_0,t}$ , где  $p_{T_0}^j$  – среднегодовые цены в США<sup>146</sup> в году  $T_0$ , в качестве которого взят 1993 г.,  $I_{T_0,t}$  – индекс потребительских цен в США. Таким образом, структура цен в США считается неизменной с течением времени, меняется только их масштаб в соответствии с ИПЦ.

Сопоставление с внешними ценами неизменной структуры было обусловлено следующими причинами. Во-первых, ценовые пропорции в российской переходной экономике изменяются быстрее и сильнее, что позволяет в первом приближении считать пропорции внешних цен неизменными. Во-вторых, интерес в рамках данного исследования представляет динамика ценовых пропорций именно в России, не зашумленная динамикой пропорций внешних цен. В-третьих, содержательные выводы ниже делаются главным образом лишь для первого периода реформ, когда происходило исправление основных ценовых диспропорций. Анализ же структурных различий текущих российских цен с американскими ценами 1993 г. в конце рассматриваемого интервала времени лишен смысла не только потому, что

<sup>146</sup> Эти данные описаны в (Госкомстат, 1996d), (Бессонов, 1998b, 1999).

американские ценовые пропорции к этому времени могут значительно измениться, но и потому, что нет оснований ожидать полной сходимости структур цен в двух странах. Таким образом, индикаторы структурных различий, построенные на основе таких внешних цен, отражают именно эволюцию структуры российских цен и не искажены влиянием движения структуры внешних цен.

Рис. 4.5 показывает, что динамика реального курса рубля имеет явно выраженный *ступенчатый характер*. Можно выделить периоды в первом приближении постоянных соотношений внутренних цен в России и США (и соответственно значений реального курса рубля), разделенные короткими переходными периодами. С весны 1992 г. до лета 1993 г. средний уровень российских цен на потребительские товары составлял всего порядка 15% от соответствующего уровня в США. Этот первый период характеризуется наибольшей волатильностью и наименьшей точностью оценок. Отметим также, что сравнение уровней российских цен в дорыночные времена и в самом начале периода реформ с зарубежными не является вполне корректным по причине слабой сопоставимости качества и состава товаров и услуг на внутренних рынках, принципиально различных структур потребительских расходов, нерыночного курса рубля и т.п.

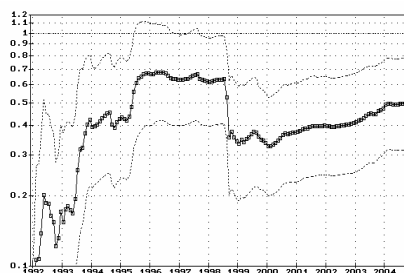


Рис. 4.5. Отношения частных ППС к обменному курсу рубля к доллару по корзине потребительских товаров (пунктиром показаны стандартные отклонения распределений  $\ln(p_t^j / p_t^{j*} e_t)$ ).

С осени 1993 г. по весну 1995 г. российские цены составляли уже примерно 40% от американских, с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г. – около 65%, после чего осенью 1998 г. они опустились на уровень около 35%. Соответственно, имело место два периода резкого укрепления реального курса рубля – с июня по декабрь 1993 г. и с мая до конца осени 1995 г., когда обменный курс рубля использовался в качестве номинального якоря, т.е. как инструмент борьбы с инфляцией, и одно резкое ослабле-

ние – в августе-сентябре 1998 г., во время обострения кризиса. С 2000 г. до конца рассматриваемого периода времени наблюдается тенденция постепенного укрепления реального курса рубля.

До второй половины 1995 г. данный показатель в целом рос, причем весьма значительно. Вместе с тем даже максимальные значения, наблюдавшиеся с конца лета 1995 г. по конец лета 1998 г., заметно отстают от единицы, которой соответствует равенство обменного курса паритету покупательной способности, т.е. равенство средних уровней цен в России и США: обменный курс рубля был ниже паритетного значения примерно в 1.5 раза. Другими словами, потребительские цены на товары в России в среднем на протяжении этого трехлетнего периода были примерно в 1.5 раза ниже, чем в США.

Наибольшее значение отношения ППС к обменному курсу было достигнуто для непродовольственных товаров. Это вполне естественно, если учесть масштаб их импорта. Наименьшим же такое отношение является для платных услуг населению, что также вполне естественно, учитывая соотношение уровней доходов населения в сравниваемых странах и то обстоятельство, что услуги практически не могут быть ни импортируемы, ни экспортируемы<sup>147</sup>.

#### 4.3.4. Динамика структурных различий

Рис. 4.5 показывает, что наблюдается значительный разброс соотношений покупательных способностей валют по отношению к конкретному товару  $p_t^j / p_t'^j e_t$  от их геометрического среднего  $I_t^j$ , т.е. значительные *структурные различия*. Это же демонстрирует и рис. 4.6, на котором показана динамика индекса структурных различий

$$(4.13) \quad D_t^j = \left( \sum_j w^j (r_t'^j - \bar{r}_t^j)^2 \right)^{1/2},$$

где  $r_t'^j = \ln(p_t^j / p_t'^j e_t)$ ,  $\bar{r}_t^j = \sum_j w^j r_t'^j$ .

Обращает на себя внимание чрезвычайно большое значение индекса структурных различий перед либерализацией цен и вскоре после нее: в декабре 1991 г. взвешенное среднеквадратическое отклонение распределения  $\ln(p_t^j / p_t'^j e_t)$  составляло  $D_t^j = 0.96$ , что соответствует изменению отношений  $p_t^j / p_t'^j e_t$  в  $\exp(0.96) \approx 2.6$  раза (!) от среднего. Это может свидетельст-

<sup>147</sup> Подробнее см. (Бессонов, 1998b, 1999).

говать о том, что накануне либерализации цен структуры потребительских цен России и США кардинально различались между собой. Даже в конце 1997 г. – середине 1998 г., когда разброс был минимальным (рис. 4.6),  $D'_T = 0.44$ , что соответствует 55% от ППС. Верхний край полосы – отношение ППС к обменному курсу плюс-минус одно стандартное отклонение распределений  $\ln(p_i^j / p_i^j e_i)$  – с осени 1995 г. превысил единичную отметку и оставался на близком к ней уровне до обострения кризиса в августе 1998 г. (см. рис. 4.5).

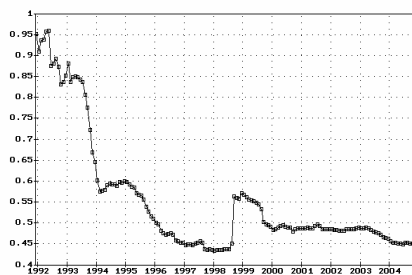


Рис. 4.6. Индекс структурных различий  $D'_T$  по корзине потребительских товаров.

Причиной огромных различий между структурами внутренних и внешних цен (в качестве ориентиров которых использованы цены в США) является закрытость советской экономики, отсутствие в ней эффективных механизмов исправления возникающих диспропорций, что и привело к накоплению последних. Вместе с тем наличие колоссальных структурных различий такого рода имеет ряд следствий. Так резкое укрепление реального курса рубля в 1995 г. при имевшем место разбросе индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен привело к тому, что внутренние цены на значительную часть потребительских товаров стали выше внешних (рис. 4.7), несмотря на то, что анализ лишь отношения ППС к обменному курсу, казалось бы, показывает наличие значительного «запаса прочности». Дальнейшее укрепление реального курса рубля (типа тех, что имели место в 1993 и 1995 гг.) могло бы еще более усугубить эту проблему с очевидными последствиями для отечественных производителей, экспортеров, торгового баланса и т.п. При таком масштабе структурных различий негативные последствия укрепления рубля начинают проявляться задолго до того, как ППС сравняется с обменным курсом, а именно, когда ППС сблизится с обменным курсом на расстояние порядка стандартного отклонения распределения индивидуальных отношений внутренних и внешних цен.

Другими словами, большие структурные различия вынуждают использовать более общее понятие близости ППС и обменного курса, чем то, которым традиционно принято пользоваться. Отсюда следует вывод, что при имеющем место в течение переходного периода разбросе индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен анализ лишь паритетов покупательной способности (т.е. мер расположения распределений индивидуальных соотношений) является недостаточным при принятии решений, способных повлиять на дальнейшую динамику реального курса рубля: отношение ППС/обменный курс (мера расположения) может показывать наличие заметного резерва для укрепления реального курса рубля, например, с целью сдерживания инфляции, огромный разброс индивидуальных соотношений цен (который отражает соответствующая мера рассеяния) в то же самое время может свидетельствовать о крайней нежелательности (или даже о невозможности) проведения подобных мероприятий. Именно это и иллюстрируют рис. 4.5 и 4.7.

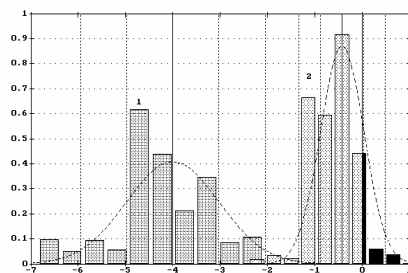


Рис. 4.7. Гистограммы распределений  $\ln(p_t^j / p_t^{j*} e_t)$  для корзины потребительских товаров и плотности нормальных распределений с теми же средними и дисперсиями: 1 – непосредственно перед либерализацией цен ( $t = T_1$  – декабрь 1991 г.); 2 – в период наибольшего укрепления реального курса рубля ( $t = T_2$  – июль 1997 г.). Черным цветом выделена область, где цены в России превышали цены в США.

Представляется, что возможности использования обменного курса рубля в качестве инструмента сдерживания инфляции были исчерпаны уже к середине 1995 г. (см. рис. 4.5), т.е. до последнего резкого укрепления реального курса рубля. Политика же дальнейшего укрепления реального курса рубля и поддержания его на протяжении трех лет с середины 1995 г. до лета 1998 г. на стабильно высоком уровне, по нашему мнению, была ошибочной, поскольку она поставила отечественных производителей многих видов конечной продукции в условия жесткой конкуренции с зарубежными, не дав первым, не имеющим опыта работы в подобных условиях, соот-

ветствующих кадров, технологий, оборотных средств, инвестиций, кредитов на приемлемых условиях, развитой инфраструктуры, и даже времени, достаточного для адаптации к изменяющимся условиям. Результатом явилось вытеснение отечественного производителя даже с внутреннего рынка (порядка половины потребительских товаров импортировалось), которое привело к резкому ускорению промышленного спада и изменению структуры производства не в пользу отраслей высокого уровня переработки и способствовало сырьевой интеграции России в мировую экономику со всеми вытекающими из этого сценария долгосрочными экономическими, политическими и демографическими последствиями. Когда возможности проведения такой политики были исчерпаны, наступил кризис августа 1998 г., в результате которого система восстановила приемлемое для себя соотношение внутренних и внешних цен.

На начальном этапе реформ необходимость некоторого укрепления реального курса рубля и исправления основных ценовых диспропорций (таких, как относительная дешевизна сырья и энергоносителей по сравнению с конечной продукцией), унаследованных от времен плановой экономики, не вызвала возражений. Вопрос состоял не в том, какое направление должны иметь эти процессы, а в том, как быстро они должны протекать и насколько далеко они должны зайти, т.е. не в том, укреплять или не укреплять реальный курс рубля, а *насколько и как быстро* укреплять его, не в том, устранять или не устранять основные ценовые диспропорции, а *в какой мере, в какие сроки и какими методами* устранять их.

Позитивные последствия такой политики (снижение инфляции и инфляционных ожиданий, наполнение внутреннего рынка товарами и повышение их качества) начали проявляться вскоре после начала ее проведения, тогда как негативные (угнетающее воздействие на отечественных производителей, особенно конечной продукции, в оттоке денег из реального сектора в финансовый в связи с резким повышением привлекательности валютных спекуляций и повышением процентных ставок на рынке государственных заимствований, в перераспределении доходов от производителей конечной продукции в пользу производителей энергоносителей, сырья и естественных монополистов, в угнетении инвестиционной активности, в тенденции снижения сальдо торгового баланса) были поначалу незаметны и постепенно накапливались. Отметим также, что стабильность номинального обменного курса рубля не раз и не вполне добросовестно выдавалась за успех проводимой экономической политики. Поскольку цены более подвижны и менее подвержены «зашумляющему» влиянию календарных и сезонных факторов, чем объемы производства, то позитивные последствия, связанные в большей мере с динамикой цен, проявляются гораздо быстрее



и осознаются гораздо раньше, чем негативные последствия, в большей мере связанные с динамикой производства. Здесь имеет место своего рода информационная асимметрия. В экономической системе возникает ситуация усиления положительной обратной связи и ослабления отрицательной, которая не может не привести к кризису.

В результате рубеж между этапами, когда проводимые меры приносят больше пользы, чем вреда, и наоборот, был пройден, и одни диспропорции сменились другими: вместо неестественно слабого рубля образца 1992 г. получили неестественно крепкий рубль образца конца лета 1995 г. – конца лета 1998 г.; вместо относительно дешевого сырья и энергоносителей и относительно дорогой конечной продукции получили без кардинального обновления технологий относительно дорогое сырье и энергоносители и относительно дешевую конечную продукцию и т.п. Представляется, что этот рубеж был перейден в 1995 г.

Процесс устранения вновь возникших диспропорций начался после августа 1998 г. Произошли изменения ценовых пропорций, благоприятные для отечественного производителя (рис. 4.5), немедленно начался мощный промышленный подъем. Эти структурные сдвиги в системе цен противоположны тем, которые имели место в 1995 г. и послужили тогда важнейшей причиной ухудшения финансового состояния промышленности.

#### *4.3.5. Некоторые особенности эволюции структуры российских цен*

Отметим некоторые особенности эволюции структуры российских цен. Процесс приближения структуры российских ценовых пропорций к ценовым пропорциям в США происходил крайне неравномерно во времени: основная часть пути была пройдена во второй половине 1993 г. и в 1995 г., тогда как в результате обострения кризиса в августе–сентябре 1998 г. произошло резкое увеличение структурных различий (рис. 4.6). Замедление роста потребительских цен и укрепление реального курса рубля сопровождалось ускоренным движением ценовых пропорций в сторону пропорций цен в США и в сторону российских пропорций конца рассматриваемого интервала времени (см. динамику показателя  $D_{t,T_2}$  на рис. 4.3). В противном случае сближение пропорций резко замедлялось или даже имело место их удаление (наиболее яркий пример здесь – структурные сдвиги, сопровождавшие обострение кризиса в августе–сентябре 1998 г., см. рис. 4.3, 4.6). Представляется, что эволюция ценовых пропорций в указанном направлении стимулировалась сдерживанием инфляции и укреплением реального курса рубля, ускорение же инфляции и ослабление реального

курса рубля резко замедляло этот процесс или даже обращало его вспять. Такая динамика ценовых пропорций свидетельствует об их устойчивости в силу необходимости приложения значительных усилий для их изменения, что и происходит во время периодов борьбы с инфляцией.

Отметим также, что высокие значения индекса структурных различий  $D'_t$ , отражая значительность рассеяния распределения индивидуальных соотношений внутренних и внешних цен, указывают на существование проблем измерения ППС, подобных проблемам измерения роста цен, вызванным большим рассеянием распределения индивидуальных индексов цен. Масштаб структурных различий таков, что в условиях российского переходного периода едва ли возможно получение оценок ППС, относительная погрешность которых была бы меньше нескольких десятков процентов. Это необходимо учитывать при содержательной интерпретации любых оценок ППС, сделанных для России переходного периода.

Во время скачка цен при их либерализации российские ценовые пропорции *практически не сблизилась* с пропорциями США и *почти не приблизилась* к ценовым пропорциям, характерным для конца рассматриваемого интервала времени. На это указывают динамика индекса структурных различий  $D'_t$  (рис. 4.6) и динамика индекса структурных сдвигов  $D_{t,T_2}$  (рис. 4.3) в окрестности момента либерализации цен. При этом, как показывают резкое изменение индекса структурных сдвигов  $D_{T_1,t}$  (рис. 4.3) и (что то же самое) значение индекса интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  (рис. 4.4) в январе 1992 г., скачок цен при их либерализации характеризовался значительными изменениями ценовых пропорций.

Практическое отсутствие движения пропорций цен во время их либерализации в направлении устранения существовавших диспропорций является, на наш взгляд, весьма нетривиальным фактом, поскольку ожидалось обратное: предполагалось, что освобождение цен, во-первых, способствуя устранению ценовых диспропорций, приведет к установлению «правильных», «рыночных» пропорций между ценами, а, во-вторых, приведет к значительному росту масштаба цен лишь во время скачка, причем этот рост прекратится вскоре после либерализации цен. Таким образом, предполагалось, что в результате либерализации цен и без вмешательства государства сильно изменится структура цен и сравнительно слабо (в несколько раз) – их масштаб. В реальности все произошло противоположным образом: ценовые пропорции хотя и претерпели значительные изменения, но эти изменения практически не имели отношения к исправлению диспропорций (т.е. одни диспропорции лишь заменились другими, столь же далекими от «ры-

ночных» ценовых пропорций<sup>148</sup>, первым приближением которых можно считать пропорции конца рассматриваемого интервала времени или пропорции США), в то же самое время масштаб цен стал стремительно расти. И лишь с огромным ростом масштаба цен (на несколько порядков превзошедшим ожидания реформаторов), за длительное время (также совершенно другого порядка, нежели ожидалось), в результате прямого вмешательства государства (регулирование обменного курса рубля, введение «валютного коридора», чудовищное денежное сжатие, см. рис. 4.14) удалось заметно изменить ценовые пропорции в желаемом направлении (отчасти путем прекращения производства отечественных товаров и их замещения импортными). Такое развитие событий показывает, что *структура системы российских цен была несопоставимо более устойчивой, чем ее масштаб*, т.е. для ее изменения требуются гораздо большее время и гораздо большие усилия.

С точки зрения исправления имевшихся ценовых диспропорций, схему, по которой была проведена либерализация цен, едва ли можно считать адекватной, поскольку для выправления относительно «жесткой» (устойчивой) структуры отпустили «мягкий» (подвижный) масштаб цен, что привело к высокой и затяжной инфляции при слабо меняющейся структуре цен. Представляется, что целесообразнее было бы регулировать (ограничивая рост) некоторые цены, отпустив в то же время другие, чтобы «растянуть» (или, если угодно, «сжать») структуру цен в нужном направлении. То обстоятельство, что исправление ценовых диспропорций (в смысле приближения текущей структуры цен к структуре цен конца рассматриваемого интервала времени и к структуре США) резко интенсифицировалось с окончанием периода наиболее высокой инфляции в конце 1993 г. (рис. 4.6), свидетельствует в пользу этого предположения. Кроме того, заслуживает отдельного исследования вопрос о том, насколько нужно было приближать внутренние цены на энергоносители и сырье к внешним с учетом их избытка внутри страны и необходимости значительных инвестиций для смены технологий, которые во многом и определяют ценовые пропорции.

Несимметричность исходной ситуации для мировой и российской экономик, когда изначально нерыночная российская экономика, сравнительно небольшая в мировом масштабе, значительная доля производимой продукции которой не является конкурентоспособной на мировом рынке, интегрируется в мировую экономику, приводит к тому, что в неуправляемой со

---

<sup>148</sup> Выражаясь фигурально, это был прыжок не «в высоту» или «в длину», как в спорте, а «в сторону», зато далеко. Общепринятый термин «big bang» весьма точно отражает суть произошедшего.

стороны государства ситуации сырьевые товары дорожают быстрее потребительских (т.е. внутренние цены первых приближаются к внешним существенно ближе, чем цены вторых), что, в свою очередь, влечет свертывание опережающими темпами производства потребительских товаров (и вообще конечной продукции). Представляется, что избежать неблагоприятного сценария сырьевой интеграции можно лишь путем принятия мер по поддержанию цен на энергоносители и сырье ниже мировых с постепенным увеличением их по мере продвижения реформ и повышения степени конкурентоспособности отечественной конечной продукции.

Неизбежность значительного изменения структуры цен с целью устранения диспропорций, существовавших до начала реформ, может служить важным стимулом развития инфляционных процессов: повышение относительно низких цен в условиях жесткости всей системы ценовых пропорций приводит к росту и остальных цен, способствуя раскручиванию инфляционной спирали<sup>149</sup>. В этом случае можно говорить о *трансформационном росте цен*, обусловленном *трансформационными структурными сдвигами*, которые *первичны* по отношению к росту цен.

#### **4.4. Трансформационные структурные сдвиги промышленного производства**

##### *4.4.1. Масштаб структурных сдвигов*

Переходный процесс в российской экономике сопровождается значительным *трансформационным спадом*, бросающейся в глаза особенностью которого является масштаб сопутствующих ему структурных сдвигов: производство различных видов продукции за время реформ изменилось в существенно разной пропорции. Ярко выраженная неравномерность трансформационного спада позволяет говорить о феномене мощных трансформационных структурных сдвигов.

Трансформационные структурные сдвиги производства проанализированы ниже на основе данных по промышленности. Динамика российского промышленного производства рассматриваемого периода обсуждалась выше в разделе 3.4. Там же был рассмотрен спад и в отраслевом разрезе. Было показано, что в отраслевом разрезе российский трансформационный спад развивался крайне неравномерно. Наименее глубоким спад был в топ-

---

<sup>149</sup> В (Chang, 1995) предлагается модель, в которой в качестве основной причины инфляции в бывших централизованных экономиках (на примере России и Польши) выступают ценовые диспропорции.

тивно-сырьевых отраслях, тогда как отрасли, производящие конечную продукцию, претерпели гораздо более глубокое снижение производства. Также производство продукции, ориентированной на внутренний рынок, снизилось гораздо сильнее, чем производство ориентированной на экспорт продукции. Опережающий спад претерпело и производство продукции инвестиционного и военного назначения.

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.

Масштаб произошедших структурных сдвигов наглядно демонстрирует рис. 4.8, на котором показана динамика компоненты тренда и конъюнктуры индекса промышленного производства и отклонения от нее на величину взвешенных арифметических средних абсолютных отклонений распределений индивидуальных индексов  $q_i^j / q_{T_1}^j$ , где  $T_1$  – январь 1990 г. Видим, что рассеяния этих распределений чрезвычайно велики.

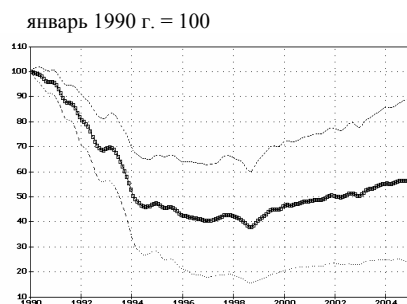


Рис. 4.8. Компонента тренда и конъюнктуры индекса промышленного производства (пунктиром показаны взвешенные арифметические средние абсолютные отклонения распределений индивидуальных индексов  $q_i^j / q_{T_1}^j$ ,  $T_1$  – январь 1990 г.).

#### 4.4.2. Интенсивность структурных сдвигов

На рис. 4.9 приведен график индекса интенсивности структурных сдвигов в промышленном производстве  $d_t = D_{t-1,t}$ , который показывает, как быстро происходят структурные изменения. В данном разделе индексы структурных сдвигов рассчитаны как

$$(4.14) \quad D_{t_1, t_2} = \sum_j \left| \frac{q_{t_2}^j p^j}{\sum_i q_{t_2}^i p^i} - \frac{q_{t_1}^j p^j}{\sum_i q_{t_1}^i p^i} \right| = \sum_j \left| \frac{w^j r_{t_1}^j}{\sum_i w^i r_{t_1}^i} - \frac{w^j r_{t_2}^j}{\sum_i w^i r_{t_2}^i} \right|,$$

т.е. в соответствии со вторым из обсуждавшихся в разделе 4.2 подходов. Здесь  $r_t^j = q_t^j / q^{t,j}$ , где  $q^{t,j}$  – производство товара  $j$  за период времени, используемый в качестве весовой базы. Как и в расчетах индексов промышленного производства (см. раздел 3.3.4), в качестве весовой базы использован 1995 г. Используются те же исходные данные, что и для построения индексов промышленного производства ЦЭК. Веса  $w^j$  в формуле (4.14) соответствуют весам  $w^k w^{kj}$  в формуле (3.2).

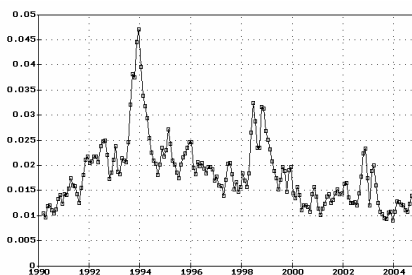


Рис. 4.9. Индекс интенсивности структурных сдвигов  $d_t$ .

Показатель (4.14) является относительной мерой вариации индивидуальных индексов количеств – отношением среднего абсолютного отклонения индивидуальных индексов к соответствующему сводному индексу, т.е. показателем, родственным коэффициенту вариации.

Целесообразность использования векторного подхода в данном случае обусловлена тем, что, в отличие от распределений индивидуальных индексов цен, распределения индивидуальных индексов количеств не демонстрируют столь выраженной асимметрии (ср. рис. 3.1 и рис. 2.3). Более того, распределения логарифмов индивидуальных индексов количеств как правило имеют «тяжелый» левый «хвост», не говоря уже о том, что некоторые индивидуальные индексы количеств могут принимать нулевые значения. В этой ситуации представляется возможным использовать то преимущество векторного подхода, что в его рамках в метрике  $L_1$  (сумма модулей) сводный индекс количеств является обычным агрегатным индексом. Сводные индикаторы структурных сдвигов, таким образом, являются естественным расширением стандартного инструментария экономических индексов.

Динамика данного индикатора  $d_t$  имеет характер переходного процесса: до начала 1993 г. интенсивность структурных сдвигов в целом нарастала, причем весьма быстро; с середины 1993 г. до весны 1994 г. имел место ее резкий всплеск, кульминация, после чего она стала в целом постепенно затухать, однако на фоне общей тенденции затухания интенсивности наблюдаются ее всплески, причем амплитуда этих всплесков также демонстрирует тенденцию к затуханию. Первый такой всплеск интенсивности структурных сдвигов имел место в окрестности обострения кризиса в 1998 г., второй – в конце 2002 г. – начале 2003 г., третий – в конце 2004 г. Все эти всплески интенсивности структурных сдвигов наблюдались в периоды резкого ускорения темпов промышленного спада или замедления темпов роста. Заметим, что такая динамика, когда затухание кризисных явлений сопровождается их рецидивами уменьшающейся амплитуды (т.е. проявления иерархичности кризисов), является типичной для проходящих через кризис систем самой разной природы<sup>150</sup>.

Обращает на себя внимание большая инерционность промышленного производства. Так, кульминация темпов промышленного спада (рис. 3.6) и интенсивности структурных сдвигов (рис. 4.9) приходится на рубеж 1993–1994 гг., т.е. кульминацию 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.

Сравнение рис. 4.9 и рис. 3.6 показывает, что интенсификация изменений объема производства сопровождается интенсификацией изменений его структуры, и наоборот. Особенно отчетливо это наблюдается для периодов резких всплесков интенсивности структурных сдвигов. Такая динамика свидетельствует в пользу предположения о существовании эффекта связи интенсивности структурных сдвигов с темпами изменения объема производства<sup>151</sup>, аналогичного эффекту связи интенсивности структурных сдвигов системы цен с темпами инфляции<sup>152</sup>. Различие между этими двумя эффектами состоит в том, что

---

<sup>150</sup> См., например, (Арманд и др., 1999).

<sup>151</sup> См., например, (Yotopoulos, Lau, 1970).

<sup>152</sup> См. (Gleiser, 1965), (Vining, Elwertowski, 1976), (Parks, 1978).

структурные изменения производства интенсифицируются как при ускорении спада, так и при ускорении роста производства, тогда как для цен периода российских реформ характерен именно рост. Таким образом, как спад, так и рост промышленного производства в этот период не являются равномерными (т.е. индивидуальные индексы не демонстрируют синхронности изменений, когерентности), причем *чем они более интенсивны, тем менее равномерны*.

#### 4.4.3. Поступательность структурных сдвигов

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

Анализ показывает, что за рассматриваемое десятилетие произошли значительные сдвиги структуры промышленного производства. Наблюдается тенденция к удалению пропорций производства от пропорций, существовавших до начала реформ (рис. 4.10). Скорость такого удаления максимальна на рубеже 1993–1994 гг. До этого она в целом возрастает с течением времени, а после – в целом убывает. Значения  $D_{T_1,t}$  показывают значительный масштаб такого удаления: максимальное значение  $D_{T_1,t} \approx 0.6$  (здесь  $T_1$  соответствует январю 1990 г.).

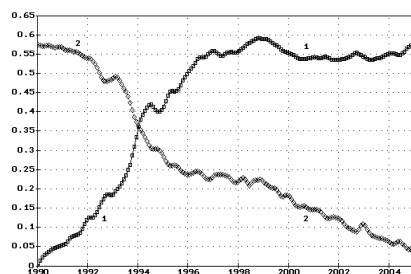


Рис. 4.10. Базисные индексы структурных сдвигов  $D_{T_1,t}$  (1) и  $D_{t,T_2}$  (2) ( $T_1$  – январь 1990 г.,  $T_2$  – февраль 2005 г.).

Удаление текущих пропорций производства от пропорций, существовавших до начала реформ, наблюдается вплоть до момента достижения нижней точки промышленного спада в 1998 г., как показывает динамика



показателя  $D_{T,t}$  на рис. 4.10. Затем процесс такого удаления прекратился, но это не означает, что структурные сдвиги перестали быть поступательными. Динамика показателя  $D_{t,T_2}$  на рис. 4.10 показывает, что поступательное движение пропорций производства в сторону пропорций конца рассматриваемого интервала времени продолжилось. Таким образом, несмотря на затухание интенсивности структурных сдвигов, эволюция пропорций производства продолжается.

Следствием значительных структурных сдвигов является невысокая точность сводных индексов объемов производства. Так, стандартная ошибка базисного индекса промышленного производства  $I_{T_1,T_2}$  за период с начала наблюдений до момента кульминации трансформационного спада составляет 0.05, чему соответствует относительная погрешность в 11% во время кульминации спада.

#### **4.4.4. Направленность структурных сдвигов**

Масштабные, затяжные и продолжающиеся вплоть до конца рассматриваемого периода времени поступательные структурные сдвиги вынуждают искать ответ на вопрос о том, в каком направлении происходит их эволюция. Констатации лишь их значительного удаления от дореформенных пропорций для этого явно недостаточно. С этой целью необходимо анализировать направленность структурных сдвигов.

Для анализа направленности структурных сдвигов необходимо привлечение дополнительной информации, помимо содержащейся в исходных временных рядах и в системе весов информации о динамике состояния системы. Применительно к анализу сдвигов структуры цен (см. раздел 4.3) такую информацию можно получить путем сопоставления структуры текущего периода с некоей 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. На рис. 4.11 приведен график индекса качества структуры промышленного производства

$$(4.15) \quad G_t = \frac{\sum_j b^j q_t^j p^j}{\sum_j q_t^j p^j} = \frac{\sum_j b^j w^j r_t^j}{\sum_j w^j r_t^j},$$

позволяющего судить о направленности структурных сдвигов. Для его построения каждому из видов промышленной продукции, на основе которых рассчитываются сводные индексы объемов промышленного производства и структурных сдвигов, были присвоены баллы  $b^j \in [0,1]$ , отражающие положение соответствующего продукта в передельном цикле, от нуля, соответствующего сырью, до единицы, соответствующей конечной продукции<sup>153</sup>. Остальные обозначения в (4.15) соответствуют использованным в (4.14). Оценка качества  $G_t$  получена как взвешенное среднее баллов  $b^j$  и дает средний балл для всей выпускаемой в данный момент промышленной продукции. Таким образом, динамика этого 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.



Рис. 4.11. Индекс качества структуры промышленного производства  $G_t$ .

Аналогичным образом можно построить меры качества структуры совокупности и в ином смысле, а не только как отражение соотношений производства продукции разной степени переработки. Для этого необходимо задать набор баллов  $b^j$  так, чтобы они вводили отношение порядка на множестве элементов исследуемой совокупности, определяющее меру качества в некотором смысле. Если балл  $b^j$  считать индивидуальным индексом качества товара  $j$ , то  $G_t$  является сводным индексом качества структуры совокупности.

Индикатор качества структуры  $G_t$  (4.15) является обобщением индикатора групповой доли  $G'_t$  (4.2), который, в свою очередь, является обобщением

<sup>153</sup> Эти баллы для используемой корзины опубликованы в (Бессонов, 2001b).

индикатора индивидуальной доли  $G_i^j$  (4.1). Действительно, если в (4.15)  $b^j$  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 (4.2). Соответственно,  $b^j$  в (4.15) можно трактовать не только как меру качества товара  $j$ , но и как значение функции принадлежности товара  $j$  к анализируемой группе, рассматриваемой как *нечеткое множество* (*fuzzy set*). Эта функция для каждого элемента  $j$  показывает степень его принадлежности к множеству.

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. 4.11 показывает, что за время реформ производство продукции высокой степени переработки сокращалось опережающими темпами. Это же демонстрируют и рис. 4.12, 4.13, на которых показана динамика индексов промышленного производства отдельно для продукции высокой и низкой степеней переработки на фоне производства по промышленности в целом. Такая динамика 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. 4.12).

Индексы производства продукции высокой степени переработки построены как

$$(4.16) \quad I_{t_1, t_2}^h = \frac{\sum_j b^j q_{t_2}^j p^j}{\sum_j b^j q_{t_1}^j p^j} = \frac{\sum_j b^j w^j r_{t_2}^j}{\sum_j b^j w^j r_{t_1}^j},$$

а индексы производства продукции низкой степени переработки – как

$$(4.17) \quad I_{t_1, t_2}^l = \frac{\sum_j (1-b^j) q_{t_2}^j p^j}{\sum_j (1-b^j) q_{t_1}^j p^j} = \frac{\sum_j (1-b^j) w^j r_{t_2}^j}{\sum_j (1-b^j) w^j r_{t_1}^j},$$

где использованы те же обозначения, что и в (4.14) и (4.15).

Индекс производства продукции высокой степени переработки (4.16) является обобщением группового индекса количеств, т.е. индекса количеств для подмножества товаров-представителей, входящих в анализируемую группу. Индекс производства продукции низкой степени переработки (4.17) является обобщением индекса количеств для всех товаров-представителей корзины за исключением входящих в анализируемую группу.

Использование баллов  $b^j$ , принимающих лишь значения 0 и 1, позволяет получить в соответствии с (4.16) и (4.17) всю иерархию индексов количеств, 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, а по формуле (4.15) – соответствующие им индикаторы групповых и индивидуальных долей. Использование же произвольных значений  $b^j \in [0,1]$ , трактуемых как значения функции принадлежности товара  $j$  некоторому нечеткому множеству, либо как мера его качества в некотором смысле, позволяет еще более расширить класс определяемых объектов.

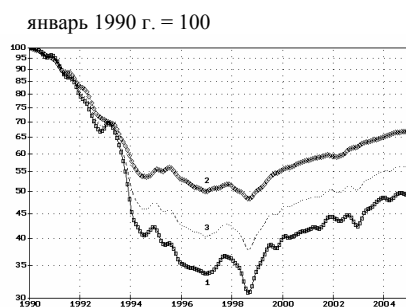


Рис. 4.12. Компоненты тренда и конъюнктуры базисных индексов производства продукции высокой (1) и низкой (2) степени переработки и производства по промышленности в целом (3).

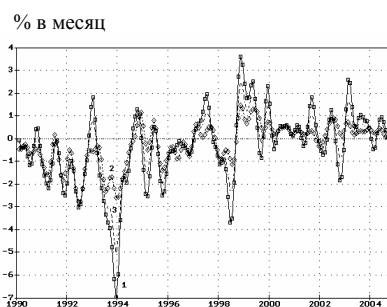


Рис. 4.13. Изменения компонент тренда и конъюнктуры индексов производства продукции высокой (1) и низкой (2) степени переработки и производства по промышленности в целом (3).

Динамика  $G_t$  (как и динамика индикаторов  $d_t$ ,  $D_{T_1,t}$  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. 4.11 и рис. 3.5).

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 – ростом производства продукции высокой степени переработки опережающими темпами. Особенно отчетливо это видно на графиках индексов производства продукции разной степени переработки, приведенных на рис. 4.12, 4.13.

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. 4.13). 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<sup>154</sup>.

Заметим, что в рассматриваемом российском случае производство продукции высокой степени переработки менее стабильно (более волатильно), чем производство продукции низкой степени переработки, не только в краткосрочном плане, но и в более долгосрочном – за весь период реформ (т.е. на двух временных масштабах), как это иллюстрируют рис. 4.12, 4.13. Более высокая подвижность производства продукции высокой степени переработки стала особенно заметна с конца 1992 г. (рис. 4.13), 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. 4.14, 4.5) приводит к резкому сокращению в первую очередь производства продукции высокой степени переработки, в меньшей степени влияя на производство продукции низкой степени пере-

---

<sup>154</sup> См., например, (Romer, 1986). Это же относится и к динамике цен, см. (Hanes, 1999).

работки. Ослабление же такой борьбы с инфляцией благотворно сказывается в первую очередь также на динамике производства продукции высокой степени переработки. Так, в 1993 г. было произведено резкое сокращение денежной массы в реальном выражении (рис. 4.14)<sup>155</sup>, тогда же наблюдалось и резкое укрепление реального курса рубля (рис. 4.5), 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. 4.12, 4.13), т.е. дальнейшим «утяжелением» структуры производства (рис. 4.11). Аналогично, сокращения конечного спроса на продукцию отечественной промышленности, которые имели место в 1995 г. и перед крахом пирамиды ГКО в августе 1998 г., сопровождались ускорением промышленного спада в первую очередь конечной продукции, а произошедшее после этого обострения кризиса резкое ослабление реального курса рубля (рис. 4.5), вызвавшее увеличение спроса на отечественную продукцию за счет резкого снижения спроса на импортную, привело к интенсивному промышленному подъему в первую очередь конечной продукции.



Рис. 4.14. Индекс денежной массы M2 в реальном выражении.

Таким образом, производство продукции высокой степени переработки весьма чутко реагирует на изменения конечного спроса. Эти импульсы затем передаются по технологической цепочке к первичной переработке сырья и его добыче, постепенно затухая. Производство сырья и промежуточ-

<sup>155</sup> Долгосрочные сопоставления значений этого показателя следует проводить с осторожностью из-за обсуждавшихся выше проблем со смещениями индексов цен (в данном случае в качестве дефлятора использован индекс потребительских цен). Вместе с тем в данном случае масштаб изменения показателя таков, что возможные смещения индекса цен не способны оказать влияния на формулируемые ниже выводы.

ной 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 лежат спросовые импульсы, порождаемые изменениями экономической политики.

В пользу этой же трактовки свидетельствует и то обстоятельство, что резкое укрепление реального обменного курса рубля сопровождается углублением спада производства (ср. рис. 4.5 и рис. 3.5) и неблагоприятными сдвигами его структуры (ср. рис. 4.5 и рис. 4.11), тогда как его резкое 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 значительного ослабления рубля в августе–сентябре 1998 г. (рис. 4.5). 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) изменения структуры цен, порождаемые чрезмерным укреплением реального курса рубля.

Проведенный анализ позволяет сделать вывод о том, что процесс «утяжеления» структуры промышленного производства на рассматриваемом отрезке времени протекал весьма интенсивно. Как показывает рис. 4.12, в нижней точке промышленного спада (сентябрь 1998 г.) по сравнению с началом 1990 г. производство продукции высокой степени переработки снизилось втрое, тогда как производство продукции низкой степени переработки сократилось «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. 4.5) сделала выгодным экспорт сырья и энергоносителей, что привело к росту их относительных цен и к росту реального курса рубля. В результате производители конечной продукции, лишившись многих традиционных рынков, столкнувшись 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 массированным импортом дешевой конечной продукции. Отметим также, что поскольку производство наиболее сложных видов продукции наиболее уязвимо к разрывам хозяйственных связей<sup>156</sup>, 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.

#### *4.4.5. Направления смещений индикаторов структурных сдвигов*

Выше много говорилось о возможных смещениях экономических индексов. Эти смещения, очевидно, могут искажать и динамику сводных индикаторов структурных сдвигов, поскольку они строятся на основе экономических индексов менее высокого уровня агрегирования. В связи с этим возникает вопрос: в каком направлении могут быть смещены рассматриваемые индикаторы структурных сдвигов?

Для индекса интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  проблема смещений наименее актуальна, поскольку он основан на сопоставлении пар соседних периодов времени, за время между которыми не может накопиться значительных смещений, т.е. в этом отношении он аналогичен экономическим индексам в приростной форме. Базисные же индексы структурных сдвигов  $D_{t_1, t_2}$ , наоборот, могут быть заметно смещены, причем направление смещения может быть любым. Индекс качества структуры промышленного производства  $G_t$  также может быть заметно смещен, причем, скорее всего, вниз, т.е. в сторону завышения глубины его снижения на первой фазе переходного процесса и занижения его роста на второй фазе. Это обусловлено тем, что при построении индекса не учитываются изменения качества про-

---

<sup>156</sup> См. (Blanchard, Kremer, 1997).



изводимой продукции. Улучшение ее качества должно в этой ситуации порождать смещение вниз индивидуальных индексов количеств, причем это актуально в первую очередь для производства продукции высокой степени переработки, а отнюдь не для производства сырья и энергоносителей. Это и должно приводить к тому, что индикатор  $G_t$ , скорее всего, показывает более пессимистическую картину, чем та, которая реально имеет место. По этой же причине следует ожидать, что индекс производства продукции высокой степени переработки, скорее всего, занижает тенденцию существенно сильнее, чем индекс производства продукции низкой степени переработки. Аналогично, и отраслевые индексы промышленного производства должны быть по этой причине смещены в существенно разной степени.

Таким образом, имеются основания полагать, что ситуация в российском промышленном производстве переходного периода является более оптимистичной, чем показывают рассмотренные индикаторы, причем в отношении динамики не только объемов производства, но и качества его структуры. Для того же, чтобы ответить на вопрос, *в какой мере* она является более оптимистичной, необходимо проведение работ по построению *индексов постоянного качества (constant quality indexes)*, что является весьма непростой задачей даже в более стабильных экономиках.

#### **4.4.6. Совместный анализ структурных сдвигов промышленного производства и цен производителей**

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 недоступны. Поэтому попытка такого сопоставления сделана на основе отраслевых индексов промышленного производства и цен производителей<sup>157</sup>. Сопоставление

---

<sup>157</sup> Используются индексы промышленного производства ЦЭЖ по электроэнергетике, топливной промышленности, черной металлургии, цветной металлургии, химической и нефтехимической промышленности, машиностроению, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, промышленности строительных материалов, легкой промышленности и пищевой промышленности (их графики приведены на рис. 3.8) и индексы цен производителей, рассчитываемые Росстатом по тем же отраслям (индекс цен по химической и нефтехимической промышленности Росстатом не публикуется, поэтому он был получен агрегированием индексов для химической и для нефтехимической промышленности). Используются 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

динамики пар индикаторов  $G_t$  и  $d_t$ , полученных по индивидуальным и по отраслевым индексам объемов производства, показывает их близость, что позволяет надеяться на качественное совпадение результатов по индивидуальным и по отраслевым индексам и для цен.

Динамика индекса качества  $G_t$  структуры цен интерпретируется аналогично динамике соответствующего индекса количеств: 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. 4.15 показана динамика индексов качества структуры 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 происходящая с течением времени эволюция реакции качества структуры объемов производства на изменение качества структуры 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 сильнее цен на конечную продукцию (рис. 4.15). Соответствующий «обвал» качества выпуска произошел лишь через полтора года – во второй половине 1993 г. Однако улуч-

---

и, отражая средние темпы роста цен, не показывают особенности их внутригодовой динамики для 1991 г. Система весов получена на основе стоимостной оценки промышленного производства 1995 г. Оценки качества отраслей получены осреднением продуктовых оценок качества с весами продуктов. Сводные индексы цен строились по тем же формулам и с теми же весами, что и индексы объемов производства.

шение качества структуры цен после обострения кризиса в августе 1998 г. гораздо быстрее привело к 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>158</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.

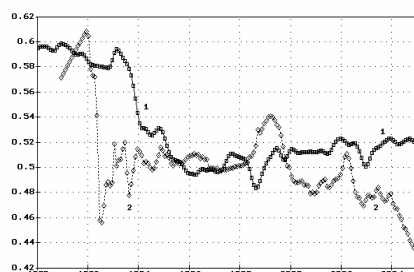


Рис. 4.15. Индексы качества структуры  $G_t$  объемов производства (1) и цен производителей (2) (месячные индексы цен 1991 г. получены интерполяцией годовых).

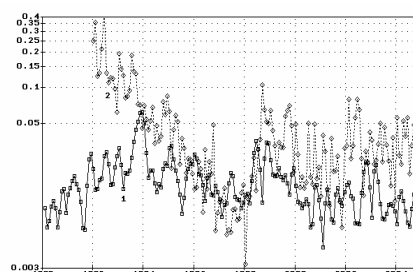


Рис. 4.16. Индексы интенсивности структурных сдвигов  $d_t$  объемов производства (1) и цен производителей (2).

Представляется, что такое изменение реакции структуры производства на изменения структуры цен отражает процесс перехода российской экономики 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. позволяет сделать вывод о том, что переход от ресурсных ограничений к спросовым в россий-

<sup>158</sup> По всей видимости, его можно сравнить по масштабу с ценовым шоком 1970-х гг. в США и странах Западной Европы, вызванным нефтяными кризисами.

ской 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. 4.16, 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 производства была различной: интенсивность структурных сдвигов цен производителей после их кульминации в момент либерализации цен в целом затухала, тогда как интенсивность структурных сдвигов объемов производства в целом нарастала. С начала 1994 г., напротив, наблюдается сходная динамика индексов интенсивности структурных сдвигов цен и объемов производства: они в целом затухали до 1998 г., затем вместе возросли, а с осени 1998 г. некоторое время вновь вместе затухали. Таким образом, в первые годы реформ динамика индексов интенсивности структурных сдвигов объемов и цен была различной (что может быть интерпретировано как преобладание 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 производства 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.

Рассмотрим особенности изменения структуры цен производителей на этапе доминирования тенденций экономического роста. После обострения кризиса в 1998 г. произошло резкое улучшение структуры цен, как на это указывает динамика индекса качества структуры цен на рис. 4.15. Однако уже с 1999 г. тенденция сменилась на противоположную, и до конца рассматриваемого интервала времени произошло в целом весьма значительное ухудшение структуры цен производителей. Это ухудшение происходило тремя волнами: в 1999 г., в 2002 г. и в 2004 г. Таким образом, на всем протяжении переходного периода цены на продукцию топливно-сырьевых от-

раслей росли в целом опережающими темпами. Эта тенденция сохраняется и в последние годы рассматриваемого интервала времени, что связано как с ростом мировых цен на нефть, так и с особенностями регулирования цен на продукцию естественных монополий.

Заметим, что учет изменений качества производимой продукции должен смещать индекс качества структуры цен вниз, т.е. в направлении, противоположном направлению смещения индекса качества структуры производства. Другими словами, имеются основания считать, что реальная динамика качества структуры цен производителей является даже более пессимистичной по сравнению с той, которую показывает индекс качества структуры цен на рис. 4.15. Заметим также, что в последние годы не наблюдается тенденции затухания интенсивности изменения ценовых пропорций (рис. 4.16). Эти тенденции едва ли можно признать благоприятными для отечественных производителей конечной продукции.

#### **4.5. Выводы**

Российская экономика унаследовала с советских времен значительные структурные 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. Ее структура характеризовалась гипертрофированным развитием добывающих отраслей, инвестиционного и военно-промышленного комплексов. Диспропорциям в структуре производства соответствовали и диспропорции в структуре цен. Сложившиеся в России к началу реформ ценовые пропорции характеризовались, в отличие от ценовых пропорций, типичных для стран с развитой рыночной экономикой, дешевизной сырья, энергоносителей и относительно дороговизной продукции машиностроения, относительно дешевизной продуктов питания и платных услуг и относительно дороговизной непродовольственных товаров, не говоря уже о большом объеме бесплатных услуг, бесплатном жилье и т.п.

Либерализация цен и внешнеэкономической деятельности положила начало длительному процессу перехода от ресурсных ограничений к спросовым, т.е. к новой системе ограничений в экономике. Начались интенсивные изменения относительных цен в направлении постепенного устранения

основных диспропорций. Цены на сырье и энергоносители в целом росли опережающими темпами, а относительные цены на многие виды конечной продукции снижались. В результате на протяжении периода реформ производители соответствующих видов продукции были поставлены в существенно разные условия: первые получили трансформационную ренту<sup>159</sup> за счет вторых. Это способствовало тому, что структурные сдвиги, сопровождавшие спад производства, также имели вполне определенную направленность: производство энергоносителей и сырья снизилось гораздо слабее, чем производство конечной продукции.

Разумеется, были и другие причины такой направленности сдвигов структуры производства, не связанные непосредственно с трансформацией структуры цен. Так, процесс производства высокотехнологичной продукции характеризуется большей сложностью производственных связей, более длинными технологическими цепочками, и поэтому он более уязвим для любых форм дезорганизации<sup>160</sup>, чем производство менее технологически сложной продукции. Помимо этого, российские энергоносители и сырье, будучи вполне конкурентоспособными на мировом рынке, в результате либерализации внешнеэкономической деятельности получили дополнительные рынки сбыта, тогда как производители менее конкурентоспособной конечной продукции утратили традиционные внешние рынки и столкнулись с конкуренцией зарубежных производителей на внутреннем рынке. Снижение производства в военно-промышленном комплексе и продукции инвестиционного назначения также способствовало именно такой направленности структурных сдвигов.

Таким образом, процесс устранения основных диспропорций в системе цен вызвал значительные трансформационные сдвиги ценовых пропорций во вполне определенном направлении. Есть основания полагать<sup>161</sup>, что в российской переходной экономике, как и в экономиках многих развитых стран, наблюдается связь между интенсивностью изменения цен и интенсивностью изменения ценовых пропорций: увеличение темпов инфляции сопровождается снижением синхронности изменения цен отдельных товаров и услуг, и наоборот. Поскольку значительные трансформационные структурные сдвиги системы внутренних цен в процессе переходного периода были неминуемы, это позволяет сделать предположение о неизбежности индуцированного ими трансформационного роста цен, т.е. говорить о трансформационной инфляции. Неизбежность значительных структур-

---

<sup>159</sup> См. (Полтерович, 1999).

<sup>160</sup> См. (Blanchard, Kremer, 1997).

<sup>161</sup> См., например, (Gleiser, 1965), (Vining, Elwertowski, 1976), (Parks, 1978).

ных сдвигов системы цен также вела к неотвратимости значительных структурных сдвигов производства вполне определенной направленности, которые, в свою очередь, явились одной из причин трансформационного спада. Просматривается следующая цепочка связей:

- исходные диспропорции структуры цен, унаследованные от времен плановой экономики, явились причиной мощных поступательных сдвигов структуры цен;
- эти структурные сдвиги явились одной из причин трансформационного роста цен;
- они же, в совокупности с другими факторами, индуцировали изменения структуры производства;
- эти трансформационные сдвиги структуры цен и производства, в совокупности с другими факторами (в числе которых и ценовая неопределенность, вызванная колебанием относительных цен), явились причиной трансформационного спада.

Таким образом, представляется обоснованным предположение о том, что исходные диспропорции порождают трансформационные структурные сдвиги, которые, в свою очередь, в совокупности с другими факторами порождают трансформационные инфляцию и спад. В соответствии с таким подходом трансформационные спад производства и рост цен в процессе российских реформ были неизбежны.

Вместе с тем исходные диспропорции могут быть лишь одной из многих причин трансформационных спада и инфляции. На протекание процессов в российской переходной экономике, несомненно, оказала влияние и проводившаяся экономическая политика, следовательно, при проведении иной экономической политики некоторые особенности переходного процесса в экономике могли бы быть другими. Ответ на вопрос, в какой мере трансформационные спад и инфляция в России обусловлены исходными диспропорциями и другими объективными причинами и, следовательно, были неизбежными, а в какой мере они явились следствием проводившейся экономической политики и, следовательно, могли быть предотвращены, может дать только количественный анализ влияния структурных факторов на падение производства и рост цен.

## 5. Заключение

Выше были рассмотрены различные измерительные проблемы, присущие российской переходной экономике. На первый взгляд они могут показаться набором разрозненных фактов, не связанных между собой единой логикой. Представляется, однако, что совокупность этих фактов укладывается в единую схему, которая позволяет дать общий взгляд на основные проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. Эта схема, по нашему мнению, такова.

С началом переходного процесса в экономике резко интенсифицируются изменения, что проявляется в увеличении абсолютных величин темпов изменения макроэкономических показателей. При этом протекание разных процессов в переходной экономике ускоряется в существенно разной степени, т.е. в ней резко интенсифицируются структурные сдвиги, что имеет многочисленные последствия. В частности, среди всех переменных, описывающих макроэкономическую динамику, в переходной экономике выделяются те, которые изменяются наиболее быстро, гораздо интенсивнее остальных. В состав этой группы переменных входят цены и показатели в номинальном выражении. Таким образом, вся совокупность переменных, описывающих макроэкономическую динамику, в переходной экономике отчетливо распадается на быстрые переменные, динамику которых определяют цены, и медленные переменные, на динамику которых цены не оказывают непосредственного влияния. К числу последних относятся, в частности, индексы количеств, включая показатели, описывающие экономический рост. В стабильной экономике такого расщепления всей совокупности переменных на быстрые и медленные не наблюдается.

Результатом этого расщепления является то, что измерительные проблемы одинакового масштаба для индексов цен могут накапливаться за гораздо более короткие интервалы времени, чем для индексов количеств. Или, что то же самое, на одинаковых интервалах времени погрешности индексов цен бывают, как правило, гораздо большими, чем погрешности индексов количеств.



Переходный процесс сопровождается интенсификацией не только количественных, но и качественных изменений системы. Ускорение инфляционных процессов в таких условиях приводит к тому, что измерение динамики цен в переходной экономике сталкивается с проблемами того же масштаба, которые в стабильной экономике возникают при проведении долгосрочных сопоставлений (когда сопоставляемые периоды разделены как минимум многими десятилетиями). Точность таких сопоставлений неизбежно крайне низка. Более того, сопоставляемые в переходной экономике ситуации могут различаться настолько сильно, что погрешность измерения может быть сравнима с результатом измерения. Другими словами, возникают пределы сопоставимости, за которыми достижение приемлемой точности измерения роста цен невозможно.

Как и в стабильной экономике, типичным является возникновение систематических погрешностей, завышающих оценки роста цен. По порядку величины за период российских реформ такие смещения могут достигать сотен процентов, т.е. сводные индексы цен могут быть завышены в несколько раз. Смещения же в индексах количеств по крайней мере на один порядок меньше, т.е. они могут измеряться немногими десятками процентов.

Столь кардинальные различия в масштабах возможных погрешностей индексов цен и количеств могут приводить к переносу проблем измерения динамики цен в область измерения динамики количеств. Этот перенос может осуществляться несколькими путями. Самый прямой и самый опасный механизм такого переноса состоит в использовании операции дефлятирования для получения индекса количеств путем деления индекса стоимостей на индекс цен. В этом случае в оценку медленной переменной привносится погрешность оценки быстрой переменной, что может привести к получению результата, имеющего совершенно неприемлемую точность. Другой путь переноса погрешностей измерения динамики цен в оценки индексов количеств состоит в искажающем влиянии высокой инфляции на оценки весов, необходимых для агрегирования индивидуальных индексов количеств в сводный. В основе этих весов обычно лежат доли стоимостей, соответствующих агрегируемым товарам-представителям. Высокая инфляция приводит к повышению вклада в оценки долей особенностей, характерных для конца интервала времени, соответствующего весам.

Все это снижает точность индексов цен и вынуждает при построении индексов количеств ограничиваться использованием в качестве исходных данных лишь временных рядов индивидуальных индексов в натуральном выражении, что также способствует снижению точности сводных индексов количеств.

Наконец, переход системы от одного устойчивого установившегося режима к другому сопровождается снижением устойчивости, что способствует увеличению масштаба флуктуаций в ней. Это выражается в нестабильности динамики основных макроэкономических показателей. Так, инфляционные процессы протекают крайне неравномерно, периоды затухания темпов инфляции чередуются с их резкими всплесками. Такая динамика типична при развитии кризисных ситуаций в системах разной природы. Нестабильно во времени, толчками, изменяется и производство в переходной экономике. Более того, для динамики выпуска характерно появление особого вида высокочастотной цикличности, масштаб которой увеличивается на этапе доминирования тенденций спада и постепенно снижается на следующей фазе переходного процесса по мере того, как ситуация в экономике стабилизируется. Снижение устойчивости системы приводит и к резкой интенсификации эволюции сезонных колебаний, что, снижая точность идентификации краткосрочных тенденций временных рядов индексов количеств, порождает специфические проблемы краткосрочных сопоставлений. Порой становится проблематичным определение краткосрочных тенденций в экономике, особенно вблизи актуального конца, т.е. затрудняется идентификация текущей экономической ситуации. В то же время на идентификацию краткосрочных тенденций индексов цен это не оказывает особого влияния, поскольку индексам цен соответствуют моментные временные ряды, гораздо менее подверженные сезонным колебаниям.

Особо подчеркнем объективный характер большинства обсуждавшихся выше измерительных проблем, обусловленный тем, что переходная экономика более сложна для количественного описания. Специфика российской переходной экономики приводит, в частности, к снижению точности измерений.

Рассмотренные особенности характеризуют российскую переходную экономику как *объект измерения*. Вместе с тем применительно к процессу измерения, помимо объекта измерения, традиционно выделяют также *систему измерения и измеряющий субъект*. Под системой измерения понимают то, посредством чего производится измерение. В данном случае это – система государственной статистики. Измеряющим субъектом, воспринимающим результат измерения, являются руководство государства, чиновники, аналитики, исследователи и др. Реалии российской переходной экономики таковы, что по вполне объективным причинам все три элемента порождают проблемы анализа макроэкономической динамики.

Говоря о российской системе государственной статистики как о системе измерения, необходимо прежде всего отметить, что развитая система государственной статистики складывается десятилетиями и может быть ориен-

тирована лишь на потребности экономики в достаточно стабильном (непереходном) состоянии. Переходный процесс слишком скоротечен, чтобы за время его протекания успела сложиться адекватная ему система государственной статистики, особенно если учесть, что в качестве образца для реформируемой системы государственной статистики могут быть взяты лишь устоявшиеся статистические системы других стран, также ориентированные на потребности стабильных экономик. Поэтому переходная экономика обречена жить с не вполне адекватной системой измерения. В наибольшей мере это относится к начальному периоду российских реформ, наиболее интересному для исследователя. Мы не знаем и уже никогда не узнаем многого о том, что происходило в это время.

Одной из особенностей российской государственной статистики рассматриваемого периода является ее недостаточная открытость. Так, опубликованные методические положения зачастую дают лишь самое общее представление о методиках, целый ряд моментов первостепенной важности (например, веса) в них традиционно бывает опущен. Объем публикуемых статистических данных невелик, они порой не вполне систематизированы и публикуются в неудобной для дальнейшего использования форме (скажем, определенную проблему представляет извлечение из официальных публикаций временных рядов сопоставимых данных максимальной возможной длины даже для важнейших показателей макроэкономической динамики). Отсутствуют общедоступные базы данных экономической информации. Такое положение дел, по нашему мнению, отчасти объясняется не полностью изжитым наследием командной экономики, отличавшейся крайней степенью закрытости информации, а отчасти – недостаточным спросом со стороны аналитического и исследовательского сообществ.

Последнее отмеченное обстоятельство следует отнести уже не на счет системы измерения, а на счет измеряющего субъекта. Кажется парадоксальным, что столь масштабная и содержательно интересная российская измерительная специфика переходного периода привлекала до сих пор столь малое внимание исследователей и столь слабо учитывается в практике построения российских показателей макроэкономической динамики и при их анализе. Несмотря на то, что некоторые весьма серьезные проблемы российских показателей хорошо известны, общепринятой практикой является использование статистических данных так, как будто они абсолютно точны. Однако и этому не приходится удивляться, если вспомнить, что на протяжении многих десятилетий (с начала 1930-х до конца 1980-х гг.) анализ экономической конъюнктуры не проводился, поскольку для плановой экономики этого не требовалось. Поэтому в нашей стране необходимые для этого методы не использовались и не развивались, а соответствующие кад-

ры не готовились. В результате Россия вошла в период реформ, не имея ни подготовленных кадров, ни задела работ в этой области.

Измерение составляет контур обратной связи системы управления экономикой, поэтому проблемы измерения влияют на качество решений, принимаемых экономическими агентами. Резкое снижение точности измерений в российской переходной экономике позволяет говорить о ее частичной ненаблюдаемости: некоторые проявления ее свойств лежат ниже «порога восприятия», который позволяют обеспечить имеющиеся статистические данные. Снижение точности измерений приводит к тому, что неблагоприятные тенденции в экономике обнаруживаются не на ранней стадии, когда противодействие им потребовало бы меньших издержек.

В связи с этим особо подчеркнем роль временных задержек в идентификации текущей экономической ситуации. Они возникают как в связи со снижением точности идентификации краткосрочных тенденций интервальных временных рядов, особенно вблизи актуального конца, так и вследствие унаследованной с прежних времен практики широкого использования неадекватных индикаторов (таких, как отношение значения показателя в текущем месяце к его значению в том же месяце предыдущего года), позволяющих идентифицировать тенденции с некоторыми запаздываниями и иными искажениями. Принятие решений на основе устаревшей информации, как и увеличение неопределенности при принятии решений, снижает качество управления, может иметь дестабилизирующий эффект и даже приводить к появлению колебаний, т.е. «раскачивать» систему. Возможно, именно это и объясняет возникновение высокочастотной цикличности динамики производства.

Снижение точности измерения означает нарушение контура обратной связи системы управления экономикой. В системе с нарушенной обратной связью неизбежно систематическое принятие не вполне адекватных решений, которые могут приводить к кризисным ситуациям. Классическим примером такой ситуации можно считать события августа 1998 г., когда нарастающие негативные тенденции не были вовремя идентифицированы, а исходящие от них угрозы не привели к адекватным изменениям экономической политики. Это привело к резкому обострению кризиса и повлекло за собой потери, несоизмеримые с ресурсами, необходимыми для доведения государственной статистики и аналитики до приемлемого уровня.

Система с нарушенным измерением, т.е. система с нарушенной обратной связью, не может быть устойчивой. Можно с высокой вероятностью прогнозировать возникновение в ней новых кризисов, хотя и нельзя точно сказать, когда, где и в какой форме они проявятся.

Представляется, что эта простая схема позволяет объединить рассмотренные факты в единую картину.

Подчеркнем, что особенности, порождающие проблемы анализа российской макроэкономической динамики переходного периода, не локализованы в окрестности какого-либо момента времени (скажем, в окрестности момента либерализации цен), а распределены во времени, хотя и весьма неравномерно. Это обусловлено как устойчивостью многих диспропорций, унаследованных от периода плановой экономики (скажем, устойчивостью ценовых пропорций), так и неизбежным снижением качества управления, приводящим к возникновению новых диспропорций. Это означает, что российская экономика не только в недавнем прошлом обладала существенной измерительной спецификой, но и обозримое будущее готовит нам много интересного в плане анализа экономической динамики. О российском переходном периоде и о связанных с ним особенностях еще рано говорить в прошедшем времени.

По прошествии полутора десятилетий реформ остаются открытыми очень многие важнейшие вопросы относительно того, что произошло с экономикой за это время. Какова была глубина трансформационного спада производства? Как изменились цены? Что произошло с уровнем жизни населения? Какова глубина инвестиционного спада? Как изменялся на протяжении реформ объем основных фондов? Какими темпами происходит восстановление производства? Какова динамика реального обменного курса рубля? Этот список вопросов может быть существенно расширен. Нельзя исключать, что ответ хотя бы на некоторые из них может существенно изменить наши представления о развитии российской экономики периода реформ.

Представляется, что типичная точность многих измерений в российской переходной экономике едва ли выше, чем точность, достигнутая молодым Галилеем, когда он однажды во время церковной службы, осененный догадкой о независимости периода малых колебаний маятника от его амплитуды, оценивал период колебаний люстры, используя собственный пульс в качестве часов.

## Приложение. Метод сезонной корректировки

### П1. Введение

Ниже приводится описание метода, позволяющего проводить декомпозицию экономического временного ряда на три составляющих динамики – компоненту тренда и конъюнктуры, сезонную и нерегулярную составляющие. Метод был разработан и реализован автором в начале 1990-х гг. и с тех пор находится в интенсивной эксплуатации. В частности, этот метод более десяти лет используется при построении индексов промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ.

Необходимость разработки метода была обусловлена спецификой российской переходной экономики и в первую очередь резкой интенсификацией эволюции сезонных волн с началом переходного периода<sup>162</sup>. В этой ситуации стандартные зарубежные процедуры сезонной корректировки (такие, как алгоритмы семейства X-11<sup>163</sup>), разработанные для применения в гораздо более стабильных условиях экономик развитых стран, не обеспечивают достаточно быстрой адаптации к происходящим изменениям сезонных волн. Поэтому их использование в условиях переходной экономики может приводить к неполному или избыточному удалению сезонной составляющей из исходного ряда, т.е. к ее «просачиванию» в скорректированный ряд, что чревато получением неадекватной содержательной интерпретации краткосрочных тенденций.

### П2. Схема метода сезонной корректировки

В общих чертах метод состоит в последовательном выполнении ряда шагов (его подробное описание дано ниже, в разделах П3–П4). Сначала грубым сглаживанием исходного временного ряда получается первая оценка тренда. Полученная оценка тренда удаляется из уровней исходного ряда.

---

<sup>162</sup> Подробнее см. (Бессонов, 2003а).

<sup>163</sup> См. (Shiskin, Young, Musgrave, 1967), (Findley, et al., 1998).

После этого каждая из 12 *месячных подсерий* (т.е. временных рядов, полученных из уровней январей всех лет, февралей и т.д.) полученного ряда сглаживается. Совокупность полученных сглаженных подсерий дает первую оценку сезонной составляющей динамики исходного ряда. Эта оценка затем уточняется с целью удаления из нее долгосрочной тенденции. Для этого она грубо сглаживается и сглаженное значение вычитается из оценки сезонной составляющей динамики. Для получения следующей оценки тренда из исходного ряда удаляется полученная оценка сезонной составляющей динамики и результат слегка сглаживается. После этого вся процедура получения сезонной составляющей повторяется еще раз.

Приводимое ниже описание метода состоит из двух частей. Сначала дается описание метода сглаживания биномиально взвешенным скользящим полиномом. Этот метод используется затем в качестве базового во второй части методики.

### **П3. Сглаживание биномиально взвешенным скользящим полиномом**

Вблизи периода времени  $t$  уровни исходного временного ряда  $x_i$  аппроксимируем полиномом порядка  $k$

$$u_i^t = a_0^t + \sum_{j=1}^k a_j^t (i-t)^j ,$$

коэффициенты которого  $\mathbf{a}^t$  получим взвешенным методом наименьших квадратов, минимизируя функционал

$$Q^t(\mathbf{a}^t) = \sum_{i=1}^n \varphi_{i-t} (x_i - u_i^t)^2 ,$$

где  $n$  – длина временного ряда, а неотрицательные веса  $\varphi_i$  задают *функцию ценности информации*, учитывающую убывающую информационную значимость различных точек по мере удаления их от заданного периода времени  $t$ . В качестве уровня сглаженного ряда в период времени  $t$  берем значение  $\tilde{x}_t = a_0^t$ . Повторяя эту процедуру для всех периодов времени, в том числе и вблизи краев исходного временного ряда, получаем ряд сглаженных значений  $\tilde{x}_t$ ,  $t = \overline{1, n}$ .

В качестве функции ценности информации будем использовать биномиальную функцию

$$\varphi_i = \begin{cases} C_{2m}^{m+i} / C_{2m}^m, & |i| \leq l, \\ 0, & |i| > l, \end{cases} \quad \text{где } m = \begin{cases} [l^2 / \pi], & l > 3, \\ l, & l \leq 3. \end{cases}$$

Здесь квадратными скобками обозначена целая часть числа, а

$$C_n^k = \frac{n!}{k!(n-k)!} - \text{число сочетаний из } n \text{ по } k.$$

Для периодов времени, достаточно удаленных от краев временного ряда, данный метод может быть представлен как взвешенное скользящее среднее с симметричными весами (некоторые из них могут быть отрицательными). Таким образом, его можно рассматривать как линейный фильтр, который в силу симметричности весов не порождает фазового сдвига. Свойства такого фильтра могут быть описаны передаточной функцией. В идеале для линейного фильтра, соответствующего методу сглаживания, хотелось бы иметь ступенчатую передаточную функцию, которая бы без искажений пропускала все низкочастотные составляющие вплоть до некоторой заданной пороговой частоты и полностью гасила бы все составляющие, соответствующие более высоким частотам. Однако известно, что такой идеальный фильтр должен иметь бесконечную длину. Поэтому используемые на практике фильтры имеют передаточные функции, отличающиеся от идеальной. В частности, они имеют близкие к единице значения в области низких частот и близкие к нулю значения коэффициента передачи в области высоких частот. Эти полосы пропускания и непропускания разделяет сопрягающий участок.

Если в качестве функции ценности информации использовать прямоугольную (равномерную) функцию

$$\varphi_i = \begin{cases} 1, & |i| \leq l, \\ 0, & |i| > l, \end{cases}$$

то получим известный метод Шеппарда<sup>164</sup>. Достоинством метода Шеппарда является то, что при надлежащем выборе его параметров (чаще всего используют  $k = 2$ ) метод позволяет избавиться от эффекта спрямления тренда<sup>165</sup>, характерного для многих других методов сглаживания (в частности, для всех методов скользящего среднего с неотрицательными весами). Это означает, что метод Шеппарда имеет полосу пропускания в области низких частот, т.е. обладает хорошими свойствами в этой области.

<sup>164</sup> См. (Sheppard, 1914), (Кендэл, 1981).

<sup>165</sup> См. (Четвериков, 1973).



Вместе с тем передаточная функция метода Шеппарда, помимо главного пика («лепестка»), соответствующего полосе пропускания, содержит еще и значительные по абсолютной величине боковые пики в области высоких частот, в результате чего в сглаженный ряд проникают («просачиваются») высокочастотные составляющие, попадание которых туда нежелательно<sup>166</sup>. Это означает, что свойства метода Шеппарда в области высоких частот оставляют желать лучшего.

Смысл использования биномиальной функции ценности информации состоит в том, чтобы, сохранив достоинства метода Шеппарда в области низких частот, устранить его недостатки в области высоких частот. Использование биномиальной функции ценности информации приводит к подавлению боковых «лепестков» передаточной функции<sup>167</sup>. Таким образом, данный метод является развитием метода Шеппарда.

Параметрами рассмотренного метода сглаживания биномиально взвешенным скользящим полиномом являются  $k$ , задающий *порядок полинома*, и  $l$ , определяющий размер *активной окрестности* (т.е. число членов временного ряда вблизи заданного периода времени, на основе которых получается сглаженное значение ряда для данного периода времени). Следует использовать значения параметра  $k$ , равные 0, 1 или 2. В первом случае сглаженный ряд локально тяготеет к константе (причем тем сильнее, чем выше значение  $l$ ), во втором случае – к прямой линии (поэтому в этих случаях допускается спрямление изгибов основной тенденции), а в третьем случае – к параболе. Выбор размера активной окрестности (сводящийся к выбору значения  $l$ ) определяется теми тенденциями, исследование которых представляет интерес. Для исследования краткосрочных тенденций следует использовать малое значение  $l$ , а для исследования долгосрочных – большое. Выбор значения параметра  $l$  может быть произведен на основе анализа передаточных функций.

Свойства метода сглаживания биномиально взвешенным скользящим полиномом, в том числе и вблизи краев временного ряда, исследованы в (Бессонов, 1993). Там же проведено и его сравнение с другими методами сглаживания.

#### **П4. Сезонная корректировка**

Параметрами метода являются:  $k$  и  $K$  – степени скользящего полинома для сглаживания всего ряда и его месячных подсерий соответственно;  $l$  и

---

<sup>166</sup> Подробнее см. (Бессонов, 1993).

<sup>167</sup> Подробнее см. там же.

$L$  – задающие соответственно размеры активных окрестностей при сглаживании всего ряда и его месячных подсерий. Метод состоит в выполнении следующих шагов (их иллюстрируют рис. П1–П7).

1. Сглаживанием исходного ряда методом биномиально взвешенного скользящего полинома с параметрами  $k$  и  $l$  получается первое приближение тренда (рис. П1).
2. Полученная оценка тренда удаляется из уровней исходного ряда (рис. П2).
3. Каждая из 12 месячных подсерий (т.е. временных рядов, полученных из уровней январей всех лет, февралей и т.д.) ряда, полученного в предыдущем пункте, сглаживается методом биномиально взвешенного скользящего полинома с параметрами  $K$  и  $L$ . Совокупность полученных сглаженных подсерий дает первое приближение сезонной составляющей динамики исходного ряда (рис. П3).
4. Эта оценка уточняется с целью удаления из нее тенденции. Для этого она сглаживается методом биномиально взвешенного скользящего полинома с параметрами  $2$  и  $12l$  и сглаженное значение вычитается из оценки сезонной составляющей динамики (рис. П4).
5. Получается следующее приближение тренда. Для этого из исходного ряда удаляется полученная оценка сезонной составляющей динамики (рис. П5) и результат сглаживается методом взвешенного скользящего полинома с параметрами  $k$  и  $l$  (рис. П6).
6. Пункты 2–4 повторяются еще раз.

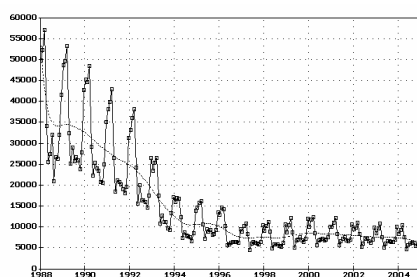


Рис. П1. Производство деловой древесины (тыс плотных куб.м). Выбираем мультипликативную модель. Сглаживанием с параметрами  $k$  и  $l$  получаем первое приближение тренда.

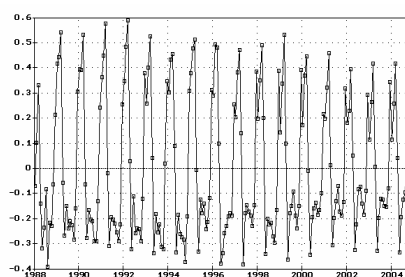


Рис. П2. Оценка тренда удаляется из исходного ряда.

Если в пунктах 2 и 5 под «удалением» понимается вычитание, то метод реализует аддитивную модель сезонности. При реализации мультипликативной модели под «удалением» из первого ряда второго понимается деление первого ряда на второй с последующим вычитанием из результата ряда единичных значений.

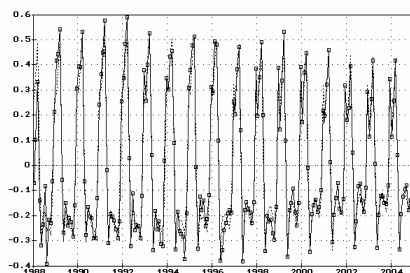


Рис. П3. Каждая из полученных 12 месячных подсерий сглаживается с параметрами  $K$  и  $L$ . Совокупность полученных сглаженных подсерий дает первое приближение сезонной составляющей исходного ряда (показано пунктиром).

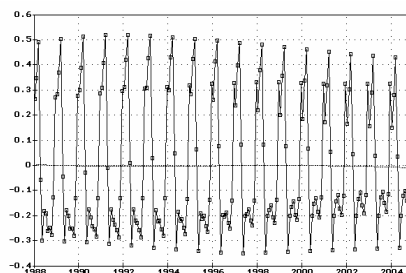


Рис. П4. Она сглаживается с параметрами 2 и 12/ с целью выявления в ней тенденции (показана пунктиром). Затем сглаженное значение вычитается из оценки сезонной составляющей.

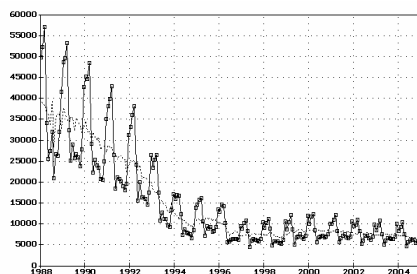


Рис. П5. Полученная оценка сезонной составляющей удаляется из исходного ряда (результат показан пунктиром).



Рис. П6. Результат сглаживаем с параметрами  $k$  и  $l$ , получаем следующее приближение тренда (показано пунктиром).

Для проведения сезонной корректировки полученную оценку сезонной составляющей динамики следует удалить из исходного временного ряда (рис. П7). Результирующий ряд соответствует совокупности компоненты тренда и конъюнктуры и нерегулярной составляющей. Результат его сглаживания можно рассматривать в качестве компоненты тренда и конъюнк-

туры. Для этого при использовании данных помесечной динамики хорошо подходят параметры метода сглаживания  $k = 2$ ,  $l = 5$  (рис. П8). Такое сглаживание является весьма «мягким» и устраняет только высокочастотную составляющую динамики, не спрямляя тренда и не приводя в результирующий ряд других сколько-нибудь заметных искажений.

Мультипликативная модель сезонности обычно используется для обработки рядов, у которых размах сезонных колебаний примерно пропорционален трендовой составляющей (как в рассмотренном примере). Если с изменением трендовой составляющей размах сезонных колебаний изменяется слабо, то лучше подходит аддитивная модель сезонности.

В большинстве случаев, когда используется модель без эволюции сезонной волны или с умеренной эволюцией, следует использовать значение параметра  $K$ , равное 0. В случаях значительной эволюции сезонной волны (которые составляют незначительную долю) имеет смысл использовать значение  $K$ , равное 1. Более высокие значения параметра  $K$  использовать нецелесообразно. Обычно хорошо подходит значение  $L = 7$ . При наличии заметной эволюции сезонной волны лучше использовать значение  $L = 5$ .



Рис. П7. Шаги, показанные на рис. П2–П4, повторяем еще раз. Получаем сезонно скорректированный ряд (совокупность компоненты тренда и конъюнктуры и нерегулярной составляющей).

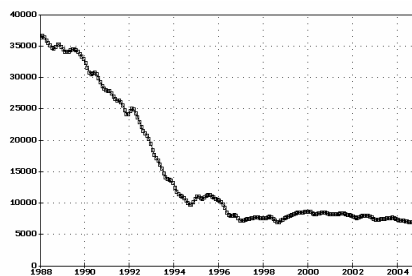


Рис. П8. Сглаживаем с параметрами  $k = 2$ ,  $l = 5$ , получаем компоненту тренда и конъюнктуры.

Как правило, следует использовать значение  $k = 2$ . В случае, когда тренд исходного ряда явно тяготеет к линейному, можно использовать значение  $k = 1$ . Использовать другие значения этого параметра нецелесообразно.

Таким образом, в большинстве случаев хорошо подходят значения параметров  $k = 2$ ,  $l = 18$ ,  $K = 0$ ,  $L = 7$ . Соответствующий пример приведен на рис. П1–П7.

## П5. Обсуждение

Развитие методов сезонной корректировки имеет по крайней мере столетнюю историю. Введение в проблематику сезонной корректировки, описание наиболее известных методов и их сопоставление содержится в (den Butter, Fase, 1991). Сравнение методов сезонной корректировки проводится также в (Fischer, 1995). Описание ранних методов содержится там же и в (Бобров, 1930). Специфика российской переходной экономики обсуждается в (Бессонов, 2003а), где приводятся и типичные примеры особенностей эволюции сезонных волн в российской переходной экономике.

Большинство методов сезонной корректировки можно отнести к одной из двух групп<sup>168</sup>. Первую группу составляют алгоритмы, основанные на методах линейной фильтрации, единых для многих обрабатываемых временных рядов. Другими словами, характеристики используемых фильтров либо совсем не зависят от свойств обрабатываемых временных рядов, либо на них можно оказывать некоторое влияние, изменяя значения небольшого числа параметров методов. Наиболее известными представителями этой группы являются методы семейства X-11<sup>169</sup>, разработанные в основном в Бюро переписей США и используемые в статистических органах многих стран мира.

Ко второй группе можно отнести методы сезонной корректировки, основанные на моделях, которые индивидуально строят для каждого корректируемого временного ряда. В этом случае свойства модели, на основе которой производится декомпозиция, существенно зависят от свойств обрабатываемого временного ряда<sup>170</sup>. К этой группе относится, в частности, разработанный в Банке Испании метод SEATS<sup>171</sup>, продвигаемый Евростатом.

Несмотря на то, что с теоретической точки зрения методы второй группы обладают несомненными преимуществами, на практике они пока еще далеко не всегда позволяют получать более качественные результаты<sup>172</sup>. Кроме того, поскольку развитие и практическое использование методов первой группы началось гораздо раньше, они получили гораздо более широкое распространение, лучше освоены пользователями, а соответствующие пакеты программ достигли зрелости.

---

<sup>168</sup> Подробнее см. (Fischer, 1995).

<sup>169</sup> См. (Shiskin, Young, Musgrave, 1967), (Findley, et al., 1998).

<sup>170</sup> Подробнее см. (den Butter, Fase, 1991), (Fischer, 1995).

<sup>171</sup> См., например, (Fischer, 1995).

<sup>172</sup> См. сравнение различных методов сезонной корректировки в (den Butter, Fase, 1991) и (Fischer, 1995).

Описанный выше метод сезонной корректировки принадлежит к первой группе методов. От методов семейства X-11 его отличает, в частности, возможность работы в условиях значительной эволюции сезонных волн и использование в его основе метода сглаживания с лучшими спектральными свойствами. Метод работоспособен для рядов, содержащих данные как минимум за два года, однако для повышения точности расчетов желательно использовать более длинные временные ряды.

Помимо многолетней эксплуатации в условиях российской переходной экономики, показавшей работоспособность метода, он прошел и международную апробацию. В 1996 г. специалисты из Федерального статистического управления Германии (ФСУ) провели независимое тестирование метода, признали его пригодным и нашли, что функционально он близок к используемому в ФСУ алгоритму BV4. Заметим, что отказ германского ФСУ от использования методов семейства X-11, являющихся де-факто стандартом во всем мире, обусловлен спецификой германской экономики. В связи с поглощением восточногерманских земель она также является в некотором смысле переходной, что приводит, в частности, к интенсификации эволюции сезонных волн, а это выводит алгоритмы семейства X-11 за пределы области их применимости. Это является одним из аргументов, обосновывающим использование в ФСУ программы сезонной корректировки BV4, обладающей существенно более высокими адаптационными свойствами по сравнению с программами гораздо более широко распространенного семейства X-11, адекватными более стабильным условиям<sup>173</sup>.

---

<sup>173</sup> Сопоставление этих методов проводится, в частности, в (den Butter, Fase, 1991).

## Литература

- Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д.* (1983) Прикладная статистика. Основы моделирования и первичная обработка данных. – М.: Финансы и статистика, 1983. 472 с.
- Аллен Р.* (1980) Экономические индексы. – М.: Статистика, 1980. 256 с.
- Арманд А.Д., Люри Д.И., Жерихин В.В., Раутиан А.С., Кайданова О.В., Козлова Е.В., Стрелецкий В.Н., Буданов В.Г.* (1999) Анатомия кризисов. – М.: Наука, 1999. 238 с.
- Арнольд В.И.* (1990) Теория катастроф. М.: Наука, 1990. 128 с.
- Баранов Э.Ф., Бессонов В.А.* (1999) Индексы интенсивности промышленного производства // Промышленность России. 1999. № 3. С. 4–12.
- Баранов Э.Ф.* (2002) Об измерении индексов-дефляторов по отраслям экономики и промышленности // Экономический журнал ВШЭ. 2002. Т. 6. № 2. С. 217–224.
- Бессонов В.А.* (1993) Методы исследования эволюционирующих парных взаимосвязей между социально-экономическими макропоказателями. – М.: Вычислительный центр РАН, 1993. 180 с.
- Бессонов В.А.* (1996) О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // Вопросы статистики. 1996. № 7. С. 18–32.
- Бессонов В.А.* (1997) О процессах самоорганизации на российском финансовом рынке в условиях переходного периода / Исследование операций (модели, системы, решения). – М.: Вычислительный центр РАН, 1997. С. 14–47.
- Бессонов В.А.* (1998а) О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // Экономический журнал ВШЭ. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.
- Бессонов В.А.* (1998b) Исследование трансформации ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ. – М.: ГУ ВШЭ, 1998. 56 с.
- Бессонов В.А.* (1999) Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ // Экономический журнал ВШЭ. 1999. Т. 3. № 1. С. 42–81.

- Бессонов В.А.* (2000) О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // *Экономический журнал ВШЭ*. 2000. Т. 4. № 2. С. 184–219.
- Бессонов В.А.* (2001a) Об измерении динамики российского промышленного производства переходного периода // *Экономический журнал ВШЭ*. 2001. Т. 5. № 4. С. 564–588.
- Бессонов В.А.* (2001b) Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве. – М.: Институт экономики переходного периода, 2001. 109 с. (*Bessonov V.A. Transformational Recession and Structural Changes in Russian Industrial Production // Problems of Economic Transition*. 2002. Vol. 45. No. 4. P. 6–93.)
- Бессонов В.А.* (2002a) Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике / *Бессонов В.А., Цухло С.В.* Анализ динамики российской переходной экономики. М.: ИЭПП, 2002. С. 5–89.
- Бессонов В.А.* (2002b) О точности сводных показателей экономической динамики в российской переходной экономике / *Количественные методы в теории переходной экономики*. – М.: Журнал «Экономика и математические методы», 2002. С. 113–127.
- Бессонов В.А.* (2003a) Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М.: ИЭПП, 2003. 151 с.
- Бессонов В.А.* (2003b) О трансформационных структурных сдвигах в российской экономике / *Экономика переходного периода: сборник избранных работ*. 1999–2002. – М.: Дело, 2003. С. 597–637.
- Бессонов В.А.* (2004) О динамике совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // *Экономический журнал ВШЭ*. 2004. Т. 8. № 4. С. 542–587.
- Бирман И.Я.* (1996) Измерение экономического роста // *Экономика и математические методы*. 1996. Т. 32. № 4. С. 146–154.
- Бобров С.П.* (1925) Индексы Госплана. – М., 1925.
- Бобров С.П.* (1930) Экономическая статистика: введение в изучение методов обработки временных рядов экономической статистики. – М.–Л.: Госиздат, 1930. 519 с.
- Винер Н.* (1983) Машина умнее своего создателя / *Кибернетика, или управление и связь в животном и машине*. – М.: Наука, 1983. С. 308–314.
- Гласс Л., Мэки М.* (1991) От часов к хаосу: Ритмы жизни. – М.: Мир, 1991. 248 с.
- Госкомстат СССР* (1990) Народное хозяйство СССР в Великой отечественной войне 1941–1945 гг. – М.: Информационно-издательский центр Госкомстата СССР. 1990. 236 с.



- Госкомстат* (1995) Положение о порядке наблюдения за изменением цен и тарифов на товары и услуги, определения индекса потребительских цен. – М.: Госкомстат России, 1995. 34 с.
- Госкомстат* (1996а) Цены в России. – М.: Госкомстат России, 1996. 260 с.
- Госкомстат* (1996b) Цены и тарифы / Методологические положения по статистике. Вып. 1. – М.: Госкомстат России, 1996. С. 426–548.
- Госкомстат* (1996с) Производство промышленной продукции / Методологические положения по статистике. Вып. 1. – М.: Госкомстат России, 1996. С. 573–583.
- Госкомстат* (1996d) Методологические положения об организации наблюдения за относительными ценами на товары-представители, импортируемые в Россию из стран дальнего и ближнего зарубежья, и сопоставление внутренних цен и цен мировых рынков. – М.: Госкомстат России, 1996.
- Госкомстат* (1998а) Общий объем производства продукции (работ, услуг) по отраслям экономики с учетом скрытой и неформальной деятельности / Методологические положения по статистике. Вып. 2. – М.: Госкомстат России, 1998. С. 9–26.
- Госкомстат* (1998b) Индекс физического объема промышленной продукции / Методологические положения по статистике. Вып. 2. – М.: Госкомстат России, 1998. С. 162–169.
- Госкомстат* (2000) Методология статистического наблюдения за ценами производителей промышленной продукции и расчета индексов цен производителей / Методологические положения по статистике. Вып. 3. – М.: Госкомстат России, 2000. С. 140–159.
- Госкомстат* (2002) Основные положения о порядке наблюдения за потребительскими ценами и тарифами на товары и платные услуги, оказанные населению, и определения индекса потребительских цен. – М.: Госкомстат России, 2002. 43 с.
- Ершов Э.Б.* (1990а) Вступительная статья / *Кевеш П.* Теория индексов и практика экономического анализа. – М.: Финансы и статистика, 1990. С. 5–34.
- Ершов Э.Б.* (1990b) Индексы Дивизиа и их аппроксимации / *Кевеш П.* Теория индексов и практика экономического анализа. – М.: Финансы и статистика, 1990. С. 291–297.
- Ершов Э.Б.* (2003) Индексы цен и количеств Фишера и Монтгомери как индексы Дивизиа // *Экономика и математические методы.* 2003. Т. 39. № 2. С. 136–154.

- Зоркальцев В.И.* (1996) Индексы цен и инфляционные процессы. – Новосибирск: Наука, 1996. 279 с.
- Иванов В.Н., Овсиенко Ю.В.* (2004) Динамика торговли в годы российских реформ // Экономика и математические методы. 2004. Т. 40. № 4. С. 84–92.
- Казинец Л.С.* (1969) Измерение структурных сдвигов в экономике. – М.: Экономика, 1969. 164 с.
- Кафенгауз Л.Б.* (1994) Эволюция промышленного производства России (последняя треть XIX в. – 30-е годы XX в.). – М.: Эпифания, 1994. 848 с.
- Кевеш П.* (1990) Теория индексов и практика экономического анализа. – М.: Финансы и статистика, 1990. 303 с.
- Кендалл М., Стьюарт А.* (1966) Теория распределений. – М.: Наука, 1966. 588 с.
- Кендэл М.* (1981) Временные ряды. – М.: Финансы и статистика, 1981. 199 с.
- Колмановский В.Б.* (1996) Уравнения с последействием и математическое моделирование // Соросовский образовательный журнал. 1996. № 4. С. 122–127.
- Корнаи Я.* (2000) Социалистическая система. Политическая экономия коммунизма. – М.: НП «Журнал "Вопросы экономики"», 2000. 672 с.
- Коссов В.В.* (1975) Показатели роста и развития экономики // Вопросы экономики. 1975. № 12. С. 34–45.
- Кудров В.М.* (1995) Советский экономический рост: официальные данные и альтернативные оценки // Вопросы экономики. 1995. № 10. С. 100–112.
- Кудров В., Тремль В.* (1998) Сопоставление макроэкономических показателей СССР и США в работах западных советологов // Вопросы статистики. 1998. № 10. С. 20–29.
- Марчук Г.И.* (1989) Методы вычислительной математики. – М.: Наука, 1989. 608 с.
- Минасян Г.* (1983) К измерению и анализу структурной динамики // Экономика и математические методы. 1983. Т. 19. № 2. С. 259–268.
- Орлов А.И.* (1999) Репрезентативная теория измерений и ее применения // Заводская лаборатория. 1999. № 3.
- Ослунд А.* (2001) Миф о коллапсе производства после крушения коммунизма // Вопросы экономики. 2001. № 7. С. 115–138.
- Полтерович В.М.* (1996) Трансформационный спад в России // Экономика и математические методы. 1996. Т. 32. № 1. С. 54–69.
- Полтерович В.М.* (1999) Институциональные ловушки и экономические реформы // Экономика и математические методы. 1999. Т. 35. № 2. С. 3–20.

- Пономаренко А.Н.* (2002) Ретроспективные национальные счета России. 1961–1990. – М.: Финансы и статистика, 2002. 256 с.
- Попов В.В.* (1998) Динамика производства при переходе к рынку: влияние объективных условий и экономической политики // Вопросы экономики. 1998. № 7. С. 42–64.
- Росс Дж.* (1997) Основы российского финансового кризиса // Проблемы прогнозирования. 1997. № 6. С. 49–67.
- Роузфилд С.* (2004) Сравнительная экономика стран мира: Культура, богатство и власть в XXI веке. – М.: РОССПЭН, 2004. 432 с.
- Сухара М.* (2000) Оценка промышленного производства России: 1960–1990 годы // Вопросы статистики. 2000. № 2. С. 55–63.
- Тремль В., Кудров В.* (1997) Статистика в работах западных советологов: темпы экономического роста СССР // Вопросы статистики. 1997. № 11. С. 30–37.
- Ульянов И.С., Шустова Е.А.* (1999) Промышленные индексы в России: опыт и проблемы // Вопросы статистики. 1999. № 11. С. 28–32.
- Ульянов И.С., Шустова Е.А., Савочкина Е.А.* (2001) Предпосылки и результаты пересмотра индекса промышленного производства // Экономический журнал ВШЭ. 2001. Т. 5. № 3. С. 375–389.
- Фишер И.* (1928) Построение индексов. Учение об их разновидностях, тестах и достоверности. – М.: ЦСУ СССР, 1928. 466 с.
- Фишер С., Дорнбуш Р., Шмалензи Р.* (1993) Экономика. – М.: Дело, 1993. 864 с.
- ФСГС* (2004) Цены в России. – М.: Федеральная служба государственной статистики, 2004. 189 с.
- Ханин Г.И.* (1991) Динамика экономического развития СССР. – Новосибирск: Наука, 1991.
- Ханин Г.И.* (1997) Насколько действительно упало производство в России? (По поводу альтернативных оценок динамики российской экономики Гавриленкова, Козна и Кубонива) // Вопросы статистики. 1997. № 4. С. 50–63.
- Хемминг Р.В.* (1972) Численные методы для научных работников и инженеров. – М.: Наука, 1972. 400 с.
- Хомяков Д.М., Хомяков П.М.* (1996) Основы системного анализа. – М.: Издательство механико-математического факультета МГУ им. М.В. Ломоносова, 1996. 108 с.
- ЦСУ СССР* (1972) Народное хозяйство СССР. 1922–1972 гг. – М.: Статистика, 1972. 848 с.

- ЦЭК (2000) 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.
- Четвериков Н.С. (1973) Сглаживание динамических рядов / Статистический анализ экономических временных рядов и прогнозирование. – М.: Наука, 1973. С. 106–135.
- Шмелев Н., Кудров В. (1996) Размышления о российской экономической статистике // Вопросы статистики. 1996. № 9. С. 4–13.
- Яновский А.С. (1928) Русские индексы / Фишер И. Построение индексов. Учение об их разновидностях, тестах и достоверности. – М.: ЦСУ СССР, 1928. С. 391–438.
- Abraham K.G., Greenlees J.S., Moulton B.R. (1998) Working to Improve the Consumer Price Index // Journal of Economic Perspectives. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 27–36.
- Advisory Commission To Study The Consumer Price Index. (1996) Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living, Final Report to the Senate Finance Committee. – Washington: Senate Finance Committee, 1996.
- Aizcorbe A.M., Jackman P.C. (1993) The Commodity Substitution Effect in CPI Data, 1982–91 // Monthly Labor Review. Dec. 1993. P. 25–33.
- Balk B.M. (1995) Axiomatic Price Index Theory: A Survey // International Statistical Review. 1995. Vol. 63. No. 1. P. 69–93.
- Balk B.M., Kersten H.M.P. (1987) The Precision of Consumer Price Indices Caused by the Sampling Variability of Budget Surveys; an Example / Eichhorn W. (ed.) Measurement in Economics: Theory and Applications of Economic Indices. – Heidelberg: Physica-Verlag, 1987. P. 49–57.
- Bartholdy K. (1997) Old and New Problems in the Estimation of National Accounts in Transition Economies // Economics of Transition. 1997. Vol. 5. No. 1. P. 131–146.
- Beckerman P. (1992) The Economics of High Inflation. – London: Macmillan. 1992. viii+228 p.
- Blanchard O., Kremer M. (1997) Disorganization // The Quarterly Journal of Economics. 1997. Vol. 112. No. 4. P. 1091–1126.
- Bloem A.M., Dippelsman R.J., Mæhle N.Ø. (2001) Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources, and Compilation. – Washington: IMF. 2001. xii+210 p.
- BLS (1992) BLS Handbook of Methods. BLS Bulletin 2414, September 1992.

- Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* (1997) The CPI Commission: Findings and Recommendations // *The American Economic Review*. 1997. Vol. 87. No. 2. P. 78–83.
- Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* (1998) Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 3–26.
- Boskin M.J., Jorgenson D.W.* (1997) Implications of Overstating Inflation for Indexing Government Programs and Understanding Economic Progress // *The American Economic Review*. 1997. Vol. 87. No. 2. P. 89–93.
- Braithwait S.D.* (1980) The Substitution Bias of the Laspeyres Price Index: An Analysis Using Estimated Cost-of-Living Indexes // *The American Economic Review*. Vol. 70. No. 1. 1980. P. 64–77.
- Campos N.F., Coricelli F.* (2002) Growth in Transition: What We Know, What We Don't, and What We Should // *Journal of Economic Literature*. 2002. Vol. 40. No. 3. P. 793–836.
- Chang G.* (1995) What Caused the Hyperinflation of the Big Bang: Monetary Overhang or Structural Distortion? // *China Economic Review*. 1995. No. 1. P. 137–147.
- CIA* (1982) USSR: Measures of Economic Growth and Development, 1950–80. Studies prepared for the use of the Joint Economic Committee Congress of the United States. Washington: U.S. Government Printing Office, 1982. xi+401 p.
- Cole W.A.* (1958) The Measurement of Industrial Growth // *The Economic History Review*. 1958. Vol. 11. No. 2. P. 309–315.
- Corrado C., Gilbert C., Raddock R., Kudon C.* (1997) Industrial Production and Capacity Utilization: Historical Revision and Recent Developments // *Federal Reserve Bulletin*. 1997. Vol. 83. No.2. P. 67–92.
- Costa D.L.* (2001) Estimating Real Income in the United States from 1888 to 1994: Correcting CPI Bias Using Engel Curves // *Journal of Political Economy*. 2001. Vol. 109. No. 6. P. 1288–1310.
- Cottarelli C., Blejer M.I.* (1992) Forced Saving and Repressed Inflation in the Soviet Union, 1986–90 // *IMF Staff Papers*. 1992. Vol. 39. No. 2. P. 256–286.
- Dalen J.* (1992) Computing Elementary Aggregates in the Swedish Consumer Price Index // *Journal of Official Statistics*. 1992. Vol. 8. No. 2. P. 129–147.
- Dalton K.V., Stewart K.J.* (1998) Incorporating a Geometric Mean Formula into the CPI // *Monthly Labor Review*. October 1998. P. 3–7.
- Deaton A.* (1998) Getting Prices Right: What Should Be Done? // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 37–46.

- De Broek M., Koen V.* (2000) The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side. – IMF Working Paper, WP/00/32, 2000.
- den Butter F.A.G., Fase M.M.G.* (1991) Seasonal Adjustment as a Practical Problem. – Amsterdam: North-Holland, 1991. 226 p.
- Desai P.* (1978) On Reconstructing Price, Output and Value-Added Indexes in Postwar Soviet Industry and Its Branches // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1978. Vol. 40. No. 1. P. 55–77.
- Diewert W.E.* (1976) Exact and Superlative Index Numbers // Journal of Econometrics. 1976. Vol. 4. No. 2. P. 115–145.
- Diewert W.E.* (1998) Index Number Issues in the Consumer Price Index // Journal of Economic Perspectives. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 47–58.
- Divisia F.* (1925) L'Indice monetaire et la theorie de la monnaie // Revue d'Economie Politique. 1925. Vol. 39. P. 980–1008.
- Dodge Y. (ed.)* (1987) Statistical Data Analysis Based on the  $L_1$ -Norm and Related Methods. – Amsterdam: North-Holland, 1987. xiii+464 p.
- Dolinskaya I.* (2002) Explaining Russia's Output Collapse // IMF Staff Papers. 2002. Vol. 49. № 2. P. 155–174.
- Ducharme L.M.* (1997) The Canadian Consumer Price Index and the Bias Issue: Present and Future Outlooks. – Ottawa: Statistics Canada Analytical Series Cat. No. 62F0014MPB, No. 10. 1997. P. 13–43.
- Duchene G.* (1999) Structural Change and Output Decline in Transition Economies // Экономический журнал ВШЭ. 1999. Т. 3. № 4. С. 503–528.
- Duggan J.E., Gillingham R.* (1999) The Effect of Errors in the CPI on Social Security Finances // Journal of Business and Economic Statistics. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 161–169.
- Edwards R.* (1997) Measuring Inflation in Australia. – Ottawa: Statistics Canada Analytical Series Cat. No. 62F0014MPB, No. 10. 1997. P. 5–12.
- Ellman M.* (1994) Transformation, Depression, and Economics: Some Lessons // Journal of Comparative Economics. 1994. Vol. 19. No. 1. P. 1–21.
- Fenwick D.* (1997) The Boskin Report from a United Kingdom Perspective. – Ottawa: Statistics Canada Analytical Series Cat. No. 62F0014MPB, No. 10. 1997. P. 45–52.
- Filer R.K., Hanousek J.* (2000) Output Changes and Inflationary Bias in Transition // Economic Systems. 2000. Vol. 24. No. 3. P. 285–294.
- Filer R.K., Hanousek J.* (2002) Survey-Based Estimates of Biases in Consumer Price Indices During Transition: Evidence from Romania // Journal of Comparative Economics. 2002. Vol. 30. No. 3. P. 476–487.

- Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.-C.* (1998) New Capabilities and Methods of the X-12-ARIMA Seasonal-Adjustment Program // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1998. Vol. 16. No. 2. P. 127–152.
- Fischer B.* (1995) Decomposition of Time Series. Comparing Different Methods in Theory and Practice. Eurostat working group document. 1995. 73 p. <http://europa.eu.int/en/comm/eurostat/research/noris4/documents/decomp.pdf>
- Fixler D.* (1993) The Consumer Price Index: Underlying Concepts and Caveats // *Monthly Labor Review*. Dec. 1993. P. 3–12.
- Forsyth F.G., Fowler R.F.* (1981) The Theory and Practice of Chain Price Index Numbers // *Journal of the Royal Statistical Society, Ser. A*. 1981. Vol. 144. Part. 2. P. 224–246.
- Gavrilenkov E.* (1994) Macroeconomic Crisis and Price Distortions in Russia // *Bank of Finland, Review of Economies in Transition*. 1994. No. 3. P. 39–58.
- Gavrilenkov E., Koen V.* (1995) 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.
- Gerschenkron A.* (1947) The Soviet Indices of Industrial Production // *The Review of Economics and Statistics*. 1947. Vol. 29. P. 217–226.
- Gerschenkron A.* (1955) Soviet Heavy Industry: A Dollar Index of Output, 1927/28–1937 // *The Review of Economics and Statistics*. 1955. Vol. 37. P. 120–130.
- Gibson J., Stillman S., Le T.* (2004) CPI Bias and Real Living Standards in Russia During Transition. – William Davidson Institute Working Paper No. 684. 2004. 44 p.
- Glejser H.* (1965) Inflation, Productivity, and Relative Prices – A Statistical Study // *The Review of Economics and Statistics*. 1965. Vol. 47. P. 76–80.
- Goldsmith R.* (1961) The Economic Growth of Tsarist Russia, 1860–1913 // *Economic Development and Cultural Change*. 1961. Vol. 9. No. 3. P. 441–475.
- Gordon R.J., Griliches Z.* (1997) Quality Change and New Products // *The American Economic Review*. 1997. Vol. 87. No. 2. P. 84–88.
- Granville B., Shapiro J.* (1994) Russian Inflation, A Statistical Pandora's Box. – London: Royal Institute of International Affairs, Discussion Paper No. 53. 1994.
- Greenslade R.V., Wallace P.A.* (1959) Industrial Growth in the Soviet Union: Comment // *The American Economic Review*. 1959. Vol. 49. P. 687–695.

- Grimm B.T., Parker R.P.* (1998) Reliability of the Quarterly and Annual Estimates of GDP and Gross Domestic Income // *Survey of Current Business*. 1998. Vol. 78. No. 12. P. 12–21.
- Hamilton B.* (2001) Using Engel's Law to Estimate CPI Bias // *The American Economic Review*. 2001. Vol. 91. No. 3. P. 619–630.
- Hanes C.* (1999) Degrees of Processing and Changes in the Cyclical Behavior of Prices in the United States, 1869–1990 // *Journal of Money, Credit, and Banking*. 1999. Vol. 31. No. 1. P. 35–53.
- Hanousek J., Filer R.K.* (2001) Consumer's Opinion of Inflation Bias Due to Quality Improvements in Transition in the Czech Republic. – Prague: CERGE–IE Working Paper No. 184. 2001. 25 p.
- Hanousek J., Filer R.K.* (2002) Evaluating Imperfections and Biases in Price Indexes during Transition. – Prague: CERGE–IE Working Paper No. 186. 2002. 21 p.
- Hanousek J., Filer R.K.* (2003) Substitution Biases in Price Indexes during Transition. – Economics Working Paper Archive at WUSTL. May 2003. 22 p.
- Hausman J.* (1999) Cellular Telephone, New Products, and the CPI // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 188–194.
- Hausman J.* (2003) Sources of Bias and Solutions to Bias in the CPI // *Journal of Economic Perspectives*. 2003. Vol. 17. No. 1. P. 23–44.
- Heston A., Summers R.* (1996) International Price and Quality Comparisons: Potentials and Pitfalls // *The American Economic Review*. 1996. Vol. 86. No. 2. P. 20–24.
- Hodgman D.R.* (1950) A New Production Index for Soviet Industry // *The Review of Economics and Statistics*. 1950. Vol. 32. P. 329–338.
- Hulten C.R.* (1973) Divisia Index Numbers // *Econometrica*. 1973. Vol. 41. No. 6. P. 1017–1025.
- ILO* (2004) Consumer Price Index Manual: Theory and Practice. – Geneva: International Labour Office, 2004. xxxi+537 p.
- IMF* (2004) Producer Price Index Manual: Theory and Practice. – Washington: International Monetary Fund, 2004. xxx+658 p.
- Jorgenson D.W., Slesnick D.T.* (1999) Indexing Government Programs for Changes in the Cost of Living // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 170–181.
- Kaplan N.M., Moorsteen R.H.* (1960) An Index of Soviet Industrial Output // *The American Economic Review*. 1960. Vol. 50. No. 3. P. 295–318.
- Koen V.* (1996) Russian Macroeconomic Data: Existence, Access, Interpretation // *Communist Economies & Economic Transformation*. 1996. Vol. 8. No. 3. P. 321–333.



- Koen V., De Masi P.* (1997) Prices in the Transition: Ten Stylized Facts. – IMF Working Paper WP/97/158, 1997. 31 p.
- Kokoski M.F.* (1993) Quality Adjustment of Price Indexes // Monthly Labor Review. Dec. 1993. P. 34–46.
- Kornai J.* (1979) Resource-Constrained versus Demand-Constrained Systems // *Econometrica*. 1979. Vol. 47. No. 4. P. 801–819.
- Kornai J.* (1994) Transformational Recession: The Main Causes // *Journal of Comparative Economics*. Vol. 19. No. 1. 1994. P. 39–63.
- Kovács I.* (2003) Biasing Factors of the Consumer Price Index. – Budapest: Institute of Economics, Hungarian Academy of Sciences, Discussion Paper MT–DP.2003/12. 2003. 26 p.
- Krueger A.B., Siskind A.* (1998) Using Survey Data to Assess Bias in the Consumer Price Index // *Monthly Labor Review*. 1998. Vol 121. No. 4. P. 24–33.
- Kuboniwa M.* (1993) Output and Price Structure of the Russian Economy // *Economic Systems Research*. 1993. Vol. 5. No. 2.
- Kuboniwa M., Ponomarenko A.* (2000) Historical Gross Domestic Product in Russia / *Kuboniwa M. (ed.) Russian Economic Statistics in Historical Perspectives: an International Workshop*. – Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, March 2000. P. 25–146.
- Landefeld J.S., Parker R.P.* (1995) 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*. 1995. Vol. 75. No. 3. P. 31–38.
- Landefeld J.S., Parker R.P.* (1997) BEA's Chain Indexes, Time Series, and Measures of Long-Term Economic Growth // *Survey of Current Business*. 1997. Vol. 77. No. 5. P. 58–68.
- Lane T.D.* (1992) Inflation Stabilization and Economic Transformation in Poland: The First Year // *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. 1992. Vol. 36. P. 105–156.
- Lequiller F.I., Zeischang K.D.* (1994) Drift in Producer Price Indices for the Former Soviet Union Countries // *IMF Staff Papers*. 1994. Vol. 41. No. 3. P. 526–532.
- Lequiller F.* (1997) Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation? – INSEE Working Paper G9714. 1997. 48 p.
- Maddison A.* (1998) Measuring the Performance of a Communist Command Economy: An Assessment of the CIA Estimates for the USSR // *The Review of Income and Wealth*. 1998. Vol. 44. No. 3. P. 307–323.
- Manser M.E., McDonald R.J.* (1988) An Analysis of Substitution Bias in Measuring Inflation, 1959–85 // *Econometrica*. 1988. Vol. 56. No. 4. P. 909–930.

- Miron J.A., Romer C.D.* (1990a) A New Monthly Index of Industrial Production, 1884–1940 // *The Journal of Economic History*. 1990. Vol. 50. No. 2. P. 321–337.
- Miron J.A., Romer C.D.* (1990b) Reviving the Federal Statistical System: The View from Academia // *The American Economic Review*. 1990. Vol. 80. No. 2. P. 329–332.
- Moore J.* (1978) A Measure of the Structural Change in Output // *Review of Income and Wealth*. 1978. Vol. 24. No. 1. P. 105–118.
- Moulton B.R.* (1993) Basic Components of the CPI: Estimation of Price Changes // *Monthly Labor Review*. Dec. 1993. P. 13–24.
- Moulton B.R.* (1996) Bias in the Consumer Price Index: What Is the Evidence? // *Journal of Economic Perspectives*. 1996. Vol. 10. No. 4. P. 159–177.
- Moulton B.R., Moses K.E.* (1997) Addressing the Quality Change Issue in the Consumer Price Index // *Brookings Papers on Economic Activity*. 1997. No. 1. P. 305–366.
- Moulton B.R., Stewart K.J.* (1999) An Overview of Experimental U.S. Consumer Price Indexes // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 141–151.
- Nordhaus W.D.* (1998) Quality Change in Price Indexes // *Journal of Economic Perspectives*. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 59–68.
- Nordhaus W.D.* (1999) Beyond the CPI: An Augmented Cost-of-Living Index // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 182–187.
- Nuti D.M.* (1986) Hidden and Repressed Inflation in Soviet-Type Economies: Definitions, Measurements and Stabilisation // *Contributions to Political Economy*. 1986. Vol. 5. No. 1. P. 37–82.
- Nutter G.W.* (1957) Some Observations on Soviet Industrial Growth // *The American Economic Review*. 1957. Vol. 47. No. 2. P. 618–630.
- Nutter G.W.* (1958) Industrial Growth in the Soviet Union // *The American Economic Review*. 1958. Vol. 48. No. 2. P. 398–411.
- Nutter W.A.* (1959) Industrial Growth in the Soviet Union: Reply // *The American Economic Review*. 1959. Vol. 49. P. 695–701.
- OECD* (1961) *Seasonal Adjustment on Electronic Computers*. – Paris: OECD, 1961. 403 p.
- OECD* (1987) *OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries, 1960–1985, Sources and Methods*. No. 39. – OECD Department of Economics and Statistics. January 1987.
- Ofer G.* (1987) Soviet Economic Growth: 1928–1985 // *Journal of Economic Literature*. 1987. Vol. 25. No. 4. P. 1767–1833.

- Osband K.* (1992) Index Number Biases During Price Liberalization // IMF Staff Papers. 1992. Vol. 39. No. 2. P. 287–309.
- Oulton N.* (1995) Do UK Indexes Overstate Inflation? // National Institute Review. May 1995.
- Parks R.W.* (1978) Inflation and Relative Price Variability // Journal of Political Economy. 1978. Vol. 86. No. 1. P. 79–95.
- Perlo V.* (1962) The Revised Index of Industrial Production // The American Economic Review. 1962. Vol. 52. P. 496–513.
- Podpiera J.* (2003) Does CPI Approximate Cost-of-Living? Evidence from the Czech Republic. – Prague: CERGE–EI Working Paper No. 214. 2003. 23 p.
- Pollak R.A.* (1998) The Consumer Price Index: A Research Agenda and Three Proposals // Journal of Economic Perspectives. 1998. Vol. 12. No. 1. P. 69–78.
- Pollak R.A.* (1989) The Theory of the Cost-of-Living Index. – New York: Oxford University Press, 1989. 207 p.
- Popov V.* (1998) Will Russia Achieve Fast Economic Growth? // Communist Economies & Economic Transformation. 1998. Vol. 10. No. 4. P. 421–449.
- Prasch R.E.* (1995) The Probability Approach to Index Number Theory. Prelude to Macroeconomics / *Rima I.H. (ed.)* Measurement, Quantification and Economic Analysis: Numeracy in Economics. – London, New York: Routledge, 1995. P. 176–187.
- Reinsdorf M.B.* (1998) Formula Bias and Within-Stratum Substitution Bias in the U.S. CPI // The Review of Economics and Statistics. 1998. Vol. 80. No. 2. P. 175–187.
- Reinsdorf M.B.* (1999) Using Scanner Data to Construct CPI Basic Component Indexes // Journal of Business and Economic Statistics. 1999. Vol. 17. No. 2. P. 152–160.
- Roman Z.* (1969) A Note on Measuring Structural Changes // Review of Income and Wealth. 1969. Vol. 15. No. 3. P. 265–268.
- Romer C.D.* (1986) Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data? // The American Economic Review. 1986. Vol. 76. No. 3. P. 314–334.
- Seton F.* (1958) The Tempo of Soviet Industrial Expansion // Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 1958. Vol. 20. No. 1. P. 1–28.
- Shapiro M.D., Wilcox D.W.* (1996) Mismeasurement in the Consumer Price Index: An Evaluation. – Cambridge, MA: NBER Working Paper No. 5590. 1996.
- Sheppard W.F.* (1914) Graduation by Reduction of Mean Square Error // Journal of the Institute of Actuaries. 1914. Vol. 48. No. 2. P. 171–185; No. 4. P. 390–412.

- Shiskin J., Young A.H., Musgrave J.C.* (1967) The X-11 Variant of the Census Method II Seasonal Adjustment Program. U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census. Technical Paper No. 15. 1967. 66 p.
- Silver M.* (1999) An Evaluation of the Use of Hedonic Regressions for Basic Components of Consumer Price Indices // *Review of Income and Wealth*. 1999. Vol. 45. No. 1. P. 41–56.
- Stewart K.J., Reed S.B.* (1999) Consumer Price Index Research Series Using Current Methods, 1978–98 // *Monthly Labor Review*. June 1999. P. 29–38.
- Tripllett J.E.* (2001) Should the Cost-of-Living Index Provide the Conceptual Framework of a Consumer Price Index? // *Economic Journal*. 2001. Vol. 111. No. 472. P. 311–334.
- Vining D.R., Elwertowski T.C.* (1976) The Relationship between Relative Prices and the General Price Level // *The American Economic Review*. 1976. Vol. 66. No. 4. P. 699–708.
- Wright J.F.* (1956) An Index of the Output of British Industry Since 1700 // *The Journal of Economic History*. 1956. Vol. 16. P. 356–364.
- Wynne M.A., Sigalla F.D.* (1996) A Survey of Measurement Biases in Price Indexes // *Journal of Economic Surveys*. 1996. Vol. 10. No. 1. P. 55–89.
- Yotopoulos P.A., Lau L.J.* (1970) A Test for Balanced and Unbalanced Growth // *The Review of Economics and Statistics*. 1970. Vol. 52. No. 4. P. 376–384.
- Zellner A. (ed.)* (1978) *Seasonal Analysis of Economic Time Series*. – Washington: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978. 485 p.

**Бессонов Владимир Аркадьевич**

**Проблемы анализа российской макроэкономической  
динамики переходного периода**

Редактор: Н. Главацкая  
Корректор: Н. Андрианова

125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел.: (495) 629–6736  
Факс: (495) 203–8816  
E-mail: [info@iet.ru](mailto:info@iet.ru)  
[Http://www.iet.ru](http://www.iet.ru)

Подписано в печать 29.12.2005. Формат 60x88 1/16.  
Печать офсетная. Бумага офсетная № 1. Печ. л.  
Тираж 550 экз. Заказ №

Отпечатано в ООО «МАКС Пресс»  
105066, г. Москва, Елоховский пр., д. 3, стр. 2  
Тел./факс: 939–3890, 939–3891, 939–3893