

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

**В.А. Бессонов**

**Введение в анализ российской  
макроэкономической динамики  
переходного периода**

**Москва  
2003**

УДК 330.101.541  
ББК 65.012.2  
Б53  
*Агентство СІР РГБ*

**Бессонов В.А.**

Введение в анализ российской макроэкономической динамики переходного периода. М., 2003. – 151 с.

В работе дается введение в проблематику анализа российской макроэкономической динамики переходного периода. Рассмотрены показатели экономической динамики и задачи ее анализа, измерительная специфика российской переходной экономики, операции с экономическими временными рядами и проблемы построения временных рядов экономических индексов в условиях российской переходной экономики. Изложение иллюстрируется многочисленными примерами, основанными на реальных данных.

Редактор: *Н. Главацкая*  
Корректор: *С. Хорошкина*

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

*ISBN 5-93255-130-5*

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000 г.  
125993, Москва, Газетный пер., 5  
Тел. (095) 229–6736, факс (095) 203–8816  
E-mail – [info@iet.ru](mailto:info@iet.ru), web site – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода 2003**

## Содержание

1. Введение .....	6
2. Показатели экономической динамики .....	9
2.1. Временные ряды .....	9
2.2. Экономические временные ряды .....	10
2.2.1. Динамическая структура экономических временных рядов .....	12
2.2.2. Календарная составляющая динамики .....	13
2.2.3. Сезонная составляющая динамики .....	18
2.2.4. Нерегулярная составляющая динамики .....	25
2.2.5. Компонента тренда и конъюнктуры .....	26
2.2.6. Вековой тренд и циклы .....	27
2.2.7. Событийная составляющая динамики .....	28
2.2.8. Регулярная составляющая динамики .....	31
2.3. Макроэкономические временные ряды .....	32
2.3.1. Эволюция свойств экономической системы .....	33
2.3.2. Эволюция методик построения показателей .....	36
2.3.3. Доминирование регулярных составляющих динамики .....	38
2.3.4. Малая длина и краевые эффекты .....	39
2.3.5. Особенности .....	40
3. Задачи анализа экономической динамики .....	42
3.1. Задачи ретроспективного анализа и прогнозирования .....	42
3.2. Временные масштабы анализа .....	43
3.3. Анализ краткосрочных тенденций .....	44
3.4. Анализ долгосрочных тенденций .....	46
3.5. Анализ цикличности .....	49
3.6. Горизонт прогнозирования .....	52
4. Российская переходная экономика как объект измерения .....	54
4.1. Динамические трансформационные эффекты .....	54
4.2. Резкая интенсификация процессов в переходной экономике .....	55
4.3. Рассогласование темпов протекания различных процессов .....	58
4.4. Значительные структурные сдвиги .....	60
4.5. Аномально быстрая эволюция составляющих динамики .....	64

5. Операции с экономическими временными рядами.....	76
5.1. Арифметические операции.....	76
5.2. Операции нормировки.....	76
5.3. Операции типа дифференцирования и интегрирования.....	78
5.3.1. Темпы роста.....	78
5.3.2. Данные по отношению к аналогичному периоду предыдущего года.....	83
5.3.3. Данные нарастающим итогом с начала текущего календарного года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего календарного года.....	87
5.3.4. Данные скользящего года по отношению к предшествующему скользящему году.....	92
5.3.5. Другие операции.....	93
5.4. Операции смены шага по времени.....	94
5.5. Введение лагов.....	98
5.6. Алгебраические преобразования.....	99
5.7. Операции декомпозиции.....	102
5.8. Операции визуализации.....	103
6. Временные ряды экономических индексов.....	107
6.1. Основные определения.....	107
6.2. Индивидуальные, групповые и сводные индексы.....	108
6.2.1. Индивидуальные и сводные индексы.....	108
6.2.2. Иерархия индексов.....	109
6.2.3. Корзина товаров-представителей.....	110
6.2.4. Аналогия с классической механикой.....	110
6.2.5. Смысл построения сводных экономических индексов.....	112
6.3. Двухситуационные индексы.....	113
6.3.1. Индексы Ласпейреса и Пааше.....	113
6.3.2. Эффект Гершенкрона.....	115
6.3.3. Другие индексные формулы.....	120
6.3.4. Пары экономических индексов.....	122
6.4. Многоситуационные индексы.....	127
6.5. Индексы Дивизиа.....	130
6.6. Разностные аппроксимации индексов Дивизиа.....	132
6.6.1. Аппроксимации в переменных $(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{q}})$ .....	133
6.6.2. Аппроксимации в переменных $(\mathbf{r}, \mathbf{w})$ .....	136
6.7. Проблемы построения временных рядов сцепленных индексов....	139
6.7.1. Тест обратимости ситуаций.....	140

6.7.2. Сезонная корректировка временных рядов сцепленных индексов .....	143
6.8. Открытые и закрытые системы экономических индексов .....	145
Литература .....	147

## 1. Введение

В работе излагается содержание вводной части курса, посвященного проблемам анализа 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.

Цель этой части курса – дать элементарное введение в проблематику анализа процессов на макроуровне российской переходной экономики. Изложение ведется на уровне определений, описания основных понятий и подходов и сопровождается многочисленными иллюстрациями и примерами, основанными на реальных данных. Для читателя является желательным знакомство с содержанием стандартного курса экономической статистики.

Все изложение относится к российской переходной экономике, т. е. обстоятельства времени и места в нем существенно учитываются. Это обусловлено тем, что адекватный инструментарий определяется, в числе прочего, решаемой задачей и свойствами объекта исследования. Российская переходная экономика обладает определенной спецификой, отличающей ее от более стабильных экономик, и эта специфика должна учитываться при выборе инструментария и проведении анализа. Кроме того, в работе обсуждается и сложившаяся к настоящему времени в России практика анализа экономической динамики.

Особое внимание в работе уделяется анализу краткосрочных тенденций, развивающихся на интервалах времени порядка месяца. Такой анализ имеет большое практическое значение, поскольку он необходим для выработки текущей экономической политики. Другой причиной особой важности анализа краткосрочных тенденций является то, что именно высокочастотные составляющие несут основную часть информации, содержащейся во временных рядах.

Работа имеет следующую структуру. В разделе 2 рассматриваются показатели экономической динамики, т. е. объекты, которыми приходится оперировать при анализе экономических процессов. Подробно обсуждается

специфика экономических и макроэкономических временных рядов, способная оказывать влияние на выбор инструментария исследования. Задачи анализа экономической динамики и требования, предъявляемые ими к инструментарию и технике исследования, обсуждаются в разделе 3. Раздел 4 посвящен анализу специфики объекта исследования. В нем обсуждаются отличия российской переходной экономики от более стабильных экономик с точки зрения анализа макроэкономической динамики. В разделе 5 обсуждается, что можно делать с экономическими временными рядами как с объектами обработки. Раздел 6 посвящен построению временных рядов экономических индексов в условиях российской переходной экономики.

Более детальное рассмотрение ряда вопросов анализа российской макроэкономической динамики переходного периода проводится в следующих разделах курса, не вошедших в эту вводную часть, но существенно опирающихся на нее. Они посвящены проблемам измерения роста цен, проблемам измерения динамики производства и анализу структурных сдвигов в экономике.

Переходная экономика представляет собой более сложный объект анализа по сравнению с более стабильными экономиками. Это обусловлено целым рядом причин. Так, с началом переходного периода многие процессы в экономике резко интенсифицируются, причем в разной степени. Переходная экономика обладает и другими свойствами, отличающими ее с измерительной точки зрения от стабильных экономик. Кроме того, поскольку система государственной статистики складывается длительное время, то она не может быть вполне адекватной резко изменившимся с началом переходного процесса условиям. Вместе с тем в известной автору современной отечественной учебной литературе в части, посвященной анализу экономической динамики, даются лишь самые общие сведения, объем которых едва ли достаточен для проведения адекватного анализа процессов даже в стабильной экономике, не говоря уже о более сложном случае переходной экономики. Во всяком случае, нам не известны отечественные работы, которые бы отражали современный уровень знаний в области анализа макроэкономической динамики в той же мере, в какой отражала уровень знаний своего времени книга С.П. Боброва [1], опубликованная в 1930 г. и посвященная анализу российской экономической динамики на протяжении предыдущего переходного периода. Принимая во внимание эти обстоятельства, автор взял на себя смелость сделать попытку рассмотрения некоторых вопросов анализа современной российской макроэкономической динамики.

Автор выражает признательность Э.Ф. Баранову, И.Б. Воскобойникову, В.А. Губанову, И.А. Девятерикову, Э.Б. Ершову, А.Н. Пономаренко, С.Г. Синельникову-Мурылеву 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).



## 2. Показатели экономической динамики

В данном разделе рассмотрим различные показатели экономической динамики, т. е. объекты, которыми оперируют при анализе экономических процессов.

### 2.1. Временные ряды

В задачах анализа динамики объектами обработки являются временные ряды. *Временным рядом* (синонимы – *динамический ряд*, *ряд динамики*, *хронологический ряд*, *time series*) называют упорядоченное множество, характеризующее изменение показателя во времени. Элементами такого множества являются *члены временного ряда*. Они состоят из численных значений показателя, называемых *уровнями временного ряда*, и *периодов*, к которым относятся уровни. Под периодами понимаются *моменты* или *интервалы* времени. Таким образом, при работе с временными рядами время считается дискретным.

Основной чертой, выделяющей анализ временных рядов среди других видов статистического анализа, является *существенность порядка*, в котором производится регистрация данных. Существенность порядка порождает многочисленные отличия методов анализа временных рядов от методов анализа неупорядоченных совокупностей данных.

В зависимости от того, отражают ли уровни временного ряда состояние показателя *на моменты* времени или *за интервалы* времени, различают *моментные* и *интервальные* временные ряды. Моментным временным рядам соответствуют *переменные типа запаса (stock variables)*, тогда как интервальным – *переменные типа потока (flow variables)*.

Примерами переменных типа запаса, которым соответствуют моментные временные ряды, являются масса объекта, температура больного, заряд конденсатора, обменный курс рубля к доллару, численность занятых в экономике, объем денежной массы, ставка процента, цена товара или услуги. В качестве примеров переменных типа потока, которым соответствуют интервальные временные ряды, можно привести рассеиваемую мощность,

расход реагентов в химическом реакторе, валовой внутренний продукт, объем экспорта, розничный товарооборот.

Различают *временные ряды с равноотстоящими уровнями*, которые получаются путем регистрации данных через промежутки времени одинаковой продолжительности (называемые *шагом по времени*), и *временные ряды с неравноотстоящими уровнями*. Временные ряды с равноотстоящими уровнями можно также называть временными рядами с *постоянным шагом по времени*. Постоянство шага по времени позволяет говорить о *частоте* временного ряда – чем меньше шаг по времени, тем выше частота.

Различают *полные* и *неполные* временные ряды. У неполного временного ряда для некоторых периодов отсутствуют уровни, в противном случае ряд называют полным.

## 2.2. Экономические временные ряды

Выше речь шла о временных рядах вообще, безотносительно к предметной области. В задачах исследования экономической динамики информация бывает представлена *экономическими временными рядами (временными рядами экономических показателей, economic time series)*. Примеры таких рядов приведены на *рис. 2.1* и *рис. 2.2*, причем на *рис. 2.1* показаны графики интервальных временных рядов, а на *рис. 2.2* – моментных<sup>1</sup>.

Экономические временные ряды обладают определенной спецификой, которая отличает их от временных рядов общего вида, в частности от временных рядов, встречающихся в естествознании и в технических приложениях. Типичные особенности экономических временных рядов порождают отличия методов их анализа от методов анализа временных рядов общего вида, подобно тому, как существенность порядка порождает отличия методов анализа временных рядов от методов анализа неупорядоченных совокупностей.

---

<sup>1</sup> Здесь и ниже, если это специально не оговорено, все данные относятся к российской экономике. На *рис. 2.1, а, б, в* и *рис. 2.2, а, б, в* приведены графики временных рядов показателей в месячном выражении, а на *рис. 2.1, г* и *рис. 2.2, г* – в годовом. Здесь и ниже числа, указанные вдоль оси времени на графиках временных рядов в месячном и квартальном выражении, соответствуют началу года. Показателями в реальном выражении называют такие показатели, на динамику которых не оказывает непосредственного влияния изменение цен.

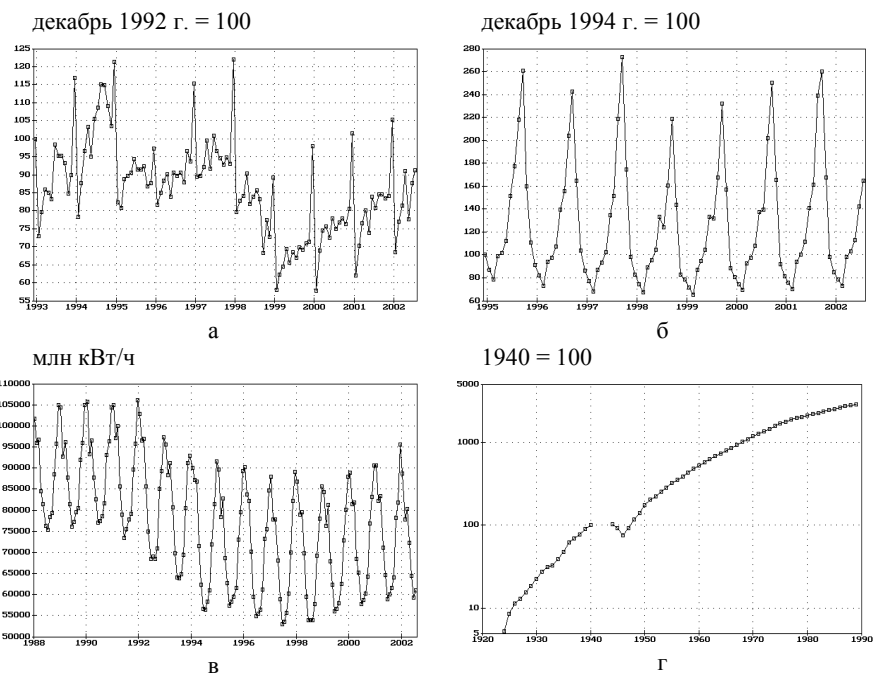


Рис. 2.1. Примеры интервальных экономических временных рядов:  
 а) индекс реальных располагаемых денежных доходов населения  
 б) индекс производства продукции сельского хозяйства  
 в) производство электроэнергии  
 г) индекс валовой продукции промышленности СССР

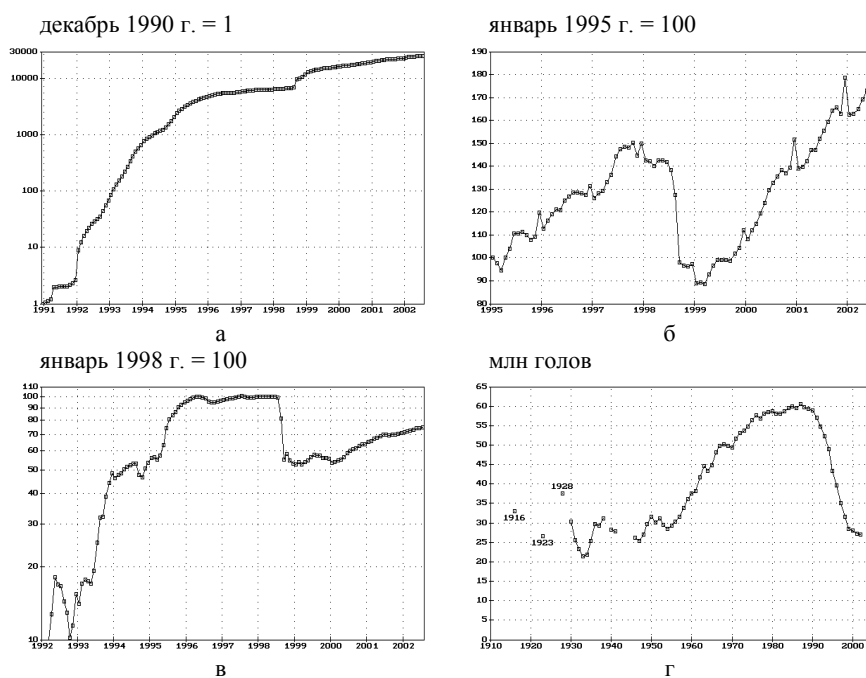


Рис. 2.2. Примеры моментных экономических временных рядов:

- а) индекс потребительских цен
- б) индекс денежной массы М2 в реальном выражении
- в) индекс реального обменного курса рубля к доллару
- г) поголовье крупного рогатого скота на 1 января

### 2.2.1. Динамическая структура экономических временных рядов

Экономические временные ряды, как и временные ряды во многих других областях, можно рассматривать в виде совокупности *составляющих динамики*, т. е. как функцию (например, произведение или сумму) нескольких временных рядов. Таким образом, *наблюдаемый* экономический временной ряд предполагается состоящим из *ненаблюдаемых* составляющих динамики. Изменения уровней различных составляющих динамики обычно определяются разными группами причин, поэтому составляющие часто можно в первом приближении рассматривать как независимые.

В составе экономических временных рядов часто выделяют *эволюторную* составляющую динамики, *циклические* составляющие с разной средней

продолжительностью циклов и *нерегулярную* составляющую. Совокупность эволюторной и циклических составляющих называют компонентой *тренда и конъюнктуры* или просто *трендовой* составляющей. Помимо этого, экономические временные ряды более высокой, чем годовая, частоты обычно содержат *календарную* и *сезонную* составляющие. Таким образом, экономические временные ряды обладают специфической *динамической структурой*.

Для решения многих задач анализа экономической динамики бывает необходимо выделять некоторые составляющие динамики из их совокупности, т. е. проводить операцию *декомпозиции (разложения)* экономических временных рядов на составляющие динамики.

### 2.2.2. Календарная составляющая динамики

*Календарная составляющая (calendar component, calendar variations)* обусловлена различием числа рабочих дней в разных месяцах или кварталах и различиями протекания экономических процессов в разные дни недели, праздники, предпраздничные дни и т. п. Так, разные месяцы содержат разное число дней (в феврале високосного года – 29 дней, в обычные годы – 28, остальные месяцы содержат 30 или 31 день). Поэтому временные ряды месячных, квартальных и даже годовых данных, строго говоря, являются временными рядами с неравноотстоящими уровнями (ряды годовых данных – по крайней мере в силу наличия високосных лет).

Но это – не единственная причина возникновения календарной составляющей динамики. Даже если бы все месяцы состояли из одинакового числа дней, то и в этом случае многие экономические временные ряды содержали бы заметную календарную составляющую динамики в силу целого ряда причин. Так, число выходных дней изменяется от месяца к месяцу. Праздничные дни по-разному распределены по различным месяцам. Некоторые праздники в разные годы могут приходиться на разные месяцы. Помимо этого, различные дни недели неравнозначны в смысле протекания экономических процессов – начало и конец рабочей недели обычно менее эффективны, чем ее середина. Также замечено, что в предпраздничные и послепраздничные дни эффективность работы зачастую снижается. Поэтому, хотя различия в продолжительности календарных месяцев, конечно, играют большую роль при формировании календарной составляющей динамики экономических временных рядов, другие факторы также способны вносить в нее значительный вклад.

Календарные эффекты у разных временных рядов выражены в разной степени. У интервальных временных рядов календарные эффекты выраже-

ны гораздо сильнее, чем у моментных. Причиной является то, что уровни интервального временного ряда в первом приближении пропорциональны продолжительности шага по времени (так, добыча нефти за квартал в первом приближении в три раза выше, чем за месяц, см. *рис. 2.3*). Уровни же моментного временного ряда, напротив, гораздо слабее зависят от продолжительности шага по времени. В первом приближении пропорциональны продолжительности шага по времени лишь первые разности моментного временного ряда (так, изменение цены некоторого товара за год будет на порядок больше, чем за месяц). Учитывая то, что изменения моментных экономических временных рядов за месяц, как правило, не превышают единиц процентов, получаем, что календарный фактор для моментных временных рядов выражен на полтора-два порядка слабее, чем для интервальных.

Как правило, чем меньше шаг по времени, тем сильнее выражены календарные эффекты. Причина этого состоит в том, что по мере укрупнения шага по времени различия в числе и календарных, и рабочих дней в относительном выражении уменьшаются. Так, число рабочих дней в календарном месяце (т. е. число дней в месяце за вычетом числа суббот, воскресений и праздников) может изменяться от 18 до 23, т. е. максимальное число рабочих дней превышает минимальное на 28%, тогда как число рабочих дней в разные годы может изменяться от 250 до 255, при этом максимальное число рабочих дней превышает минимальное всего на 2%. Поэтому масштаб календарной составляющей годовых рядов в относительном выражении на порядок меньше, чем для рядов помесечной динамики.

Иллюстрацию зависимости масштаба календарных эффектов от величины шага по времени дает *рис. 2.3*. На *рис. 2.3,а* приведен график помесечной динамики добычи нефти, который демонстрирует наличие выраженной календарной составляющей. Нефть добывают непрерывно в течение всего года, днем и ночью, зимой и летом. Среднесуточные объемы добычи нефти слабо подвержены воздействию сезонных и случайных факторов, их динамика обладает высокой инерционностью, что обусловлено особенностями технологии. Поэтому объем добычи нефти за месяц в первом приближении пропорционален продолжительности месяца. Это хорошо видно на *рис. 2.3,а*, где в феврале каждого года наблюдается резкое снижение объемов добычи (причем в високосные годы это снижение бывает менее резким), а объемы добычи нефти в месяцы, содержащие 31 день, примерно на 3% превышают объемы добычи соседних месяцев, содержащих 30 дней. Если на основе этого временного ряда получить ряд в квартальном выражении, то масштаб календарных эффектов в относительном выражении резко снизится, что наглядно иллюстрирует *рис. 2.3,б*.

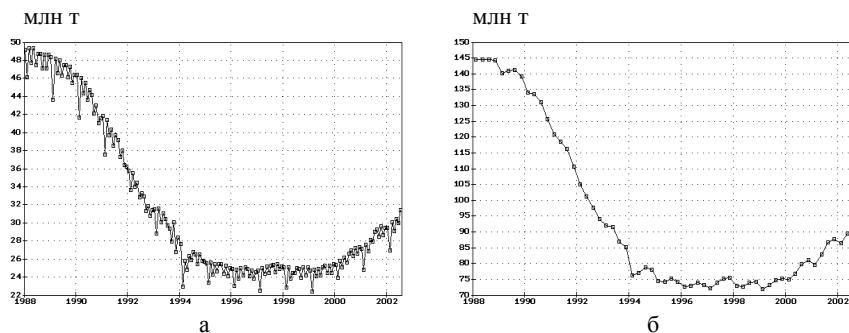


Рис. 2.3. Иллюстрация зависимости масштаба календарных эффектов от шага по времени:

- а) добыча нефти за месяц
- б) добыча нефти за квартал

Заметим, что использованный в данном примере временной ряд добычи нефти не вполне типичен, поскольку изменения его уровней от месяца к месяцу определяются в основном календарной составляющей, тогда как остальные составляющие динамики либо крайне слабо выражены (сезонная и нерегулярная), либо изменяются очень плавно (компонента тренда и конъюнктуры). Чаще бывает, что календарная составляющая не доминирует, а лишь привносит характерные высокочастотные флуктуации в динамику показателя, накладываясь на прочие составляющие.

Таким образом, динамика экономических временных рядов зачастую заметно различается в зависимости от их частоты и от того, являются ли они моментными или интервальными рядами. Это хорошо видно при сопоставлении графиков интервальных временных рядов на рис. 2.1 с графиками моментных рядов на рис. 2.2. Различия динамики моментных и интервальных временных рядов проявляются, главным образом, у рядов с шагом по времени менее года (рис. 2.1, а, б, в и рис. 2.2, а, б, в), тогда как интервальные и моментные ряды годовой динамики демонстрируют меньше различий (рис. 2.1, г и рис. 2.2, г).

Поэтому, хотя календарную составляющую динамики могут содержать, вообще говоря, как интервальные, так и моментные экономические временные ряды с любым шагом по времени – месячные, квартальные, годовые, ее учитывают обычно лишь у интервальных временных рядов с шагом по времени меньше года. Другие экономические временные ряды с хоро-

шей точностью можно считать не содержащими календарной составляющей.

Наличие календарной составляющей приводит к тому, что уровни экономических временных рядов могут быть не вполне сопоставимыми между собой, а это может приводить к неадекватной содержательной интерпретации экономической динамики, снижению точности прогнозов, неверной идентификации связей и т. п. Для устранения этого источника несопоставимости календарную составляющую динамики необходимо идентифицировать и устранить (элиминировать).

Ниже до конца раздела 2.2.5 исходный временной ряд будем рассматривать как совокупность четырех составляющих динамики: календарной, сезонной, нерегулярной и компоненты тренда и конъюнктуры. Пусть  $t$  – время, а  $x_t$ ,  $C_t$ ,  $S_t$ ,  $I_t$  и  $T_t$  – уровни исходного ряда и его календарной, сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих периода  $t$  соответственно. Обычно календарную составляющую считают *мультипликативной*, т. е. исходный ряд представляют в виде

$$(2.1) \quad x_t = C_t \cdot F(T_t, S_t, I_t) .$$

При декомпозиции экономического временного ряда на составляющие динамики календарную составляющую обычно идентифицируют и удаляют в первую очередь. Процедуру элиминирования календарной составляющей динамики называют *календарной корректировкой* (*calendar adjustment*). Временные ряды, полученные из исходных в результате проведения этой процедуры, называют *календарно скорректированными* (*calendar adjusted*). Календарно скорректированный ряд содержит три из четырех составляющих динамики исходного временного ряда: сезонную, нерегулярную и компоненту тренда и конъюнктуры.

Динамическую структуру типичного экономического временного ряда рассмотрим на примере ряда ежемесячного производства электроэнергии в России, график которого приведен на *рис. 2.1, в*. На *рис. 2.4* показана одна из возможных оценок его календарной составляющей динамики и исходный ряд с элиминированной календарной составляющей. Произведение двух рядов, приведенных на *рис. 2.4*, дает исходный ряд производства электроэнергии, график которого приведен на *рис. 2.1, в*.

Существует большое количество методов календарной корректировки. Простейший из них основан на использовании априорной информации о характере календарных флуктуаций и состоит в делении уровней интервальных временных рядов на коэффициенты пересчета, пропорциональные количеству рабочих дней в соответствующем месяце или квартале. Сово-



купность таких коэффициентов пересчета и образует оценку календарной составляющей, единую для целого класса временных рядов.

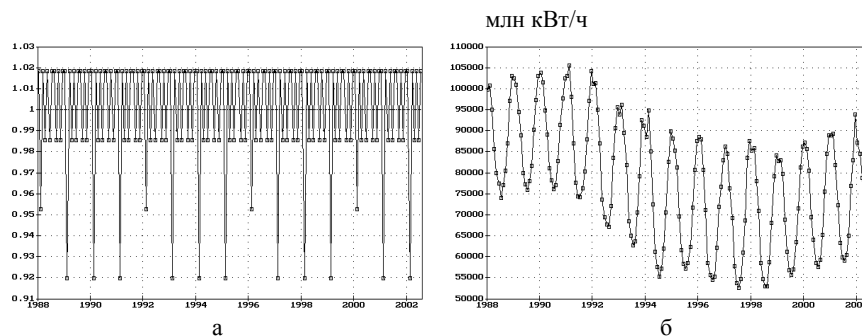


Рис. 2.4. Оценка календарной составляющей (а) временного ряда производства электроэнергии в России и этот ряд с элиминированной календарной составляющей (б)

Для некоторых экономических процессов рабочими днями являются все дни недели. Такие процессы называют *непрерывными* или *семидневными*. К их числу, среди прочих, относятся процесс добычи нефти (рис. 2.3) и процесс производства электроэнергии, оценка календарной составляющей которого показана на рис. 2.4,а. Для других экономических процессов рабочими днями являются дни недели с понедельника по пятницу за вычетом праздников. Такие процессы называют *пятидневными*. Реже встречаются процессы с другим числом рабочих дней, скажем, шестидневные. При таком подходе идентификация календарной составляющей динамики сводится к определению принадлежности данного процесса к одному из типов процессов (пятидневные процессы, непрерывные и т. п.), что обычно осуществляется экспертным путем.

Столь тривиальные методы учитывают лишь различия в числе рабочих дней, но не учитывают различий в протекании экономических процессов в разные дни недели, предпраздничные и послепраздничные дни, о которых говорилось выше. Учесть эти различия можно в более совершенных методах календарной корректировки, в которых календарная составляющая динамики не задается априорно для всех временных рядов некоторого класса, а идентифицируется. С этой целью для каждого корректируемого временного ряда строят регрессионные модели, в которых в качестве независимых переменных используют временные ряды, уровни которых равны числу дней недели данного типа в месяце (ряды числа понедельников в месяце,

вторников и т. д.), и аналогичные ряды для учитываемых праздников (см., например, [2–4]).

При использовании примитивных методов календарной корректировки неудаленный остаток календарной составляющей отчасти попадет (просочится) в оценку сезонной составляющей и может быть элиминирован вместе с ней, а отчасти попадет в оценку нерегулярной составляющей динамики, что снизит точность идентификации компоненты тренда и конъюнктуры.

### 2.2.3. Сезонная составляющая динамики

Благодаря наличию *сезонной составляющей* динамики (*seasonal component, seasonal variations*) уровни временного ряда, соответствующие определенным месяцам или кварталам, регулярно бывают выше или ниже уровней других месяцев или кварталов. Сезонные колебания бывают обусловлены регулярно изменяющимися погодно-климатическими условиями, ритмичностью производственных процессов (сдача жилья в эксплуатацию в конце года, годовое бюджетное финансирование, выплата премий по итогам года и к праздникам), ритмичностью учебного процесса, периодами предпраздничной торговли, периодами массовых отпусков и другими подобными причинами.

Сезонную составляющую, по определению, могут содержать только временные ряды с шагом по времени меньше года (полугодовые, квартальные, месячные и т. д.).

Различают *цикличность* и *периодичность*. Под цикличностью понимается повторяемость явления в общих чертах. Периодичность является частным случаем цикличности, когда картина повторяется в деталях на каждом следующем цикле. Сезонные колебания дают пример цикличности, но, вообще говоря, не периодичности, поскольку, несмотря на повторяемость в общих чертах, они очень часто демонстрируют эволюцию со временем как масштаба, так и формы. Заметим, что сезонные колебания являются весьма специфичным частным случаем цикличности, когда продолжительность цикла можно считать постоянной. Эта специфика существенно используется при идентификации сезонной составляющей. Соответствующие методы значительно отличаются от методов идентификации циклов общего вида, которые применяются, например, при анализе циклов деловой активности.

Сезонные эффекты, как и календарные, у разных временных рядов выражены в разной степени. У многих временных рядов амплитуда сезонных колебаний может быть весьма значительна (примеры экономических временных рядов с выраженной сезонной составляющей приведены на

*рис. 2.1,а,б,в*), тогда как у некоторых временных рядов сезонные колебания могут практически отсутствовать (как на *рис. 2.2,а,в* и *рис. 2.3*).

Интервальные временные ряды, как правило, в большей мере, чем моментные, подвержены влиянию сезонного фактора, что хорошо видно при сопоставлении *рис. 2.1,а,б,в* и *рис. 2.2,а,б,в*. Это обусловлено соотношениями между переменными типа запаса и типа потока и, соответственно, между моментными и интервальными экономическими временными рядами. Так, временной ряд, сформированный из первых разностей уровней моментного ряда, является интервальным, а временной ряд, сформированный из сумм нарастающим итогом всех членов интервального ряда, начиная с некоторого фиксированного периода по текущий, является моментным. Таким образом, соотношение между моментными и интервальными рядами подобно соотношению между функциями и их производными. Изменения с течением времени (в том числе и сезонные) многих переменных типа запаса реализуются в экономике через их приросты (скажем, объем денежной массы изменяется вследствие эмиссии), т. е. через переменные типа потока, суммирование которых нарастающим итогом уменьшает масштаб сезонной составляющей (как и календарной) в относительном выражении.

На *рис. 2.5* показана оценка сезонной составляющей временного ряда производства электроэнергии и этот же ряд с элиминированными календарной и сезонной составляющими. Произведение двух рядов, приведенных на *рис. 2.5*, дает ряд, график которого представлен на *рис. 2.4,б*. Видим, что после удаления календарной и сезонной составляющих динамика этого ряда не содержит явно выраженных циклических составляющих со средней продолжительностью циклов, не превышающей одного года (ср. *рис. 2.1,в* и *рис. 2.5,б*). Сезонная составляющая, график которой приведен на *рис. 2.5,а*, демонстрирует плавную эволюцию со временем масштаба и формы сезонных колебаний.

Наличие сезонной составляющей динамики часто приводит к несопоставимости между собой уровней экономических временных рядов. Так, осенью 1992 г. наблюдался резкий рост помесечных объемов производства электроэнергии в натуральном выражении (*рис. 2.1,в*). Подобный рост, обусловленный сезонными причинами, наблюдался каждую осень, как до 1992 г., так и после (*рис. 2.4,б*). Если задача анализа состоит в том, чтобы оценить влияние экономических реформ на тенденции производства электроэнергии, то сезонная составляющая динамики не несет полезной информации для ее решения, а лишь порождает несопоставимость между уровнями, соответствующими разным календарным месяцам. Поэтому для решения такой задачи сезонную составляющую, как и календарную, необ-

ходимо элиминировать, чтобы обеспечить сопоставимость между уровнями временного ряда. В данном случае видим (рис. 2.5, б), что временной ряд производства электроэнергии с элиминированными календарной и сезонной составляющими определенно демонстрирует тенденцию спада осенью 1992 г., т. е. приведение уровней к сопоставимому виду путем удаления сезонной составляющей в данном случае меняет выводы на противоположные.

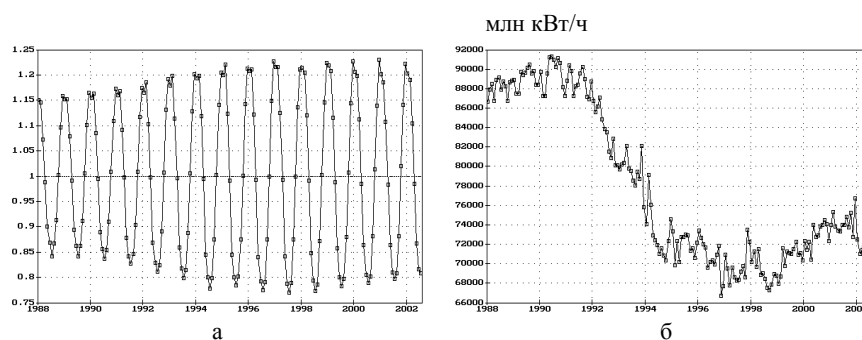


Рис. 2.5. Оценка сезонной составляющей (а) временного ряда производства электроэнергии в России и этот ряд с элиминированными календарной и сезонной составляющими (б)

Заметим, что хотя для очень многих задач анализа экономической динамики сезонная составляющая не является информативной и поэтому должна быть элиминирована, существуют задачи, в которых сезонная составляющая является информативной. Так, планирование поставок товаров в торговую сеть осуществляется в соответствии с ожидаемой динамикой спроса и в данном случае сезонная составляющая (как и календарная) несет очень важную информацию. Таким образом, наличие сезонной составляющей не всегда приводит к несопоставимости уровней временных рядов и вопрос о необходимости ее удаления должен решаться в каждом конкретном случае в зависимости от задачи исследования.

Процедуру элиминирования сезонной составляющей динамики называют *сезонной корректировкой (seasonal adjustment)*. Временные ряды, полученные в результате проведения этой процедуры, называют *сезонно скорректированными (seasonally adjusted)*. Обычно сезонной корректировке подвергают ряды, предварительно уже очищенные от влияния календарного фактора, т. е. календарно скорректированные временные ряды. Поэтому под сезонно скорректированными рядами обычно понимают ряды, в необ-

ходимых случаях предварительно подвергнутые также и календарной корректировке. Таким образом, если исходный временной ряд рассматривается как совокупность календарной, сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих динамики, то сезонно скорректированный ряд включает трендовую и нерегулярную составляющие динамики исходного временного ряда.

Для идентификации сезонной составляющей из совокупности сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих необходимо привлечение дополнительной информации о виде функции  $F(\cdot)$  в (2.1) и о свойствах составляющих динамики.

В большинстве случаев полагают, что сезонный эффект представлен *мультипликативно*

$$F(T_t, S_t, I_t) = T_t \cdot S_t \cdot I_t$$

или *аддитивно*

$$F(T_t, S_t, I_t) = T_t + S_t + I_t .$$

Эти два типа моделей сезонности являются простейшими.

Для того чтобы выделить составляющие динамики из их совокупности, необходимо знать, чем составляющие динамики различаются между собой. Сезонные эффекты, несмотря на то что время их наступления и характер год от года могут несколько изменяться, имеют достаточно регулярный, повторяющийся в общих чертах характер, которого другие компоненты временного ряда (за исключением календарной составляющей), как правило, не имеют. Повторяемость сезонных колебаний и позволяет проводить идентификацию сезонной составляющей.

Проведение сезонной корректировки базируется на наличии двух видов близости (связности) между членами временного ряда: связности между соседними членами ряда и близости между членами ряда, соответствующими одинаковым месяцам (кварталам) соседних лет. Последний вид связности присущ только сезонной составляющей, тогда как компонента тренда и конъюнктуры и нерегулярная составляющая им не обладают.

Хотя временной ряд числа рабочих дней в различные месяцы содержит очевидную сезонную волну (она хорошо видна на *рис. 2.3,а* и *рис. 2.4,а*), которая может быть устранена сезонной корректировкой, проведение сначала календарной корректировки способно заметно улучшить качество результата последующей сезонной корректировки. Другими словами, календарная корректировка не может быть сведена к сезонной, несмотря на на-

личие значительной сезонной волны в составе календарной составляющей динамики.

Разработано большое количество методов сезонной корректировки, наиболее распространенные из них описаны, в частности, в [2–8]. История развития методов сезонной корректировки отражена в [5,7], описание ранних методов можно найти в [1,5,7].

Большинство методов сезонной корректировки можно отнести к одной из двух групп (подробнее см. [7]). 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 Х-11 [2,4], 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 (подробнее см. [5,7]). К этой группе относится, в частности, разработанный в Банке Испании метод SEATS (см., например, [7]), 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 (сравнение различных методов сезонной корректировки проводится в [5,7]). Кроме того, поскольку развитие и практическое использование методов первой группы началось гораздо раньше, то эти методы получили гораздо более широкое распространение, а соответствующие пакеты программ достигли зрелости.

Поскольку при анализе макроэкономической динамики от исследователя требуется корректное применение существующих программ сезонной корректировки, а не их разработка, детали методов рассматривать здесь не будем (их описания см., например, в [2–8]). Ограничимся лишь несколькими замечаниями. Первое замечание касается терминологии. Для обозначения процедуры сезонной корректировки в последние годы в России получил распространение термин "сезонное сглаживание", который неудачен, по крайней мере, по двум причинам. Во-первых, понятие "сглаживание" неявно подразумевает получение гладкого результирующего временного

ряда, тогда как результат сезонной корректировки вовсе не обязан быть гладким хотя бы потому, что в состав сезонно скорректированного ряда входит нерегулярная составляющая динамики (рис. 2.5,б), а компонента тренда и конъюнктуры может претерпевать скачки и изломы. Во-вторых, возникает представление о методах сезонной корректировки как о разновидности методов сглаживания, тогда как они отличаются по существу: сглаживание состоит в удалении высокочастотной составляющей, тогда как сезонная корректировка состоит в удалении сезонной составляющей без удаления высокочастотных составляющих, не являющихся гармониками сезонной составляющей.

Еще одно замечание касается того, какие методы нельзя считать методами сезонной корректировки. В качестве метода сезонной корректировки иногда рекомендуют использовать *метод укрупнения интервалов*, который состоит в том, чтобы на основе месячного или квартального временного ряда, содержащего сезонную составляющую, получить временной ряд в годовом выражении, который сезонной составляющей не содержит по определению. Несмотря на то что метод укрупнения интервалов, несомненно, позволяет избавиться от сезонной составляющей, он не решает задачу сезонной корректировки, а лишь обходит ее. В самом деле, смысл проведения сезонной корректировки состоит в том, чтобы придать уровням временного ряда сопоставимость в пределах года. Другими словами, проведение сезонной корректировки является средством повышения на порядок точности измерений во временной области: не проводя сезонной корректировки можно идентифицировать изменения тенденций за время порядка года, тогда как ее проведение позволяет идентифицировать изменения за время порядка месяца. Метод же укрупнения интервалов не позволяет повысить точности идентификации изменения тенденций во временной области. Рекомендация использовать метод укрупнения интервалов для проведения сезонной корректировки сродни рекомендации использовать гильотину для борьбы с головной болью.

Также встречаются рекомендации проводить для удаления сезонной составляющей *сглаживание скользящим средним* с тем, чтобы получаемая в результате достаточно гладкая оценка трендовой составляющей не содержала сезонной составляющей. Хотя этот метод также позволяет удалить сезонную составляющую, его нельзя считать методом сезонной корректировки, поскольку вместе с сезонной составляющей он, вообще говоря, удаляет (или искажает) и высокочастотные составляющие компоненты тренда и конъюнктуры, анализ которых обычно представляет основной интерес. Таким образом, и этот прием не позволяет повысить точность идентификации изменения тенденций во временной области.

Наконец, последнее замечание относится к подходам к проведению сезонной корректировки, которые в общем случае заведомо не могут быть адекватными. Нередко встречаются рекомендации использовать методы сезонной корректировки, сводящиеся к построению *индексов сезонности*, под которыми понимают набор коэффициентов (12 для месячных данных и 4 – для квартальных), на которые в полной аналогии с описанным выше простейшим методом календарной корректировки делят уровни соответствующих месяцев или кварталов с целью элиминирования сезонной волны. В отличие от двух предыдущих методов использование таких не изменяющихся от года к году индексов сезонности позволяет проводить сезонную корректировку. Проблема здесь состоит в том, что этот класс методов пригоден для проведения сезонной корректировки лишь в единственном частном случае, когда сезонный эффект представлен мультипликативно, а форма сезонной волны не меняется со временем, т. е. для одного из случаев строгой периодичности. Вместе с тем сезонные волны, как правило, с течением времени эволюционируют (см., например, *рис. 2.5,а*), поэтому использование методов, сводящихся к построению не изменяющихся от года к году индексов сезонности, приводит к тому, что для каких-то периодов сезонная составляющая может быть удалена не полностью, а для каких-то – с избытком, т. е. может возникнуть ситуация *избыточной* или *недостаточной корректировки* (*over-* или *under-adjustment*). В результате часть сезонной составляющей (с положительным или отрицательным знаком) попадает в сезонно скорректированный ряд, искажая его краткосрочные тенденции. Такой эффект называют эффектом *просачивания* (*leakage*).

Также встречаются рекомендации использовать методы на основе *разложения в ряд Фурье* для проведения сезонной корректировки. Эти методы, как и только что рассмотренные, основанные на использовании не изменяющихся индексов сезонности, пригодны лишь для случая строгой периодичности и поэтому в общем случае не являются адекватными.

Методы сезонной корректировки, основанные на определении не изменяющихся от года к году индексов сезонности, в силу своей простоты вполне пригодны для использования в учебных целях в качестве иллюстрации явления сезонности, для оценки масштаба сезонной составляющей, для описания подходов к сезонной корректировке и т. п., однако они не используются в профессиональной практике анализа данных. Их непригодность для практического использования была осознана многие десятилетия назад (см., например, работу начала XX в. [9] и вышедшие много лет назад труды конференций [10,11]).



#### 2.2.4. Нерегулярная составляющая динамики

В основе *нерегулярной составляющей* динамики (*irregular component, irregular variations*) лежат вариации, обусловленные: ошибками сбора и первичной обработки информации; неритмичностью протекания экономических процессов, простоями, срывами поставок, авариями; учетом части продукции, произведенной или потребленной в одном месяце, в отчетности другого месяца и прочими подобными факторами, не имеющими прямого отношения к интенсивности анализируемого экономического процесса, а лишь зашумляющими ее.

Заметим, что в работах, посвященных декомпозиции экономических временных рядов, обсуждаемую составляющую динамики, как правило, называют *нерегулярной (irregular)*, а не *случайной (random)*. Первый термин, в отличие от второго, не предполагает непременно стохастической трактовки данной составляющей. Это связано, в частности, с тем, что нерегулярная составляющая динамики может включать в себя выбросы и другие особенности (они обсуждаются ниже в разделе 2.2.7), не имеющие случайной природы.

Как и для календарной составляющей, масштаб нерегулярной составляющей интервальных экономических временных рядов, как правило, увеличивается в относительном выражении с уменьшением шага по времени. Причина этого состоит в том, что при укрупнении шага по времени (скажем, при получении годовых данных суммированием месячных значений) нерегулярные колебания частично погашают друг друга. Сказанное не относится к моментным рядам.

Если исходный временной ряд рассматривается как совокупность календарной, сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих динамики, то после проведения календарной и сезонной корректировок для завершения декомпозиции экономического временного ряда остается отделить трендовую составляющую от нерегулярной. Для этого обычно предполагают, что трендовая составляющая является в некотором смысле гладкой, что оправдывает применение методов *сглаживания (smoothing)* для ее идентификации (см., например, [12–15]). Получающийся в результате календарной и сезонной корректировок и сглаживания временной ряд можно рассматривать как оценку компоненты тренда и конъюнктуры исходного ряда.

На *рис. 2.6* показана оценка нерегулярной составляющей временного ряда производства электроэнергии и этот ряд с элиминированными календарной, сезонной и нерегулярной составляющими. Произведение двух рядов, приведенных на *рис. 2.6*, дает ряд, график которого представлен на *рис. 2.5.б*.

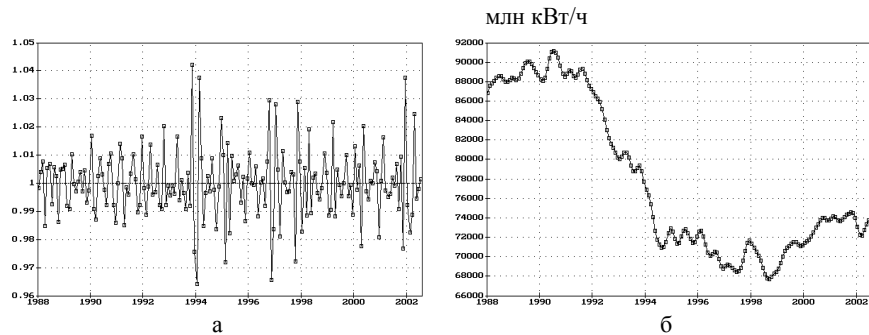


Рис. 2.6. Оценка нерегулярной составляющей (а) временного ряда производства электроэнергии в России и этот ряд с элиминированными календарной, сезонной и нерегулярной составляющими (б)

### 2.2.5. Компонента тренда и конъюнктуры

То, что остается после элиминирования календарной, сезонной и нерегулярной составляющих, называют *компонентой тренда и конъюнктуры* (синонимы – *трендовая составляющая динамики*, *trend-cycle component*). Она определяет тенденцию изменения уровней временного ряда, не искаженных календарными, сезонными и нерегулярными эффектами. Чаще всего именно она рассматривается как информативная в задачах анализа экономической динамики, тогда как календарная, сезонная и нерегулярная составляющие динамики обычно рассматриваются как неинформативные.

Подчеркнем, что в данной работе под компонентой тренда и конъюнктуры экономического временного ряда понимается одна из его составляющих динамики, т. е. временной ряд. Его уровни могут возрастать или снижаться с течением времени, могут быть неизменными, периоды роста могут сменяться периодами спада. Таким образом, относительно тенденций такого временного ряда не делается никаких априорных предположений. В отличие от этого в разделе эконометрики, посвященном анализу временных рядов, под трендом понимается наличие тенденции исходного временного ряда в некотором смысле (подробнее см., например, [16]).

На рис. 2.6,б показан график оценки компоненты тренда и конъюнктуры временного ряда производства электроэнергии.

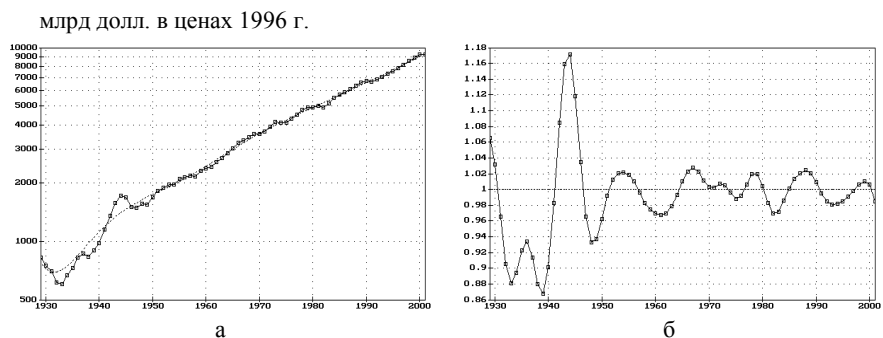
Заметим, что выделение трендовой составляющей динамики из совокупности сезонной, нерегулярной и трендовой составляющих не обязательно включает два описанных шага (сначала удаление сезонной составляющей

щей, а затем – нерегулярной). Некоторые методы позволяют производить разложение ряда сразу на три составляющие (например, используемый Федеральным статистическим управлением ФРГ метод BV4, описание которого приведено в [7]).

### 2.2.6. Вековой тренд и циклы

В дополнение к четырем перечисленным составляющим динамики можно выделять и другие, состав которых определяется решаемой задачей и свойствами объекта исследования. Так, в составе компоненты тренда и конъюнктуры бывает можно выделить эволюторную составляющую динамики, т. е. *долгосрочный тренд* (синонимы – *вековой тренд*, *secular trend*) с наложенными на него *циклами* (*cycles*) различной продолжительности.

В качестве примера выделения долгосрочного тренда и циклической составляющей на *рис. 2.7,а* приведен график временного ряда валового внутреннего продукта (ВВП) США в реальном выражении и оценки его долгосрочного тренда, а на *рис. 2.7,б* – оценки циклической составляющей этого ряда, полученной как отношение компоненты тренда и конъюнктуры к долгосрочному тренду.



*Рис. 2.7.* Динамика временного ряда ВВП США в реальном выражении и оценки его долгосрочного тренда (а), оценка его циклической составляющей (б)

Чем длиннее временной ряд, тем большее число циклических составляющих может быть в нем выделено. Всякая циклическая составляющая динамики может, в принципе, служить объектом содержательного исследования.

Подчеркнем, что выделение циклических составляющих динамики из компоненты тренда и конъюнктуры, вообще говоря, может быть произведено *различными способами*. Разложение экономического временного ряда на составляющие динамики обусловлено, с одной стороны, его свойствами, а с другой стороны, целями исследования. Первые – объективны (в той мере, в которой они отражают свойства объекта исследования), вторые – субъективны. В результате один и тот же ряд при решении разных задач анализа экономической динамики может быть представлен в виде совокупности различных составляющих динамики, подобно тому, как в задачах механики Земля может рассматриваться как материальная точка, как полупространство, как однородный шар и множеством других способов в зависимости от решаемой задачи.

### **2.2.7. Событийная составляющая динамики**

Также иногда выделяют в отдельную составляющую и *совокупность результатов воздействия неординарных событий на динамику показателя (событийная составляющая динамики, unusual events)*. На *рис. 2.8* приведены примеры двух временных рядов, содержащих выраженную событийную составляющую. Динамика розничного товарооборота алкогольных напитков в СССР в номинальном выражении<sup>2</sup>, график которого приведен на *рис. 2.8,а*, претерпевает резкое падение, обусловленное антиалкогольной кампанией 1985–1987 гг. Если задача исследования состоит в том, чтобы оценить потери государственного бюджета от спада продаж алкогольных напитков, обусловленного антиалкогольной кампанией, то отклонение от экстраполяции тенденции до 1984 г. следовало бы отнести на счет событийной составляющей динамики. Однако для других задач выделение событийной составляющей динамики в данном случае может быть нецелесообразным, и соответствующее снижение уровней ряда может быть отнесено на счет компоненты тренда и конъюнктуры.

Динамика ежемесячного производства водки и ликеро-водочных изделий в России (*рис. 2.8,б*) также демонстрирует наличие целого ряда резких снижений, за которыми следуют периоды полного или частичного восстановления уровней производства. Эти провалы обусловлены не всегда удачными мерами государственного регулирования (скажем, увеличением ставок акцизных сборов на продукцию российских производителей в условиях свободного доступа на российский рынок алкогольной продукции из стран СНГ). Для каких-то задач эти флуктуации целесообразно выделять в от-

---

<sup>2</sup> Под показателями в номинальном выражении понимаются показатели в стоимостном выражении в текущих ценах.

дельную событийную составляющую динамики, тогда как в других случаях делать этого не следует.

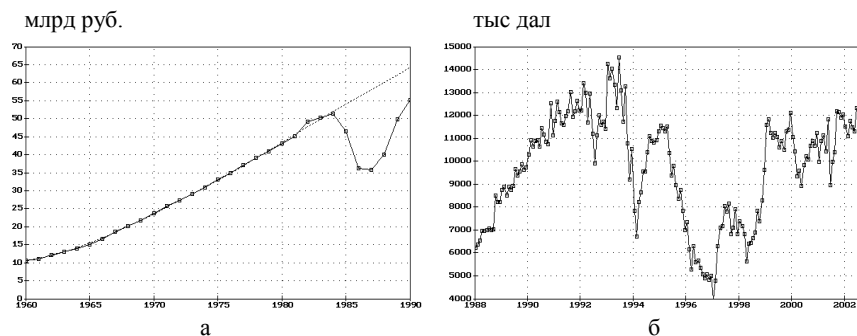


Рис. 2.8. Примеры экономических временных рядов, имеющих выраженную событийную составляющую:

- а) розничный товарооборот алкогольных напитков по СССР (пунктиром показана тенденция до 1984 г. и ее экстраполяция)
- б) производство водки и ликеро-водочных изделий в России (элиминированы календарная и сезонная составляющие)

Еще один, менее тривиальный, пример, дающий возможность выделения событийной составляющей динамики, приведен на рис. 2.9. Этот график иллюстрирует динамику урожайности зерновых хлебов в дореволюционной России с 1801 г. по 1915 г. В то время измеряли так называемый урожай/сам, т. е. отношение массы собранного урожая к массе использованного семенного материала. В первой половине рассматриваемого интервала времени динамика урожайности, в первом приближении, не демонстрировала тенденции роста или спада, тогда как во второй половине, после отменены крепостного права в 1861 г., явно просматривается тенденция роста. Если задача исследования предполагает анализ динамики урожайности вне связи с анализом каких-либо событий, например, если изучается влияние некоторого фактора, действовавшего на протяжении всего периода (скажем, солнечной активности, измеряемой числами Вольфа), то в качестве адекватной оценки векового тренда можно рассматривать оценку типа той, что показана на рис. 2.9,а. Если же задача состоит в анализе влияния на динамику урожайности какого-либо события, например, реформы 1861 г., то нарастающее отклонение от тенденции, существовавшей до 1861 г., должно быть отнесено на счет событийной составляющей динамики.

ки (рис. 2.9,б). Для других задач адекватной может быть трактовка этого роста как смены тенденции.

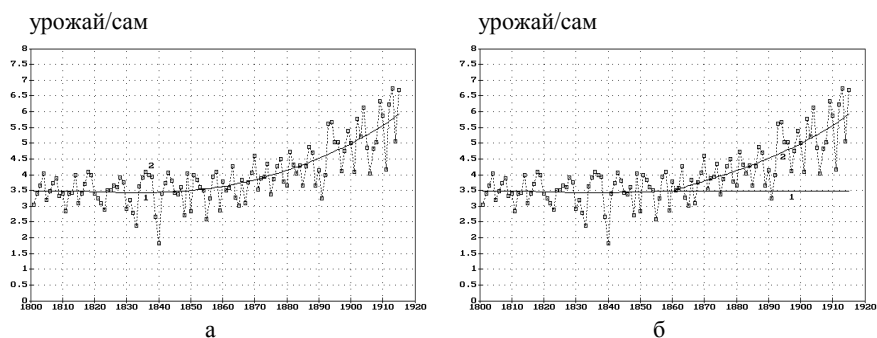


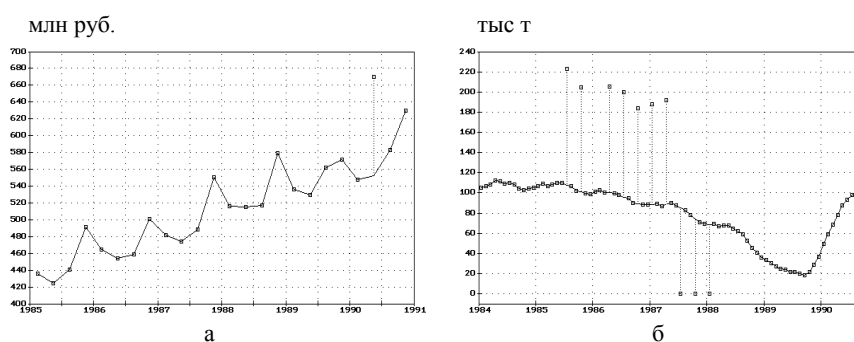
Рис. 2.9. Иллюстрация неоднозначности декомпозиции экономического временного ряда в зависимости от решаемой задачи:

- а) вековой тренд (1) ряда урожаев зерновых хлебов в России (2) (источник исходных данных – [17])
- б) вековой тренд того же ряда, построенный по данным до 1861 г., и его экстраполяция (1) и сложившаяся после 1861 г. тенденция (2)

Помимо протяженных во времени флуктуаций, подобных показанным на рис. 2.8 и рис. 2.9, к событийной составляющей динамики могут быть отнесены и выбросы (*outliers*), т. е. резкие отклонения от тенденции (в смысле значительного превышения масштаба нерегулярной составляющей в окрестности соответствующего периода), наблюдающиеся на протяжении лишь одного периода или группы изолированных периодов.

На рис. 2.10 показаны примеры двух временных рядов, содержащих выбросы. Резкий рост товарооборота крупы и бобовых во II квартале 1990 г., который можно трактовать как выброс (рис. 2.10,а), обусловлен паникой на потребительском рынке СССР, возникшей после заявления председателя Совета министров СССР в конце мая 1990 г. о предстоящем значительном повышении розничных цен на основные продукты питания. Выбросы временного ряда запасов туалетного мыла (рис. 2.10,б) обусловлены ошибками его построения. Внешне выбросы у обоих рядов похожи, однако между ними существует принципиальное различие. В первом случае (паника на рынке, рис. 2.10,а) выброс отражает реакцию объекта исследования на некоторое событие, и в этом смысле выброс *информативен* и, следовательно, может быть включен в состав событийной составляющей

динамики. Во втором случае (ошибки построения, *рис. 2.10,б*) выбросы *не информативны* (если объектом исследования не является организация, производящая такую информацию) и не могут быть включены в состав событийной составляющей. Заметим, что, поскольку информативные и неинформативные выбросы внешне могут никак не различаться, то для того чтобы определить, является ли выброс информативным, может потребоваться привлечение дополнительной информации, помимо той, которая содержится в членах временного ряда.



*Рис. 2.10.* Примеры экономических временных рядов, имеющих выбросы:  
 а) розничный товарооборот крупы и бобовых по СССР (квартальные данные)  
 б) запасы туалетного мыла в организациях Минторга СССР (месячные данные)

Еще один пример информативного выброса – небольшой всплеск товарооборота алкогольных напитков по СССР в 1982 г. после повышения розничных цен на них осенью 1981 г. (*рис. 2.8,а*). До этого цены на спиртные напитки в СССР длительное время не повышались, происходило лишь плавное замещение на рынке более старых и более дешевых сортов более новыми и более дорогими. Хотя масштаб отклонения от тенденции в данном случае гораздо меньше, чем на *рис. 2.10*, однако он значительно превышает масштаб нерегулярной составляющей.

### 2.2.8. Регулярная составляющая динамики

Совокупность всех составляющих динамики, за исключением нерегулярной (и, возможно, событийной), будем называть также *регулярной составляющей динамики (regular component)*. Заметим, что "регулярность" не обязательно означает "гладкость". Так, календарная составляющая динамики

ки определенно не является гладкой (рис. 2.4,а), сезонная составляющая может быть достаточно гладкой (рис. 2.5,а), а может и не быть таковой (рис. 2.1,а,б), компонента тренда и конъюнктуры может демонстрировать резкие скачки (рис. 2.2,а,б,в) и изломы (резкие изменения первых разностей, рис. 2.2,б,в).

---

Возможность рассмотрения временного ряда как совокупности описанных выше составляющих динамики является спецификой экономических временных рядов – про произвольный временной ряд такого сказать нельзя.

### 2.3. Макроэкономические временные ряды

Особыми свойствами обладают и *макроэкономические временные ряды* (*macroeconomic time series*), т. е. ряды экономических показателей высокого уровня агрегирования или показателей, которые могут оказывать на них заметное влияние<sup>3</sup>. Во многом это обусловлено тем, что значения агрегированных показателей не могут быть получены путем непосредственной регистрации. Их получают расчетным путем, обрабатывая большие объемы первичной (непосредственно регистрируемой) информации. Поэтому уровни макроэкономических временных рядов определяются не только существом экономических процессов, но и методиками построения соответствующих показателей.

Примерами макроэкономических временных рядов являются ряды валового внутреннего продукта, объема промышленной продукции, продукции сельского хозяйства, грузооборота транспорта, инвестиций в основной капитал, экспорта, импорта. Примеры таких рядов приведены на рис. 2.1, 2.2, 2.3, 2.7,а, 2.8, 2.9, 2.10, а также на рис. 2.11, 2.12.

В качестве примеров экономических временных рядов, не являющихся макроэкономическими, можно привести динамику продаж фирмы (если эта фирма – не "Газпром"), динамику урожайности зерновых в Московской области, динамику платы за обучение в Государственном университете – Высшей школе экономики.

При анализе макроэкономических временных рядов целесообразно учитывать их специфику. Рассмотрим более подробно, в чем она состоит.

---

<sup>3</sup> Заметим, что это определение (как и многие из приведенных выше и ниже) – весьма нестрогое. Оно является примером рассуждений на экономическом уровне строгости (ср. с математическим и физическим уровнями строгости).



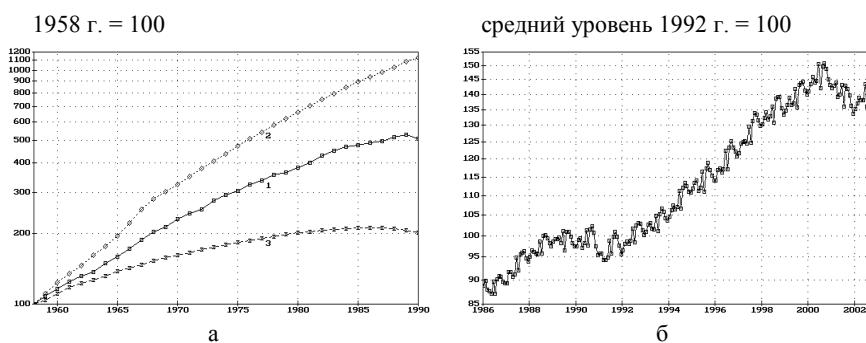


Рис. 2.11. Примеры макроэкономических временных рядов:  
 а) индексы произведенного национального дохода в сопоставимых ценах (1), всех основных фондов в сопоставимых ценах (2) и численности рабочих и служащих (3) по СССР (годовые данные)  
 б) индекс промышленного производства США (месячные данные)

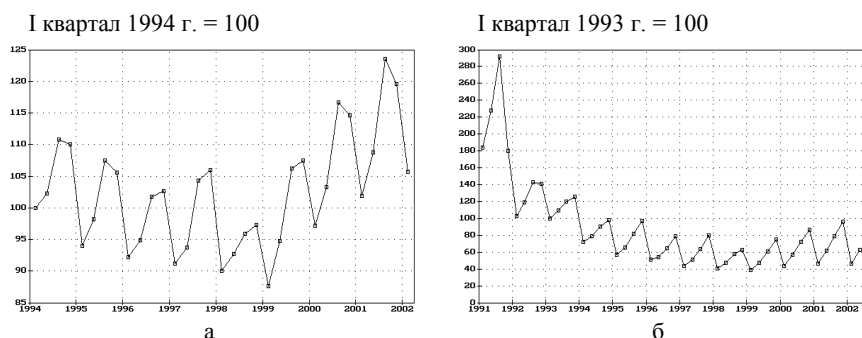


Рис. 2.12. Примеры макроэкономических временных рядов:  
 а) индекс ВВП в сопоставимых ценах (квартальные данные)  
 б) индекс физического объема инвестиций в основной капитал (квартальные данные)

### 2.3.1. Эволюция свойств экономической системы

Макроэкономические временные ряды характеризуются *неоднородностью* содержащихся в них данных. В зависимости от степени такой неоднородности можно говорить о неполной сопоставимости данных во вре-

менной области, об их ограниченной преемственности или даже о низкой степени преемственности данных.

В качестве причин ограниченной преемственности макроэкономических данных укажем на эволюцию свойств экономики как объекта исследования и на эволюцию методик построения показателей.

Всякая экономика является развивающейся системой, и это порождает проблемы проведения межвременных сопоставлений в ней. *Эволюция свойств экономической системы* приводит к тому, что значения одного и того же показателя для разных периодов относятся, вообще говоря, к разным системам.

Ярким примером системы с интенсивно эволюционирующими свойствами является российская переходная экономика, принципы функционирования которой претерпели существенные изменения на протяжении 1990-х гг. К началу 1990-х гг. российская экономика была плановой, в ней, согласно [18], доминировали ресурсные ограничения. По окончании переходного периода, предположительно, будет создана рыночная экономика, в которой будут доминировать спросовые ограничения. На протяжении переходного периода российская экономика обладает какими-то чертами плановой экономики, какими-то чертами рыночной (видимо, можно говорить об экономике со смешанными ограничениями) и какими-то свойствами, присущими лишь переходной экономике.

Помимо смены типа доминирующих ограничений в российской экономике за это же время произошли и другие важные изменения. К началу 1990-х гг. Россия была частью союзного государства, которое, в свою очередь, было частью социалистической системы, своего рода мира-экономики [19]. В настоящее время Россия, как и прочие бывшие республики СССР, является независимым государством, социалистическая система прекратила свое существование и произошла масштабная переориентация экономических связей ее бывших составных частей.

Разумеется, экономика далеко не всех стран и далеко не всегда претерпевает изменения, масштаб и интенсивность которых сравнимы с демонстрируемыми российской переходной экономикой. Тем не менее эволюция свойств системы зачастую дает о себе знать при проведении анализа макроэкономической динамики.

Приведем еще один, менее масштабный, пример, иллюстрирующий эволюцию свойств экономической системы. При проведении межвременных сопоставлений меньше всего проблем возникает при сравнении количеств и цен товаров, являющихся достаточно однородными, таких, как зерно, нефть, уголь, чугун, в отличие от таких плодов прогресса, как автомобили и бытовая техника, не говоря уже о персональных компьютерах и мо-

бильных телефонах. Вместе с тем даже проведение сопоставлений, связанных с таким простым продуктом, как зерно, может сопровождаться серьезными трудностями. Так, сто лет назад, в начале XX в., до начала массового использования химических удобрений, зерно в России было весьма экологически чистым, а состав полезных веществ в нем был существенно иным, чем в эпоху химизации второй половины XX в. (скажем, процентное содержание белков в нем в начале XX в. было гораздо выше). После начала экономических реформ 1990-х гг. обедневшие производители сельскохозяйственной продукции перестали использовать химические удобрения в прежних количествах, что привело к улучшению качества зерна. Таким образом, на протяжении последнего столетия (и даже десятилетия экономических реформ) качество производимого в России зерна весьма существенно изменялось, что делает не вполне корректным непосредственное сопоставление количеств и цен производимого в разные периоды времени зерна. Если же учесть также изменение сортов зерновых, появление генетически модифицированных продуктов и т. п., то задача сопоставления становится еще более сложной даже и в этом сравнительно простом случае.

Эволюция свойств экономики порождает проблему ограниченности объема информации о ее состоянии в некоторый период времени, содержащейся в макроэкономическом временном ряде. Добавление членов ряда, все далее отстоящих по времени от данного, дает все меньшее количество дополнительной информации о состоянии системы в данный период времени. Увеличение же числа членов временного ряда за счет уменьшения шага по времени, с одной стороны, приносит специфические эффекты (возникают календарные и сезонные эффекты, масштаб которых зачастую растет с уменьшением шага по времени, увеличивается масштаб нерегулярной составляющей и т. п.), а с другой – наталкивается на отсутствие исходных данных (поскольку макроэкономические данные по технологическим соображениям, как правило, имеют шаг по времени не меньше одного месяца).

Следствием эволюции свойств системы является то, что задачи анализа макроэкономической динамики часто бывают математически некорректными. Использование лишь данных, содержащихся в экономических временных рядах, может быть недостаточно для их корректного решения. Часто бывает необходимо привлечение дополнительной (в т. ч. нечисловой) информации о динамике экономической системы. В качестве примера такой ситуации укажем на рассмотренный выше пример резких флуктуаций динамики производства водки и ликеро-водочных изделий в России (рис. 2.8, б), обусловленных различными мерами государственного регулирования. Для корректной интерпретации динамики данного показателя не-

обходимо привлечение дополнительной информации об этих мерах и о соответствующих им периодах времени. Другие примеры некорректности задач анализа макроэкономической динамики будут приведены ниже.

### 2.3.2. Эволюция методик построения показателей

Как уже было отмечено, значения агрегированных показателей определяются, в том числе, и методиками их построения. Методики же построения многих макроэкономических показателей не остаются неизменными, время от времени они уточняются или даже пересматриваются, т. е. они могут быть подвержены эволюции. В результате разные участки макроэкономических временных рядов могут быть построены по различающимся методикам. Это бывает особенно заметно у длинных рядов, охватывающих многие десятилетия. Динамические условия переходного периода значительно усугубляют эту проблему.

*Эволюция методик построения макроэкономических показателей* приводит к тому, что особенности динамики показателей, которые трактуются содержательно, могут быть обусловлены лишь изменениями методов измерения и не в полной мере соответствовать динамике анализируемых параметров системы.

Так, считалось, что в период между мировыми войнами экономики развитых стран Запада были в большей мере подвержены влиянию циклов экономической активности, чем после Второй мировой войны. Сейчас этот тезис подвергается сомнению на основе сопоставления методик измерения [20]. Дело, в частности, в том, что до Второй мировой войны в составе выпуска в большей мере учитывалось производство продукции, более подверженной цикличности, тогда как после войны возросла доля учитываемых услуг и продукции, менее подверженных влиянию цикличности.

Эволюция методики может быть обусловлена и территориальной несопоставимостью данных. Пример такой несопоставимости дает *рис. 2.1,2*, на котором показана динамика индекса валовой промышленной продукции СССР. Хотя все данные относятся к одному и тому же государству, но его границы на рассматриваемом интервале времени претерпели изменения за счет включения ряда территорий. Переходный период также изобилует примерами территориальной несопоставимости.

В качестве еще одного примера эволюции методик приведем смену принципов измерения урожайности зерновых, произошедшую в России в XX в. В XIX в. в России, как мы уже отмечали, измеряли показатель урожай/сам, под которым понималось отношение собранного урожая к количеству использованного семенного материала. Скажем, если получали втрое большее количество зерна по сравнению с посеянным, то говорили

об урожае сам/три (см. *рис. 2.9*). Такая система не была лишена смысла, так как урожай/сам можно рассматривать как частный показатель эффективности, поскольку он рассчитывается как отношение результата к одному из видов затрат. В XX в. стали измерять урожайность в центнерах с гектара, количество посеянных семян при этом перестало приниматься во внимание. Соответственно возникла проблема сопоставимости старых данных с новыми, которая в первом приближении может быть решена путем "сшивки" данных двух типов с использованием определенных преобразований данных. Однако различия, обусловленные разными принципами измерения урожайности, останутся и полученный таким образом временной ряд не может считаться полностью сопоставимым.

Еще одна иллюстрация влияния методики на динамику макроэкономического временного ряда приведена на *рис. 2.13*. На *рис. 2.13,а* показана динамика официального российского индекса физического объема инвестиций в основной капитал. Такая динамика является вполне типичной для интервального временного ряда помесечного показателя с сильно выраженной сезонной волной. Однако тот же ряд после удаления календарной и сезонной составляющих демонстрирует скачки уровней на границах календарных лет (*рис. 2.13,б*), т. е. не вполне типичную динамику. Особенно заметны такие скачки в начале 1996, 1997, 1998, 1999 и 2002 гг. "Ступеньки" на границах календарных лет обусловлены, по всей видимости, досчетами уровней этого временного ряда с тем, чтобы изменения показателя за год, рассчитанные по данным в помесечном выражении, совпадали с изменениями соответствующего показателя в годовом выражении. Процедура приведения данных более высокой частоты в соответствие данным менее высокой частоты называется *бенчмаркингом (benchmarking)*. В случае использования неадекватного алгоритма бенчмаркинга могут возникать искажения краткосрочных тенденций временного ряда, подвергаемого этой процедуре. Так, примитивный алгоритм бенчмаркинга состоит в домножении всех уровней временного ряда в помесечном выражении в пределах календарного года на одну и ту же константу. В этом случае на границах календарных лет могут возникать "ступеньки", подобные показанным на *рис. 2.13,б*, т. е. может возникать *проблема скачка (step problem)*. В результате происходит искажение краткосрочных тенденций, следствием чего может быть получение неверных содержательных выводов. Поэтому важно использовать лишь такие процедуры бенчмаркинга, которые не искажают краткосрочных тенденций (подробнее см. [6]).



Рис. 2.13. Иллюстрация влияния методики на динамику макроэкономического временного ряда:

- а) индекс физического объема инвестиций в основной капитал (месячные данные)
- б) то же после проведения календарной и сезонной корректировок

Помимо этого, с начала 2002 г. индекс физического объема инвестиций в основной капитал рассчитывается по несколько измененной методике, что, по всей видимости, внесло значительный вклад в резкое снижение уровней сезонно скорректированного временного ряда инвестиций в начале 2002 г. (рис. 2.13,б).

### 2.3.3. Доминирование регулярных составляющих динамики

Макроэкономические временные ряды зачастую имеют доминирующую компоненту тренда и конъюнктуры в случае годовых данных (рис. 2.11,а) или доминирующую регулярную составляющую динамики (включающую компоненту тренда и конъюнктуры, сезонную и календарную составляющие) в случае месячных, квартальных и других данных с шагом по времени меньше года (рис. 2.11,б, рис. 2.12).

Такое доминирование регулярных составляющих динамики (т. е. весьма специфические соотношения между составляющими динамики) связано с тем, что макроэкономические временные ряды в отличие от временных рядов во многих других приложениях представляют собой ряды средних, т. е. ряды признаков больших совокупностей. Следствием осреднения является сравнительно слабая колеблемость (волатильность) многих макроэкономических временных рядов. Этим же можно объяснить и упоминавшуюся выше тенденцию к увеличению относительной колеблемости рядов динамики при уменьшении шага по времени.

#### 2.3.4. Малая длина и краевые эффекты

Макроэкономические временные ряды обычно характеризуются *малой длиной*, типичным является проведение расчетов с рядами, содержащими несколько десятков членов.

В значительной мере это обусловлено организацией деятельности национальных статистических служб. Макроэкономические показатели строятся, как правило, в месячном, квартальном и годовом выражениях. За отдельными исключениями (к числу которых относятся, например, временные ряды обменных курсов валют и других показателей финансовых рынков), макроэкономические показатели рассчитываются с шагом по времени не меньше месяца. Это обусловлено, в частности, технологическими соображениями, поскольку регистрация, сбор и первичная обработка данных требуют некоторого времени и значительных ресурсов. При этом методики построения одних и тех же показателей в месячном, квартальном и годовом выражениях зачастую несколько различаются. Как правило, чем выше частота временного ряда показателя, тем на меньший объем исходных данных он опирается (скажем, при построении показателей в годовом выражении часто бывает доступен больший объем более качественной исходной информации, чем при построении показателей в месячном выражении). Вместе с тем показатели более высокой частоты строятся и публикуются более оперативно и позволяют анализировать более краткосрочные тенденции, чем показатели меньшей частоты. Поэтому имеются основания строить и использовать показатели разной частоты. Годовые данные, как правило, наиболее точны, но не содержат информации о краткосрочных тенденциях, а соответствующие им временные ряды содержат наименьшее количество членов. Месячные данные зачастую менее точны, зато содержат информацию о краткосрочных тенденциях, соответствующие временные ряды имеют существенно большее количество членов, однако уровни таких рядов, как правило, несопоставимы между собой в силу наличия календарной и сезонной составляющих и большего масштаба нерегулярной составляющей. Удаление неинформативных составляющих динамики приводит к уменьшению числа степеней свободы, особенно заметному при использовании адаптивных методов, настраивающихся на эволюцию составляющих динамики.

Проблема малой длины макроэкономических временных рядов особенно актуальна для российской переходной экономики. Отчасти это связано с тем, что переходный процесс сопровождался распадом союзного государства, вызвавшим утрату преемственности данных. Другая причина состоит в том, что плановая и рыночная экономики предъявляют разные требования к статистической информации и отличаются возможностями ее сбора.

Это влечет необходимость перестройки системы показателей и методик их построения, что зачастую приводит к утрате преемственности экономических временных рядов.

Обычно методы обработки экономических временных рядов (скажем, методы декомпозиции рядов на составляющие динамики) позволяют получить гораздо лучшие результаты для внутренних членов временных рядов, достаточно удаленных от краев, тогда как по мере приближения к краям временного ряда качество результата существенно ухудшается (например, снижается точность идентификации составляющих динамики). Это позволяет говорить о *краевых эффектах* методов обработки экономических временных рядов, локализованных в некоторой окрестности краев ряда. Поэтому интерпретация результатов расчетов в области краевых эффектов требует особой осторожности.

При обработке длинных временных рядов лишь небольшая часть их членов попадает в области краевых эффектов, поэтому aberrации методов, возникающие на краях временных рядов, не играют особой роли. При работе с короткими рядами ситуация существенно изменяется. Все члены короткого временного ряда можно рассматривать как *близкие к его краям*, что резко повышает важность адекватной обработки данных вблизи краев. Это предъявляет дополнительные требования к алгоритмам – они должны быть работоспособными вблизи краев временных рядов. Как правило, особый содержательный интерес представляют тенденции *актуального конца (actual end)* исследуемого временного ряда, т. е. выраженные членами ряда, непосредственно примыкающими к его правому краю, что усугубляет эту проблему.

### 2.3.5. Особенности

Компоненты тренда и конъюнктуры и другие составляющие динамики могут демонстрировать резкие скачки, изломы и другие *особенности*, являющиеся отражением крупных изменений в экономике (война, катастрофа, реформа). Такие особенности представляют собой проявления крайней степени несопоставимости данных.

Достаточно типичным является *отсутствие данных* для некоторых периодов (примеры неполных рядов динамики приведены на *рис. 2.1,з, 2.2,з*), а также *наличие выбросов*, обусловленных неординарными ситуациями или ошибками (*рис. 2.10*). Используемые методы должны позволять адекватно обрабатывать подобные ситуации.

---



Таким образом, макроэкономические временные ряды являются весьма специфичными объектами обработки. Изложение, приводимое ниже, посвящено таким рядам, которые, как правило, имеют шаг по времени, равный месяцу, кварталу или году. В первую очередь будем рассматривать временные ряды помесечной динамики, поскольку высокие частоты несут основную часть информации.

Использование макроэкономических временных рядов с шагом больше года (скажем, пятилетним) не слишком актуально в силу малой длины таких рядов и малого объема содержащейся в них информации.

Использование экономических временных рядов с шагом существенно меньшим месяца выходит за рамки нашего рассмотрения, поскольку такие ряды обладают иной спецификой, отличной от рассмотренной выше. К числу таких рядов относятся, в частности, временные ряды финансовых показателей высокой частоты (котировки ценных бумаг, курсы валют и т. п.). Методы анализа таких данных хорошо разработаны, им посвящена обширная литература (см., например, [21–24]).

### **3. Задачи анализа экономической динамики**

Выше, обсуждая различные возможности декомпозиции одного и того же экономического временного ряда на составляющие динамики, мы отмечали влияние решаемых задач на способы декомпозиции. Это влияние отражает общий принцип, согласно которому адекватный инструментарий определяется, в числе прочего, *решаемой задачей* и *свойствами объекта исследования*. В данном разделе обсудим задачи анализа экономической динамики и требования, предъявляемые ими к инструментарию и технике исследования.

#### **3.1. Задачи ретроспективного анализа и прогнозирования**

Среди задач анализа экономической динамики можно выделить задачи *ретроспективного анализа* и *прогнозирования*. Задача ретроспективного анализа состоит в том, чтобы понять, как экономические процессы развивались в прошлом, тогда как задача прогнозирования состоит в оценке их возможного развития в будущем. Задачи обоих типов имеют отношение к принятию управленческих решений на всех уровнях экономики.

Часто основное внимание уделяют задачам прогнозирования. Ниже мы, напротив, основное внимание уделим задачам ретроспективного анализа, поскольку понимание истории развития процесса, его закономерностей, необходимо и для построения прогнозов, хотя бы потому, что прогнозирование в той или иной мере связано с экстраполяцией в будущее сложившихся тенденций, для чего последние должны быть корректно идентифицированы. Также для получения прогнозов необходимо использовать модели, хотя бы самые примитивные, для построения которых требуется привлечение информации о свойствах объекта исследования. Источником такой информации служат соответствующие временные ряды. В любом случае решению задачи прогнозирования должен предшествовать ретроспективный анализ.

### 3.2. Временные масштабы анализа

Поскольку задачи ретроспективного анализа экономической динамики состоят в проведении *межвременных (intertemporal)* сопоставлений, то они различаются, в первую очередь, характерными интервалами времени, на которых проводятся сопоставления, т. е. *временными масштабами анализа*. В каких-то случаях основной интерес представляет анализ краткосрочных тенденций, развивающихся на самых малых интервалах времени, для которых имеется информация. В каких-то случаях, напротив, основной интерес представляют сопоставления между максимально удаленными друг от друга периодами. Наконец, в каких-то задачах наибольший интерес представляют процессы, разворачивающиеся на интервалах времени промежуточного масштаба. Различие временных масштабов анализа влияет на требования к методам анализа экономической динамики.

Временной масштаб анализа является элементом постановки задачи исследования и, как и постановка задачи, определяется субъективно. Если временной масштаб анализа не задан, то задача может быть некорректной. Например, вопрос о том, какие в настоящее время имеют место тенденции в российской экономике (скажем, подъем или спад), некорректен, поскольку в нем не конкретизирован масштаб времени, определяющий тенденции, о которых идет речь. Так, если этот вопрос задается в конце 2002 г., то на интервалах времени порядка 100 лет имеет место рост, на интервалах порядка 30 лет – небольшой рост или стабилизация, порядка 10 лет – спад, порядка 3 лет – рост, порядка 1 года – небольшой рост, порядка 3 месяцев – спад, порядка 1 месяца – спад. В данном случае отсутствие указания временного масштаба анализа делает вопрос совершенно некорректным.

В каких-то случаях масштаб времени, на котором проводится анализ, задается в задаче неявно. По нашему мнению, чтобы избежать некорректных сопоставлений, лучше определять его явным образом. Проиллюстрируем некорректность сопоставлений на следующем бытовом примере: хороший школьник мечтает стать академиком, хороший студент – профессором, а хороший аспирант – кандидатом наук. Есть ли здесь противоречие, ведь хорошие аспиранты выходят, как правило, из хороших школьников? Откуда тогда берутся академики? Весь вопрос – в горизонте планирования, т. е. в подразумеваемом масштабе времени. Во всех трех утверждениях неявно задаваемый масштаб времени – разный (все меньше и меньше), что отражает конкретизацию планов по мере их успешного осуществления. Аналогичные ситуации возникают и при анализе тенденций в экономике – одновременно на разных интервалах времени могут наблюдаться разные тенденции. Если этого не учитывать, то можно получить некорректные вы-

воды. Таким образом, при проведении ретроспективного анализа необходимо задавать масштаб времени.

### 3.3. Анализ краткосрочных тенденций

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. Важнейшим требованием в этом случае является *оперативность*: чем быстрее удастся надежно идентифицировать произошедшую смену тенденции (например, от подъема производства к его спаду), 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.

При решении задачи идентификации текущей экономической ситуации главное – правильно распознать *тип ситуации*, т. е. ее классифицировать. Очень важно бывает понять, имеет ли место, например, спад или подъем производства в последние месяцы, ускорение или замедление темпов инфляции и т. п., тогда как численные оценки темпов этого спада или подъема для принятия решений значительно менее важны. В данном примере под типом ситуации могут пониматься подъем, спад, ускорение или замедление подъема или спада. Интервалы времени, соответствующие разным типам ситуаций, разделяются *поворотными точками (turning points)*. Важность адекватной идентификации типа ситуации обуславливает важность корректной и своевременной идентификации поворотных точек. Таким образом, при решении задачи идентификации текущей экономической ситуации временной аспект представляется основным, точность же оценок темпов изменения показателей зачастую менее важна.

В качестве примера важности адекватной и своевременной идентификации именно типа текущей экономической ситуации укажем на то, что надежность текущих квартальных оценок ВВП США в [25] оценивается исходя из того, насколько надежно они показывают: направление текущей тенденции производства (подъем или спад); ускоряется ли она или замедляется; существенность отличий текущих тенденций от долгосрочных; поворотные точки экономических циклов. Заметим, что все перечисленные соображения подразумевают высокую точность идентификации поворотных точек, а точность оценок темпов важна лишь постольку, поскольку она позволяет обеспечить необходимую точность идентификации поворотных точек.

Идентификация текущей экономической ситуации требует работы в области актуального конца экономического временного ряда (или совокупности рядов), т. е. в той области, где краевые эффекты обработки проявляются наиболее сильно. Это предъявляет вполне определенное требование к методам обработки – краевые эффекты должны быть минимизированы, а область их проявления – локализована. Другими словами, если в какой-то области вблизи актуального конца не удастся избавиться от существенных для содержательной интерпретации краевых эффектов, то размер этой области должен быть оценен.

Для иллюстрации решения задачи идентификации текущей ситуации на *рис. 3.1* использованы данные помесечной динамики российского экспорта в стоимостном выражении в долларах США по текущему курсу с начала 1998 г. по июль 2002 г. Исходный ряд не дает сопоставимой оценки, поскольку данные зашумлены календарной, сезонной и нерегулярной составляющими, которые в этом случае не являются информативными. Компонента тренда и конъюнктуры, являющаяся информативной для решаемой задачи, демонстрирует периоды спада и подъема, разделенные поворотными точками. В окрестности актуального конца временного ряда показана область краевых эффектов, интерпретация уровней компоненты тренда и конъюнктуры в которой требует особой осторожности.

Если говорить о текущих тенденциях в данном случае, то *рис. 3.1* определенно показывает, что период резкого снижения стоимостного объема российского экспорта с начала осени 2001 г., обусловленный временным падением мировых цен на нефть, на рубеже 2001–2002 гг. сменился периодом столь же резкого подъема. О тенденциях двух последних месяцев рассматриваемого интервала времени говорить пока рано, поскольку соответствующие члены временного ряда находятся в области краевых эффектов. С содержательной точки зрения в данном случае важно прежде всего понять, что снижение экспорта, обусловленное временным падением мировых цен на нефть, к рассматриваемому времени завершилось, поскольку уровни компоненты тренда и конъюнктуры вернулись к значениям, типичным для месяцев, предшествовавших падению цен на нефть. Если бы восстановление объемов экспорта было неполным, могла бы произойти смена тенденции динамики торгового баланса, т. е. могла возникнуть качественно иная ситуация.

Другой разновидностью анализа краткосрочных тенденций является исследование таких тенденций в прошлом на протяжении всего интервала времени, соответствующего временному ряду (или значительной его части), без особого упора на тенденции вблизи актуального конца. Это бывает важно для изучения свойств исследуемого объекта, для анализа взаимосвя-

зей, для построения моделей. В этом случае негативная роль краевых эффектов<sup>4</sup> снижается. На первый план выходит *достижение максимально возможной точности оценок*, тогда как требование оперативности отходит на второй план.



Рис. 3.1. Иллюстрация к задаче идентификации текущей экономической ситуации. Динамика российского экспорта (месячные данные):

- 1 – исходный временной ряд
- 2 – оценка его компоненты тренда и конъюнктуры
- A, B, C – поворотные точки
- D – область краевых эффектов

Особая важность анализа краткосрочных тенденций бывает обусловлена тем, что именно высокочастотные составляющие несут основную часть информации, содержащейся во временном ряде.

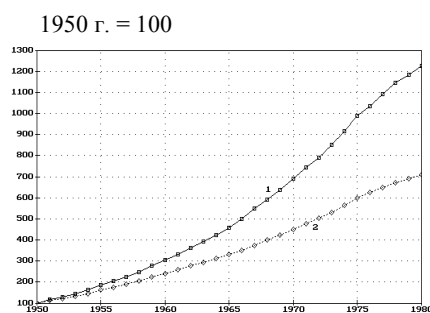
### 3.4. Анализ долгосрочных тенденций

Другой задачей является *анализ долгосрочных изменений*, например, с целью оценивания последствий стратегических решений. В качестве примера укажем на задачу анализа влияния реформы 1861 г. на динамику урожайности зерновых в России. Здесь на первый план также выходит *достижение максимально возможной точности оценок*, оперативность же их получения не столь важна (или даже совсем не важна).

Для долгосрочных сопоставлений бывает характерна крайне низкая точность оценок (в этом отношении к ним примыкают задачи проведения

<sup>4</sup> Заметим, что в этом случае необходимо учитывать не только краевые эффекты вблизи актуального конца, но и аналогичные эффекты на противоположном конце временного ряда.

международных сопоставлений). В качестве примера на *рис. 3.2* приведены две оценки одного и того же показателя – промышленного производства СССР в реальном выражении, одна из которых – официальная, а вторая – оценка ЦРУ США. Видим, что рост производства с 1950 г. по 1980 г. в соответствии с официальной оценкой в 1,7 раза выше, чем по оценке ЦРУ. Такой масштаб расхождений между двумя оценками одного и того же показателя означает, что относительная погрешность, по крайней мере, одного из них составляет десятки процентов. Заметим, что эти три десятилетия были для экономики СССР достаточно благоприятным периодом времени – не было войн и потрясений. Соответственно этот период достаточно благоприятен и с точки зрения точности измерений. В условиях же переходного периода, как будет показано ниже, измерительные проблемы резко усугубляются.



*Рис. 3.2.* Иллюстрация масштаба возможных расхождений между разными оценками при проведении долгосрочных сопоставлений. Динамика различных оценок индекса промышленного производства СССР (источник данных – [26, с. 191,192,203]):

- 1 – официальные данные
- 2 – оценка ЦРУ США

Таким образом, различные задачи краткосрочных и долгосрочных сопоставлений *предъявляют различные требования* к используемым для их решения методам. В любом случае необходимо достижение сопоставимости данных в смысле, определяемом решаемой задачей. Для обеспечения сопоставимости результатов на больших интервалах времени (в нашем случае – порядка продолжительности периода реформ) 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, поскольку в таких задачах обычно есть возможность обойтись лишь анализом данных, имеющих годовую периодичность. Проблема идентификации информативных составляющих здесь не слишком актуальна в силу доминирования компоненты тренда и конъюнктуры, типичного для макроэкономических временных рядов. Главное – минимизировать погрешности. 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. Проблема случайных погрешностей в этом случае тоже не слишком актуальна. Главное – выделить информативную составляющую динамики для обеспечения сопоставимости на небольших интервалах времени (порядка месяца).

Соответственно при построении инструментария анализа экономической динамики необходимо четко знать, для решения какого круга задач он должен быть предназначен. И наоборот, при использовании существующего инструментария (например, макроэкономического временного ряда, построенного по данным официальной статистики) необходимо убедиться в его пригодности для решения поставленной задачи. Использованию существующего инструментария должна предшествовать его аттестация. Может оказаться, что для проведения краткосрочных и долгосрочных сопоставлений требуется использование различных данных и различная их обработка (скажем, выделение некоторых составляющих динамики), т. е. различного инструментария.

В простейшем случае, когда анализируется динамика лишь одного показателя, задача проведения долгосрочных сопоставлений сводится к идентификации долгосрочного тренда соответствующего временного ряда. Поскольку для этого достаточно годовых данных, то календарной и сезонной корректировок и выделения краткосрочных тенденций не требуется. Однако может потребоваться элиминирование циклических составляющих компоненты тренда и конъюнктуры, а также идентификация событийной составляющей. Задача же проведения краткосрочных сопоставлений сводится к идентификации компоненты тренда и конъюнктуры анализируемого временного ряда. Для обеспечения сопоставимости на небольших интервалах времени (порядка месяца) необходимо проведение календарной и сезонной корректировок и выделение тенденций анализируемого временного ряда.

Заметим, что задача идентификации текущей ситуации имеет большое практическое значение, поскольку качество ее решения может влиять на выработку мер текущей экономической политики и, следовательно, на эф-



фективность функционирования экономики (что особенно актуально в динамичных условиях переходного периода). Это отличает такую задачу 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.

### 3.5. Анализ цикличности

Развитие рыночной экономики происходит неравномерно, в ее динамике выделяются циклы разной продолжительности, подчас завершающиеся кризисами [27]. Исследование процессов, разворачивающихся на интервалах времени промежуточного масштаба, часто приводит к *анализу цикличности*.

Компоненту тренда и конъюнктуры всякого экономического временного ряда можно рассматривать как совокупность эволюторной составляющей динамики (долгосрочного или векового тренда) и некоторого количества циклических составляющих с разной средней продолжительностью циклов, причем выделение совокупности циклических составляющих динамики может быть произведено, вообще говоря, *не единственным образом*.

Всякая циклическая составляющая динамики может, в принципе, служить объектом содержательного исследования. Вместе с тем экономисты традиционно выделяют для анализа лишь определенные виды цикличности. При этом руководствуются следующими соображениями [28]. Циклы должны *содержательно интерпретироваться*, т. е. должны существовать содержательные трактовки, опирающиеся на достигнутый уровень экономических знаний, позволяющие, хотя бы частично, объяснять причины данного вида цикличности. Циклы должны быть *наблюдаемы*, т. е. они должны быть достаточно интенсивными, чтобы выделяться на фоне других составляющих динамики. Часто также требуют, чтобы циклы были *всеобщими*, т. е. чтобы они характеризовали повторяющиеся процессы в экономике в целом и, следовательно, проявлялись в той или иной мере во всей экономике.

Наибольшее внимание обычно уделяется анализу 7–11-летних *циклов деловой активности (business cycles)*. Кроме них различными исследователями выделяются и другие циклы (см., например, [28–30]).

Обычно полагают, что циклы в экономике состоят из последовательности четырех *фаз цикла (phases of the cycle) общей экономической активности (aggregate economic activity)*, мерой которой служит некий *эталонный*

индикатор<sup>5</sup> (*reference series*): *оживление (revival)* – период ускоряющегося роста; *подъем (expansion)* – период роста замедляющимися темпами, заканчивающийся *пиком (peak)*; *спад (recession)* – период ускоряющегося падения; *депрессия (depression)* – период падения замедляющимися темпами, заканчивающийся *низшей точкой цикла, впадиной или дном экономического цикла (trough)*.

Эта последовательность изменений повторяется, но, вообще говоря, *не является периодической*. Соответственно методы, пригодные для анализа частного случая цикличности – периодичности, такие как спектральный анализ, не всегда подходят для анализа общего случая цикличности.

Периоды времени, соответствующие границам фаз циклов, называют *поворотными точками (turning points)*. Помимо уже упомянутых локальных экстремумов анализируемого временного ряда (пика и низшей точки цикла), к ним будем относить еще границу между фазами оживления и подъема и границу между фазами спада и депрессии, которым соответствуют точки перегиба. Чаще анализируют первую пару поворотных точек, поскольку их легче идентифицировать.

Совокупность поворотных точек и фаз цикла называют *хронологией (chronology)* цикла.

Различают классические циклы и циклы роста. Если исходить из единства компоненты тренда и конъюнктуры временного ряда, ее неделимости на вековой тренд и циклические составляющие динамики, и определять поворотные точки и фазы цикла на основе компоненты тренда и конъюнктуры в целом, то получим так называемые *классические циклы (classical cycles)*. Таким образом, в рамках концепции классических циклов анализируют последовательность подъемов и спадов компонент тренда и конъюнктуры временных рядов используемых индикаторов<sup>6</sup>.

Если же компоненту тренда и конъюнктуры анализируемого временного ряда рассматривать как совокупность долгосрочного тренда и циклических составляющих динамики и исходить из того, что анализируемому типу цикла соответствует некоторая циклическая составляющая динамики исходного временного ряда, на основе которой определяются поворотные точки и фазы цикла, то получим так называемые *циклы роста (growth cycles)*. Подход циклов роста может быть по-другому назван *подходом отклонений от тренда (the deviation-from-trend approach)*.

---

<sup>5</sup> В качестве которого чаще всего используется индекс промышленного производства [29].

<sup>6</sup> В качестве примера анализа цикличности в российской переходной экономике, основанного на концепции классических циклов, см. [31].

Своим названием ("цикл роста", а не, скажем, "цикл спада") этот подход обязан тому обстоятельству, что в послевоенный период до начала 1970-х гг. циклы деловой активности в развитых рыночных экономиках обычно проявляли себя в виде периодов быстрого роста, прерываемых периодами менее быстрого роста или, в худшем случае, небольшим спадом деловой активности в абсолютном выражении. Таким образом, эти циклы впервые отчетливо проявились на фоне общей тенденции роста. Вместе с тем циклы роста могут проявляться на фоне основной тенденции любого вида, в том числе и на фоне тенденции спада.

К одному и тому же временному ряду может быть применена как концепция классических циклов, так и концепция циклов роста. Полученная в результате совокупность поворотных точек и фаз цикла будет, вообще говоря, зависеть от выбранной концепции. Для иллюстрации различий между двумя подходами обратимся к *рис. 2.7*. Определение поворотных точек и фаз цикла на основе исходного временного ряда, показанного на *рис. 2.7,а*, соответствует концепции классических циклов. Если же поворотные точки и фазы цикла идентифицировать на основе оценки циклической составляющей исходного временного ряда, график которой приведен на *рис. 2.7,б*, то это соответствует концепции циклов роста.

Если временной ряд не демонстрирует явно выраженной тенденции, то датировка поворотных точек не будет (или практически не будет) зависеть от выбранной концепции. Зависимость появляется лишь в случае явно выраженной тенденции исходного временного ряда, причем, чем более явно выражена тенденция, тем сильнее зависимость. Чем сильнее выражена тенденция роста (спада), тем более продолжительными становятся периоды роста (спада) в абсолютном выражении и менее продолжительными – периоды абсолютного спада (роста). Пики циклов роста в случае общей тенденции роста наступают раньше пиков классических циклов, а низшие точки циклов – позднее. В случае же общей тенденции спада пики циклов роста наступают позже пиков классических циклов, а низшие точки – раньше. Может случиться, что тенденция роста (спада) доминирует настолько, что спадов (подъемов) в абсолютном выражении не наблюдается вовсе. В этом случае концепция классических циклов не может быть применена и анализ цикличности может быть проведен лишь на основе концепции циклов роста.

Представляется, что концепция циклов роста более универсальна и более стройна. Вместе с тем ее использование предполагает применение процедуры декомпозиции исходного временного ряда на составляющие динамики с целью идентификации той составляющей, которая соответствует

анализируемому виду цикличности, тогда как методика анализа классических циклов в этом отношении может быть более примитивной.

Еще одним преимуществом подхода, основанного на концепции циклов роста, является то, что он позволяет корректно сопоставлять временные ряды с различающимися трендами, тогда как датировки поворотных точек классических циклов для рядов с различными трендами, вообще говоря, несопоставимы.

Задача анализа цикличности сводится к идентификации информативной составляющей динамики (соответствующей циклической составляющей компоненты тренда и конъюнктуры в концепции циклов роста или совокупности этой составляющей и всех составляющих меньшей частоты, включая долгосрочный тренд, в концепции классических циклов) каждого из анализируемых временных рядов, построению и сопоставлению их хронологий.

Показать наличие циклических составляющих динамики в анализируемом временном ряде можно с помощью методов спектрального анализа (см., например, [32]). Вместе с тем для идентификации таких составляющих методы спектрального анализа, как и методы линейной фильтрации (см., например, [33]), подходят далеко не всегда. Дело в том, что такие методы позволяют идентифицировать периодические составляющие или близкие к ним, но не всегда пригодны для идентификации циклических составляющих общего вида, у которых и амплитуда, и продолжительность цикла могут изменяться в широких пределах. В качестве примера используемого на практике метода, позволяющего идентифицировать циклическую составляющую динамики макроэкономических временных рядов, укажем на метод построения *тренда с осреднением по циклу* (*phase-average trend*), разработанный в Национальном бюро экономических исследований (NBER). Описание этого метода приведено в [29].

### 3.6. Горизонт прогнозирования

Задачи прогнозирования экономической динамики различаются, в первую очередь, *горизонтом прогнозирования*. В каких-то случаях требуется проведение *краткосрочного прогнозирования*, тогда как в других необходимо *долгосрочное прогнозирование*.

В качестве примера задачи краткосрочного прогнозирования приведем прогнозирование основных макроэкономических показателей примерно на полтора года, осуществляемое ежегодно в середине года с целью получения основных ориентиров для формирования государственного бюджета следующего календарного года.

Задача долгосрочного прогнозирования может возникнуть, например, при проведении анализа осуществимости крупного инвестиционного проекта. Для этого может потребоваться прогнозирование отдельных макроэкономических показателей или их соотношений (индекс реального обменного курса, процентные ставки и т. п.) на много лет.

Краткосрочное прогнозирование часто осуществляется путем экстраполяции тенденций соответствующей составляющей динамики. При этом горизонт прогнозирования должен быть согласован с масштабом времени, которому соответствуют используемые оценки параметров. Долгосрочное прогнозирование и более сложные задачи анализа экономических временных рядов требуют построения более сложных моделей. В этих задачах также может потребоваться выделение некоторых составляющих динамики, что вынуждает проводить разложение (декомпозицию) рядов на составляющие динамики.

Таким образом, задачи прогнозирования на разные горизонты требуют, вообще говоря, разного инструментария.

## 4. Российская переходная экономика как объект измерения

Как неоднократно отмечалось выше, инструментарий анализа экономических временных рядов определяется решаемой задачей и свойствами объекта исследования. В предыдущем разделе обсуждались задачи анализа экономической динамики. В данном разделе рассмотрим специфику объекта исследования, т. е. обсудим, чем российская переходная экономика отличается от более стабильных экономик с точки зрения анализа макроэкономической динамики.

### 4.1. Динамические трансформационные эффекты

Большинство переходных экономик после начала экономической трансформации продемонстрировало значительное по глубине и продолжительности снижение производства. Этот эффект получил название *трансформационного спада* (*transformational recession*) [34]. В этом термине слово "трансформационный" подчеркивает, что причины явления обусловлены в первую очередь именно процессами трансформации, а глубина, структура и продолжительность спада не определяются, скажем, динамикой традиционно используемых при построении производственных функций факторов производства<sup>7</sup>. Вслед за Я. Корнаи [34] был выполнен ряд работ, в которых анализируется феномен трансформационного спада<sup>8</sup>.

---

<sup>7</sup> Так, попытка построения производственной функции с традиционным набором факторов производства приводит к функции с аномальными, с точки зрения обычных производственных функций, свойствами [35].

<sup>8</sup> Применительно к российской переходной экономике см., например, [36–38]. Заметим, что трансформационный спад является примером эффекта колоссального масштаба, который экономическое сообщество оказалось не в состоянии предсказать даже на качественном уровне. Заметим также, что В.И. Арнольд в дополнительной главе к изданию 1990 г. книги "Теория катастроф" [39] до начала переходного процесса описал на качественном уровне именно то, что в последствии и произошло.

Эффекты, которые, подобно трансформационному спаду, обусловлены в первую очередь особенностями переходного периода, будем называть *трансформационными эффектами*. Помимо трансформационного спада можно выделить целый ряд трансформационных эффектов, которые являются элементами специфики переходного процесса. Совокупность таких эффектов есть то, что в главном и отличает переходный процесс от процесса стабильного развития.

Поскольку данная работа посвящена анализу экономической динамики, то ниже будем рассматривать только *динамические* трансформационные эффекты, т. е. такие, которые проявляются при межвременных сопоставлениях. Помимо динамических трансформационных эффектов существуют и другие элементы специфики переходной экономики, отличающие ее как от плановой, так и от рыночной экономик. К их числу можно отнести, например, возникающие в процессе трансформации неэффективные устойчивые институты – *институциональные ловушки (institutional traps)* [40], подобные диссипативным структурам в системах иной природы (см., например, [41]). Такие трансформационные эффекты, не являющиеся динамическими, оставим за рамками нашего рассмотрения. Будем рассматривать только те элементы специфики российской переходной экономики, которые наиболее существенны для анализа макроэкономической динамики.

## **4.2. Резкая интенсификация процессов в переходной экономике**

Важнейший элемент российской измерительной специфики рассматриваемого периода состоит в том, что переходный процесс является *быстро-текущим* по сравнению с процессами стабильного экономического развития. Резкая интенсификация процессов в российской переходной экономике отражает общий принцип, в соответствии с которым переходные процессы в системах самой разной природы являются быстропротекающими по сравнению с процессами стабильного развития<sup>9</sup>.

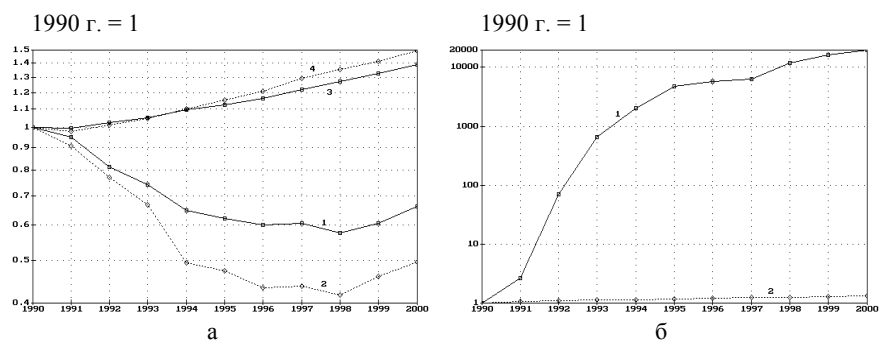
С начала 1990-х гг., когда Россия вступила в полосу реформ, российская экономика демонстрирует гораздо более интенсивное изменение важней-

---

Однако он не был воспринят экономическим сообществом. Видимо, сказывается различие языков и систем понятий, используемых экономистами и математиками.

<sup>9</sup> Следствием этого является то, что переходные процессы изучены слабо по сравнению с более стабильными процессами. Много лет назад Н. Винер писал, что "одним из следствий... статистического преобладания устойчивости во вселенной является то обстоятельство, что мы знаем очень мало о происходящем в критические периоды неустойчивости" [42].

ших показателей по сравнению с относительно стабильными экономиками развитых стран. На *рис. 4.1* приведены иллюстрации различий в темпах протекания процессов в переходной и стабильной экономиках. *Рис. 4.1,а* показывает различия в темпах изменения производства в России и в США в реальном выражении. В 1991–1996 гг., когда в российской экономике доминировали тенденции спада производства, среднегодовое изменение (снижение) российского ВВП составило 8,2%, а промышленного производства – 13,0%, тогда как в США среднегодовое изменение (увеличение) ВВП за эти же годы составило 2,6%, а промышленного производства – 3,2%. В 1998–2000 гг., когда в России началась фаза подъема, среднегодовой прирост российского ВВП составил 4,7%, а промышленного производства – 6,0%. Соответствующие цифры по США – 3,0% и 3,3%. Видим, что и на этапе спада, и на этапе подъема российская переходная экономика демонстрирует в несколько раз более высокие темпы изменения производства, чем стабильная американская (на этапе спада – в 3–4 раза, а на этапе роста – почти в 2 раза).



*Рис. 4.1.* Иллюстрация ускорения протекания экономических процессов в российской переходной экономике:

- а) индекс российского ВВП (1)
- индекс российского промышленного производства (2)
- индекс ВВП США (3)
- индекс промышленного производства США (4)
- б) индекс потребительских цен в России (1) и в США (2)

В нижней точке трансформационного спада в 1998 г. российский ВВП по сравнению с уровнем 1990 г. снизился на 42% (*рис. 4.1,а*). Для сравне-



ния, спад производства в США за 1930–1934 гг. во время Великой депрессии составил "всего" 27%.

Различия в темпах протекания инфляционных процессов в двух странах – еще более разительные (рис. 4.1,б). За 1991–2001 гг. среднегодовые темпы прироста индекса потребительских цен в России составили 168%, тогда как в США – всего 2,8%, т. е. на два порядка ниже. В целом за это время потребительские цены в России выросли более чем на 4 порядка (рис. 4.1,б).

Резкая интенсификация процессов в российской переходной экономике позволяет охарактеризовать ее как *экономику быстрых* (или *сильных*, что то же самое) *изменений*, и это существенно отличает ее с измерительной точки зрения от более стабильных экономик.

Как уже отмечалось, всякая экономика является развивающейся системой, и это порождает трудности проведения межвременных сопоставлений в ней, возникающие из-за необходимости сопоставления, вообще говоря, разных систем. В стабильной экономике эту проблему пытаются обходить, полагая, что темп изменений в системе невысок, поэтому система в каждом последующем периоде почти не отличается от системы в предыдущем периоде, а существующие отличия могут быть учтены путем введения незначительных поправок. Низкие темпы изменений позволяют получить число членов временных рядов, соответствующих системе с почти неизменными свойствами, достаточное для проведения корректного эконометрического анализа. В переходной экономике ситуация существенно иная. Резкая интенсификация процессов приводит к гораздо более быстрой, чем в стабильной экономике, утрате сопоставимости между соседними членами временных рядов. В естественных науках и в технике в таких случаях увеличивают частоту проведения измерений, однако в случае анализа макроэкономической динамики возможности увеличения частоты измерений ограничиваются существующей системой государственной статистики. Система государственной статистики складывается десятилетиями и может быть адекватной лишь потребностям стабильно развивающейся экономики. В частности, технологии сбора и обработки информации ориентированы на характеристики процессов, присущие стабильной экономике. В переходной экономике процессы интенсифицируются. В результате часть информации об объекте измерения может оказаться за пределами полосы пропускания системы измерения. Соседние члены временных рядов могут соответствовать существенно различающимся системам, что резко затрудняет использование эконометрических методов.

Высокий темп изменений в российской переходной экономике вынуждает применительно к этому случаю пересмотреть представления об интер-

валах времени, соответствующих понятиям долго-, средне- и краткосрочных периодов, в сторону их значительного сокращения по сравнению с характерными для относительно стабильных экономик. 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.

Проблемы, характерные для долгосрочных сопоставлений (такие, как резкий рост погрешности измерения, в частности, за счет накопления смещений, появления новых товаров и услуг, изменения качества существующих), в российской переходной экономике проявляются на гораздо меньших интервалах времени, чем в стабильных экономиках<sup>10</sup>.

### 4.3. Рассогласование темпов протекания различных процессов

Резкая интенсификация процессов в российской переходной экономике приводит к увеличению темпов изменения многих показателей. При этом увеличение интенсивностей протекания различных процессов в российской переходной экономике является *различным*. В этом состоит, по нашему мнению, второй важнейший элемент российской измерительной специфики рассматриваемого периода.

Иллюстрацию этого явления дает *рис. 4.2*. На *рис. 4.2,а* показана динамика индекса ВВП в реальном выражении и индекса потребительских цен в США на периоде 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 (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). Динамика аналогичной пары показателей для российской переходной экономики, приведенная на *рис. 4.2,б*, показывает, что цены в рассматриваемом

---

<sup>10</sup> Представление о проблемах, возникающих при проведении долгосрочных сопоставлений, дают работы [43–48]. В качестве иллюстрации крайне низкой точности долгосрочных сопоставлений можно рассматривать и приведенный на *рис. 3.2* пример колоссальных расхождений в оценках советского промышленного роста.

мых условиях несопоставимо более подвижны, чем объемы производства. На протяжении 1990-х гг. цены в России изменились на 4 порядка сильнее, чем производство.

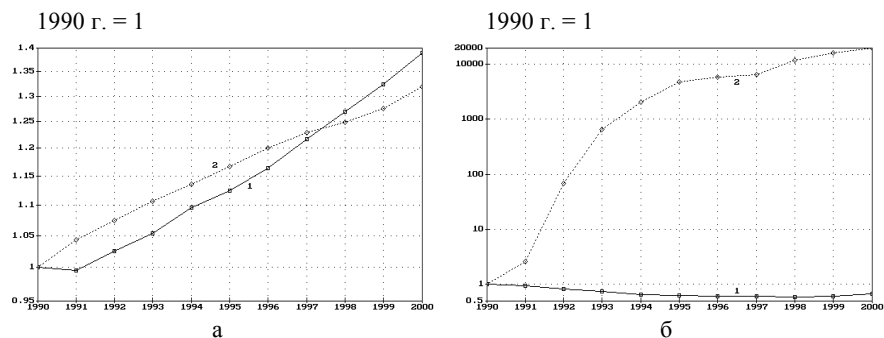


Рис. 4.2. Иллюстрация рассогласования темпов различных процессов в российской переходной экономике:

- 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. 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.

Рассогласование темпов протекания различных процессов в экономике приводит к тому, что некоторые методы измерения, адекватные условиям стабильных экономик, могут быть неадекватными условиям переходной экономики. Дело в том, что с увеличением масштаба изменения показателя (скажем, индекса цен) при определенных условиях может увеличиваться и погрешность измерения *в относительном выражении*<sup>11</sup>. Поэтому, как правило, индексы цен в российской переходной экономике имеют значительно большую относительную погрешность, чем индексы количеств. Это приводит к тому, что при *дефлятировании (deflation)* показателей в номинальном выражении, т. е. при построении на их основе показателей в реальном выражении путем деления показателя в номинальном выражении на специ-

<sup>11</sup> Эти вопросы подробно рассмотрены в [49,50].

ально для этой цели предназначенный индекс цен – *дефлятор (deflator)*, может возникать резкое снижение точности показателя в реальном выражении. Другими словами, в условиях российской переходной экономики дефлятирование приводит к неприемлемому снижению точности результата гораздо чаще, чем в стабильных экономиках. Поэтому в переходной экономике процедуру дефлятирования необходимо использовать с особой осторожностью.

Разделение переменных на быстрые и медленные может повлиять и на подходы к моделированию. При построении моделей медленные переменные часто рассматривают как параметры, задаваемые экзогенно, подобно тому, как это делают с демографическими показателями в экономических моделях. Демографические процессы отличаются инерционностью, соответствующие показатели, как правило, изменяются гораздо медленнее экономических показателей. Поэтому в экономических моделях демографические процессы зачастую учитывают при помощи параметров, задаваемых экзогенно или получаемых из других моделей.

#### **4.4. Значительные структурные сдвиги**

Еще один важнейший элемент измерительной специфики состоит в том, что российский переходный период сопровождается *значительными структурными сдвигами*, под которыми здесь понимается изменение со временем пропорций между ценами и/или объемами производства различных товаров и услуг. Так, цены на одни потребительские товары за годы реформ выросли в несколько раз сильнее, чем на другие<sup>12</sup>, а производство одних видов продукции за время реформ снизилось на порядок и более, тогда как производство других не претерпело существенных изменений или даже возросло<sup>13</sup>. Насколько нам известно, структурные сдвиги подобного масштаба не встречаются на тех же интервалах времени в стабильных экономиках<sup>14</sup>. Важно отметить, что структурные сдвиги в российской пере-

---

<sup>12</sup> Стандартное отклонение распределения логарифмов индивидуальных индексов цен для корзины потребительских товаров с декабря 1991 г. по июль 1997 г. по оценке [50] равно 0,91, что соответствует изменению индивидуальных индексов в  $\exp(0.91) \approx 2,5$  раза от среднего.

<sup>13</sup> Отношение взвешенного среднего абсолютного отклонения индивидуальных индексов объемов производства товаров-представителей к соответствующему сводному индексу промышленного производства за период с января 1990 г. по декабрь 1999 г. по оценке [37] равно 0,6.

<sup>14</sup> Существование такого рода эффектов уже очень давно не является секретом для специалистов, работающих с реальными данными. Так, И. Фишер в начале XX в.

ходной экономике являются не только интенсивными, но и затяжными, т. е. они отнюдь не сконцентрированы около момента либерализации цен [37,50]. Соответственно порождаемые ими измерительные проблемы относятся ко всему переходному процессу, а не только к его началу.

Еще одну иллюстрацию масштаба структурных сдвигов в российской переходной экономике дают *рис. 4.3, 4.4*. *Рис. 4.3* демонстрирует масштаб расхождений между различными индексами цен. Видим (*рис. 4.3,б*), что за короткое время, не превышающее нескольких лет (а порой и за несколько месяцев), расхождения между разными индексами цен могут составлять многие десятки процентов. Это означает, что рост цен на разные виды товаров и услуг различается чрезвычайно сильно. Различные индексы количеств также демонстрируют колоссальный разброс (*рис. 4.4*), что свидетельствует о принципиально разной динамике производства многих видов товаров и услуг. Особо подчеркнем, что столь значительное рассеяние на *рис. 4.3, 4.4* демонстрируют *сводные* индексы, т. е. средние больших совокупностей индивидуальных индексов, хотя средние величины по своей природе более стабильны. Заметим, что помимо исключительного масштаба структурных сдвигов это рассеяние может также отражать и проблемы, присущие долгосрочным сопоставлениям, такие, как резкий рост относительной погрешности экономических индексов при столь долгосрочных сопоставлениях.

Масштабные структурные сдвиги в российской переходной экономике существенно снижают точность сводных экономических индексов. Значения сводных индексов в таких условиях могут сильно зависеть от незначительных изменений в методике 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 процесс их построения (скажем, путем увеличения частоты уточнения весов и состава корзин товаров-представителей и использования менее традиционных индексных формул [49]). Но даже и при использовании адекватных методик точность измерений в случае интенсивных структурных сдвигов может быть существенно ниже, чем в их отсутствие.

---

писал, что "в периоды войн, кризисов или каких-либо иных, возмущающих народное хозяйство, факторов, рассеяние цен обычно очень увеличивается" [51, с. 84]. Представляется, что российский переходный период относится именно к таким периодам.

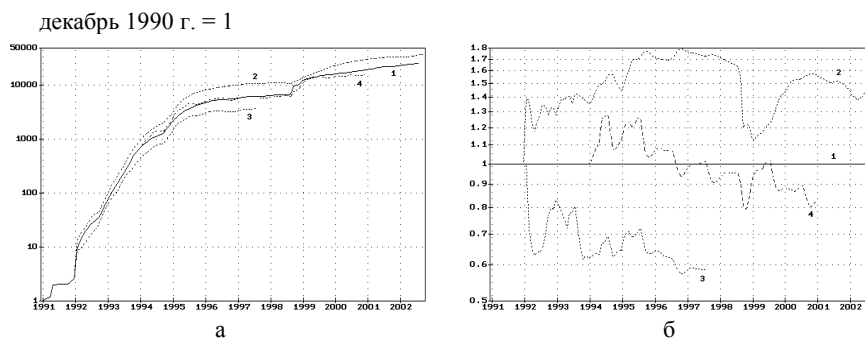


Рис. 4.3. Иллюстрация масштаба расхождений между разными индексами цен в российской переходной экономике (1 – индекс потребительских цен, 2 – индекс цен производителей, 3 – индекс стоимости набора из 19 основных продуктов питания, 4 – индекс стоимости набора из 25 продуктов питания, все данные – месячные):

- а) базисные индексы
- б) то же по отношению к индексу потребительских цен

В условиях масштабных структурных сдвигов обычная практика индексного анализа, состоящая в замене всей совокупности индивидуальных индексов единственным сводным, далеко не всегда бывает адекватной. Такая замена допустима лишь при *небольшом* разбросе индивидуальных индексов, при этом что такое "небольшой разброс" определяется той задачей, для решения которой используется индекс. 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. При таком масштабе структурных изменений анализ лишь сводного экономического индекса, т. е. лишь среднего значения совокупности индивидуальных индексов (как бы оно ни было определено), может быть недостаточен для описания изменения всей совокупности индивидуальных индексов<sup>15</sup>.

<sup>15</sup> Например, рост цен для различных групп населения может настолько сильно различаться, что возникает необходимость построения и анализа семейства индексов цен для соответствующих групп.

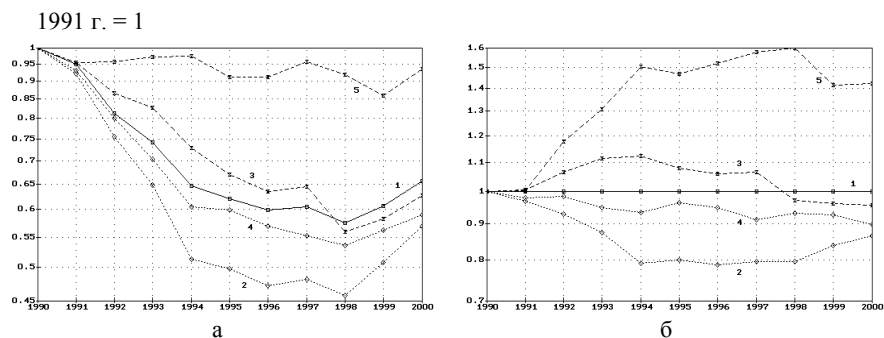


Рис. 4.4. Иллюстрация масштаба расхождений между разными индексами количеств в российской переходной экономике (1 – ВВП, 2 – промышленное производство, 3 – продукция сельского хозяйства, 4 – грузооборот транспорта общего пользования, 5 – оборот розничной торговли):

- а) базисные индексы  
 б) то же по отношению к индексу ВВП

Важно, что интенсификация изменений цен и количеств сопровождается интенсификацией изменений структуры соответствующих совокупностей [37,50], а это в свою очередь приводит к снижению точности сводных индексов. В результате именно тогда, когда сводный индекс представляет наибольший содержательный интерес, он имеет наименьшую точность и хуже всего воспринимается лицами, принимающими решения.

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 анализу лишь динамики сводных экономических индексов. Порой требуется подбирать разный инструментарий в различных ситуациях.

Заметим, что граница между двумя последними трансформационными эффектами (рассогласованием темпов различных процессов и резкой интенсификацией структурных сдвигов) является достаточно условной. Поскольку структурные сдвиги являются следствием различий в темпах изменения элементов совокупности, то интенсификацию структурных сдвигов можно рассматривать как проявление эффекта рассогласования темпов различных процессов. Рассогласование темпов изменения элементов внутри однотипных совокупностей (цен, количеств и т. п.) будем относить ко второму эффекту (т. е. к интенсификации структурных сдвигов), а рассо-

гласование темпов процессов на более высоких уровнях агрегирования – к первому эффекту. Смысл такого разграничения состоит в том, что для совокупностей элементов одного типа можно построить удобный инструментарий анализа структурных сдвигов [37,50].

#### **4.5. Аномально быстрая эволюция составляющих динамики**

Высокая интенсивность 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, *рис. 4.1*), для сезонной составляющей – в интенсивной эволюции как ее амплитуды, так и структуры [52], для нерегулярной составляющей – в непостоянстве масштаба (*рис. 2.6,а*) и в наличии выбросов, и даже календарная составляющая может значительно эволюционировать в силу изменения состава праздников и правил переноса праздничных дней, совпадающих с выходными. Может присутствовать и значительная событийная составляющая (как в рассмотренном выше примере с производством водки и ликероводочных изделий в России, *рис. 2.8,б*).

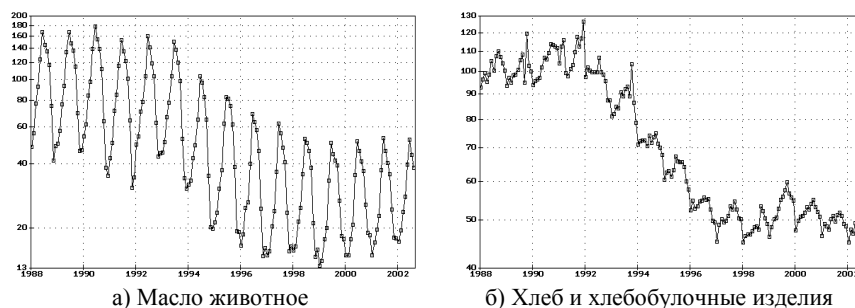
Ниже основное внимание будет уделено идентификации сезонных составляющих, поскольку наиболее серьезные проблемы декомпозиции экономических временных рядов, порождаемые интенсивной эволюцией составляющих динамики, возникают именно в этой области.

Поясим на примерах специфику эволюции сезонных волн в условиях российского переходного периода. На *рис. 4.5–4.9* приведены графики динамики месячного производства десяти видов промышленной продукции по России в натуральном выражении. Все ряды подвергнуты календарной корректировке и нормированы так, что уровню компоненты тренда и конъюнктуры первого периода (крайнего слева) каждого ряда соответствует значение 100. Графики приведены в логарифмическом масштабе по вертикальной оси, поэтому неизменной мультипликативной сезонной волне на графиках соответствуют волны одинакового размаха и формы.

Ряды производства животного масла и хлеба и хлебобулочных изделий (*рис. 4.5*) в первом приближении могут быть описаны мультипликативной моделью с неизменной сезонной волной. Поэтому для сезонной корректировки этих и подобных им рядов можно применять простейшие методы сезонной корректировки, предполагающие неизменность сезонных волн. Этот случай следует признать тривиальным. Для остальных восьми вре-



менных рядов, графики которых приведены на *рис. 4.6–4.9*, такие методы не дадут приемлемого результата, поскольку приведенные ряды очевидно не описываются простой мультипликативной моделью.

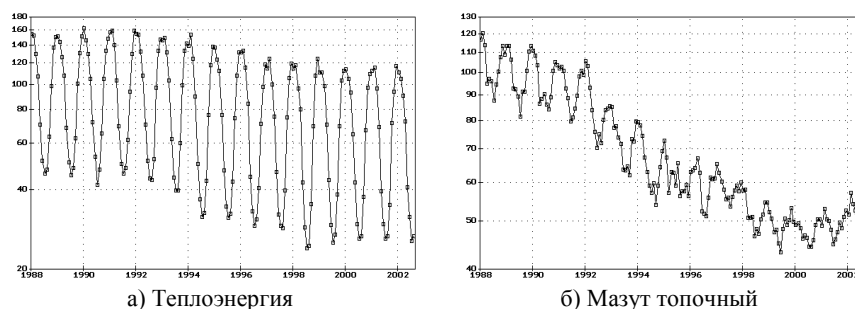


*Рис. 4.5.* Примеры временных рядов производства промышленной продукции в натуральном выражении, сезонные волны которых можно считать неизменными (проведена календарная корректировка, ряды нормированы)

Так, производство теплоэнергии и топочного мазута (*рис. 4.6*) демонстрирует эволюцию сезонных волн. Хорошо видно, что до 1992 г. (т. е. до начала переходного периода) размах сезонных колебаний производства теплоэнергии был примерно пропорционален уровню показателя, что допускало использование простейших моделей сезонной корректировки с неизменной мультипликативной сезонной волной. Однако, как это видно из *рис. 4.6,а*, после 1992 г. такие модели перестали быть адекватными: уровень показателя начал снижаться, а удельный размах сезонных колебаний увеличился (т. е. изменение масштаба сезонных колебаний не было пропорциональным изменению тенденции показателя). Ряд производства топочного мазута (*рис. 4.6,б*), напротив, демонстрирует уменьшение со временем удельного размаха сезонной волны. Таким образом, встречаются временные ряды, в которых сезонная волна эволюционирует как в сторону увеличения удельного размаха, так и в сторону его уменьшения, причем в условиях российского переходного периода первый тип эволюции сезонных волн являлся преобладающим на этапе доминирования тенденций спада, тогда как второй – на этапе доминирования тенденций роста.

В ситуации, когда сезонные волны эволюционируют, использование для сезонной корректировки простейших моделей с неизменной мультипликативной сезонной волной не представляется возможным, поскольку в этом случае на одних интервалах времени сезонная волна будет удаляться не полностью, а на других – с избытком. В результате часть сезонной волны (с

положительным или отрицательным знаком) попадет в сезонно скорректированный ряд, что приведет к искажению краткосрочных тенденций. В спектральном анализе такой эффект называют эффектом *просачивания (leakage)* [32]. Просачивание сезонной составляющей в компоненту тренда и конъюнктуры может привести к неадекватной содержательной интерпретации краткосрочных тенденций.

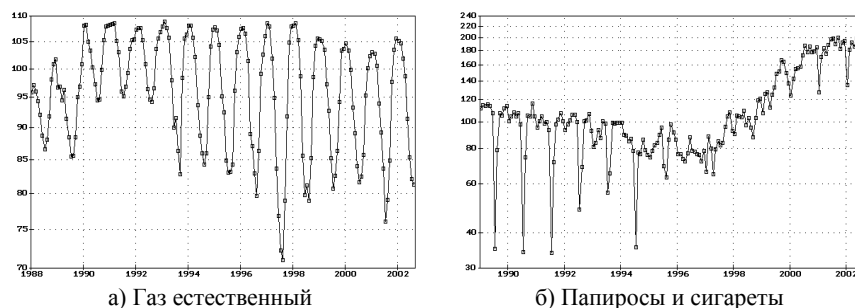


а) Теплоэнергия  
 б) Мазут топочный  
 Рис. 4.6. Примеры временных рядов производства промышленной продукции в натуральном выражении, сезонные волны которых эволюционируют (проведена календарная корректировка, ряды нормированы)

Для сезонной корректировки временных рядов, типа приведенных в данном примере рядов производства теплоэнергии и топочного мазута, необходимо использовать методы сезонной корректировки, допускающие эволюцию сезонных волн, причем можно использовать простейшие из них, в которых *размах сезонной волны определяется трендом*. Этот тип эволюционирующей сезонности в англоязычной литературе называется *trend-conditioned moving seasonality* [53]. В таких случаях бывает можно подобрать некоторое преобразование исходного ряда так, что сезонная волна преобразованного ряда в первом приближении не будет демонстрировать эволюции. Для этого часто используют преобразование Бокса–Кокса (см. [54] и раздел 5.6).

Ряды добычи естественного газа и производства папирос и сигарет на рис. 4.7 демонстрируют менее тривиальные примеры эволюции сезонной волны: имеют место резкие изменения размаха сезонных волн как в сторону увеличения (добыча газа), так и в сторону уменьшения (папиросы и сигареты). Причем добыча газа демонстрирует скачкообразное изменение размаха сезонной волны. Очевидно, что в данном случае не вполне адекватны не только простейшие алгоритмы сезонной корректировки, основанные на модели с неизменной сезонной волной, но и алгоритмы, допускаю-

щие плавную эволюцию сезонных волн с течением времени, которые могли быть использованы в предыдущем примере. Использование таких алгоритмов приведет к просачиванию сезонной составляющей в компоненту тренда и конъюнктуры в окрестности момента резкого изменения сезонной волны. По мере удаления от этого момента масштаб просачивания будет затухать. В таких случаях необходимо использование моделей, в которых *размах сезонной волны определяется временем (событиями)*. Этот тип эволюционирующей сезонности в англоязычной литературе называется *time-conditioned moving seasonality* [53].

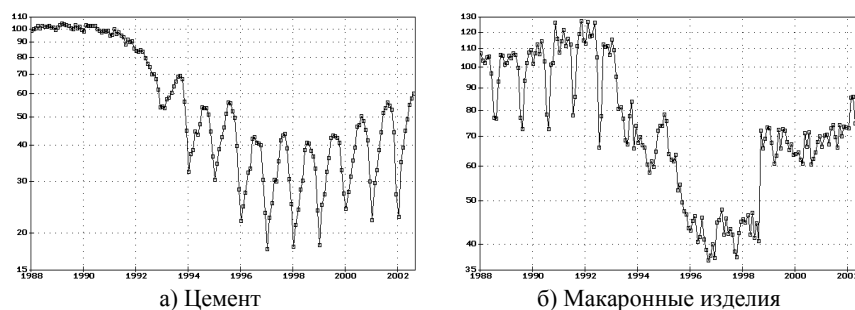


а) Газ естественный  
 б) Папиросы и сигареты  
 Рис. 4.7. Примеры временных рядов производства промышленной продукции в натуральном выражении, сезонные волны которых резко изменяются (проведена календарная корректировка, ряды нормированы)

Ряды производства цемента и макаронных изделий на рис. 4.8 демонстрируют в первом случае возникновение сезонной волны, а во втором – ее практически полное исчезновение. Этот пример показывает, что в процессе переходного периода при определенных условиях несезонный ряд может стать сезонным (цемент; к этому же типу динамики тяготеет вообще вся отрасль промышленности строительных материалов) или наоборот (макаронные изделия). Этот случай наименее тривиален с точки зрения требований, предъявляемых к методам сезонной корректировки. Заметим, что именно так ведет себя динамическая система, претерпевающая бифуркацию рождения предельного цикла (бифуркацию Андронова–Хопфа, см., например, [39]). В данном случае давать определение сезонной волны как чего-либо неизменного представляется совершенно неуместным.

Качественное изменение проявления сезонного фактора в промышленности строительных материалов (вплоть до рождения сезонных волн, как для производства цемента на рис. 4.8,а) может быть объяснено следующим образом [52]. В условиях плановой экономики при постоянном дефиците

строительных материалов их производители не испытывали проблем со сбытом. Поэтому сезонность определялась *условиями производства*, которые в данной отрасли слабо подвержены влиянию погодных факторов. В результате ряды производства не демонстрировали значительных сезонных волн. При переходе к рыночным отношениям в условиях начавшегося кризиса резко снизился платежеспособный спрос и возник избыток предложения. В результате сезонность производства стала определяться *спросом* на строительные материалы, который, как известно, подвержен значительным сезонным колебаниям. Это привело к возникновению сезонной волны значительного масштаба.



а) Цемент

б) Макаaronные изделия

Рис. 4.8. Примеры временных рядов производства промышленной продукции в натуральном выражении, сезонные волны которых возникают или исчезают (проведена календарная корректировка, ряды нормированы)

Заметим, что такая эволюция сезонных волн находится в полном согласии с концепцией Я. Корнаи [18], согласно которой рыночная экономика является экономикой со спросовыми ограничениями, а плановая – с ресурсными. При переходе от плановой экономики к рыночной происходит смена типа доминирующих ограничений, одним из следствий которой и является эволюция сезонных волн. Это позволяет говорить об эффекте трансформационной эволюции сезонных волн, одна из причин которого состоит в смене типа доминирующих ограничений в экономике. Другая причина возникновения этого эффекта состоит в том, что масштаб флуктуаций в системе в период снижения ее устойчивости возрастает, в результате первая фаза переходного периода, на которой доминируют тенденции спада, характеризуется в целом увеличением размаха сезонных волн, а вторая фаза, на которой доминируют тенденции роста, характеризуется в целом уменьшением их размаха. То же относится и к эволюции масштаба нерегулярной составляющей динамики, иллюстрацию чего дает рис. 2.6,а.

Наконец, ряды производства мороженого и пива (рис. 4.9) демонстрируют комбинированную динамику, когда возникновение или скачкообразное изменение сезонной волны сопровождается ее последующей значительной эволюцией, как в сторону увеличения масштаба, так и в сторону ее уменьшения. Эти примеры показывают, что эволюция сезонных волн вовсе не обязательно локализована во времени в окрестности кульминации переходного процесса.

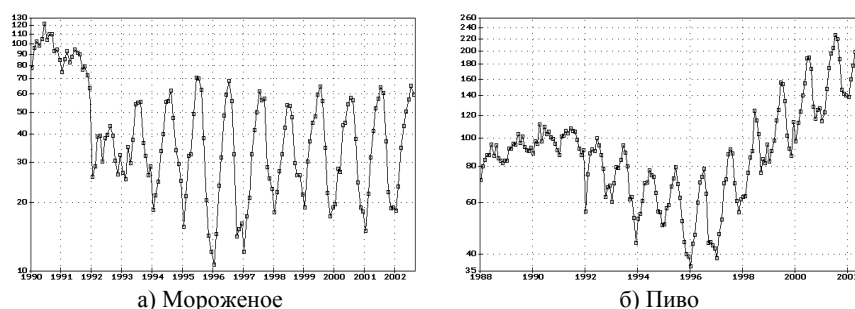


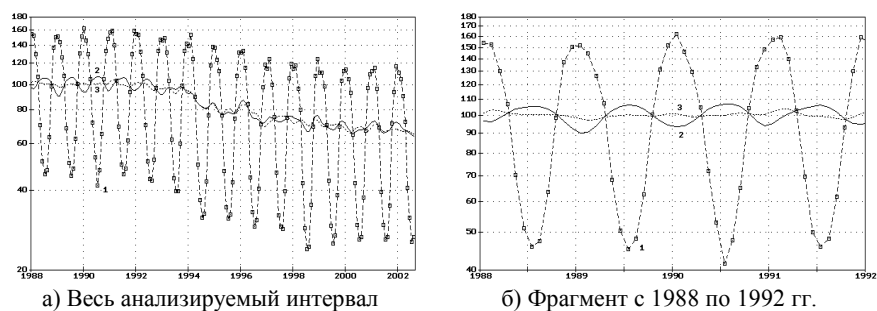
Рис. 4.9. Примеры временных рядов производства промышленной продукции в натуральном выражении, сезонные волны которых демонстрируют комбинированную динамику (проведена календарная корректировка, ряды нормированы)

Разумеется, не все временные ряды экономических показателей демонстрируют значительную эволюцию сезонных волн, подобно приведенным на рис. 4.6–4.9 (многие показатели даже не демонстрируют сколько-нибудь выраженных сезонных колебаний), однако априори, на уровне используемых методов, игнорировать возможность подобной эволюции в условиях российской переходной экономики нельзя.

Эволюция составляющих динамики сама по себе не является специфичной для российской переходной экономики. Специфику места и времени составляет *интенсивность (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.

Рассмотрим последствия, к которым приводит аномально быстрая эволюция сезонных волн. Как уже отмечалось выше, эволюция сезонных волн может приводить к просачиванию сезонной составляющей в сезонно скор-

ректированный ряд. Иллюстрация этого эффекта приведена на *рис. 4.10*, на котором показаны результаты сезонной корректировки временного ряда, содержащего умеренно эволюционирующую сезонную волну, алгоритмом, не учитывающим такой эволюции. Для сравнения приведены и результаты сезонной корректировки более адекватным алгоритмом.



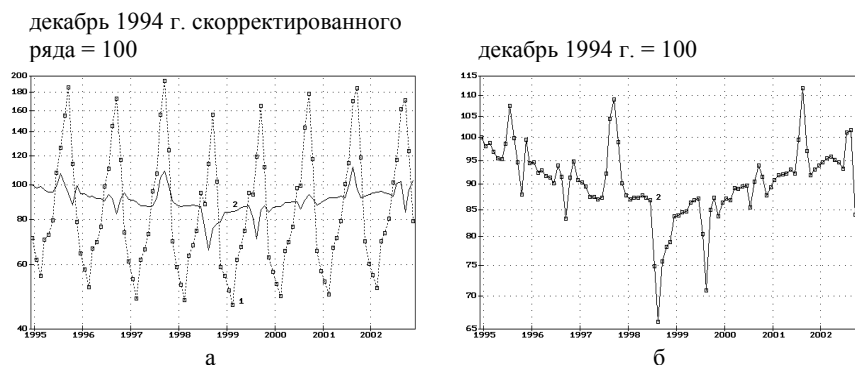
а) Весь анализируемый интервал б) Фрагмент с 1988 по 1992 гг.

*Рис. 4.10.* Иллюстрация эффекта просачивания сезонной составляющей в компоненту тренда и конъюнктуры при использовании неадекватного алгоритма сезонной корректировки (месячные данные):

- 1 – исходный ряд (производство теплоэнергии, проведена календарная корректировка, ряд нормирован)
- 2 – оценка компоненты тренда и конъюнктуры с использованием алгоритма сезонной корректировки, не учитывающего эволюции сезонных волн
- 3 – оценка компоненты тренда и конъюнктуры с использованием алгоритма сезонной корректировки, учитывающего эволюцию сезонных волн

Возможность значительной эволюции сезонных волн накладывает существенные ограничения на класс численных методов, пригодных для разложения временных рядов экономических показателей на составляющие динамики в условиях российского переходного периода: методы должны обладать свойством достаточно быстрой адаптации к происходящим изменениям. В противном случае идентифицированные составляющие могут частично включать в себя и другие, просочившиеся в них, что может повлечь получение заведомо неверных содержательных выводов. Интенсивная эволюция составляющих динамики, таким образом, способствует повышению масштаба просачивания, т. е. увеличению систематических погрешностей их оценок.

Пример еще одного типа эволюции сезонных волн приведен на *рис. 4.11*, где показана динамика месячного производства продукции сельского хозяйства в России. Как известно, сельскохозяйственное производство подвержено значительному влиянию сезонных факторов. При этом погодные условия отличаются нестабильностью. В какие-то годы они более благоприятны для производства продукции сельского хозяйства, а в какие-то годы – менее. В результате возникают резкие флуктуации сельскохозяйственного производства, приводящие к нестабильности сезонных колебаний. Возникает вопрос: на счет какой составляющей динамики отнести эти флуктуации? С одной стороны, поскольку причиной возникновения этих флуктуаций является изменение погодных факторов, то имеются основания отнести эти флуктуации к сезонной составляющей. С другой стороны, соответствующие изменения погодных факторов можно считать проявлением конъюнктуры, что позволяет отнести флуктуации к компоненте тренда и конъюнктуры (как это и сделано в приведенном примере). Наконец, можно выделить их в состав событийной составляющей динамики. Решение здесь должно быть принято исходя из требований задачи исследования.



*Рис. 4.11.* Иллюстрация значительных флуктуаций амплитуды и фазы сезонной составляющей (месячные данные):

- 1 – исходный ряд (производство продукции сельского хозяйства)
- 2 – сезонно скорректированный ряд

Заметим, что помимо флуктуаций амплитуды сезонных волн временной ряд производства продукции сельского хозяйства на *рис. 4.11* демонстрирует еще и флуктуации фазы. Дело в том, что время наступления сезонных эффектов от года к году может несколько изменяться. Какие-то годы характеризуются, например, "ранней" весной, а какие-то – "поздней". В ре-

зультате возникает разный характер просачивания сезонных волн в скорректированный ряд. Так, в 1997, 1998, 1999 и в 2001 гг. наблюдались лишь флуктуации амплитуды сезонных колебаний (рис. 4.11,а), результатом чего явилось просачивание сезонных всплесков с положительным (1997 и 2001 гг.) или отрицательным (1998 и 1999 гг.) знаком. Но в 1995, 1996 и 2002 гг. характер просачивания другой – первая часть сезонного всплеска просачивается с положительным знаком, а вторая – с отрицательным (рис. 4.11,б). Это может быть связано с более ранним началом сезонного роста, а не с его более высоким уровнем, т. е. не с флуктуациями амплитуды сезонных колебаний, а с флуктуациями их фазы. С некоторой долей условности в этом случае можно говорить о просачивании фазы.

Для уменьшения систематических погрешностей, обусловленных высокой интенсивностью эволюции составляющих динамики, можно повышать степень адаптивности методов их идентификации. Вместе с тем повышение степени адаптивности используемых методов способствует увеличению случайных погрешностей оценок компоненты тренда и конъюнктуры, в особенности вблизи актуального конца временного ряда.

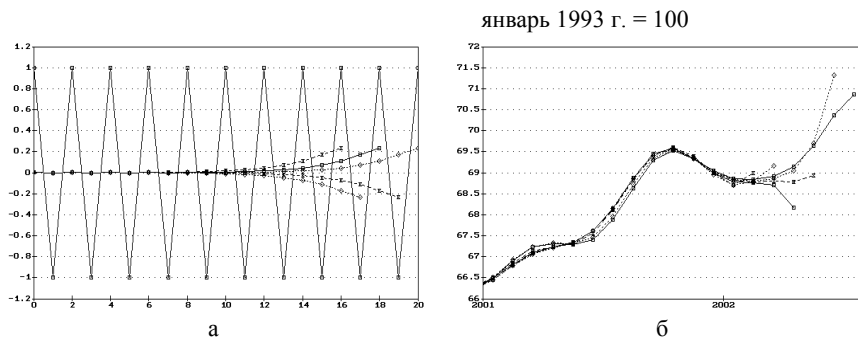
Когда становятся доступными данные за очередной месяц (квартал), то производят пересчет всего временного ряда компоненты тренда и конъюнктуры. Таким образом, добавление лишь одного члена временного ряда изменяет, вообще говоря, все уровни оценки компоненты тренда и конъюнктуры (как и все уровни оценок календарной, сезонной и нерегулярной составляющих). Особенно заметными эти изменения бывают вблизи правого края временного ряда, наиболее интересного содержательно. По мере удаления от актуального конца временного ряда влияние добавления новых членов на оценки уровней компоненты тренда и конъюнктуры затухает.

Эффект снижения точности идентификации компоненты тренда и конъюнктуры вблизи правого края временного ряда получил название *эффекта "вильяния хвостом"* ("*wagging tale*" *problem*). Его причиной является то, что при идентификации этой, как и других составляющих динамики, во внутренних точках временного ряда можно использовать информацию как в предшествующие, так и в последующие периоды времени, тогда как при идентификации компоненты тренда и конъюнктуры вблизи правого края информация в последующие периоды бывает недоступна, следовательно, приходится ограничиваться почти вдвое меньшим объемом информации, что и снижает точность оценок. Например, отклонение уровня последнего (наиболее актуального) члена сезонно скорректированного временного ряда от предшествовавшей тенденции может быть обусловлено как изменением динамики компоненты тренда и конъюнктуры, так и флуктуацией, не связанной со сменой тенденции. Это снижает точность идентификации



компоненты тренда и конъюнктуры вблизи правого конца временного ряда, в результате чего оценки компоненты тренда и конъюнктуры, получаемые по мере добавления новых данных, "вливают хвостом".

Иллюстрации эффекта "вливания хвостом" приведены на *рис. 4.12*. На *рис. 4.12,а* дан простейший пример с использованием искусственно сконструированного временного ряда  $x_t = (-1)^t$ , который можно рассматривать как совокупность (сумму) двух составляющих динамики – трендовой  $T_t = 0$  и нерегулярной  $I_t = (-1)^t$ . В данном случае "вливание хвостом" обусловлено лишь краевыми эффектами использованного метода сглаживания. На *рис. 4.12,б* приведен менее тривиальный пример, в котором использованы реальные данные – оценки компонент тренда и конъюнктуры индексов промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ. Здесь "вливание хвостом" обусловлено целым рядом причин. Во-первых, краевым эффектом метода сезонной корректировки. Во-вторых, краевым эффектом метода сглаживания, позволяющего отделить компоненту тренда и конъюнктуры от нерегулярной составляющей. В-третьих, исходные данные о производстве отдельных видов промышленной продукции, по которым строится этот индекс, подвержены уточнениям, интенсивность которых затухает по мере удаления от актуального конца. Эти уточнения также вносят свой вклад в эффект "вливания хвостом".



*Рис. 4.12.* Иллюстрация эффекта "вливания хвостом":

- а) вблизи правого конца не ограниченного слева тестового ряда  $x_t = (-1)^t$
- б) вблизи правого конца компоненты тренда и конъюнктуры индекса промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (месячные данные)

Интенсификация эволюции составляющих динамики (в первую очередь сезонных волн) приводит к тому, что оценки компонент тренда и конъюнктуры временных рядов российских экономических показателей переходного периода "виляют хвостом" значительно сильнее, чем оценки соответствующих компонент в стабильных экономиках.

В целом рассмотренные особенности эволюции составляющих динамики российских экономических временных рядов (в первую очередь – сезонной составляющей) затрудняют анализ краткосрочных тенденций, развивающихся на интервалах времени, измеряемых месяцами, и способны резко снизить точность соответствующих сопоставлений. В то же время эти особенности практически не влияют на точность более долгосрочных сопоставлений, при проведении которых можно обойтись годовыми данными.

Снижение степени адаптивности метода сезонной корректировки, уменьшая случайную погрешность, может приводить к росту систематической погрешности сезонно скорректированного ряда за счет просачивания в него эволюционирующей сезонной волны, а повышение степени адаптивности, напротив, уменьшая систематическую погрешность, обусловленную просачиванием, может приводить к росту случайной погрешности. Поэтому в каждом конкретном случае целесообразно использовать такие параметры адаптации, которые бы минимизировали совокупность систематической и случайной погрешностей метода.

Резкая интенсификация эволюции сезонных волн в условиях российской переходной экономики может ограничить применимость стандартных зарубежных процедур сезонной корректировки, разработанных для более стабильных условий<sup>16</sup>. Необходимость индивидуальной настройки параметров таких процедур под требования конкретной задачи усложняет технику анализа экономической динамики и также может служить источником ошибок. Даже и в случае использования адекватных методов сезонной корректировки достижимая точность идентификации краткосрочных тенденций в российской переходной экономике обычно существенно ниже, чем в

---

<sup>16</sup> Подобная проблема возникает и в других странах. Так, Германия после объединения ее западной и восточной частей также переживает своего рода переходный процесс, сопровождающийся интенсификацией эволюции сезонных волн. Это является одним из аргументов, обосновывающим использование Федеральным статистическим управлением ФРГ 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 (сопоставление этих методов проводится, в частности, в [5]).

стабильных экономиках, в силу в целом более интенсивной эволюции составляющих динамики экономических временных рядов.

Поскольку в условиях российского переходного периода точность разложения временных рядов на составляющие динамики зачастую снижается в результате их интенсивной эволюции, то это позволяет использовать более простые и, поэтому, менее точные методы календарной корректировки.

Снижение точности идентификации краткосрочных тенденций влияет, в первую очередь, на анализ динамики показателей, описываемых переменными типа потока (производство, инвестиции и т. п.), в большей мере подверженными влиянию календарного и сезонного факторов, чем переменные типа запаса, такие, как индексы цен.

Возможность интенсивной эволюции сезонных волн приводит к тому, что иногда бывает невозможно корректно отделить эволюцию сезонной составляющей от изменений компоненты тренда и конъюнктуры и нерегулярной составляющей. Например, резкое падение добычи газа в середине 1993 г. (*рис. 4.7,а*) можно было объяснять и эволюцией сезонной волны, и изменением компоненты тренда и конъюнктуры, и выбросом. Дальнейшее развитие событий показало, что в данном случае имело место резкое изменение амплитуды сезонных колебаний, однако в первые месяцы после аномально глубокого падения добычи газа в середине 1993 г. определенную трактовку на основании анализа лишь информации, содержащейся в анализируемом временном ряде, дать было нельзя. Похожая ситуация сложилась и в середине 1997 г., однако в данном случае дальнейшее развитие событий показало, что здесь, напротив, едва ли можно было говорить об эволюции сезонной составляющей, скорее имело место временное снижение компоненты тренда и конъюнктуры (которое можно включить и в состав событийной составляющей динамики). На *рис. 4.6–4.9* можно найти немало других подобных примеров потенциальной неоднозначности в трактовке динамики показателей.

Таким образом, на этапе декомпозиции временного ряда на составляющие динамики в реальных (т. е. нетривиальных) ситуациях зачастую существует некоторый произвол в том, какие вариации отнести к компоненте тренда и конъюнктуры, какие – к сезонной, а какие – к нерегулярной составляющей динамики. Более того, как было показано выше, иногда корректное разделение сделать принципиально невозможно.

## 5. Операции с экономическими временными рядами

В задачах анализа экономической динамики объектами обработки, хранения, визуализации являются экономические временные ряды. Выше были рассмотрены их свойства, обсуждены задачи, для решения которых они используются, описаны некоторые особенности российской переходной экономики. В данном разделе рассмотрим операции, операндами которых являются экономические временные ряды, т. е. обсудим, что можно делать с экономическими временными рядами.

### 5.1. Арифметические операции

Над временными рядами, как и над действительными числами, можно проводить *арифметические операции*. К их числу относятся бинарные операции типа  $s \circ s \rightarrow s$ , где "s" обозначает временной ряд, а "o" – операцию, в которых сложение, вычитание, умножение, деление, возведение в степень и т. п. производится почленно.

Также к арифметическим операциям относятся унарные операции типа  $s \circ c \rightarrow s$ , где "c" обозначает действительную константу. Обычно каких-либо проблем в связи с проведением операций такого рода не возникает. Здесь имеется полная аналогия с операциями над действительными числами.

### 5.2. Операции нормировки

С экономическими временными рядами часто производят операции, приводящие к изменению всех уровней ряда в одинаковой пропорции. Будем называть их *операциями нормировки*. Хотя такие операции относятся к арифметическим операциям типа  $s \circ c \rightarrow s$ , их имеет смысл рассмотреть подробнее.

Обозначим  $x_t$  – уровни исходного временного ряда. Тогда показатель

$$(5.1) \quad I_t = \frac{x_t}{x_T}$$

характеризует динамику соотношений  $x_t$  между различными *текущими периодами*  $t$  и некоторым фиксированным *базисным периодом*  $T$ . Про показатель  $I_t$  говорят, что он представлен *в базисной форме*.

Этот и другие относительные показатели часто приводят не в абсолютном выражении, как в (5.1), а в процентах. Ниже будем приводить формулы всех показателей только в абсолютном выражении, поскольку перевод их в проценты тривиален.

Смысл построения показателей такого рода состоит в том, что уровни  $x_t$  исходного временного ряда выражены в некоторых единицах измерения и имеют некоторый масштаб. В результате уровни разных временных рядов могут не быть сопоставимыми между собой. Показатель же  $I_t$  в базисной форме, во-первых, является безразмерным, а во-вторых, имеет заданный масштаб. Поэтому перевод в базисную форму обеспечивает сопоставимость динамики разных временных рядов, даже и в том случае, когда их уровни выражены в разных единицах измерения и имеют разный масштаб.

Заметим, что весьма часто в качестве базисного периода  $T$  используют самый первый период, для которого имеются данные. Это отражает, скорее, стереотипы мышления, чем какие-то преимущества именно первого периода. Очевидно, все периоды времени априори равноправны, и выбор базисного периода должен определяться решаемой задачей.

Уровни  $x_t$  исходного временного ряда иногда нормируют не на значение  $x_T$ , соответствующее некоторому базисному периоду  $T$ , а на среднее значение группы соседних периодов. Например, если  $x_t$  соответствуют переменной в помесечном выражении, то они могут быть представлены в виде отношения к среднему значению этого показателя  $\bar{x}_Y$  некоторого года  $Y$ , т. е. в виде

$$(5.2) \quad I_t = \frac{x_t}{\bar{x}_Y} .$$

Именно в таком виде публикуются, например, индексы промышленного производства США (*рис. 2.11,б*), рассчитываемые Федеральной резервной системой [55]. Иногда нормируют на среднее значение показателя группы соседних лет. Так, индекс потребительских цен США, рассчитываемый Бюро статистики труда, нормируется на среднее значение за 1982–1984 гг.

Смысл нормировки на среднегодовое значение показателя состоит в том, чтобы масштаб нормированного ряда не зависел от уровней календар-

ной, сезонной и нерегулярной составляющих базисного периода. В противном случае разные ряды показателей в базисной форме по отношению к одному и тому же базисному периоду  $T$  могут не быть сопоставимыми и после нормировки. Нормировка на среднее значение нескольких лет, кроме того, может сильнее снизить зависимость масштаба нормированного ряда от уровня нерегулярной составляющей базисного периода.

Зависимости от уровней календарной, сезонной и нерегулярной составляющих базисного периода можно избежать и по-другому. Для этого можно нормировать не на уровень исходного ряда  $x_t$ , а на уровень его компоненты тренда и конъюнктуры  $\tilde{x}_T$

$$(5.3) \quad I_t = \frac{x_t}{\tilde{x}_T} .$$

Примеры такой нормировки приведены на *рис. 4.5–4.9*.

Наконец, к операциям нормировки можно отнести и операцию смены единиц измерения исходного показателя (скажем, добычу нефти, выраженную в баррелях, можно пересчитать в тонны).

К недостаткам операций нормировки можно отнести утрату одной мультипликативной константы, которая, впрочем, в задачах анализа экономической динамики обычно не играет роли.

### 5.3. Операции типа дифференцирования и интегрирования

С экономическими временными рядами производят *операции типа дифференцирования* и обратные им *операции типа интегрирования*.

#### 5.3.1. Темпы роста

Если  $x_t$  – уровни исходного временного ряда или показателя в базисной форме, то показатель

$$(5.4) \quad I_t = \frac{x_t}{x_{t-1}}$$

или

$$(5.4') \quad I'_t = \frac{x_t}{x_{t-1}} - 1 = \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}}$$

характеризует динамику соотношений исходного экономического показателя  $x_t$  между различными текущими периодами и непосредственно предшествующими им. Про показатель (5.4) говорят, что он представлен в *цепной форме*. Первую из этих форм называют *темпом роста*, а вторую – *темпом прироста*.

Иногда бывает удобно темпы роста из месячного или квартального выражения переводить в *годовое выражение* (*annualized quarter to quarter rate of change* и т. п.) или наоборот. Так, если  $I_t$  – темп роста (5.4) в помесечном выражении, то соответствующий ему темп роста в годовом выражении имеет вид

$$(5.5) \quad I_t^a = (I_t)^{12},$$

а если  $I_t'$  – темп прироста (5.4'), то

$$(5.5') \quad I_t'^a = (1 + I_t')^{12} - 1.$$

Темп в годовом выражении показывает, какой рост показателя имел бы место за год, если бы на протяжении всего года сохранялись темпы текущего месяца. Перевод в такую форму бывает полезным для сопоставления данных разной периодичности. Например, если на протяжении первых месяцев календарного года установились некоторые темпы инфляции, то перевод в годовое выражение позволяет понять, например, соответствуют ли они в первом приближении годовым темпам инфляции, положенным в основу при составлении бюджета на этот год. Данное преобразование является взаимно однозначным.

Ниже будем приводить только формулы темпов роста, а соответствующие им формулы темпов прироста будем опускать.

Смысл представления данных в цепной форме состоит в том, чтобы избавиться от тех же недостатков исходного показателя, от которых позволяет избавиться представление данных в базисной форме. Показатели в цепной форме являются безразмерными и имеют естественный масштаб. Кроме того, переход к цепной форме устраняет экспоненциальный тренд исходного ряда. Поэтому можно сопоставлять цепную форму представления для разных исходных показателей, в том числе и в случае различного изменения со временем их масштабов.

Операция (5.4) перевода в цепную форму имеет обратную операцию

$$(5.6) \quad x_t = x_{t_0} \prod_{i=t_0+1}^t I_i,$$

где  $t_0$  – период, предшествующий первому периоду временного ряда в цепной форме. Операция (5.6) позволяет на основе цепной формы представления экономического временного ряда восстановить базисную форму с точностью до произвольной ненулевой мультипликативной константы  $x_{t_0}$ , т. е. с точностью до операции нормировки.

Утрата одной мультипликативной константы, присущая всем операциям типа дифференцирования, не является большим недостатком данного метода, поскольку в задачах анализа экономической динамики такая константа, как правило, не играет роли.

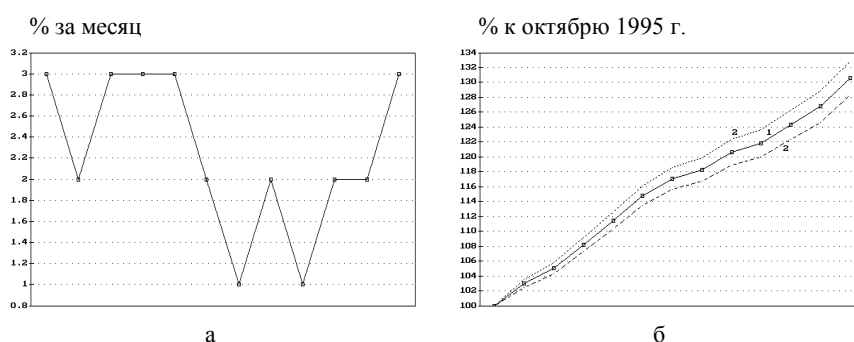
Всякое вычисление на компьютере является приближенным, а его результаты характеризуются некоторой погрешностью. Еще важнее, что при публикации в статистических справочниках данные округляются, что приводит к частичной потере информации. Поэтому по опубликованным данным в цепной форме восстановить данные в базисной форме можно лишь с некоторой погрешностью, которая растет с увеличением длины временного ряда. Это означает, что операция (5.6) восстановления по опубликованным данным в цепной форме данных в базисной форме, строго говоря, не является обратной для операции получения цепной формы (5.4).

Эту проблему на практике можно было бы легко обойти, публикуя данные с необходимой точностью. Однако в современной отечественной статистической практике очень часто обращают внимание лишь на абсолютную погрешность данных, не учитывая их относительной погрешности. Часто данные публикуют с одним знаком "после запятой", вне зависимости от числа знаков "до запятой". В результате при изменении показателей на несколько порядков (что в условиях высокой инфляции, сопровождающей российский переходный период, не является редкостью) относительная погрешность изменяется в той же пропорции и точность данных в области низких значений может оказаться неудовлетворительной. В официальной публикации могут соседствовать значения показателя, скажем, 0,1 и 4956,3 (это – реальный пример), при этом считается, что они представлены с одинаковой точностью. Заметим, что на разных страницах официальной статистической публикации можно встретить значения одного и того же показателя, представленные с разной точностью. Также можно в одной таблице встретить близкие значения одного показателя для соседних периодов времени, приведенные с разной точностью.

Иллюстрация потери информации при округлении приведена на *рис. 5.1*, использованы официальные данные по динамике индексов цен производителей промышленной продукции за год с ноября 1995 г. по октябрь 1996 г. На *рис. 5.1,а* хорошо видно, что множество значений индекса



в цепной форме – дискретно, динамика имеет ступенчатую форму, что свидетельствует о чрезмерности округления. На *рис. 5.1,б* показано накопление погрешностей при переводе данных из цепной формы в базисную. Всего за один год накопленная погрешность округления составляет 7,4% от изменения уровня показателя. Разумеется, далеко не всякий официальный показатель и не на любом интервале времени публикуется с такой большой погрешностью округления, но забывать об этой проблеме при анализе официальных данных было бы опрометчиво.



*Рис. 5.1.* Иллюстрация потери информации в результате чрезмерного округления при публикации данных (индекс цен производителей промышленной продукции):

- а) исходные данные темпов прироста за месяц с ноября 1995 г. по октябрь 1996 г.
- б) накопление погрешности округления при переводе в базисную форму (1 – ряд, полученный последовательным перемножением показателей в цепной форме, 2 – то же плюс-минус погрешность округления)

Таким образом, операция (5.4) перевода в цепную форму имеет обратную операцию с точностью до мультипликативной константы и округления.

Серьезным недостатком операции (5.4) перевода в цепную форму является увеличение масштаба нерегулярной составляющей, а для рядов с шагом по времени меньше года – еще и увеличение масштаба календарной и сезонной составляющих. Иллюстрация этого эффекта приведена на *рис. 5.2*. В этом и в нескольких последующих примерах будем использовать временной ряд индекса российского промышленного производства в помещенном выражении, который рассчитывался автором совместно с Центром

экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (методика его построения описана в [37]).

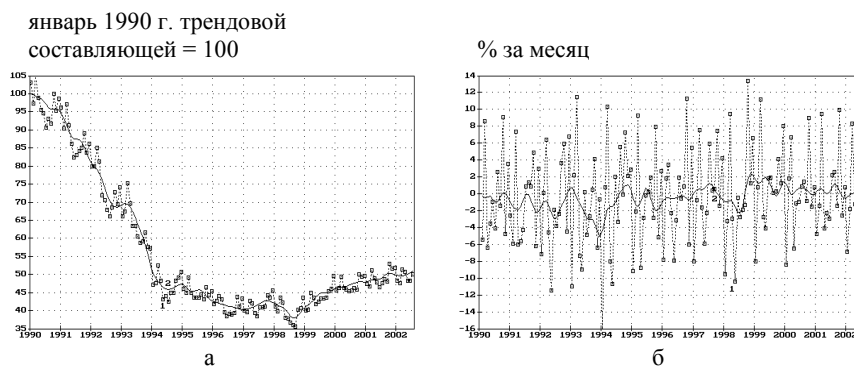


Рис. 5.2. Иллюстрация эффекта резкого увеличения масштаба календарной, сезонной и нерегулярной составляющих динамики при переходе от базисной формы представления показателя (а) к цепной (б):

- 1 – исходный ряд
- 2 – его компонента тренда и конъюнктуры

Поэтому цепную форму представления целесообразно использовать лишь для компоненты тренда и конъюнктуры (или для ее составляющих), если исходный временной ряд содержит прочие составляющие динамики заметного масштаба (как на рис. 5.2), т. е. строить цепные показатели в виде

$$(5.7) \quad I_t = \frac{\tilde{x}_t}{\tilde{x}_{t-1}},$$

где  $\tilde{x}_t$  – уровни компоненты тренда и конъюнктуры.

Если же цепную форму представления получить для исходного ряда, то проблема резкого увеличения масштаба неинформативных составляющих динамики (т. е. ухудшения соотношения сигнал/шум) при переходе от базисной формы представления показателя к цепной становится весьма серьезной для интервальных рядов в квартальном и, особенно, месячном выражении. Очень часто по этой причине данные для таких рядов в цепной форме не являются сопоставимыми.

### 5.3.2. Данные по отношению к аналогичному периоду предыдущего года

Как уже обсуждалось выше, для анализа краткосрочных тенденций необходимо идентифицировать компоненты тренда и конъюнктуры экономических временных рядов. Вместе с тем в современной российской статистической и аналитической практике методы декомпозиции экономических временных рядов на составляющие динамики используются недостаточно широко. Вместо этого для анализа краткосрочных тенденций часто используют различные упрощенные приемы. Так, чрезвычайно широко используют *данные по отношению к аналогичному периоду* (месяцу, кварталу) *предыдущего года*

$$(5.8) \quad I_t = \frac{x_t}{x_{t-F}},$$

где  $F$  – число периодов в году (12 для месячных данных, 4 – для квартальных и т. д.).

Преобразование данных в форму (5.8) осуществляют для того, чтобы избавиться от влияния сезонного фактора, сохранив преимущества цепной формы (5.4). Однако только на первый взгляд может показаться, что форма (5.8) обладает какими-то свойствами, оправдывающими ее использование для анализа краткосрочных тенденций. Операция перевода данных в форму (5.8) обладает целым рядом серьезных недостатков. Во-первых, утрачиваются  $F$  мультипликативных констант. В результате по данным отношений к аналогичному периоду предыдущего года исходный ряд в базисной форме *не может быть восстановлен*, т. е. операция (5.8), в отличие от (5.4), *не имеет обратной операции*. Могут быть восстановлены лишь  $F$  *подсерий* (*monthly subseries, месячные подсерии* в случае месячных данных, т. е. временные ряды с шагом по времени в один год, состоящие из уровней января всех лет, февраля всех лет и т. д.), *которые не могут быть объединены в базисный ряд*, пропорциональный исходному. Таким образом, операция (5.8) приводит к потере информации, содержащейся в исходном временном ряде.

Во-вторых, операция (5.8) приводит к сдвигу поворотных точек вправо (в будущее) примерно на  $F/2$ , т. е. на полгода. Другими словами, поворотные точки при использовании такой формы представления данных идентифицируются с опозданием примерно на полгода, т. е. происходит сдвиг хронологии вправо, а также ее частичное искажение. Иллюстрация этого эффекта приведена на *рис. 5.3*.

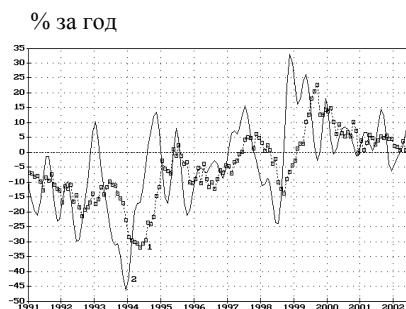
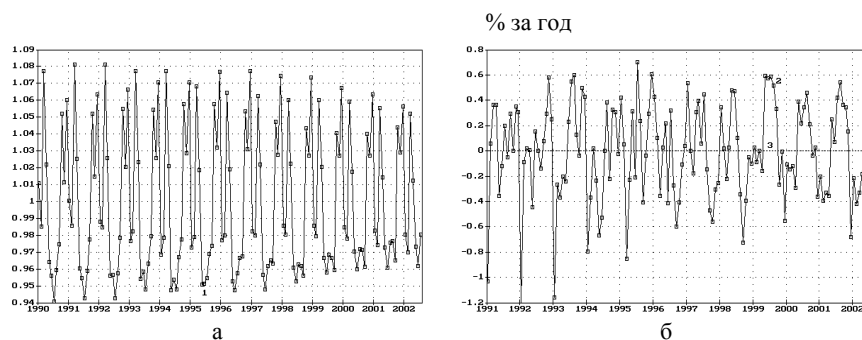


Рис. 5.3. Иллюстрация сдвига хронологии вправо примерно на полгода и ее искажения при использовании данных по отношению к аналогичному периоду предыдущего года (1) вместо темпов прироста компоненты тренда и конъюнктуры (2)

Причина возникновения данного эффекта очевидна: первая разность (а отношение  $x_t/x_{t-F}$  соответствует первой разности, поскольку его можно представить в виде  $\exp(\ln x_t - \ln x_{t-F})$ ) наилучшим образом соответствует производной примерно в середине интервала от  $t-F$  до  $t$ . В рассматриваемом случае сопоставление производится для данных, разделенных  $F$  периодами, результат соответствует середине интервала, что и приводит к привнесению лага в  $F/2$ . Строго говоря, даже операция (5.7) привносит лаг в идентификацию поворотных точек, который равен  $1/2$  шага по времени (т. е.  $1/2$  месяца при использовании месячных данных и  $3/2$  месяца при использовании квартальных данных). С полумесячным запаздыванием в идентификации поворотных точек можно как-то мириться, но с запаздыванием в 6 месяцев (когда индикатор показывает смену тенденции лишь через полгода после того, как она произошла) – никак. При столь большом запаздывании в идентификации поворотных точек почти утрачивается смысл использования данных помесечной динамики, поскольку точность идентификации во временной области получается не сильно превосходящей точность, достигаемую с использованием годовых данных.

В-третьих, операция (5.8) удаляет сезонную составляющую лишь в *первом приближении*. Полностью удаляется лишь неизменная мультипликативная волна, что, как было показано выше, является частным случаем. В общем же случае, т. е. когда сезонная волна не является неизменной в мультипликативном представлении, происходит ее просачивание в результирующий показатель. Иллюстрация этого эффекта приведена на рис. 5.4, где показано просачивание сравнительно слабо эволюционирующей сезон-

ной волны индекса промышленного производства. В результате вместо горизонтальной прямой  $I_t = 0$  на *рис. 5.4,б* получаем некоторую кривую, попытка содержательной интерпретации динамики которой будет заведомо неадекватной.



*Рис. 5.4.* Иллюстрация просачивания эволюционирующей сезонной волны (1) при использовании данных по отношению к аналогичному периоду предыдущего года (2) вместо темпов прироста компоненты тренда и конъюнктуры (3)

В-четвертых, операция (5.8) приводит к просачиванию и календарной составляющей в результирующий показатель, причем масштаб просачивания календарной составляющей может быть гораздо выше, чем сезонной (*рис. 5.5*).

Наконец, в-пятых, эта операция, как и (5.4), приводит к увеличению масштаба нерегулярной составляющей динамики (примерно в  $\sqrt{2}$  раз).

Несмотря на столь внушительный перечень недостатков, многие российские официальные данные рассчитываются и/или публикуются именно в этой форме. Помимо трудностей с адекватной интерпретацией экономической динамики, это приводит к тому, что зачастую корректное восстановление временного ряда в базисной форме бывает невозможным в силу того, что данная операция не имеет обратной.

Важно иметь в виду, что многие экономисты, аналитики и статистики, по нашему мнению, не отдают отчета в том, что операция (5.8) обладает недостатками, которые рассмотрены выше. Так, очень часто значения показателя в форме отношения к аналогичному периоду предыдущего года интерпретируются так же, как и значения показателя в цепной форме по отношению к предыдущему периоду: если отношение больше 1, то в текущем периоде имеет место рост, а если меньше 1 – спад. Это некорректно, по-

скольку такая трактовка не учитывает *эффекта базы*: рост или снижение значений показателя  $I_t$  бывают обусловлены не только ростом или снижением значений исходного показателя  $x_t$  в текущем периоде, но и в той же степени снижением или ростом  $x_{t-F}$  ровно год назад. Когда об этом забывают (что случается весьма часто), то влияние событий годичной давности на динамику  $I_t$  ошибочно связывается с текущими реалиями. На самом же деле, если  $I_t$  в текущем месяце выросло, это не значит, что в текущем месяце имеет место тенденция роста  $x_t$ . Аналогично, если  $I_t$  в текущем месяце снизилось, это не значит, что в текущем месяце имеет место тенденция спада  $x_t$ .

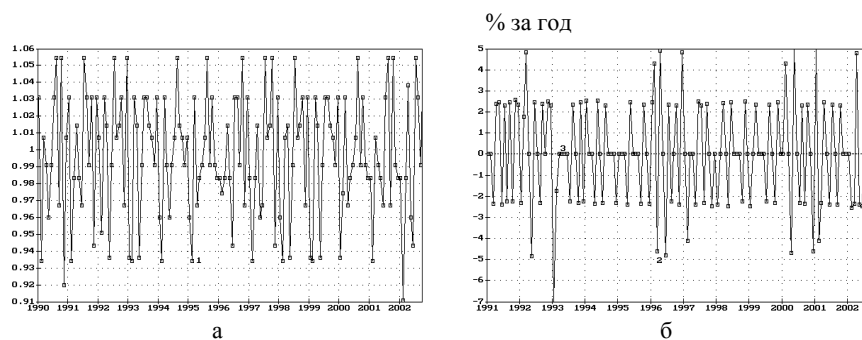


Рис. 5.5. Иллюстрация просачивания календарной составляющей (1) при использовании данных по отношению к аналогичному периоду предыдущего года (2) вместо темпов прироста компоненты тренда и конъюнктуры (3)

Часто в аналитических публикациях и заявлениях политиков встречаются утверждения о том, что *в текущем месяце* наблюдается такой-то рост или спад, при этом имеется в виду показатель именно в этой форме представления. Некорректность подобных утверждений очевидна, поскольку соответствующее изменение показателя произошло не на протяжении лишь текущего месяца. Правильно было бы говорить, что в текущем месяце наблюдается такое-то увеличение или уменьшение уровня такого-то показателя *по отношению к аналогичному месяцу предыдущего года*, подчеркивая, что соответствующее изменение показателя произошло на протяжении года, прошедшего до текущего месяца с аналогичного месяца предыдущего года. Необходимо проявлять большую осторожность, воспринимая подобные утверждения.

Как отличить корректное утверждение от некорректного? Универсального способа не существует, но о многом говорит порядок величины обсуждаемого показателя. Так, если утверждается, что в текущем месяце некий макроэкономический показатель претерпел значительное изменение (скажем, на 5%), то это должно настораживать. Возможно, имеется в виду показатель в номинальном выражении, значения которого в условиях высокой инфляции не вполне сопоставимы. Возможно, имеется в виду сопоставление значений показателя текущего и предыдущего месяцев без проведения календарной и сезонной корректировок, каковые значения также не вполне сопоставимы. Возможно, имеется в виду сопоставление значений показателя текущего месяца и соответствующего месяца предыдущего года, тогда утверждение сформулировано некорректно.

### **5.3.3. Данные нарастающим итогом с начала текущего календарного года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего календарного года**

Еще одним упрощенным приемом, с помощью которого в современной российской практике весьма часто пытаются избавиться от влияния сезонного фактора, является использование *данных нарастающим итогом с начала текущего календарного года (cumulative data) по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего календарного года*

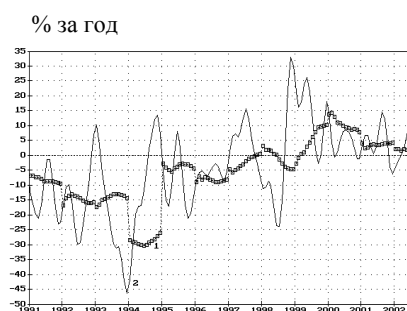
$$(5.9) \quad I_{y,m} = \frac{\sum_{i=1}^m x_{y,i}}{\sum_{i=1}^m x_{y-1,i}},$$

где период  $t$  обозначен как совокупность года  $y$  и  $m$  – периода в календарном году (месяца, квартала).

Данные преобразуют в эту форму с теми же намерениями, что и в форму (5.8), т. е. чтобы избавиться от сезонного фактора, сохранив преимущества цепной формы (5.4). Однако операция перевода данных в форму (5.9) обладает еще более серьезными недостатками, чем операция (5.8). Во-первых, как и в операции (5.8), утрачивается  $F$  мультипликативных констант, исходный ряд в базисной форме не может быть восстановлен, т. е. операция (5.9) не имеет обратной. Более того, не могут быть восстановлены даже подсерии, за исключением первой.

Во-вторых, при переводе данных в форму (5.9) утрачивается сопоставимость соседних значений показателя, поскольку при их получении произ-

водится суммирование за *разное* число периодов. Таким образом, временные ряды, построенные с использованием данных нарастающим итогом, являются рядами с неравноотстоящими уровнями. В наименьшей мере сопоставимы соседние значения показателя, разделенные границей календарного года. Иллюстрацию утраты сопоставимости соседних значений этого показателя дает *рис. 5.6*, на котором хорошо видно, что на границах календарных лет, как правило, возникают скачки показателя, не обусловленные существом анализируемого экономического процесса.



*Рис. 5.6.* Иллюстрация искажения хронологии и утраты сопоставимости соседних значений при использовании данных нарастающим итогом с начала текущего календарного года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего календарного года (1) вместо темпов прироста компоненты тренда и конъюнктуры (2)

В-третьих, операция (5.9) приводит к нарушению хронологии показателя. В отличие от операции (5.8), сдвигающей все поворотные точки вправо примерно на полгода, т. е. в первом приближении одинаково, операция (5.9), как легко показать, привносит лаг

$$\tau_{y,m} = \frac{F - 1 + m}{2},$$

величина которого зависит от  $m$  – номера периода в календарном году. Таким образом, данная операция привносит разные лаги в разные месяцы, от полугода в начале календарного года до почти года в конце календарного года. Привносимый лаг терпит разрыв на границе календарного года. Иллюстрация этого эффекта приведена на *рис. 5.7*. В результате поворотные точки не просто сдвигаются, а происходит кардинальное искажение хронологии, при этом некоторые поворотные точки могут исчезнуть, а также могут появиться новые.



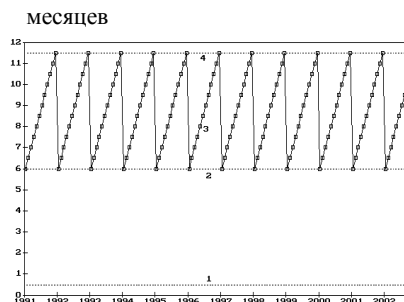


Рис. 5.7. Лаги, привносимые разными операциями типа дифференцирования в хронологию показателя в помесечном выражении:

- 1 – цепная форма (5.4)
- 2 – данные по отношению к аналогичному месяцу предыдущего года (5.8)
- 3 – данные нарастающим итогом с начала текущего года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего года (5.9)
- 4 – данные скользящего года по отношению к предыдущему скользящему году (5.10)

В-четвертых, операция (5.9) приводит к просачиванию сезонной и календарной составляющих в результирующий показатель, хотя, за исключением первого периода календарного года, и в меньшем масштабе, чем операция (5.8).

Наконец, эта операция в первом периоде каждого календарного года приводит к увеличению масштаба нерегулярной составляющей динамики.

Данная форма представления обладает настолько серьезными недостатками, что едва ли существует адекватный способ анализа краткосрочных тенденций на ее основе. Вместе с тем эта форма весьма распространена в современной российской практике. Так, Госкомстат России для публикации официальных данных использует следующие три формы представления показателей: по отношению к предыдущему периоду (5.4), по отношению к соответствующему периоду предыдущего года (5.8) и нарастающим итогом с начала текущего года по отношению к данным нарастающим итогом с начала предыдущего года (5.9). Базисная форма, как правило, не рассчитывается и не публикуется, ее ценность не осознается. Данные в трех перечисленных формах зачастую *не согласуются между собой*, поскольку

они могут рассчитываться независимо друг от друга, а не пересчетом из базисной формы.

Распространенность суррогатных индикаторов (5.8) и (5.9) в современной российской практике имеет масштаб эпидемии. Случается, что эти формы представления данных используются даже при построении моделей и при прогнозировании. Обсуждение результатов подобного моделирования представляется излишним.

Распространенность формы представления данных (5.9) в современной российской статистической и аналитической практике, видимо, объясняется наследием плановой экономики. Во времена плановой системы данные нарастающим итогом широко использовались в практике статистического учета и анализа. Они позволяли достаточно просто контролировать ход выполнения годового плана. С тех пор ситуация изменилась, возникла насущная необходимость систематического анализа экономической конъюнктуры, но навыки, привычки, методики меняются чрезвычайно медленно. Заметим, что многие современные российские учебники экономической статистики не уделяют этой проблеме никакого внимания и соответствующие приемы анализа данных репродуцируются при подготовке специалистов.

Распространенность данной формы в какой-то мере обусловлена и тем, что она дает прогнозную оценку ожидаемого изменения показателя за текущий календарный год по отношению к предыдущему году. Однако такая оценка, очевидно, является в общем случае смещенной и не является эффективной, поскольку те же исходные данные позволяют строить гораздо более точные прогнозы.

Заметим, что официальные российские статистика и аналитика устроены так, что повышенное внимание уделяется промежуточным итогам текущего календарного года. Основной официальный ежемесячный статистический сборник называется "Социально-экономическое положение России, январь–сентябрь 2002 года" (или в другом периоде *с начала текущего календарного года*), при этом в его названии и структуре таблиц заложен принцип сопоставления данных нарастающим итогом. Это, между прочим, неявно предполагает неоднородность времени, т. е. что граница календарных лет чем-то отличается от других моментов времени в смысле протекания экономических процессов.

Широкое использование формы представления (5.9) приводило к тому, что в первые годы реформ осознание произошедших изменений порой наступало в начале календарного года после очередного скачка значений ин-

дикатора<sup>17</sup>. Иногда это называли "эффектом начала года". Это приводило к тому, что и решения принимались в соответствующие сроки. А это, в свою очередь, раскачивало экономическую систему, становясь одним из факторов усиления сезонных колебаний и в какой-то мере порождая "мертвые зоны" в пределах календарного года, когда происходящее в конце года слабее влияет на динамику индикаторов и поэтому в меньшей мере учитывается при принятии решений (разная чувствительность к изменениям в течение календарного года порождает сезонные колебания степени наблюдаемости системы). В результате усиливалась раскачка системы и снижалась ее управляемость. С тех пор произошли значительные изменения в лучшую сторону, однако проблема все еще актуальна.

Как было показано выше, разные формы представления данных экономической динамики приносят разные лаги. Это приводит к тому, что осознание произошедшего изменения ситуации в экономике происходит с запаздыванием, причем запаздывание является различным для разных переменных. Так, показатели динамики количеств в российской переходной экономике можно рассматривать как медленные переменные. Они же являются переменными типа потока, которые, в отличие от переменных типа запаса, подвержены значительному воздействию календарного и сезонного факторов, что делает уровни соответствующих временных рядов несопоставимыми друг с другом. Традиционным приемом, с помощью которого пытаются достичь сопоставимости, является использование суррогатных индикаторов, рассмотренных выше, что вкуче с их неадекватной интерпретацией приводит к идентификации поворотных точек со значительными лагами. По нашему мнению, основанному на многолетних наблюдениях, смены тенденций таких показателей в первые годы реформ воспринимались руководством государства с лагом примерно в девять месяцев. В последние годы он значительно сократился. Ценовые же показатели, напротив, можно рассматривать как быстрые переменные. Они же являются переменными типа запаса, слабо подверженными воздействию календарного и сезонного факторов, поэтому уровни соответствующих временных рядов почти (с точностью до нерегулярной составляющей динамики) сопоставимы друг с другом. Поэтому осознание произошедших изменений тенденции таких показателей наступает гораздо быстрее, месяца за два. Кроме

---

<sup>17</sup> Так, в начале 1994 г. из уст российских руководителей самого высокого уровня звучали заявления о "произошедшем в начале года непредсказуемом падении промышленного производства", хотя все произошло много раньше (*рис. 5.6*) и произошедшая смена тенденции была уверенно идентифицирована задолго до конца 1993 г.

того, изменения этих показателей – более интенсивные и поэтому более заметные.

Широкое использование показателей в форме отношения к соответствующему периоду предыдущего года (5.8) и отношения данных нарастающим итогом к соответствующим данным предшествующего года (5.9) и неадекватная интерпретация их изменений затрудняет идентификацию текущей экономической ситуации (в том числе и руководством государства), что снижает эффективность оперативного управления<sup>18</sup>. В последние годы, по нашему мнению, ситуация постепенно улучшается, но все еще далека от приемлемой.

#### **5.3.4. Данные скользящего года по отношению к предшествующему скользящему году**

Еще один упрощенный прием анализа краткосрочных тенденций, получивший в России некоторое распространение, состоит в использовании *данных скользящего года по отношению к предшествующему скользящему году*

$$(5.10) \quad I_t = \frac{\sum_{i=0}^{F-1} x_{t-i}}{\sum_{i=0}^{F-1} x_{t-F-i}} .$$

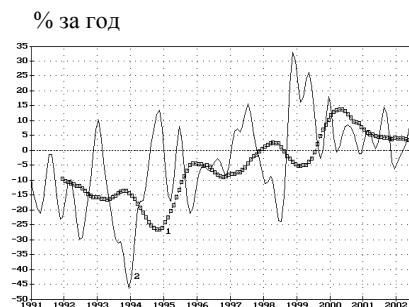
Как и (5.8) и (5.9), операцию (5.10) используют для того, чтобы избавиться от влияния сезонного фактора. Данный показатель, в отличие от (5.8) и (5.9), действительно позволяет избавиться от календарного и сезон-

---

<sup>18</sup> В качестве весьма яркого примера неадекватной интерпретации тенденций в экономике приведем следующий. Правительство Е.М. Примакова было сформировано после резкого обострения кризиса в августе–сентябре 1998 г. Тогда же произошла смена краткосрочных тенденций: спад производства катастрофическими темпами сменился беспрецедентным ростом. Хотя события, обусловившие смену тенденции, произошли до начала работы нового кабинета, тем не менее, он имел отличную возможность (по обычаю политиков всех времен и народов) приписать этот результат себе. Тем не менее до отставки правительства в мае 1999 г. этого сделано не было. Единственным объяснением этого может быть то, что осознания произошедшей в августе–сентябре 1998 г. кардинальной смены тенденций в реальном секторе за это время не наступило. Это дает представление о величине лагов в осознании ситуации.

ного факторов, а также значительно снижает масштаб нерегулярной составляющей (в  $\sqrt{6}$  раз для месячных данных).

Вместе с тем операция (5.10) приводит к частичной потере информации и, следовательно, не имеет обратной. Преобразование (5.10) приводит к сдвигу поворотных точек в будущее примерно на  $F-1/2$ , т. е. поворотные точки при использовании этой формы представления данных идентифицируются с опозданием почти на год. Помимо сдвига хронологии вправо (наибольшего среди рассмотренных преобразований, см. *рис. 5.7*), происходит ее значительное искажение. Иллюстрация этого приведена на *рис. 5.8*. Кроме этого, метод обладает сильными сглаживающими свойствами, поэтому краткосрочные тенденции, развивающиеся на интервалах времени меньше года, не идентифицируются при использовании такого показателя. В результате утрачивается смысл использования месячных данных, поскольку привносимый лаг слишком велик, а сглаживающие свойства показателя подавляют краткосрочные тенденции.



*Рис. 5.8.* Иллюстрация сдвига хронологии вправо примерно на год и ее искажения при использовании данных скользящего года по отношению к предшествующему скользящему году (1) вместо темпов прироста компоненты тренда и конъюнктуры (2)

### 5.3.5. Другие операции

Могут использоваться и другие операции типа дифференцирования и интегрирования. Так, иногда вместо темпов прироста (5.4') используют *центральные разности*, которые во внутренних точках временного ряда рассчитываются как

$$(5.11) \quad I_t = \frac{x_{t+1} - x_{t-1}}{2x_t} .$$

Центральные разности более точно аппроксимируют логарифмическую производную, чем темпы прироста. Показатель (5.11) не привносит лага, но ценой этого является утрата последнего (наиболее актуального) члена временного ряда. Если же (5.11) в крайней точке как-либо доопределить, например, как  $I_t = \frac{x_t - x_{t-1}}{x_{t-1}}$ , то будет привнесен лаг, т. е. будут порождены краевые эффекты метода.

Иногда перед проведением такой операции исходный ряд подвергают сглаживанию. Заметим, что, поскольку операция сглаживания имеет целью удаление высокочастотных составляющих динамики, то она как правило не имеет обратной. Соответственно не имеет обратной и суперпозиция операций сглаживания и взятия центральных разностей (или иной операции типа дифференцирования).

#### 5.4. Операции смены шага по времени

Экономические временные ряды допускают проведение *операций смены шага по времени*. Как в случае укрупнения шага, так и в случае его уменьшения алгоритм операции зависит от того, проводится она с моментным или интервальным рядом.

Пусть  $y$  обозначает крупный период (скажем, год), который содержит  $F$  мелких (например, 12 месяцев или 4 квартала). Тогда укрупнение шага по времени интервального временного ряда осуществляется суммированием уровней исходного ряда, соответствующих укрупненному шагу по времени,

$$(5.12) \quad I_y = \sum_{i=1}^F x_{y,i}$$

или их осреднением

$$(5.13) \quad I_y = \frac{\sum_{i=1}^F x_{y,i}}{F} .$$

Несмотря на тривиальность приведенных формул, в условиях высокой инфляции, характерной для российской переходной экономики, их исполь-

зование может порождать значительную неопределенность и снижать точность оценок. Дело в том, что эти операции являются корректными для временных рядов показателей в реальном выражении, но, строго говоря, не являются таковыми для рядов в номинальном выражении.

Под показателем в *номинальном выражении* понимается показатель в стоимостном выражении в текущих ценах. Значения показателя в номинальном выражении для различных периодов времени, вообще говоря, несопоставимы, поскольку их различие может быть обусловлено изменениями как количеств, так и цен. Показатель, на динамику которого изменение цен не оказывает непосредственного влияния, называют показателем в *реальном выражении*.

Некорректность операции суммирования данных в номинальном выражении, соответствующих различным периодам времени, обусловлена тем, что эти данные представлены в *разных ценах* и, следовательно, не являются сопоставимыми. Поэтому можно говорить о неаддитивности во временной области данных в текущих ценах. Всякий раз, когда производится суммирование показателей в текущих ценах, соответствующих разным периодам, результат получается не вполне корректным, однако степень его некорректности тем выше, чем сильнее меняются цены между периодами, для которых производится суммирование. Особенно сильно несопоставимость таких данных проявляется в периоды высокой инфляции. Суммирование показателей в текущих ценах может быть достаточно корректным в стабильной экономике и совершенно некорректным в переходной.

Поясним это на следующем примере. Пусть годовой доход российской семьи за 1992 г. составил 100 тыс. рублей в номинальном выражении. Потребительские цены в течение 1992 г. выросли на порядок. Поэтому покупательная способность этих 100 тыс. рублей существенно зависит от распределения поступления доходов в течение года, т. е. от структуры потока стоимости в пределах крупного шага по времени. Если все доходы получены в начале года, то их покупательная способность будет на порядок выше, чем если все они получены в конце года. Таким образом, в приведенном примере годовые доходы в реальном выражении, соответствующие одним и тем же 100 тыс. рублей в номинальном выражении, могут различаться *на порядок*.

Вообще, если цены за период суммирования выросли в  $p$  раз и их рост был монотонным, то одной и той же стоимостной оценке  $v$  в текущих ценах могут соответствовать оценки в реальном выражении  $q$ , различающиеся в  $p$  раз, т. е.  $q \in [q, \bar{q}]$ , где  $\bar{q}/q \in [1, p]$ .

Несмотря на всю очевидность этой проблемы, операция суммирования данных в текущих ценах широко используется в российской статистической и аналитической практике. В частности, именно так рассчитываются доходы для налогообложения, анализируется ход исполнения государственного бюджета и т. п. Едва ли кому-нибудь придет в голову суммировать стоимостные оценки в долларах с оценками в евро, однако суммирование данных в рублях, соответствующих разным периодам времени, различия в покупательной способности которых намного превышает различие в курсах доллара и евро, производится повсеместно и почти никого не смущает. По нашему мнению, случаи корректной работы в данной области в условиях российской переходной экономики встречаются крайне редко.

Для моментных временных рядов операции смены шага по времени производятся по-другому. Вместо операции суммирования (5.12) уровень ряда с более крупным шагом определяется уровнем одного из менее крупных периодов

$$(5.14) \quad I_y = x_{y,m_0} .$$

Например, уровень цен конца года определяется уровнем цен конца декабря этого года, а объем денежной массы по состоянию на начало года определяется объемом денежной массы по состоянию на начало января этого года.

Для моментных временных рядов определена и операция осреднения, которая используется для того, чтобы получить среднее значение показателя типа запаса на более крупном интервале времени. В современной российской практике для этого часто используют операцию (5.13), не делая различий между интервальными и моментными рядами. Так, официальные методики используют именно эту формулу для получения индексов средних цен квартальной периодичности, необходимых для построения дефляторов, на основе индексов цен по состоянию на конец месяца. Если данные с меньшим шагом по времени соответствуют середине шага, то формула (5.13) является корректной. Если же данные соответствуют концу шага по времени, то более точной является формула осреднения, основанная на численном интегрировании по формуле трапеций

$$(5.15) \quad I_y = \frac{\frac{1}{2}x_{y-1,F} + \sum_{i=1}^{F-1} x_{y,i} + \frac{1}{2}x_{y,F}}{F} .$$

Если же данные соответствуют иному моменту в пределах шага по времени, то эта формула может быть легко модифицирована.



Может возникнуть необходимость провести осреднение моментного показателя на большом шаге по времени, используя значения показателя лишь на концах этого шага. Например, это может потребоваться при построении индекса среднегодовых цен по индексу цен по состоянию на конец года с шагом по времени в один год в условиях высокой инфляции, когда цены за год могут вырасти в несколько раз и даже по порядку величины. В этой ситуации предположение о линейном росте показателя, лежащее в основе формулы трапеций и приводящее к тому, что среднее значение показателя равно полусумме его значений на концах интервала осреднения, т. е.

$$(5.16) \quad I_t = \frac{x_{t-1} + x_t}{2},$$

нельзя считать адекватным. Более адекватным в данном случае представляется предположение об экспоненциальном росте показателя в пределах шага по времени, что вместо (5.16) приводит к формуле

$$(5.17) \quad I_t = \frac{x_t - x_{t-1}}{\ln \frac{x_t}{x_{t-1}}}.$$

При малых изменениях осредняемого показателя результаты, получаемые по обеим формулам, различаются слабо, но при больших изменениях различия могут быть весьма значительными. Так, при росте цен в 10 раз за год (как в 1993 г. в России) оценка среднегодовых цен по формуле трапеций (5.16) выше цен начала года в 5,50 раза, тогда как оценка по формуле (5.17) выше цен начала года в 3,91 раза, т. е. первая оценка на 40% выше второй. Заметим, что оценка (5.17) в этом случае на 24% превышает среднее геометрическое уровней цен начала и конца года, равное 3,16, т. е. использование среднего геометрического в данном случае также не является корректным.

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 (см., например, [56]), в том числе и в российской переходной экономике [50]. Нестабильность динамики показателей вообще характерна для развития кризисных ситуаций [57].

Обычно вопросам снижения точности при использовании формулы (5.13) для осреднения моментных временных рядов внимания не уделяется.

Иногда при проведении осреднения уровней моментных временных рядов может потребоваться использование весов. Так, для получения оценки среднегодового обменного курса рубля можно вместо формулы (5.13) использовать формулу

$$(5.18) \quad I_y = \frac{\sum_{i=1}^F q_{y,i} x_{y,i}}{\sum_{i=1}^F q_{y,i}},$$

где в качестве весов  $q_{y,i}$  могут быть использованы, например, ежемесячные объемы обменных операций. При получении оценки средних цен учет информации о структуре потока стоимости в пределах крупного шага по времени также позволяет получить более точную оценку, чем по формуле (5.15).

Операции укрупнения шага по времени сопровождаются частичной потерей информации и поэтому не имеют обратных. В тех случаях, когда по имеющемуся временному ряду необходимо получить ряд с меньшим шагом по времени, можно использовать одну из операций интерполяции или аппроксимации данных, учитывая отмеченные выше обстоятельства. При этом особенности динамики в пределах крупного шага по времени не могут быть восстановлены.

Как уже отмечалось выше, официальные российские данные, представленные с разной периодичностью, зачастую не согласуются между собой, поскольку они могут рассчитываться независимо, а не пересчетом из данных наиболее высокой частоты.

## 5.5. Введение лагов

Над временными рядами можно проводить *операции введения лагов*

$$(5.19) \quad I_t = x_{t-\tau},$$

где  $\tau$  определяет величину лага по времени.

Суперпозиция операции (5.19) с арифметическими операциями позволяет вводить *распределенные лаги (distributed lags)*

$$I_t = \sum_{\tau \geq 0} \lambda_{\tau} x_{t-\tau},$$

где в качестве  $\lambda_{\tau}$  обычно используются неотрицательные константы, сумма которых равна единице.

Введение лагов бывает необходимо при анализе связей, построении моделей и т. п. Обычно каких-либо проблем, связанных с введением лагов, не возникает, в отличие от обратной задачи анализа распределенных лагов<sup>19</sup>.

## 5.6. Алгебраические преобразования

Над уровнями экономических временных рядов проводят *алгебраические преобразования*. Несмотря на то что соответствующие операции относятся к арифметическим операциям типа  $s \circ s \rightarrow s$  или  $s \circ c \rightarrow s$ , некоторые из них имеет смысл рассмотреть отдельно.

Часто вместо исходных данных используют их логарифмы

$$(5.20) \quad I_t = \ln x_t .$$

Логарифмическое преобразование используется для того, чтобы обеспечить возможность сопоставления различных участков временного ряда в условиях сильных изменений его уровней. Это характерно для индексов цен и показателей в номинальном выражении во время высокой инфляции. Также операцию логарифмирования используют для перевода из мультипликативной формы в аддитивную, например, при декомпозиции ряда на составляющие динамики.

Операция логарифмирования является частным случаем *преобразования Бокса–Кокса (Box–Cox transformation)* [54]

$$(5.21) \quad I_t = \begin{cases} \frac{x_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0, \\ \ln x_t, & \lambda = 0. \end{cases}$$

Это параметрическое семейство преобразований используют в некоторых алгоритмах сезонной корректировки для того, чтобы сезонная составляющая преобразованного ряда стала, в первом приближении, неэволюционирующей (по амплитуде, а не по структуре), что упрощает ее последующую идентификацию (см., например, [5,8]).

Еще одной алгебраической операцией является операция *дефлятирования (deflation)*, состоящая в получении показателя в реальном выражении  $q_t$  на основе показателя в номинальном выражении  $v_t$  путем деления его на индекс цен  $p_t$ , специально предназначенный для этой цели

---

<sup>19</sup> Вопросы, связанные с построением моделей с распределенными лагами, подробно рассматриваются в [58].

$$(5.22) \quad q_t = \frac{v_t}{p_t} .$$

Такой индекс цен называют *дефлятором* (*deflator*). Всякий дефлятор является индексом цен, но не всякий индекс цен может быть использован в качестве дефлятора. Так, дефлятор  $p_t$  должен соответствовать средним ценам за период, а не ценам по состоянию, скажем, на конец периода (хотя зачастую именно так и делают, что приводит к неоправданному снижению точности). Есть и другие вопросы, связанные с согласованностью в методическом плане, они будут рассмотрены в разделе, посвященном экономическим индексам.

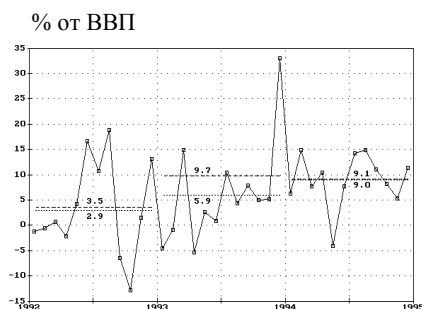
В связи с операцией дефлятирования сделаем следующее замечание. Как уже отмечалось в разделе 5.4, операция суммирования данных в номинальном выражении, соответствующих различным периодам времени, строго говоря, не является корректной. В условиях высокой инфляции, сопровождающей переходный период, это ведет к снижению точности результата операции дефлятирования, применяемой к данным с крупным шагом по времени. Возникает неоднозначность между интервальными показателями в номинальном выражении, с одной стороны, и соответствующими им показателями в реальном выражении и дефляторами, с другой стороны: одним и тем же значениям показателя в номинальном выражении и дефлятора могут соответствовать существенно различающиеся значения показателя в реальном выражении, в зависимости от структуры потока стоимости в пределах крупного шага по времени. Строго говоря, взаимная неоднозначность в рассматриваемой тройке показателей существует и в условиях низкой инфляции, однако масштаб неоднозначности невелик, поэтому на практике ею бывает можно пренебречь и считать, что между показателями существует взаимно однозначное соответствие (т. е. что по любым двум показателям можно восстановить третий). Высокая инфляция нарушает его. Масштаб привносимой неопределенности может превышать масштаб изменения показателя в реальном выражении.

Поэтому всегда, когда это позволяют исходные данные, следует сначала проводить операцию дефлятирования, а затем операцию укрупнения шага по времени, но не наоборот. Другими словами, эти операции не являются коммутативными: как результат их суперпозиции, так и его точность могут существенно зависеть от последовательности их выполнения<sup>20</sup>.

---

<sup>20</sup> Некоммутативность операций является следствием того, что операнды имеют некоторую погрешность. Заметим, что некоммутативность операций является типичной для численных методов. Компьютеры оперируют числами, имеющими ко-

Проиллюстрируем это на следующем примере [52]. Бюджетный дефицит, как и все пропорции бюджета, в современной российской практике определяется суммированием данных в номинальном выражении, соответствующих различным периодам времени. Аналогично определяется и ВВП в номинальном выражении. Показатель бюджетного дефицита в процентах от ВВП получают делением одного на другое. Покажем, что такие оценки могут быть сильно смещены. На *рис. 5.9* показана помесечная динамика отношения дефицита консолидированного бюджета текущего месяца к оценке ВВП соответствующего месяца за 1992–1994 гг. Горизонтальными линиями показаны годовые оценки, полученные на основе описанной выше некорректной методики. Для 1992 г. эта оценка равна 3,5%, для 1993 г. – 9,7%, а для 1994 г. – 9,1% от ВВП. Также горизонтальными линиями показаны годовые оценки, для получения которых месячные значения бюджетного дефицита и ВВП были дефлятированы по среднемесячному индексу потребительских цен, что позволило в первом приближении элиминировать влияние изменения цен на динамику соответствующих показателей. В этом случае для 1992 г. оценка равна 2,9%, для 1993 г. – 5,9%, а для 1994 г. – 9,0% от ВВП.



*Рис. 5.9.* Иллюстрация влияния последовательности выполнения операций укрупнения шага по времени и дефлятирования на результат расчета дефицита бюджета в процентах от ВВП

Таким образом, использование методик, различающихся последовательностью выполнения операций укрупнения шага по времени и дефлятирования (в первой методике дефлятор явным образом не используется, поскольку он в первом приближении сокращается при делении), приводит к

нечную точность. Поэтому порядок выполнения операций может влиять на точность результата, порой весьма существенно.

существенно разным результатам: в 1993 г. корректная оценка дефицита бюджета составляет всего 60% от некорректной, т. е. последняя завышает дефицит на две трети. Причина такого расхождения очевидна. На протяжении 1993 г. месячная динамика бюджетного дефицита в процентах от ВВП демонстрировала растущую тенденцию с максимумом в декабре (рис. 5.9), поэтому использование некорректной методики, не учитывающей внутригодовой структуры потока стоимости, приводит к смещению годовой оценки в сторону итогов последних месяцев года. В 1992 и 1994 гг. месячная динамика бюджетного дефицита не демонстрировала столь явной тенденции роста или снижения, в результате расхождения между оценками, полученными по разным методикам, получились не столь значительными.

Одним из последствий рассматриваемой проблемы является то, что при суммировании нарастающим итогом в текущих ценах в условиях высокой инфляции значения последних месяцев календарного года вносят завышенный вклад в значение результирующего показателя, вклад же первых месяцев недоучитывается. В итоге результат во многом определяется ситуацией последних месяцев года, на которую оказывают влияние как текущая конъюнктура, так и сезонные факторы. Это ведет к смещению оценок. Использование таких индикаторов для целей оперативного управления может приводить к раскачке ситуации в пределах года.

Заметим, что в приведенном примере некорректная методика (которая и используется повсеместно) искажает тенденции динамики бюджетного дефицита, что ведет к содержательно неверным выводам. В соответствии с некорректной методикой наибольший дефицит бюджета наблюдался в 1993 г., в следующем же году намечилось его некоторое снижение, тогда как в соответствии с более корректной методикой определенно получаем резкий рост дефицита бюджета вплоть до 1994 г.

## 5.7. Операции декомпозиции

Над экономическими временными рядами проводят *операции декомпозиции*. Помимо подробно рассматривавшихся выше операций проведения календарной и сезонной корректировок, сглаживания, выделения событийной, циклических и других составляющих динамики, к ним можно отнести также и операции восстановления пропущенных значений и экстраполяции.

В учебной литературе часто обсуждаются вопросы построения оценок составляющих динамики как функций времени с набором параметров, единым для всего анализируемого временного ряда. Так, для построения оце-

нок трендовых составляющих зачастую рекомендуют использовать полиномы невысокой степени, показательную функцию, логистическую кривую и т. п. Такие методы часто называют методами *выравнивания* (*curve-fitting*), в отличие от методов *сглаживания* (*smoothing*), в основе которых лежит осреднение уровней соседних членов временных рядов (подробнее см. [12]). Представляется, что практическая значимость методов выравнивания для решения задач анализа макроэкономической динамики невелика, поскольку функция времени с малым числом параметров является слишком негибкой для отслеживания текущей конъюнктуры. Увеличением числа параметров, скажем, повышением степени полинома, можно добиться лучшей аппроксимации текущих тенденций, но при этом, во-первых, резко ухудшаются прогностические свойства такой функции, и во-вторых, могут проявляться побочные эффекты метода, его аберрации.

Для идентификации сезонной составляющей встречаются рекомендации использовать методы, основанные на разложении отклонений от трендов в ряд Фурье. Эти методы также едва ли пригодны для решения реальных задач, поскольку в них сезонные флуктуации рассматриваются как строго периодические.

Реально работающие методы являются непараметрическими, либо основанными на моделях временных рядов, однако в любом случае они обладают свойством адаптации к происходящим изменениям.

## 5.8. Операции визуализации

При анализе экономической динамики используются *операции визуализации*, которые можно рассматривать как унарные операции типа  $s \circ c \rightarrow s$ , где "с" – вектор параметров. Эти операции не являются тождественными, поскольку при визуализации временного ряда с ним производятся некоторые преобразования.

При построении таблиц производится округление данных, что приводит к частичной потере информации. Возникающие при этом проблемы обсуждались выше. В современной российской практике данные при публикации очень часто подвергаются операциям типа дифференцирования, не имеющих обратных. Также при публикации в табличном виде временной ряд очень часто обрезается (публикуются лишь наиболее актуальные значения). В результате опубликованные данные часто оказываются практически непригодными для проведения содержательного анализа.

В России широко распространено мнение (доставшееся в наследство от времен плановой экономики), что анализ экономической динамики должен и может быть сведен к получению "цифры", которая и передается руково-

дству государства (которое рассматривается как основной потребитель информации). Другими словами, под результатом расчетов понимается некая *числовая величина* (скажем, отношение к значению того же месяца предшествующего года), а не *временной ряд* экономического индекса, т. е. в качестве результата воспринимается не тот объект, который необходим для решения задач анализа экономической динамики<sup>21</sup>.

Эта подмена объектов анализа имеет крайне негативные последствия. Во-первых, при таком подходе интерес к устаревающим "цифрам" быстро проходит, тогда как временной ряд не устареет никогда. Во-вторых, задача анализа экономической динамики переносится с уровня аналитиков (которые не нужны для анализа столь простых объектов, как число, в отличие от более сложных объектов, таких как временной ряд) на уровень руководства (т. е. не на тот уровень) и сводится к заведомо упрощенной постановке, которая не может быть адекватной уже в силу своей крайней примитивности.

Визуализация в графическом виде также сопровождается частичной потерей информации за счет ограниченной разрешающей способности графических устройств. Графики часто строятся в непродуманном масштабе, причем тип графика порой выбирается исходя из внешнего эффекта, а не из потребностей анализа. Часто (как на графиках, так и в таблицах) приводятся значения показателя, содержащего мощную сезонную волну, на интервале год-полтора, что лишено всякого смысла, поскольку не позволяет отличить смену тенденции от сезонного роста или спада.

Распространена практика привязки анализа к календарным рамкам, когда в качестве базы для сопоставления обязательно используется конец предыдущего года. Такое разрезание границами календарных лет хода анализируемого процесса затрудняет выявление краткосрочных тенденций.

---

<sup>21</sup> Заметим, что главная задача советской статистики состояла в контроле за выполнением плана и своевременном информировании руководства государства. Эта задача могла быть решена путем сопоставления отчетных значений с плановыми, т. е. без построения временных рядов экономических индексов.



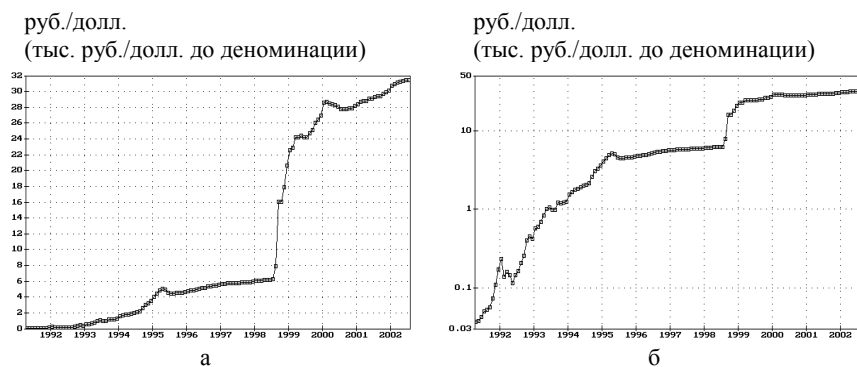


Рис. 5.10. Иллюстрация влияния логарифмического преобразования данных на восприятие динамики показателя (официальный курс доллара к рублю на конец месяца, до конца 1992 г. – курс доллара к рублю на ММВБ):  
 а) линейный масштаб  
 б) логарифмический масштаб

Также неадекватность представления результатов бывает связана с использованием лишь линейного масштаба при построении графиков, когда при сильных изменениях анализируемого показателя происходит частичная потеря информации или ее искажение. В качестве иллюстрации на рис. 5.10,а приведен график индекса обменного курса рубля к доллару в линейном масштабе, а на рис. 5.10,б – в логарифмическом (что эквивалентно логарифмическому преобразованию исходных данных). Видим, что в первом случае возникает иллюзия того, что основные изменения (вариации) показателя имели место в последние годы, тогда как график в логарифмическом масштабе определенно показывает, что очень сильные изменения в относительном выражении происходили и до этого. Сравнение рис. 5.10,а и рис. 5.10,б показывает, что использование линейного масштаба при построении графиков в случае роста значений показателя на несколько порядков приводит к потере информации в области низких значений. В этом смысле использование линейного масштаба в приведенном примере не является корректным. При изменении значения показателя в несколько раз имеет место эффект спрямления (например, возникает видимость замедления спада при его большой глубине), что хорошо видно при сравнении рис. 5.11,а и рис. 5.11,б. Здесь использование линейного масштаба при визуализации также не является адекватным.

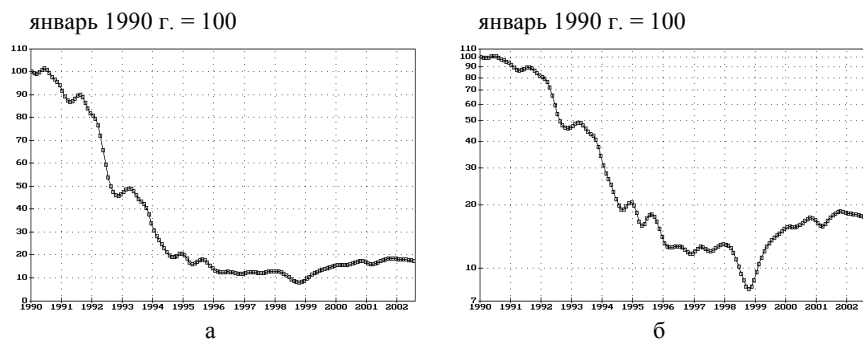


Рис. 5.11. Иллюстрация влияния логарифмического преобразования данных на восприятие динамики показателя (компонента тренда и конъюнктуры индекса производства продукции легкой промышленности, месячные данные):

- а) линейный масштаб
- б) логарифмический масштаб

## 6. Временные ряды экономических индексов

До сих пор речь шла о том, как анализировать показатели экономической динамики, и ничего не говорилось о том, как получаются их значения. В данном разделе, наоборот, рассмотрим, как строятся такие показатели. Многие экономические временные ряды являются временными рядами экономических индексов. Ниже рассмотрим вопросы построения таких временных рядов.

### 6.1. Основные определения

Под *экономическим индексом* (или, если это не порождает двусмысленности, просто *индексом*, *index number*) понимают показатель, характеризующий соотношение экономических явлений во времени или в пространстве.

Индексы, характеризующие соотношения во времени, называют *динамическими*, а соответствующие сопоставления – *межвременными* (*intertemporal*). Индексы, характеризующие соотношения в пространстве, называют *территориальными* (*межрегиональными*, *межстрановыми*, *международными*).

Индекс характеризует соотношение между *ситуациями*. Под ситуацией принято понимать *период* или *территориальную единицу*. Под периодом, в свою очередь, понимают *момент* или *интервал* времени.

Примерами динамических индексов являются индекс потребительских цен, индекс тарифов на грузовые перевозки, индекс реального ВВП, индекс реальных располагаемых доходов населения, индекс реального обменного курса рубля. Оценки паритетов покупательной способности (ППС) валют дают пример территориальных индексов.

Ниже будем рассматривать только межвременные сопоставления и, соответственно, только динамические индексы.

## 6.2. Индивидуальные, групповые и сводные индексы

### 6.2.1. Индивидуальные и сводные индексы

Различают индивидуальные и сводные индексы. *Индивидуальные индексы* характеризуют соотношения явлений, которые в данном рассмотрении считаются элементарными, однородными.

Пусть  $x_0$  и  $x_1$  – значения показателя, характеризующего элементарное явление в сопоставляемых периодах. Тогда индивидуальный индекс определяется как

$$(6.1) \quad I^x = \frac{x_1}{x_0} .$$

В зависимости от того, что за показатель описывается переменной  $x$ , говорят об *индексах цен, количеств, стоимостей* (*price, quantity, value indices*).

Ниже, как и в (6.1), всюду будем записывать индексные формулы в форме *темпов роста*. Их можно также переписать в форме *темпов прироста*, выразить *в процентах* и подвергнуть иным преобразованиям. Эти вопросы рассмотрены в разделе 5, поэтому здесь на них останавливаться не будем.

Пусть в некотором магазине всегда имеются в продаже яблоки определенного сорта и качества, причем условия их продажи со временем не изменяются. Тогда цену этих яблок в этом магазине можно считать элементарным (однородным) явлением, а индекс

$$I^p = \frac{p_1}{p_0} ,$$

показывающий соотношение между ценами в разные периоды времени, – индивидуальный индекс цен. Индекс

$$I^q = \frac{q_1}{q_0} ,$$

показывающий соотношение между объемами продаж яблок *в натуральном выражении* (например в килограммах) в разные периоды времени, можно считать индивидуальным индексом количеств. Произведение этих двух индексов даст индивидуальный индекс стоимостей

$$I^p \cdot I^q = \frac{p_1}{p_0} \cdot \frac{q_1}{q_0} = \frac{v_1}{v_0} = I^v .$$

*Сводные индексы* характеризуют соотношения явлений, которые в данном рассмотрении однородными не являются. Индекс, показывающий соотношение между ценами некоторого множества различных товаров и услуг в разные периоды времени, можно рассматривать как сводный индекс цен.

Деление на индивидуальные и сводные индексы является условным и зависит от решаемой задачи. Индекс, являющийся сводным в одной задаче, может рассматриваться как индивидуальный в другой. Так, если задача состоит в анализе динамики цен на яблоки всех сортов во всех торговых точках, то соответствующий индекс цен рассматривается как сводный. Если же задача состоит в анализе динамики цен на все потребительские товары и услуги, то этот же индекс цен на яблоки может использоваться как индивидуальный. Сводные индексы, которые, подобно этому индексу цен на яблоки, используются в качестве индивидуальных при построении сводных индексов более высокого уровня, часто называют *элементарными агрегатами* (*elementary aggregates*).

### 6.2.2. Иерархия индексов

Использование индивидуальных и сводных индексов предполагает выделение двух иерархических уровней в системе индексов. Часто используют системы индексов с иным количеством иерархических уровней. Когда их три, то говорят об индивидуальных, *групповых* и сводных индексах. Групповые индексы (т. е. индексы промежуточных иерархических уровней) иногда также называют *субиндексами*.

Для того чтобы дать пример системы индексов с тремя уровнями, обратимся к несколько иному примеру с ценами на яблоки. Индекс цен на яблоки определенного сорта в определенном магазине по-прежнему можно рассматривать как индивидуальный. Индекс цен товарной группы – яблоки всех сортов во всех торговых точках – можно рассматривать как групповой. Индекс же потребительских цен (охватывающий все потребительские товары и платные услуги при всех условиях их приобретения) является сводным.

Система индексов может содержать произвольное число иерархических уровней. На нижнем уровне соответствующего иерархического графа всегда находятся индивидуальные индексы (листья графа), на верхнем уровне графа – сводный (вершина графа).

### 6.2.3. Корзина товаров-представителей

Экономические индексы строят для того, чтобы получить меру какого-либо явления. Примером экономического явления является инфляция. Индекс потребительских цен можно рассматривать как одну из мер этого явления. Другие меры того же явления – дефлятор ВВП, индекс цен производителей и т. д.

При построении меры изучаемого явления учесть всю информацию о нем обычно бывает невозможно. Так, невозможно учесть всю информацию о всех сделках всех экономических агентов для построения индекса потребительских цен<sup>22</sup>. Поэтому для построения экономического индекса формируют *совокупность (корзину)* товаров и услуг (их называют *товарами-представителями* или просто *представителями*), на основе информации о ценах и количествах которой строят меру, которую затем ставят в соответствие всему явлению. Здесь имеется аналогия с выборочным методом в статистике, в соответствии с которым для того, чтобы получить оценку признака для всей генеральной совокупности, формируют выборку, по ней получают оценку признака и ставят ее в соответствие генеральной совокупности.

Однако принцип формирования выборки (корзины) при построении экономических индексов обладает некоторой спецификой. Если в простейших вариантах выборочного метода в статистике выборка формируется методом случайного отбора, то при построении экономических индексов для этого обычно используется *метод основного массива*, в соответствии с которым в выборку вводят не случайные, а в некотором смысле наиболее значимые, наиболее типичные представители. Еще один элемент специфики состоит в широком использовании весов, т. е. наблюдения для разных товаров-представителей обычно не считают равноправными и учитывают при построении экономических индексов с некоторыми, вообще говоря, неодинаковыми весами. Соответственно корзина – это не просто выборка представителей, но и набор соответствующих им весов.

### 6.2.4. Аналогия с классической механикой

Экономический индекс является обобщением понятия темпа роста на случай неоднородных явлений. Польза такого обобщения определяется

---

<sup>22</sup> По крайней мере, *пока* невозможно. Со временем ситуация может измениться, поскольку все бóльшая доля покупок совершается в торговых точках, оборудованных сканерами, информация с которых накапливается в базах данных. В результате имеется перспектива получить со временем доступ к *полной* информации о ценах, количествах и времени совершения *всех* сделок.

тем, что сопоставлять неоднородные явления, используя совокупность индивидуальных индексов, показывающих соотношения элементарных явлений, составляющих неоднородное, бывает крайне неудобно. Вместо анализа многих индивидуальных индексов зачастую удобнее использовать некую единую меру изменения неоднородного явления как целого, т. е. понизить размерность задачи.

Имеет место следующая аналогия. В механике движение материальной точки описывается изменением ее координат с течением времени. Движение совокупности материальных точек *полностью* описывается изменением координат всех материальных точек. Однако часто бывает удобнее движение совокупности материальных точек *как целого* описывать изменением координат единственной точки (которой может не соответствовать ни одна из материальных точек анализируемой совокупности) – *центра масс* совокупности.

В экономике аналогом материальной точки можно считать элементарное явление. Его изменение описывается индивидуальным индексом. Неоднородное явление – аналог системы материальных точек. Его изменение *полностью* описывается совокупностью соответствующих индивидуальных индексов. Однако и здесь часто бывает удобнее изменение неоднородного явления *как целого* описывать единственным сводным индексом.

Движение материальной точки описывается законами механики. При переходе от описания движения совокупности материальных точек к описанию движения их центра масс сохраняется возможность применять те же законы по отношению к центру масс системы. Такая возможность сохраняется при переходе на каждый следующий, более высокий, иерархический уровень. Это свойство механических систем является чрезвычайно важным. Поэтому, заменяя совокупность индивидуальных экономических индексов единственным сводным, хотелось бы сохранить возможность оперировать им так же, как и любым из индивидуальных индексов, подобно тому, как это имеет место при замене системы материальных точек их центром масс. Для того чтобы свойства операций с экономическими индексами сохранялись при переходе от индивидуальных индексов к сводным (и, вообще, на любой более высокий иерархический уровень), индексные формулы должны отвечать определенным требованиям. Забегая вперед, заметим, что, в отличие от классической механики, при построении сводных экономических индексов удастся обеспечить выполнение не всех свойств индивидуальных индексов.

Важно подчеркнуть, что в механике, как известно, подмена анализа движения совокупности материальных точек анализом движения их центра масс далеко не всегда является корректной, поскольку во многих случаях

нельзя пренебречь движением системы материальных точек относительно ее центра масс. В экономике также анализ лишь сводного индекса не всегда может заменить анализ всей совокупности индивидуальных индексов. При переходе от совокупности координат материальных точек к координатам центра масс основная часть информации *теряется* и соответственно не используется при анализе движения. Аналогично при переходе от совокупности индивидуальных индексов к сводному индексу основная часть информации также *теряется* и не используется при анализе динамики неоднородного явления.

Построение и анализ экономических индексов является аналогом кинематики, поскольку основное внимание уделяется способам описания экономической динамики и собственно ее описанию, а не причинам, ее обуславливающим. Таким образом, в данном разделе мы занимаемся "экономической кинематикой".

#### **6.2.5. Смысл построения сводных экономических индексов**

Сопоставляемые при построении сводных и групповых экономических индексов совокупности элементов бывают *соизмеримыми* и *непосредственно несоизмеримыми*.

Соизмеримые совокупности состоят из элементов, которые можно суммировать, поэтому их называют также *аддитивными совокупностями*. Так, совокупность денежных доходов физического лица из всех источников за некоторый интервал времени представляет собой соизмеримую совокупность. Сумма элементов этой совокупности дает суммарный доход физического лица за соответствующий интервал времени.

Непосредственно несоизмеримые совокупности состоят из элементов, которые не могут быть суммируемы. Например, совокупность цен некоторого множества товаров и услуг не является соизмеримой хотя бы потому, что цены разных товаров и услуг, вообще говоря, имеют разную размерность. Даже если бы все цены в данной совокупности имели одинаковую размерность (скажем, руб./кг), то и в этом случае совокупность не была бы соизмеримой, так как цены нельзя суммировать<sup>23</sup>.

---

<sup>23</sup> Заметим, что различие размерностей элементов совокупности является достаточным условием для того, чтобы совокупность не была соизмеримой, но не является необходимым. Очень часто совокупности, элементы которых имеют одинаковую размерность, нельзя считать непосредственно соизмеримыми. Так, производство меди и золота можно измерять в тоннах, но было бы некорректно строить индекс объемов производства цветной металлургии на основе суммарной массы произведенных металлов.



Смысл построения сводных экономических индексов состоит в сопоставлении непосредственно несоизмеримых совокупностей, поскольку сопоставление аддитивных совокупностей тривиально.

### 6.3. Двухситуационные индексы

По числу сопоставляемых ситуаций различают *двухситуационные* (прямые, *direct indices*) и *многоситуационные* индексы.

Двухситуационные индексы, как это следует из их названия, характеризуют соотношения явлений между двумя ситуациями, которые при проведении межвременных сопоставлений обычно называют *базисным* и *текущим периодами*.

Рассмотрим двухситуационные индексы, которые чаще всего применяются на практике. Они основаны на использовании корзины товаров-представителей.

Пусть  $p_0^j$ ,  $p_1^j$ ,  $q_0^j$  и  $q_1^j$  – цены (prices) и количества (quantities) в натуральном выражении товара-представителя  $j$  в базисном и текущем периодах соответственно.

#### 6.3.1. Индексы Ласпейреса и Пааше

Индекс цен Ласпейреса имеет вид

$$(6.2) \quad I^{p,L} = \frac{\sum_j q_0^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_0^j},$$

а индекс цен Пааше –

$$(6.3) \quad I^{p,P} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_1^j p_0^j}.$$

Здесь и ниже, если это специально не оговорено, суммирование проводится по всем  $n$  представителям используемой корзины.

Индексам цен Ласпейреса и Пааше соответствует пара индексов количеств Ласпейреса

$$I^{q,L} = \frac{\sum_j q_1^j p_0^j}{\sum_j q_0^j p_0^j}$$

и Пааше

$$I^{q,P} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_1^j}.$$

Индексы количеств часто называют также *индексами физических объемов*.

Приведенные выше формулы индексов Ласпейреса и Пааше представлены в виде отношения *стоимостей* некой корзины в сопоставляемые периоды. Индексы, которые могут быть представлены в таком виде, называют *агрегатными*.

Цены (количества) товаров-представителей некоторой корзины представляют собой совокупность, вообще говоря, непосредственно несоизмеримую. Идея агрегатных индексов состоит в том, чтобы на основе этой совокупности построить соизмеримую (аддитивную) совокупность стоимостей, сопоставление которой тривиально. Для получения аддитивной совокупности на основе непосредственно несоизмеримой можно использовать *коэффициенты соизмерения (коэффициенты приведения)*. В качестве таких коэффициентов для совокупности цен могут выступать натуральные объемы товаров и услуг в корзине, для совокупности же количеств коэффициентами приведения могут служить соответствующие им цены.

Проблема состоит в том, что соизмеримую совокупность на основе непосредственно несоизмеримой можно получить *многими способами*. Используя коэффициенты приведения, соответствующие базисному периоду, получаем индекс Ласпейреса. Используя коэффициенты приведения, соответствующие текущему периоду, получаем индекс Пааше. Используя другие коэффициенты приведения, получаем другие индексные формулы. Разные индексные формулы дают, вообще говоря, разные результаты сопоставлений. Это заставляет искать дополнительные соображения, позволяющие предпочесть один результат сопоставлений всем остальным. Соответствующие вопросы обсудим ниже, пока заметим лишь, что консенсус в данном вопросе отсутствует.

Индексы Ласпейреса и Пааше можно представить и в другом виде, не как отношения стоимостей некоторых корзин. Формула индекса цен Ласпейреса может быть представлена как взвешенное среднее арифметическое индивидуальных индексов цен  $I^{p,j} = p_1^j / p_0^j$  с *весами (weights)*, равными долям стоимости представителей в корзине базисного периода

$$(6.4) \quad I^{p,L} = \frac{\sum_j q_0^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_0^j} = \frac{\sum_j q_0^j p_0^j \frac{p_1^j}{p_0^j}}{\sum_j q_0^j p_0^j} = \frac{\sum_j v_0^j I^{p,j}}{\sum_j v_0^j} = \sum_j w_0^j I^{p,j} ,$$

где  $v_0^j = q_0^j p_0^j$  – стоимость представителя  $j$  в базисном периоде, а  $w_0^j = v_0^j / \sum_i v_0^i$  – ее доля в корзине базисного периода.

Формула индекса цен Пааше может быть представлена как взвешенное среднее гармоническое индивидуальных индексов цен с весами, равными долям стоимости представителей в корзине текущего периода

$$(6.5) \quad I^{p,P} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_1^j p_0^j} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_1^j p_1^j \frac{p_0^j}{p_1^j}} = \frac{\sum_j v_1^j}{\sum_j v_1^j \frac{1}{I^{p,j}}} = \frac{1}{\sum_j w_1^j \frac{1}{I^{p,j}}} ,$$

где  $v_1^j = q_1^j p_1^j$  – стоимость представителя  $j$  в текущем периоде, а  $w_1^j = v_1^j / \sum_i v_1^i$  – ее доля в корзине текущего периода.

Таким образом, сводные индексы цен Ласпейреса и Пааше могут быть представлены и как отношения стоимостей корзин товаров-представителей в сопоставляемые периоды, и как взвешенные средние (арифметические или гармонические) индивидуальных индексов цен. Соответственно их можно интерпретировать и как *изменение стоимости корзины*, и как *меру расположения*<sup>24</sup> *распределения индивидуальных индексов*. Аналогично – индексы количеств.

И в этом случае проблема состоит в том, что получить меру расположения совокупности индивидуальных индексов можно *многими способами*. Для этого можно использовать разные виды средних (арифметическое, геометрическое, гармоническое и т. д., см. [60]) и разные системы весов. Поэтому и при использовании этого подхода разные индексные формулы дают, вообще говоря, разные результаты сопоставлений.

### 6.3.2. Эффект Гершенкрона

Веса в индексной формуле могут соответствовать некоторой ситуации, которая в таком случае называется *весовой базой*. Чтобы не путать базисный период с весовой базой, первый также называют *исходной базой* или

<sup>24</sup> См., например, [59].

*базой сравнения*. Исходная и весовая базы могут совпадать (как в индексе Ласпейреса), а могут и не совпадать (как в индексе Пааше).

Подчеркнем различия между исходной и весовой базами. Если имеется временной ряд сводного индекса, построенного для некоторой исходной базы, то на его основе всегда *можно* получить временной ряд индекса для другой исходной базы, который будет идентичен первому с точностью до операции нормировки. Исходная база определяет лишь масштабный множитель и *не влияет* на результаты сопоставлений. Напротив, выбор весовой базы *влияет* на результаты сопоставлений. На основе временного ряда сводного индекса, построенного для одной весовой базы, вообще говоря, *нельзя* получить временной ряд индекса для другой весовой базы<sup>25</sup>.

В случае динамических индексов даже если веса в точности не соответствуют некоторому периоду, обычно их можно бывает с той или иной степенью условности сопоставить некоторому моменту времени, не обязательно совпадающему с базисным или текущим периодами. Это позволяет обобщить понятие весовой базы так, чтобы она могла принимать значения не только из дискретного множества периодов времени, на котором определены уровни временного ряда сводного индекса, но и из некоторого непрерывного интервала времени.

В индексе Ласпейреса весовая база соответствует базисному периоду, а в индексе Пааше – текущему. Обычно значение индекса Ласпейреса превышает значение индекса Пааше. Для индексов цен это обусловлено перераспределением с течением времени спроса с относительно быстрее дорожающих товаров на товары, относительные цены которых снижаются.

Проиллюстрируем это на следующем примере. Представим себе корзину, состоящую лишь из двух товаров – однотипных макаронных изделий отечественного и импортного производства, – в окрестности периода обострения кризиса в августе–сентябре 1998 г. За 1998 г. потребительские цены выросли примерно в 1,8 раза, а курс рубля к доллару снизился примерно в 3,5 раза (рис. 6.1,а). Это привело к тому, что импортные товары подорожали примерно вдвое сильнее, чем отечественные. В результате произошло перераспределение спроса с импортных макаронных изделий в пользу отечественных, на что указывает рост производства макаронных изделий на 60% (рис. 6.1,а). Если для построения индекса цен на макароны использовать докризисную корзину, то полученная на ее основе оценка роста цен за

---

<sup>25</sup> По нашим наблюдениям, в современной российской практике понятия исходной и весовой базы часто путают. Так, термин "база" нередко используют для обозначения как исходной базы, так и весовой, без конкретизации, что имеется в виду. Весьма часто ошибочно полагают, что исходная и весовая базы должны совпадать.

1998 г. будет завышенной, если же использовать посткризисную корзину – заниженной.

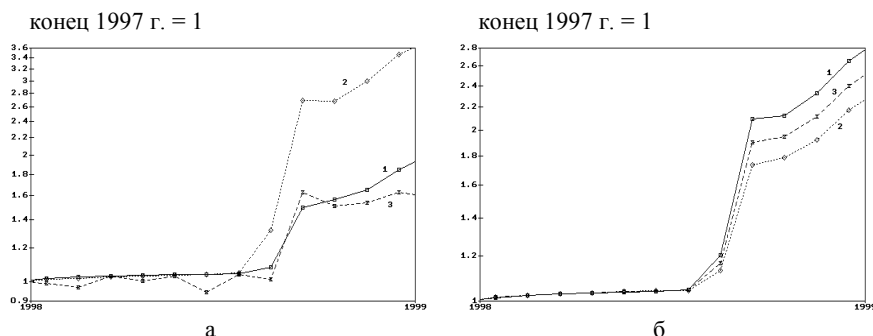


Рис. 6.1. Иллюстрация эффекта Гершенкрона для индексов цен (месячные данные):

- а) индекс потребительских цен (1), индекс курса доллара к рублю (2) и индекс производства макаронных изделий (3, проведены календарная и сезонная корректировки)
- б) индексы Ласпейреса (1), Пааше (2) и Фишера (3) для корзины отечественных и импортных макарон

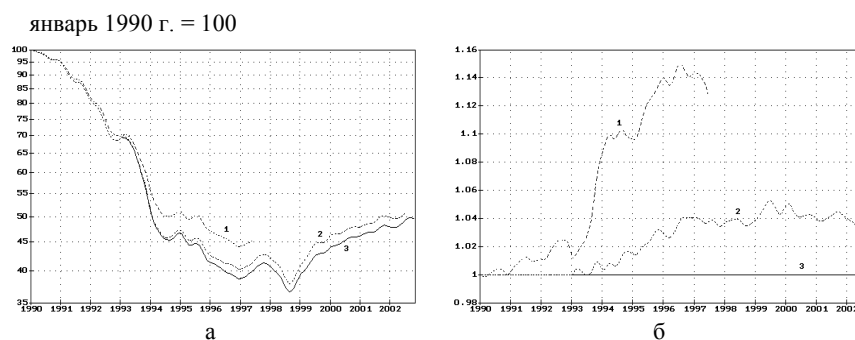
Это иллюстрирует *рис. 6.1,б*, на котором показана динамика индексов Ласпейреса и Пааше, построенных на основе следующих допущений. Считалось, что цены на отечественные макароны растут в соответствии с индексом потребительских цен, а цены на импортные макароны – в соответствии с индексом обменного курса доллара к рублю. Также считалось, что до обострения кризиса потреблялось одинаковое количество отечественных и импортных макарон, затем потребление отечественных макарон возросло в соответствии с индексом их производства, а потребление импортных на столько же снизилось. Как показывает *рис. 6.1,б*, цены на макароны за 1998 г. выросли в соответствии с индексом Ласпейреса в 2,7 раза, а в соответствии с индексом Пааше – в 2,2 раза, т. е. рост цен в соответствии с индексом Ласпейреса превышает рост цен в соответствии с индексом Пааше на 22% (расхождение же приростов составляет 42%). Видим, что различие весьма значительное. Возникает естественный вопрос: а как цены выросли "на самом деле"? Не будем торопиться с ответом на него. Пока заметим лишь, что полученное в данном примере расхождение между оценками роста цен, построенными по различающимся методикам, и измеряемое де-

сятками процентов от произошедшего роста цен, является достаточно типичным в условиях российского переходного периода.

В рассмотренном примере причина расхождения между индексами Ласпейреса и Пааше была связана с событием (резким изменением соотношений индивидуальных цен и количеств в период обострения кризиса), локализованным во времени. Обычно такой локализации не наблюдается и соотношения меняются более плавно.

Эффект превышения значением агрегатного индекса с более ранней весовой базой значения индекса с более поздней весовой базой получил название *эффекта Гершенкрона*.

Эффект Гершенкрона проявляется не только для индексов цен, но и для индексов количеств. В качестве примера на *рис. 6.2* показаны три варианта временных рядов индексов промышленного производства, рассчитывавшихся в течение ряда лет автором совместно с Центром экономической конъюнктуры при Правительстве РФ [37]. Индексы рассчитаны как прямые и агрегатные с весами, построенными на основе информации о средних ценах за 1994, 1995 и 1999 гг. Видим (*рис. 6.2*), что индексы с более поздней весовой базой определенно показывают в целом более пессимистическую картину.



*Рис. 6.2.* Иллюстрация эффекта Гершенкрона для индексов количеств (компоненты тренда и конъюнктуры индексов промышленного производства Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ, месячные данные) с различными весовыми базами (1 – веса 1994 г., 2 – веса 1995 г., 3 – веса 1999 г.):

- а) исходные данные
- б) по отношению к минимальному из индексов

Заметим, что эти три варианта методики, помимо весовой базы, также несколько различаются и составом корзины за счет включения в нее с течением времени все большего числа, главным образом, все менее значимых позиций, поэтому различия между рассматриваемыми временными рядами в какой-то мере обусловлены и неполным совпадением корзин. Представляется, однако, что демонстрируемое временными рядами систематическое превышение индексами с более ранней весовой базой индексов с более поздней весовой базой обусловлено именно эффектом Гершенкрона, поскольку, во-первых, эти корзины формируются по принципу основного массива и поэтому различаются второстепенными позициями, вклад которых в динамику сводного индекса невелик даже в совокупности, а во-вторых, отсутствуют содержательные основания полагать, что эти второстепенные позиции должны приводить к смещению сводного индекса в какую-либо сторону.

Масштаб проявления эффекта Гершенкрона в данном случае гораздо меньше, чем в приведенном выше примере с индексами цен (ср. рис. 6.2 и рис. 6.1,б). Это вполне закономерно и обусловлено тем, что в условиях российской переходной экономики цены являются относительно быстро изменяющейся переменной, тогда как количества меняются гораздо медленнее.

Если агрегатный индекс  $I$  рассматривать как дифференцируемую функцию от момента времени  $\tau$ , соответствующего весовой базе, т. е. если индекс цен может быть представлен в виде

$$I^p(\tau) = \frac{\sum_j q^j(\tau) p_1^j}{\sum_j q^j(\tau) p_0^j},$$

то эффект Гершенкрона состоит в выполнении неравенства

$$\frac{\partial I}{\partial \tau} < 0.$$

В связи с эффектом Гершенкрона отметим два обстоятельства. Во-первых, существенно, чтобы индексы были агрегатными, т. е. чтобы они могли быть представлены в виде отношения стоимостей некой корзины в сопоставляемые периоды. Если это не так, то эффект Гершенкрона может не наблюдаться, либо может наблюдаться обратный эффект. Во-вторых, эффект Гершенкрона наблюдается часто, но не всегда, т. е. он имеет характер скорее эмпирического обобщения фактов, чем фундаментальной закономерности ("закона природы"), справедливой всегда и везде. Существуют ситуации, когда он нарушается.

Как правило, эффект Гершенкрона выражен тем сильнее, чем сильнее отличаются сопоставляемые ситуации. Он был назван в честь А. Гершенкрона, проводившего в эпоху "холодной войны" сопоставления между СССР и США, экономики которых различались очень существенно. При проведении межвременных сопоставлений этот эффект особенно заметно проявляется в долгосрочных сопоставлениях. В российской переходной экономике он также очень сильно выражен в силу высокой интенсивности переходного процесса.

### 6.3.3. Другие индексные формулы

Недостатками индексов Ласпейреса и Пааше является то, что весовая база далеко отстоит от середины *интервала сопоставления*, т. е. интервала между базисным и текущим периодами. Это приводит к тому, что в силу эффекта Гершенкрона индекс Ласпейреса обычно дает оценку показателя сверху, а индекс Пааше – оценку снизу.

Этот недостаток в первом приближении устранен, в частности, в *индексе Фишера*

$$(6.6) \quad I^{p,F} = (I^{p,L} \cdot I^{p,P})^{1/2}$$

и в *индексе Эджворта–Маршалла*

$$(6.7) \quad I^{p,E} = \frac{\sum_j p_1^j (q_0^j + q_1^j)}{\sum_j p_0^j (q_0^j + q_1^j)} .$$

В этих индексах весовая база примерно соответствует середине интервала сопоставления.

Для экономии места, ниже будем приводить индексные формулы только для индексов цен.

Использование в (6.4) формулы геометрического среднего вместо арифметического дает индекс

$$(6.8) \quad I^{p,G0} = \prod_j \left( \frac{p_1^j}{p_0^j} \right)^{w_0^j} = \prod_j (I^{p,j})^{w_0^j} ,$$

а использование в (6.5) формулы геометрического среднего вместо гармонического дает индекс



$$(6.9) \quad I^{p,G1} = \prod_j \left( \frac{p_1^j}{p_0^j} \right)^{w_1^j} = \prod_j (I^{p,j})^{w_1^j} .$$

Пара индексов (6.8) и (6.9) является аналогом индексов Ласпейреса и Пааше, построенным на основе геометрического среднего.

Аналогом индексов Фишера (6.6) и Эджворта–Маршалла (6.7) на основе геометрического среднего является *индекс Торнквиста*

$$(6.10) \quad I^{p,T} = \prod_j \left( \frac{p_1^j}{p_0^j} \right)^{\frac{w_0^j + w_1^j}{2}} = \prod_j (I^{p,j})^{\frac{w_0^j + w_1^j}{2}} .$$

Заметим, что среди приведенных выше, индексы Ласпейреса, Пааше и Эджворта–Маршалла являются агрегатными, тогда как индексы Фишера, Торнквиста, а также индексы (6.8) и (6.9) агрегатными не являются.

В практике проведения индексных расчетов традиционно чаще всего используют индексные формулы типа (6.2) или формулы других агрегатных индексов с устаревшими весами, что обусловлено как соображениями технологичности (не требуется проводить смену весов при обработке данных нового периода), так и простотой интерпретации (значение индекса равно отношению стоимостей корзины фиксированного состава в сопоставляемые периоды времени). По нашему мнению, требование простоты интерпретации в современных российских условиях является мощным фактором, сдерживающим внедрение более адекватных методов построения экономических индексов.

Вместе с тем наблюдается тенденция все более широкого использования в методиках построения экономических индексов индексных формул иного, нежели формула Ласпейреса и ее модификации, типа, в частности, формул на основе геометрического среднего, таких как (6.8)–(6.10). Такие индексы не являются агрегатными, поскольку их значения не могут быть представлены в виде отношения стоимостей некой корзины в сопоставляемые периоды времени. Уступая агрегатным индексам в наглядности, такие индексные формулы обладают некоторыми преимуществами. Так использование агрегатного индекса основано на предположении, что состав корзины никак не зависит от изменения соотношений цен между товарами-представителями, т. е. что не происходит перераспределения спроса с более быстро дорожающих товаров в пользу товаров, относительные цены на которые снижаются. Многочисленные исследования, в том числе и для российской переходной экономики, показывают, что это определенно не

так, т. е. замещение одних товаров другими имеет место. Индексы, основанные на использовании геометрического среднего, такое замещение учитывают и поэтому зачастую дают более реалистичную картину.

Адекватный учет замещения особенно важен в тех случаях, когда точность весов невелика. Так, в последнее время во многих странах осуществлен переход на использование формул на основе геометрического среднего при построении индексов цен элементарных агрегатов, т. е. тех индексов, которые используются в качестве индивидуальных при построении сводного индекса цен. Аналогично такие индексные формулы могли бы быть полезными и на нижнем уровне построения индексов количеств, где точность весов также невелика.

По нашему мнению, среди отечественных статистиков весьма распространено пренебрежительное отношение к важности адекватного выбора индексных формул. Считается, что основные проблемы кроются в том, какие товары включать в корзину, как формировать веса и т. п. Как будет показано ниже, использование неадекватных индексных формул способно породить проблемы не меньшего масштаба, чем неадекватный учет других факторов.

#### **6.3.4. Пары экономических индексов**

Как уже обсуждалось выше, построить меру экономического явления можно различными способами. Так, для построения сводного индекса цен можно использовать формулы Ласпейреса, Пааше и многие другие. Поскольку сводные индексы цен и количеств можно построить разными способами, то имело бы смысл наложить некоторые ограничения на выбор индексных формул с тем, чтобы использовать лишь те из них, которые обладают в некотором смысле лучшими свойствами. Из каких соображений выбрать эти ограничения?

Выше уже были отмечены такие соображения, как технологичность, простота интерпретации и адекватный учет замещения более быстро дорожающих товаров относительно дешевеющими. Другие соображения могут быть получены из требования сохранения свойств операций над индексами при переходе от индивидуальных индексов к сводным (и, вообще, на каждый более высокий иерархический уровень в системе экономических индексов). Как уже отмечалось, произведение индивидуального индекса цен на соответствующий индивидуальный индекс количеств дает индивидуальный индекс стоимостей. Соображением, позволяющим предпочесть одни индексные формулы другим, является требование сохранения этого свойства при переходе от индивидуальных индексов к сводным. Это свойство является весьма привлекательным, в частности потому, что сводный индекс

стоимостей, в отличие от сводных индексов цен и количеств, определяется однозначно, поскольку совокупность стоимостей является непосредственно соизмеримой.

Это свойство выполняется далеко не для всех индексных формул. Так, произведение индексов цен и количеств, рассчитанных по формуле Ласпейреса, в общем случае не равно индексу стоимостей. В соответствии с эффектом Гершенкрона это произведение скорее всего будет выше индекса стоимостей. Аналогично произведение индексов цен и количеств, рассчитанных по формуле Пааше, в общем случае также не равно индексу стоимостей. Скорее всего, оно будет ниже индекса стоимостей. Из рассмотренных выше индексов этим свойством обладает лишь индекс Фишера (6.6), и поэтому именно он является предпочтительным в этом смысле.

Вернемся к индексам Ласпейреса и Пааше. Легко заметить, что индекс стоимостей  $I^v$  равен произведению индекса цен Ласпейреса  $I^{p,L}$  на индекс количеств Пааше  $I^{q,P}$

$$I^{p,L} \cdot I^{q,P} = \frac{\sum_j q_0^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_0^j} \cdot \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_1^j} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_0^j} = \frac{\sum_j v_1^j}{\sum_j v_0^j} = \frac{V_1}{V_0} = I^v,$$

где  $v_0^j = q_0^j p_0^j$  и  $v_1^j = q_1^j p_1^j$  – стоимости представителя  $j$  в базисном и текущем периодах,  $V_0 = \sum_i v_0^i$  и  $V_1 = \sum_i v_1^i$  – стоимости корзин базисного и текущего периодов.

Аналогично произведение индекса цен Пааше  $I^{p,P}$  на индекс количеств Ласпейреса  $I^{q,L}$  также равно индексу стоимостей  $I^v$

$$I^{p,P} \cdot I^{q,L} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_1^j p_0^j} \cdot \frac{\sum_j q_1^j p_0^j}{\sum_j q_0^j p_0^j} = \frac{\sum_j q_1^j p_1^j}{\sum_j q_0^j p_0^j} = \frac{\sum_j v_1^j}{\sum_j v_0^j} = \frac{V_1}{V_0} = I^v.$$

Поэтому, если известны индекс стоимостей и индекс цен, являющийся индексом Ласпейреса, то индекс количеств, получаемый делением индекса стоимостей на индекс цен, есть индекс количеств Пааше. Аналогично, если известны индекс стоимостей и индекс количеств, являющийся индексом Ласпейреса, то индекс цен, получаемый делением индекса стоимостей на индекс количеств, есть индекс цен Пааше.

Эти свойства являются потенциально весьма привлекательными с практической точки зрения, поскольку они позволяют определять по двум пе-

ременным третью. Может оказаться, что один из трех индексов напрямую построить технически сложно, тогда его можно вывести из двух других.

Так, при построении индексов потребительских цен гораздо проще регистрировать цены, чем количества проданных товаров. Поэтому обычно можно построить лишь сводный индекс цен, а соответствующий ему индекс количеств построить, как правило, не удастся. Вместе с тем имеется статистика розничного товарооборота, которая дает индекс стоимостей. Деление индекса стоимостей на соответствующий индекс цен дает *индекс розничного товарооборота в реальном выражении*, т. е. индекс количеств. Если индекс цен является индексом Ласпейреса, то этот индекс количеств – индексом Пааше. Если бы индекс розничного товарооборота в реальном выражении строился непосредственно по данным об объемах продаж в натуральном выражении по формуле индекса Ласпейреса (и если бы такие данные требуемой точности и полноты можно было бы собрать), то такой индекс, скорее всего, в соответствии с эффектом Гершенкрона давал бы более оптимистичную картину, чем официальный индекс, полученный дефлятированием розничного товарооборота.

Приведем еще один пример. Индекс реального ВВП положено строить, используя индексы стоимостей его составляющих и дефляторы (специальные индексы цен для перевода из номинального выражения в реальное). На самом деле в России при построении индекса реального ВВП в качестве исходных данных используют индивидуальные индексы количеств, при этом операция дефлятирования не производится. Поскольку принято строить и дефлятор, то его получают делением индекса ВВП в текущих ценах (индекса стоимостей) на индекс реального ВВП. Так полученный дефлятор иногда 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. Он является индексом средних цен Пааше. Если бы его строили явным образом как индекс Ласпейреса, то он скорее всего показывал бы заметно более высокие темпы роста цен.

Важно подчеркнуть, что произведение индекса цен на индекс количеств дает индекс стоимостей только в случае, когда они оба основаны на той же информации и построены по согласованным между собой методикам. В частности, индексы цен, количеств и стоимостей должны соответствовать одинаковому типу ситуации, т. е. индекс цен должен быть индексом средних цен за те же интервалы времени, для которых определены индексы количеств и стоимостей. На практике очень часто (а в современной России – практически всегда) индексы цен и количеств *методически не согласованы между собой*. Это означает, что *произведение индекса цен на индекс коли-*

честв обычно не равно индексу стоимостей. Это обстоятельство необходимо учитывать при анализе данных экономической динамики.

Можно перечислить несколько причин такого положения дел. Так, чаще всего и индексы цен, и индексы количеств строят с использованием формулы Ласпейреса (или иной формулы агрегатного индекса с устаревшими весами) из соображений технологичности, поскольку при построении индекса для нового периода в этом случае можно использовать прежние веса, тогда как использование других формул может потребовать всякий раз заново формировать систему весов, что обременительно, а зачастую и невозможно в силу того, что необходимые для этого данные могут в это время еще не быть доступными. Помимо этого, построение индексов цен и индексов количеств осуществляется зачастую (причем не только в России) разными организациями или разными подразделениями (скажем, разными управлениями Госкомстата России), которые используют для этого разные методики и разные массивы исходных данных<sup>26</sup>.

Иллюстрацию масштаба возможной несогласованности пары индексов цен и количеств в условиях российской переходной экономики дает *рис. 6.3*. 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 официального индекса цен производителей промышленной продукции по состоянию на концы календарных лет осреднением, основанным на предположении об экспоненциальном росте показателя в пределах календарного года (5.17).

Видим (*рис. 6.3*), что в целом произведение индекса цен на индекс количеств 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 аг-

---

<sup>26</sup> В качестве примера методической несогласованности укажем на официальные индексы промышленного производства и индексы цен производителей промышленной продукции, рассчитываемые Госкомстатом России. Не углубляясь в детали методик их построения, отметим лишь разную отраслевую структуру промышленности, используемую при построении этих индексов: индексы промышленного производства строят для химической и нефтехимической промышленности, а отдельно для химической и нефтехимической не строят; индексы же цен производителей, напротив, строят для химической и нефтехимической отраслей промышленности по отдельности, а для химической и нефтехимической промышленности в целом не строят.

регатного индекса с устаревшими весами. Накопленное за 10 лет расхождение  $I^P \cdot I^q / I^V$  составило 2,9 раза (рис. 6.3,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 дефлятированием индекса промышленного производства в номинальном выражении на индекс среднегодовых цен производителей промышленной продукции, то результат был бы ниже почти в 3 (!) раза. При этом имеются основания полагать, что смещение официального индекса промышленного производства невелико по сравнению со смещением официального индекса цен производителей. Это 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.

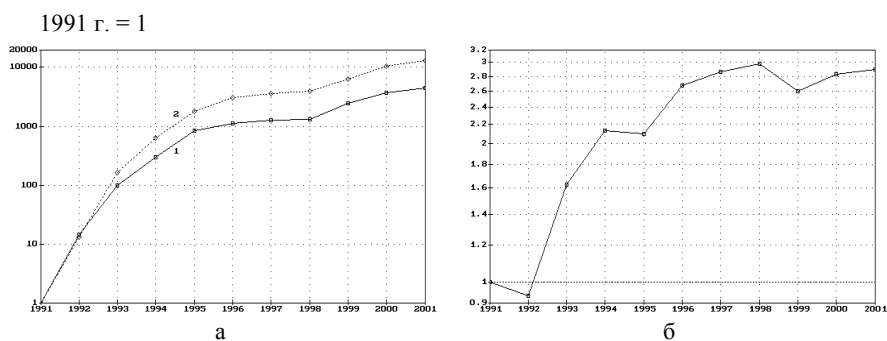


Рис. 6.3. Иллюстрация несогласованности пары индексов цен и количеств:

- 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 влиянием лишь событий, локализованных во времени (типа либерализации цен в начале 1992 г. или обострения кризиса в августе 1998 г.), а накопилось за все рассматриваемые годы. Масштаб расхождения свидетельствует о том, что возможная неадекватность использованного метода осреднения (5.17) не повлияла на результат на качественном уровне.

Таким образом, при переходе на более высокий иерархический уровень в системе экономических индексов свойства операций над индексами далеко не всегда сохраняются в отличие от перехода от описания движения совокупности материальных точек к описанию движения их центра масс. Поэтому со сводными экономическими индексами не всегда можно оперировать так же, как с индивидуальными. Это необходимо учитывать при анализе данных экономической динамики.

Так, необходимо иметь в виду, что индекс количеств, полученный делением индекса стоимостей на агрегатный индекс цен с запаздывающими весами, может отличаться от аналогичного индекса количеств на величину проявления эффекта Гершенкрона *для индекса цен*. Аналогично индекс цен, полученный делением индекса стоимостей на агрегатный индекс количеств с запаздывающими весами, может отличаться от аналогичного индекса цен на величину проявления эффекта Гершенкрона *для индексов количеств*. Поскольку в условиях российской переходной экономики цены изменяются гораздо быстрее количеств, то в первом случае масштаб привносимой неопределенности гораздо выше. Другими словами, в условиях российской переходной экономики нужно с большой осторожностью относиться к операции дефлятирования, поскольку это может привести к большим проблемам. В одних ситуациях операция дефлятирования корректна, тогда как в других – нет.

#### 6.4. Многоситуационные индексы

Недостатком двухситуационных индексных формул является то, что при использовании разных формул получаются, вообще говоря, разные результаты сопоставлений (рис. 6.1, б). Несмотря на большое количество соображений о предпочтительности тех или иных индексных формул, экономические концепции не дают однозначного и конструктивного способа проведения количественных сопоставлений. Разброс значений прямых индексов, как правило, увеличивается с увеличением интервала времени между сопоставляемыми периодами, что особенно заметно для динамичных условий российского переходного периода.

Для того чтобы уменьшить влияние выбора индексной формулы на результат сопоставления, вместо прямых (двухситуационных) используют *многоситуационные* индексы. При межвременных сопоставлениях это – *сцепленные (chained)* индексы. Для их построения интервал сопоставления от базисного периода  $T_0$  до текущего  $T_1$ , введением промежуточных периодов  $T_0=t_0 < t_1 < \dots < t_m = T_1$ , разбивают на  $m$  частей (*шагов по времени*), обычно имеющих равную продолжительность, на каждом шаге по времени строят

прямые индексы  $I_{t_{i-1}, t_i}$ , а сцепленный индекс  $I_{T_0, T_1}^C$  получают их перемножением

$$(6.11) \quad I_{T_0, T_1}^C = \prod_{i=1}^m I_{t_{i-1}, t_i} .$$

В зависимости от используемой на каждом шаге по времени индексной формулы говорят о сцепленных индексах Ласпейреса, Пааше, Фишера и т. п. Заметим, что прямой индекс можно считать частным случаем сцепленного, когда шаг по времени равен интервалу сопоставления.

Другой причиной все более широкого использования сцепленных индексов является необходимость корректировки состава корзины с течением времени. Производство каких-то товаров и услуг прекращается или они становятся достаточно редкими, нетипичными, в то же время появляются новые (классические примеры – персональные компьютеры, сотовые телефоны). Сопоставление двух ситуаций, множества типичных представителей для которых существенно различаются, на основе прямых индексов невозможно. Обычно эта проблема возникает при проведении достаточно долгосрочных сопоставлений. В таких случаях сопоставление может быть проведено лишь на основе сцепленных индексов.

Наконец, при построении временного ряда сводного индекса по мере удаления текущего периода от весовой базы индекс, вообще говоря, становится все менее репрезентативным, так как веса текущего периода могут быть все более отличными от пропорций, соответствующих весовой базе. Если же приблизить весовую базу к текущему периоду, то она удалится от периодов в прошлом, что может привести к ухудшению репрезентативности соответствующих участков временного ряда индекса. Естественным выходом из этой ситуации является сцепление, когда каждый уровень временного ряда сводного индекса может быть построен с использованием близкой весовой базы.

По нашим наблюдениям, в современной российской практике показатели в цепной форме часто путают со сцепленными индексами, а показатели в базисной форме – с прямыми индексами. Даже в переводной литературе термин "chained index" зачастую ошибочно переводят как "цепной индекс" (например, в русском переводе широко известной монографии Р. Аллена [61], под влиянием которой сформировалось не одно поколение российских статистиков). Подчеркнем, что термины "базисный" и "цепной" определяют форму представления временного ряда экономического индекса, а "прямой" и "сцепленный" – способ расчета индекса.



Также среди российских специалистов распространено заблуждение, что сопоставление для двух периодов бывает корректным только тогда, когда оно проводится с использованием прямого индекса, в котором один из сопоставляемых периодов является базисным, а другой – текущим. Именно поэтому многие официальные показатели рассчитываются по-разному для разных форм представления, что порождает рассогласования между ними.

Особенностью сцепленных индексов является *зависимость их значений от траектории (path dependence)*, тогда как значения прямых индексов цен (количеств) зависят от информации о ценах (количествах) только базисного и текущего периодов, т. е. только от информации на концах интервала сопоставления. Использование двухситуационных индексов цен основано на (зачастую неявном) предположении о том, что в экономике существует некая функция (скажем, "уровень цен" или его логарифм), подобная потенциалу в физике (см., например, [62]). Тогда изменение уровня цен не зависит от траектории и определяется лишь координатами ее концов, соответствующими текущему и базисному периодам. Предположение о существовании такой функции является весьма сильным допущением, требующим обоснования.

Потребности практики на протяжении последних десятилетий ведут к все более широкому использованию сцепленных индексов и к постепенному вытеснению ими прямых индексов из методик построения временных рядов экономических индексов, используемых статистическими органами многих стран (см., например, [63]). Тенденцией последнего времени является и постепенное уменьшение шагов по времени в официальных методиках построения сцепленных индексов. Таким образом, де-факто происходит (зачастую неосознанный) отход от представления о существовании в экономике функции типа потенциала (например логарифма "уровня цен") в сторону все более широкого использования сцепленных индексов, которые зависят от траектории. К каким изменениям в экономической теории это приведет?

При территориальных сопоставлениях многоситуационными являются системы индексов, которые получают для всей совокупности территориальных единиц. Так, при проведении международных сопоставлений оценки ППС получают одновременно для всех сопоставляемых стран (см., например, [64]). При этом соотношение оценок ППС, скажем, в России и США, может зависеть от информации для других стран. Здесь вопросы территориальных сопоставлений рассматривать не будем.

## 6.5. Индексы Дивизиа

Значение сцепленного индекса, вообще говоря, зависит от разбиения интервала сопоставления и, в частности, от величины шага по времени. Шаг по времени является параметром метода, следовательно, *результат измерения может зависеть от параметра метода измерения*, подобно тому, как если бы результат измерения длины существенно зависел от выбора линейки. Это – плохо. Возникает естественный вопрос: существует ли предел последовательности сцепленных индексов при уменьшении шага по времени до нуля, и если существует, то зависит ли он от выбора индексной формулы, используемой на шаге по времени сцепленного индекса? Если окажется, что такой предел существует и не зависит от выбора индексной формулы (во всяком случае, среди формул некоторого множества), то именно его имело бы смысл считать результатом измерения, а сцепленные индексы – его аппроксимациями.

Рассмотрение формул двухситуационных индексов проводилось выше в дискретном времени. Это было удобно, поскольку позволяло использовать одни и те же формулы во всех случаях, не обращая внимания на то, показатели типа запаса или типа потока в них используются. Для того чтобы был возможен переход к пределу, рассмотрение должно вестись в непрерывном времени. В этом случае необходимо учитывать различия между переменными типа запаса и переменными типа потока. Использование понятия периода, обобщающего понятия момента и интервала, в этом случае невозможно. Поэтому необходимо перейти к новым обозначениям.

Переменной  $t$  по-прежнему будем обозначать время. Однако если в дискретном случае периоду  $i$  мог соответствовать как момент, так и интервал, то в непрерывном случае переменной  $t$  будем обозначать только моменты времени. Поэтому функциями времени в этом случае может описываться только динамика переменных типа запаса. Место переменных типа потока займут соответствующие им *интенсивности потока*. Соответствующие обозначения будем помечать сверху значком "~", чтобы различать переменные типа потока и их интенсивности.

Пусть имеется полная информация о траектории, т. е. о динамике всех цен и количеств на анализируемом отрезке времени от момента  $T_0$  до момента  $T_1$ . Функцией  $p^j(t)$  будем обозначать цену представителя  $j$  в момент  $t$ . Ее смысл – тот же, что и в дискретном случае. Однако в непрерывном случае это – цена, соответствующая именно моменту  $t$ , тогда как в дискретном случае  $p_t^j$  может быть и средней ценой за интервал времени

$$p_i^j = \frac{\int_{t_{i-1}}^{t_i} \tilde{q}^j(t) p^j(t) dt}{\int_{t_{i-1}}^{t_i} \tilde{q}^j(t) dt} ,$$

как, например, при построении дефляторов. Здесь функцией  $\tilde{q}^j(t)$  обозначена *интенсивность потока количества* представителя  $j$  в момент  $t$ . Если в дискретном случае периоду  $i$  соответствует интервал от  $t_{i-1}$  до  $t_i$ , то количество  $q_i^j$  представителя  $j$  периода  $i$  равно

$$q_i^j = \int_{t_{i-1}}^{t_i} \tilde{q}^j(t) dt .$$

Аналогично  $\tilde{v}^j(t) = p^j(t) \tilde{q}^j(t)$  – интенсивность потока стоимости представителя  $j$  в момент  $t$ ,  $\tilde{V}(t) = \sum_j \tilde{v}^j(t)$  – интенсивность потока стоимости корзины в момент  $t$ ,  $w^j(t) = \tilde{v}^j(t) / \tilde{V}(t)$  – доля потока стоимости представителя  $j$  в потоке стоимости корзины в момент  $t$ .

Тогда

$$\begin{aligned} \frac{d \ln \tilde{V}(t)}{dt} &= \frac{1}{\tilde{V}(t)} \frac{d \tilde{V}(t)}{dt} = \frac{1}{\tilde{V}(t)} \sum_j \frac{d}{dt} (p^j(t) \tilde{q}^j(t)) = \\ &= \frac{1}{\tilde{V}(t)} \left( \sum_j \dot{p}^j(t) \tilde{q}^j(t) + \sum_j p^j(t) \dot{\tilde{q}}^j(t) \right) = \\ &= \frac{1}{\tilde{V}(t)} \sum_j \left( p^j(t) \tilde{q}^j(t) \frac{\dot{p}^j(t)}{p^j(t)} + p^j(t) \tilde{q}^j(t) \frac{\dot{\tilde{q}}^j(t)}{\tilde{q}^j(t)} \right) = \\ &= \sum_j w^j(t) \frac{\dot{p}^j(t)}{p^j(t)} + \sum_j w^j(t) \frac{\dot{\tilde{q}}^j(t)}{\tilde{q}^j(t)} , \end{aligned}$$

где точка над значком функции обозначает дифференцирование по времени.

Таким образом, темп изменения интенсивности потока стоимости корзины есть сумма среднего темпа изменения цен и среднего темпа изменения интенсивностей потоков количества. Первое слагаемое определяется

динамикой цен, а второе – динамикой интенсивностей потоков количества. Поэтому если последнее выражение проинтегрировать, то на основе первого слагаемого получим индекс цен, а на основе второго – индекс потоков количества.

*Индекс цен Дивизиа* определяется как

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

а *индекс потоков количества Дивизиа* – как

$$I^{\tilde{q},D}(T_0, T_1) = \exp \left( \int_{T_0}^{T_1} \sum_j w^j(t) \frac{\dot{\tilde{q}}^j(t)}{\tilde{q}^j(t)} dt \right) = \exp \left( \int_{T_0}^{T_1} \frac{\sum_j \tilde{q}^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j \tilde{q}^j(t) p^j(t)} dt \right).$$

По построению

$$I^{\tilde{v}}(T_0, T_1) = I^{\tilde{q},D}(T_0, T_1) \cdot I^{p,D}(T_0, T_1),$$

где  $I^{\tilde{v}}(T_0, T_1) = \frac{\tilde{V}(T_1)}{\tilde{V}(T_0)}$  – индекс потоков стоимости.

Приведенная пара индексов напоминает пару прямых индексов количеств и цен. Однако, аналогия здесь неполная. Индекс цен Дивизиа имеет тот же смысл, что и прямой индекс цен. Второй же индекс является индексом *потоков* количества, в отличие от прямого индекса количеств. Заметим, что индексы потоков количества Дивизиа часто называют просто индексами количеств. Тем не менее необходимо помнить о том, что они имеют иной смысл, чем обычные индексы количеств. Произведение пары индексов Дивизиа дает индекс *потоков* стоимости, а не индекс стоимостей, как в случае прямых индексов. Наконец, оба индекса данной пары, как и их произведение, являются переменными типа запаса.

В пределе при уменьшении шага по времени сцепленного индекса до нуля для весьма широкого класса индексных формул (включающего все рассмотренные выше) сцепленный индекс сходится к индексу Дивизиа.

Индексы Дивизиа обсуждаются, в частности, в [61–67].

## 6.6. Разностные аппроксимации индексов Дивизиа

Для построения индексов Дивизиа требуется полная информация о динамике цен и количеств. Поскольку она обычно не бывает доступна, то на

практике используют сцепленные индексы, которые можно рассматривать как разностные аппроксимации индексов Дивизиа. Поскольку прямые индексы являются частным случаем сцепленных, когда шаг по времени совпадает с интервалом сопоставления, то и прямые индексы можно рассматривать как аппроксимации индексов Дивизиа.

Хотя сцепленные индексы, построенные на основе почти всех используемых на практике индексных формул, и являются аппроксимациями индексов Дивизиа, точность аппроксимации для разных сцепленных индексов различна и зависит, в частности, от величины шага по времени и от используемой индексной формулы.

### 6.6.1. Аппроксимации в переменных $(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{q}})$

При предположении о наличии полной информации о траектории, т. е. о динамике всех цен и количеств за анализируемый отрезок времени от  $T_0$  до  $T_1$ , несмещенными оценками индексов цен и количеств естественно считать индексы Дивизиа. Ниже будем рассматривать только индексы цен Дивизиа<sup>27</sup>

$$(6.12) \quad \ln I^{p,D}(T_0, T_1) = \int_{T_0}^{T_1} \frac{\sum_j \tilde{q}^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j \tilde{q}^j(t) p^j(t)} dt .$$

Задача построения индекса цен, таким образом, сводится к задаче численного интегрирования (6.12).

Традиционный подход к решению таких задач состоит в разбиении отрезка интегрирования  $[T_0, T_1]$  на  $N$  частей  $T_0 = t_0 < t_1 < \dots < t_N = T_1$ , например, равной длины  $\tau = (T_1 - T_0) / N$ , т. е.  $t_n = T_0 + n\tau$ ,  $n = \overline{0, N}$ , и в аппроксимации на каждом шаге по времени  $[t_n, t_{n+1}]$  значения интеграла.

Применительно к задаче (6.12) для этого удобно аппроксимировать функции  $\tilde{q}^j(t)$ , поскольку они выполняют роль весов. Аппроксимируя на шаге  $n$  функции  $\tilde{q}^j(t)$  константами  $\tilde{q}^j(t) \approx \tilde{q}^j(t_n) = \tilde{q}_n^j$ , т. е. выбирая *весовую базу* (момент, которому соответствуют веса) на данном шаге соответствующей *исходной базе* (началу шага), получаем следующую формулу аппроксимации интеграла (6.12)

<sup>27</sup> Заметим, что в российской переходной экономике рассматриваемые вопросы наиболее актуальны именно для измерения динамики цен, поскольку цены изменяются гораздо быстрее количеств.

$$(6.13) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j \tilde{q}^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j \tilde{q}^j(t) p^j(t)} dt = \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j \dot{p}^j(t)}{\sum_j \tilde{q}_n^j p^j(t)} dt = \\ = \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j},$$

где  $p_n^j = p^j(t_n)$ ,  $p_{n+1}^j = p^j(t_{n+1})$ . Здесь и ниже мы предполагаем, что состав корзины может изменяться лишь в узлах сетки  $t_n$ ,  $n = \overline{1, N-1}$ , оставаясь неизменным в пределах каждого шага по времени.

Таким образом, в этом случае на шаге по времени  $[t_n, t_{n+1}]$  индекс Дивизиа аппроксимируется прямым индексом (т. е. индексом, учитывающим информацию о ценах и количествах только на концах интервала сопоставления) Ласпейреса, а на всем отрезке  $[T_0, T_1]$  – сцепленным индексом Ласпейреса

$$(6.14) \quad \ln I^{p,CL}(T_0, T_1) = \sum_{n=0}^{N-1} \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j} = \ln \prod_{n=0}^{N-1} \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j}.$$

Если же на шаге  $n$  положить  $\tilde{q}^j(t) \approx \tilde{q}^j(t_{n+1}) = \tilde{q}_{n+1}^j$ , получаем формулу Пааше

$$(6.15) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_n^j},$$

для которой весовая база соответствует концу шага по времени.

При  $\tau \rightarrow 0$  погрешность метода сцепленного индекса Ласпейреса  $|\ln I^{p,D}(T_0, T_1) - \ln I^{p,CL}(T_0, T_1)| = O(\tau)$ , и аналогично для формулы Пааше, т. е. это – методы первого порядка. Остаточный член формулы Ласпейреса (6.13)

$$R_n = \int_{t_n}^{t_{n+1}} \frac{\sum_j \tilde{q}^j(t) \dot{p}^j(t)}{\sum_j \tilde{q}^j(t) p^j(t)} dt - \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j}$$

при малых  $\tau$  примерно равен остаточному члену формулы Пааше (6.15), но имеет противоположный знак. Это отражает уже обсуждавшееся свойство пары индексов Ласпейреса и Пааше, состоящее в том, что один из них обычно завывает рост цен, тогда как второй на том же шаге по времени его занижает, т. е. они дают двустороннее приближение решения. Различие между значениями, полученными по формулам Ласпейреса и Пааше, позволяет поэтому судить о величине их погрешности.

Эти индексы дают очень низкую точность, причиной чего является запаздывание весов (весовая база отстает от середины шага по времени на  $\tau/2$ ) в случае индекса Ласпейреса и их опережение (весовая база опережает середину шага по времени также на  $\tau/2$ ) в случае индекса Пааше.

Взаимно компенсировать в первом приближении ошибки формул Ласпейреса и Пааше можно по-разному. Для этого часто используют полусумму их логарифмов, что дает индекс Фишера

$$(6.16) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \frac{1}{2} \left( \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j} + \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_n^j} \right) = \\ = \ln \left( \frac{\sum_j \tilde{q}_n^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_n^j p_n^j} \cdot \frac{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_{n+1}^j p_n^j} \right)^{1/2}.$$

Метод сцепленных индексов Фишера является методом второго порядка, поскольку при уменьшении шага по времени  $\tau$  погрешность этого метода вычисления равна  $O(\tau^2)$ , т. е. он, вообще говоря, сходится к индексу Дивизиа быстрее, чем сцепленные индексы Ласпейреса и Пааше.

Аппроксимируя  $\tilde{q}^j(t) \approx (\tilde{q}^j(t_n) + \tilde{q}^j(t_{n+1})) / 2 = (\tilde{q}_n^j + \tilde{q}_{n+1}^j) / 2$ , получаем на данном шаге индекс Эджворта–Маршалла

$$(6.17) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \ln \frac{\sum_j (\tilde{q}_n^j + \tilde{q}_{n+1}^j) p_{n+1}^j}{\sum_j (\tilde{q}_n^j + \tilde{q}_{n+1}^j) p_n^j}.$$

Сцепленный индекс Эджворта–Маршалла также является методом второго порядка. Остаточный член в формуле Эджворта–Маршалла может быть уменьшен вдвое в пределе при  $\tau \rightarrow 0$ , если вместо полусуммы значений в соседних узлах функцию  $\tilde{q}^j(t)$  аппроксимировать ее значениями в центральной точке шага по времени

$\tilde{q}^j(t) \approx \tilde{q}^j((t_n + t_{n+1})/2) = \tilde{q}^j(t_n + \tau/2) = \tilde{q}_{n+1/2}^j$ , что дает формулу средней точки

$$(6.18) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \ln \frac{\sum_j \tilde{q}_{n+1/2}^j p_{n+1}^j}{\sum_j \tilde{q}_{n+1/2}^j p_n^j} .$$

### 6.6.2. Аппроксимации в переменных $(\mathbf{r}, \mathbf{w})$

Недостатком всех формул, полученных на основе (6.12), является использование в них информации о динамике потоков количества  $\tilde{q}^j(t)$ . Зачастую единственной доступной информацией о количествах является информация о динамике долей потоков стоимости  $w^j(t) = \tilde{v}^j(t) / \tilde{V}(t)$ ,  $w^j(t) \geq 0$ ,  $\sum_j w^j(t) \equiv 1$ . В этом случае от переменных  $(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{q}})$  удобно перейти

к переменным  $(\mathbf{r}, \mathbf{w})$ , где  $r^j(t) = \ln \frac{p^j(t)}{p^j(T_0)}$  – логарифмы индивидуальных

индексов цен. В этих переменных индекс цен Дивизия может быть записан как

$$(6.19) \quad \ln I^{p,D}(T_0, T_1) = \int_{T_0}^{T_1} \sum_j w^j(t) \dot{r}^j(t) dt ,$$

что несколько проще, чем (6.12).

Преобразование переменных  $(\mathbf{p}, \tilde{\mathbf{q}})$  в  $(\mathbf{r}, \mathbf{w})$  не является взаимно однозначным, поэтому в переменных  $(\mathbf{r}, \mathbf{w})$  не все рассмотренные выше аппроксимации могут быть получены. Так, если данные о долях потоков стоимости известны только в узлах сетки, то не может быть использована формула Эджворта–Маршалла (6.17), а если они известны только в полупромежных узлах  $t_{n+1/2} = (t_n + t_{n+1})/2 = t_n + \tau/2$  – то не могут быть использованы формулы Ласпейреса, Пааше и, следовательно, Фишера. Вместе с тем (6.19) позволяет дополнительно получить несколько иные аппроксимации.

Так, если на шаге  $n$  положить  $w^j(t) \approx w^j(t_n) = w_n^j$ , получаем



$$(6.20) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \int_{t_n}^{t_{n+1}} \sum_j w^j(t) \dot{r}^j(t) dt = \sum_j w_n^j (r_{n+1}^j - r_n^j) = \\ = \ln \prod_j \left( \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_n^j},$$

где  $r_n^j = r^j(t_n)$ ,  $r_{n+1}^j = r^j(t_{n+1})$ ,  $r_{n+1}^j - r_n^j = \ln \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j}$ . Таким образом, на данном шаге по времени индекс Дивизиа аппроксимируется взвешенным средним геометрическим с весами, соответствующими началу шага по времени, а на всем отрезке  $[T_0, T_1]$  – сцепленным индексом

$$(6.21) \quad \ln I^{p,G0}(T_0, T_1) = \sum_{n=0}^{N-1} \sum_j w_n^j (r_{n+1}^j - r_n^j) = \ln \prod_{n=0}^{N-1} \prod_j \left( \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_n^j}.$$

Если же на шаге  $n$  положить  $w^j(t) \approx w^j(t_{n+1}) = w_{n+1}^j$ , получаем формулу взвешенного среднего геометрического с весами, соответствующими концу шага по времени

$$(6.22) \quad \ln I^{p,D}(t_n, t_{n+1}) = \sum_j w_{n+1}^j (r_{n+1}^j - r_n^j) = \ln \prod_j \left( \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_{n+1}^j}.$$

Пара формул (6.20), (6.22) является аналогом пары формул Ласпейреса и Пааше, полученных с использованием геометрических средних вместо арифметических. Как и в случае формул Ласпейреса и Пааше, обе эти формулы дают методы первого порядка, т. е. также обеспечивают низкую точность по причине запаздывания весов на  $\tau/2$  в индексе (6.20) и их опережения на  $\tau/2$  в индексе (6.22), и они имеют примерно одинаковые остаточные члены на каждом шаге, но с противоположными знаками<sup>28</sup>. Эти погрешности можно в первом приближении взаимно компенсировать так же, как и в случае формул для арифметических средних.

<sup>28</sup> Заметим, что из этого не следует, что индексы (6.20) и (6.22) имеют примерно ту же точность, что и индексы Ласпейреса и Пааше, поскольку точность, помимо скорости сходимости, определяется еще и константой. Эти константы для двух пар индексов могут различаться даже по порядку величины.

Аппроксимация на шаге  $n$  функций  $w^j(t)$  полусуммой значений в узлах  $w^j(t) \approx (w^j(t_n) + w^j(t_{n+1}))/2 = (w_n^j + w_{n+1}^j)/2$  дает индекс Торнквиста

$$(6.23) \quad \ln I^{P,D}(t_n, t_{n+1}) = \frac{1}{2} \sum_j (w_n^j + w_{n+1}^j)(r_{n+1}^j - r_n^j) = \ln \prod_j \left( \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{\frac{w_n^j + w_{n+1}^j}{2}},$$

который является аналогом индексов Фишера и Эджворта–Маршалла одновременно и так же, как и они, является методом второго порядка. Использование средней точки  $w^j(t) \approx w^j((t_n + t_{n+1})/2) = w^j(t_n + \tau/2) = w_{n+1/2}^j$  вместо полусуммы значений в узлах позволяет примерно вдвое уменьшить остаточный член в формуле Торнквиста и дает индекс

$$(6.24) \quad \ln I^{P,D}(t_n, t_{n+1}) = \sum_j w_{n+1/2}^j (r_{n+1}^j - r_n^j) = \ln \prod_j \left( \frac{p_{n+1}^j}{p_n^j} \right)^{w_{n+1/2}^j}.$$

Этот метод представляется особо привлекательным, поскольку данные о структуре потребительских расходов на шаге по времени, на основе которых формируют веса для построения индексов потребительских цен, соответствуют в первом приближении как раз середине шага по времени.

В основе всех рассмотренных формул разностных аппроксимаций индекса Дивизиа лежит использование информации лишь в двух узлах сетки на каждом шаге интегрирования. Вместе с тем существует много формул численного интегрирования, основанных на использовании информации в большем числе узлов сетки. Такие формулы позволяют существенно повысить точность метода интегрирования. Несмотря на это, при построении разностных аппроксимаций индекса Дивизиа обычно ограничиваются формулами, основанными на информации лишь в двух узлах сетки. Использование в формулах для аппроксимации шага интеграла (6.12) значений функций  $\tilde{q}^j(t)$  или  $w^j(t)$  в более, чем двух, узлах сетки с целью повышения порядка метода обычно ограничивается невысокой точностью исходных данных о количествах, их несопоставимостью для разных шагов по времени при изменениях состава потребительской корзины в узлах сетки и малым числом шагов по времени  $N$ , для которых обычно имеются исходные данные.

Аппроксимация функций  $w^j(t)$  константами дает на соответствующем шаге формулу геометрического среднего, в отличие от формулы арифмети-

ческого среднего, которая получается при аппроксимации константами функций  $\tilde{q}^j(t)$ . Различие между двумя типами средних, как уже отмечалось, состоит в различии соответствующих им предположений о характере взаимосвязи между ценами и количествами, т. е. о возможности замещения одних представителей другими при изменении относительных цен. В основе использования среднего геометрического с неизменными весами лежит предположение о том, что такое замещение происходит, причем с изменением цен количества изменяются так, что доли стоимости остаются неизменными, тогда как в основе использования среднего арифметического с неизменными весами лежит предположение об отсутствии влияния изменения цен на динамику количеств, т. е. о том, что замещения не происходит.

Априори нельзя отдать предпочтение тому или иному типу осреднения, поскольку в разных случаях характер взаимосвязи между ценами и количествами может существенно различаться. Вместе с тем адекватный учет замещения в конкретной ситуации может существенно повысить точность, что особенно актуально в связи с тем, что в задачах измерения роста цен обычно существует ограничение снизу на величину шага по времени  $\tau \geq \tau_{\min} > 0$ , обусловленное технологией сбора и обработки данных, необходимых для построения системы весов. Неадекватный учет замещения приводит к возникновению *смещения, обусловленного процессами замещения* (*substitution bias*, см., например, [68,49]).

Помимо двух рассмотренных типов взаимосвязи между ценами и количествами, можно использовать и другие, для чего может быть полезным привлечение концепции индекса стоимости жизни (подробнее см. [69]). Это особенно актуально для крупных шагов по времени.

Заметим, что все рассмотренные формулы позволяют корректно обрабатывать особенность в подынтегральном выражении, возникающую при либерализации цен, когда  $\dot{p}^j(t) \rightarrow +\infty$  при  $t \rightarrow T'$ , где  $T'$  – момент либерализации цен.

## 6.7. Проблемы построения временных рядов сцепленных индексов

Использование сцепленных индексов вместо прямых способно не только решать проблемы, но и порождать их. Поэтому использование сцепленных индексов вместо прямых может как улучшить, так и ухудшить точность измерения во временной области. Рассмотрим несколько причин этого.

### 6.7.1. Тест обратимости ситуаций

Выше обсуждались некоторые соображения, позволяющие предпочесть одни индексные формулы другим. Еще одним соображением является требование выполнения *теста обратимости ситуаций*, в соответствии с которым индекс, рассчитанный в прямом направлении должен представлять собой обратную величину по отношению к индексу, исчисленному в обратном направлении [51]. При проведении межвременных сопоставлений этот тест называют *тестом обратимости во времени*. В соответствии с ним для любой пары сопоставляемых периодов  $t_1$  и  $t_2$  должно выполняться  $I(t_1, t_2) \cdot I(t_2, t_1) = 1$ . Этот тест всегда выполняется для индивидуальных индексов, но многие формулы сводных индексов ему не удовлетворяют. Из рассмотренных выше, тесту обратимости во времени не удовлетворяют индексы Ласпейреса и Пааше, а индексы Фишера, Эджворта–Маршалла и все индексы, основанные на геометрических средних, этому тесту удовлетворяют.

Если при построении временного ряда сцепленного индекса используется формула, не удовлетворяющая тесту обратимости во времени, то такой ряд может расходиться, т. е. он может неограниченно возрастать с течением времени даже в отсутствие неограниченного роста индивидуальных индексов цен (количеств). Соответственно получаемый результат может иметь мало общего с реальным изменением цен (количеств).

Покажем это на простом примере, когда рост цен измеряется индексом

$$(6.25) \quad I(T_0, T_1) = \prod_{n=0}^{N-1} \sum_j w^j \frac{P_{n+1}^j}{P_n^j}$$

с неизменными от шага к шагу весами  $w^j$  (см. также [63,70]). Индексы вида (6.25) не удовлетворяют тесту обратимости во времени, поскольку для каждого шага по времени справедливо неравенство

$$\left( \sum_j w^j \frac{P_{n+1}^j}{P_n^j} \right) \cdot \left( \sum_j w^j \frac{P_n^j}{P_{n+1}^j} \right) \geq 1,$$

причем равенство достигается только в практически нереальном случае совпадения на данном шаге по времени всех индивидуальных индексов цен  $P_{n+1}^j / P_n^j$ . Поэтому последовательность значений любого индекса вида (6.25) неограниченно возрастает на любой периодической последовательности векторов цен  $\mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2, \mathbf{p}_1, \mathbf{p}_2, \dots$  такой, что  $\mathbf{p}_1 \neq \mathbf{p}_2$ , поскольку за каждый

шаг по времени значения индекса увеличиваются в одинаковой пропорции, вместо того, чтобы оставаться неизменными. Таким образом, при осциллирующих (колеблющихся с течением времени) ценах возникает экспоненциальное смещение вверх.

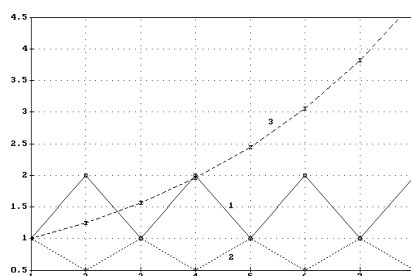


Рис. 6.4. Иллюстрация возникновения экспоненциального смещения при построении временного ряда сцепленного индекса по осциллирующим индивидуальным индексам с использованием индексной формулы, не удовлетворяющей тесту обратимости во времени:

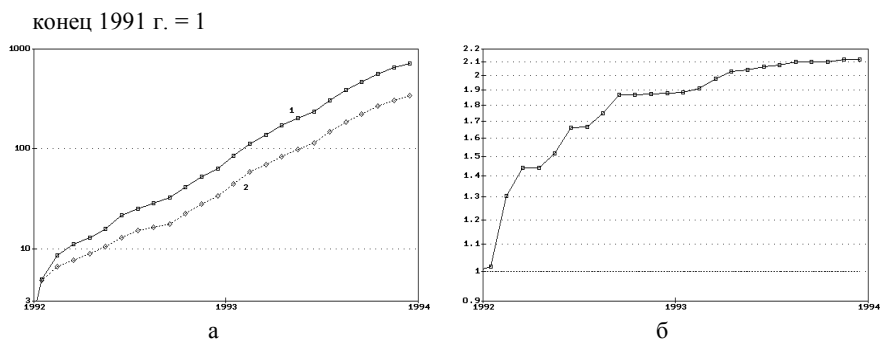
- 1 и 2 – индивидуальные индексы
- 3 – сводный индекс

Пусть корзина состоит всего из двух представителей, которые учитываются в (6.25) с одинаковыми весами  $w^1 = w^2 = 0.5$ , а цены на них осциллируют, не демонстрируя тенденции роста или снижения,  $p_n^1 = 2^{n\%2}$ ,  $p_n^2 = 2^{-n\%2}$ , где  $n\%2$  обозначает остаток от деления  $n$  на 2 (см. рис. 6.4).

Тогда  $I(T_0, T_1) = \prod_{n=0}^{N-1} \left( \frac{1}{2} \cdot 2 + \frac{1}{2} \cdot \frac{1}{2} \right) = \left( \frac{5}{4} \right)^N$ , т. е. на каждом шаге по времени

индекс демонстрирует рост в  $\frac{5}{4}$  раз. Приведенный пример показывает, что для неограниченного роста значений индекса цен (6.25) не требуется вовсе никакого роста цен, достаточно, чтобы они осциллировали. Вообще, при сцеплении любых индексов, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени, будут возникать подобные смещения<sup>29</sup>.

<sup>29</sup> И. Фишер в [51] приводит аналогичный пример для территориальных сопоставлений, сравнивая цены в двух городах. Получается, что цены в любом из двух сопоставляемых городов значительно выше, чем в другом.



*Рис. 6.5.* Иллюстрация возникновения смещения при построении временно-го ряда сцепленного индекса с использованием индексной формулы, не удовлетворяющей тесту обратимости во времени:

- а) первоначальный вариант официального индекса цен производителей промышленной продукции, построенного с использованием неадекватной индексной формулы (1),  
уточненный вариант того же индекса (2)
- б) отношение первоначального варианта индекса к уточненному

Заметим, что индексы типа (6.25) использовались Госкомстатом при исчислении помесячных индексов цен производителей, что привело к их колоссальному завышению в 1992–1993 гг. (см. [70]). Иллюстрацию этого дает *рис. 6.5*, на котором показаны два варианта официального индекса цен производителей промышленной продукции. Первоначально при расчете значений этого индекса по отношению к предыдущему месяцу использовалась формула, не удовлетворяющая тесту обратимости ситуаций, впоследствии был рассчитан новый вариант официального индекса в помесячном выражении, в котором это смещение в первом приближении устранено. Видим, что за два года с конца 1991 г. по конец 1993 г. первоначальная оценка роста цен производителей превышала исправленную в 2,1 раза. В соответствии с первоначальным вариантом индекса цены в 1992 г. выросли в 63,5 раза, что на 88% превышает уточненную оценку, согласно которой рост цен составил 33,8 раз. В 1993 г. согласно первоначальной оценке цены выросли в 11,3 раза, что на 13% превышает уточненную оценку, согласно которой цены выросли в 10,0 раз. Этот пример показывает, к последствиям

какого масштаба может привести использование неадекватной индексной формулы в условиях российской переходной экономики<sup>30</sup>.

Возникновение значительных смещений в сторону завышения оценок произошедшего роста цен является типичной проблемой при построении временных рядов сцепленных индексов с использованием индексных формул, не удовлетворяющих тесту обратимости во времени.

Другие соображения, позволяющие предпочесть одни индексные формулы другим, обсуждаются в [71].

### **6.7.2. Сезонная корректировка временных рядов сцепленных индексов**

При построении временных рядов сцепленных индексов могут возникать скачки сезонных волн, обусловленные сменой корзины товаров-представителей и весов, с которыми они учитываются при построении индекса.

Продемонстрируем это на следующем примере. Пусть корзина состоит всего из двух товаров-представителей – нефти и газа. Добыча нефти почти не подвержена воздействию сезонного фактора (*рис. 2.3,а*), тогда как добыча газа, напротив, демонстрирует значительные сезонные колебания (*рис. 4.7,а*). Поэтому, если разные сегменты сцепленного индекса построены с использованием различных весов, то сезонные колебания временного ряда сводного индекса на разных сегментах будут иметь разный масштаб, что усложнит проведение сезонной корректировки и ухудшит качество ее результата. Стандартной рекомендацией в таких случаях является проведение сезонной корректировки временных рядов индивидуальных индексов и построение сезонно скорректированного ряда сводного индекса на их основе.

На *рис. 6.6,а* показаны два варианта сезонно скорректированного временного ряда сцепленного индекса. В обоих случаях в пределах каждого календарного года индексы рассчитаны как агрегатные с неизменными ве-

---

<sup>30</sup> Подчеркнем, что в рассмотренном в разделе 6.3.4 примере, иллюстрирующем несогласованность пар индексов цен и количеств (*рис. 6.3*), был использован официальный индекс цен производителей промышленной продукции в годовом выражении, согласно которому цены за 1992 г. выросли в 33,8 раза, а в 1993 г. – в 10,0 раз. Если в примере использовать данные первоначальной оценки индекса в месячном выражении, согласно которым цены за 1992 г. выросли в 63,5 раза, а за 1993 г. – в 11,3 раза, то расхождение между произведением индексов количеств и цен, с одной стороны, и индексом стоимостей, с другой, увеличится еще в 2,1 раза по сравнению с показанным на *рис. 6.3,б*, т. е. за 10 лет составит примерно 6 (!) раз.

сами, на границах календарных лет произведено сцепление. В нечетные годы индивидуальный индекс добычи нефти учитывается с весом 0,4, а индивидуальный индекс добычи газа – с весом 0,6. В четные годы веса меняются местами. В обоих случаях использован один и тот же алгоритм сезонной корректировки. Единственное различие состоит в том, что при построении первого варианта временного ряда сцепленный индекс строился по исходным данным, после чего проводилась его сезонная корректировка. При построении второго варианта временного ряда сначала проводилась сезонная корректировка временных рядов индивидуальных индексов, после чего строился сцепленный индекс. Видим, что в первом случае наблюдаются флуктуации сезонно скорректированного временного ряда сцепленного индекса, особенно хорошо заметные на рис. 6.б,б, на котором показана динамика отношения двух вариантов временного ряда сцепленного индекса. Масштаб этих флуктуаций достаточно велик – до 3%, т. е. они существенно влияют на идентификацию краткосрочных тенденций. Таким образом, если сцепление производится до проведения сезонной корректировки, то возникает эффект просачивания весов в результирующий временной ряд (наиболее масштабное – в середине шага по времени). Здесь имеет место еще один пример некоммутативности операций с экономическими временными рядами.

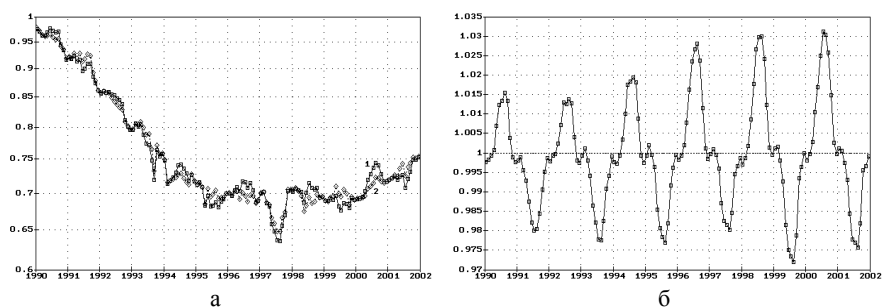


Рис. 6.б. Иллюстрация возникновения флуктуаций сезонных волн во временном ряде сцепленного индекса (месячные данные):

- а) 1 – сначала построен временной ряд сцепленного индекса, затем проведена его сезонная корректировка, 2 – сначала проведена сезонная корректировка временных рядов индивидуальных индексов, затем на их основе построен временной ряд сцепленного индекса
- б) отношение 1 к 2



Для того чтобы избежать возникновения аберраций, подобных показанным на *рис. 6.6, б*, необходимо параллельно строить два временных ряда сцепленного индекса: некорректированный по некорректированным временным рядам индивидуальных индексов и сезонно скорректированный по сезонно скорректированным временным рядам индивидуальных индексов. В этом случае проблема возможного возникновения скачков сезонных волн решается автоматически.

В рассмотренном примере сцеплялись достаточно короткие сегменты. Если же сцепляются длинные сегменты, охватывающие несколько лет, то аберрации сезонно скорректированных рядов, обусловленные скачками сезонных волн вблизи моментов сшивки сегментов, смещаются от середины сегмента в направления моментов сшивки сегментов.

Заметим, что сезонные волны временных рядов сводных индексов могут эволюционировать вне зависимости от того, эволюционируют ли сезонные волны временных рядов индивидуальных индексов, причем это относится не только к сцепленным индексам, но и к прямым, хотя для сцепленных индексов эта проблема более актуальна.

## **6.8. Открытые и закрытые системы экономических индексов**

Если задача анализа может быть сведена к проведению сопоставлений между парами ситуаций, то для ее решения достаточно построения совокупности двухситуационных (прямых) индексов для всех сопоставляемых пар. Однако многие задачи анализа, к числу которых относятся и задачи анализа экономической динамики, не могут быть сведены к проведению независимых сопоставлений между парами ситуаций и для своего решения требуют построения цельной *системы экономических индексов*.

Например, при проведении международных сопоставлений часто строят систему взаимоуязванных индексов, учитывающих информацию по всем сопоставляемым странам одновременно. При проведении межвременных сопоставлений строят временные ряды экономических индексов. Таким образом, анализ экономической динамики требует построения системы индексов. В таких случаях предъявляют некоторые требования ко всей системе индексов, а не только к индексам, сопоставляющим пары ситуаций.

Различают *открытые* и *закрытые* системы индексов [64]. Если при переходе от расчета индексов для  $n$  ситуаций к расчету по  $n+1$  ситуациям (например, при проведении расчетов по данным очередного месяца) первоначальные значения индексов не меняются, то такая система индексов (и

соответственно система построения индексов) является открытой, а в противном случае – закрытой.

Закрытые системы позволяют получать более точные, более сопоставимые, более адекватные временные ряды экономических индексов, чем открытые системы. Вместе с тем при проведении межвременных сопоставлений закрытая система индексов не может быть построена в оперативном режиме, что обуславливает неизбежность использования в статистической практике и открытых систем индексов.

Так, когда поступают данные о ценах или количествах товаров-представителей за очередной отчетный месяц, то они могут быть учтены при построении сводного индекса только с устаревшими весами, поскольку для построения новой системы весов требуются данные, которые при проведении таких расчетов еще не бывают доступны. Однако впоследствии такие данные становятся доступными и может быть произведен пересмотр всего временного ряда индексов с использованием весов, соответствующих середине шага по времени и индексных формул, обеспечивающих более высокую точность. Например, при пересмотре могут быть построены сцепленные индексы Фишера или Торнквиста, тогда как при построении открытой системы они построены быть не могут и поэтому обычно строят сцепленные индексы с устаревшими весами.

Таким образом, *одношаговая методика* построения системы индексов, не предусматривающая последующего уточнения всего временного ряда, может быть только открытой, т. е. она не может обеспечивать той точности, которая могла бы быть достигнута на основе имеющихся данных. Временной ряд экономического индекса, получающийся на основе одношаговой методики, можно рассматривать как совокупность предварительных оценок для соответствующих периодов. По тем же исходным данным могут быть получены более точные оценки динамики соответствующего показателя, но для этого методика должна быть закрытой: при получении данных за очередной период должны уточняться оценки и за предыдущие периоды (подробнее см. [6]), т. е. методика должна быть многошаговой.

## Литература

1. Бобров С.П. Экономическая статистика: введение в изучение методов обработки временных рядов экономической статистики. М.–Л.: Госиздат, 1930. 519 с.
2. Shiskin J., Young A.H., Musgrave J.C. 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.
3. Cleveland W.S. Seasonal and Calendar Adjustment / Brillinger D.R., Krishniah P.R. (eds.) Time Series in the Frequency Domain. Handbook of Statistics. Vol. 3. New York: North Holland, 1983. P. 39–72.
4. Findley D.F., Monsell B.C., Bell W.R., Otto M.C., Chen B.-C. 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.
5. den Butter F.A.G., Fase M.M.G. Seasonal Adjustment as a Practical Problem. Amsterdam: North-Holland, 1991. 226 p.
6. Bloem A.M., Dippelsman R.J., Mæhle N.Ø. Quarterly National Accounts Manual: Concepts, Data Sources, and Compilation. Washington: IMF. 2001. xii+210 p.
7. Fischer B. 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>
8. Cleveland W.S., Dunn D.M., Terpenning I.J. SABL: A Resistant Seasonal Adjustment Procedure with Graphical Methods for Interpretation and Diagnosis / [11] P. 201–231.
9. Персонс У.М. Корреляция временных рядов / Математические методы в статистике. М.: Экономическая жизнь, 1927. С. 303–324.
10. Seasonal Adjustment on Electronic Computers. Paris: OECD, 1961. 403 p.
11. Zellner A. (ed.) Seasonal Analysis of Economic Time Series. Washington: U.S. Department of Commerce, Bureau of the Census, 1978. 485 p.

12. Четвериков Н.С. Сглаживание динамических рядов / Статистический анализ экономических временных рядов и прогнозирование. М.: Наука, 1973. С. 106–135.
13. Катковник В.Я. Непараметрическая идентификация и сглаживание данных: метод локальной аппроксимации. М.: Наука, 1985. 336 с.
14. Хардле В. Прикладная непараметрическая регрессия. М.: Мир, 1993. 349 с.
15. Cleveland W.S., Loader C. Smoothing by Local Regression: Principles and Methods / Härdle W., Schimek M.G. (eds.) Statistical Theory and Computational Aspects of Smoothing. New York: Springer, 1996. P. 10–49.
16. Канторович Г.Г. Анализ временных рядов. Курс лекций // Экономический журнал ВШЭ. 2002. Т. 6. № 1–4; 2003. Т. 7. № 1.
17. Семенов М.И. К вопросу о закономерности колебаний урожаев // Вестник статистики. 1922. Кн. 11. № 5–8. С. 57–96.
18. Корнаи Я. Социалистическая система. Политическая экономия коммунизма. М.: ИП "Журнал Вопросы экономики", 2000. 672 с.
19. Бродель Ф. Время мира: материальная цивилизация, экономика и капитализм, XV–XVIII вв. М.: Прогресс, 1992. 679 с.
20. Romer C.D. Is the Stabilization of the Postwar Economy a Figment of the Data? // The American Economic Review. Vol. 76. No. 3. 1986. P. 314–334.
21. Campbell J.Y., Lo A.W., MacKinlay A.C. The Econometrics of Financial Markets. Princeton: Princeton University Press, 1997. 611 p.
22. Mills T.C. The Econometric Modelling of Financial Time Series. Cambridge University Press, 1999. 380 p.
23. Franses P.H., van Dijk D. Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance. Cambridge: Cambridge University Press, 2000. 296 p.
24. Franses P.H. Time Series Models for Business and Economic Forecasting. Cambridge: Cambridge University Press, 1998. 296 p.
25. Grimm B.T., Parker R.P. 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.
26. 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.
27. Мендельсон Л.А. Теория и история экономических кризисов и циклов. Т. 1. М.: Соцэкгиз, 1959. 692 с.; Т. 2. М.: Соцэкгиз, 1959. 768 с.
28. Полетаев А.В., Савельева И.М. Циклы Кондратьева и развитие капитализма (опыт междисциплинарного исследования). М.: Наука, 1993. 249 с.

29. *OECD Department of Economics and Statistics*. OECD Leading Indicators and Business Cycles in Member Countries, 1960–1985, Sources and Methods. No. 39. January 1987.
30. *Кондратьев Н.Д.* Большие циклы конъюнктуры // Вопросы конъюнктуры. Т. 1. Вып. 1. 1925. С. 28–79.
31. *Смирнов С.В.* Система опережающих индикаторов для России // Вопросы экономики. 2001. № 3. С. 23–42.
32. *Марпл-мл. С.Л.* Цифровой спектральный анализ и его приложения. М.: Мир, 1990. 584 с.
33. *Хемминг Р.В.* Численные методы для научных работников и инженеров. М.: Наука, 1972. 400 с.
34. *Kornai J.* Transformational Recession: The Main Causes // Journal of Comparative Economics. Vol. 19. No. 1. 1994. P. 39–63.
35. *Бессонов В.А.* 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.
36. *Полтерович В.М.* Трансформационный спад в России // Экономика и математические методы. 1996. Т. 32. № 1. С. 54–69.
37. *Бессонов В.А.* О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // Экономический журнал ВШЭ. 2000. Т. 4. № 2. С. 184–219.
38. *Бессонов В.А.* Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве. М.: ИЭПП, 2001. 109 с.
39. *Арнольд В.И.* Теория катастроф. М.: Наука, 1990. 128 с.
40. *Полтерович В.М.* Институциональные ловушки и экономические реформы // Экономика и математические методы. 1999. Т. 35. № 2. С. 3–20.
41. *Пригожин И., Стенгерс И.* Время, хаос, квант. К решению парадокса времени. М.: Эдиториал УРСС, 2000. 240 с.
42. *Винер Н.* Машина умнее своего создателя / Кибернетика, или управление и связь в животном и машине. М.: Наука, 1983. С. 308–314.
43. *Wright J.F.* An Index of the Output of British Industry Since 1700 // The Journal of Economic History. 1956. Vol. 16. P. 356–364.
44. *Cole W.A.* The Measurement of Industrial Growth // The Economic History Review. 1958. Vol. 11. No. 2. P. 309–315.
45. *Miron J.A., Romer C.D.* A New Monthly Index of Industrial Production, 1884–1940 // The Journal of Economic History. 1990. Vol. 50. No. 2. P. 321–337.

46. *Miron J.A., Romer C.D.* Reviving the Federal Statistical System: The View from Academia // *The American Economic Review*. 1990. Vol. 80. No. 2. P. 329–332.
47. *Landefeld J.S., Parker R.P.* Preview of the Comprehensive Revision of the National Income and Product Accounts: BEA's New Featured Measures of Output and Prices // *Survey of Current Business*. 1995. Vol. 75. No. 3. P. 31–38.
48. *Landefeld J.S., Parker R.P.* 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.
49. *Бессонов В.А.* О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // *Экономический журнал ВШЭ*. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.
50. *Бессонов В.А.* Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ // *Экономический журнал ВШЭ*. 1999. Т. 3. № 1. С. 42–81.
51. *Фишер И.* Построение индексов. Учение об их разновидностях, тестах и достоверности. М.: ЦСУ СССР, 1928. 466 с.
52. *Бессонов В.А.* О проблемах измерения в условиях кризисного развития российской экономики // *Вопросы статистики*. 1996. № 7. С. 18–32.
53. *Summary Report of the Meeting / [10]* P. 13–27.
54. *Box G.E.P., Cox D.R.* An Analysis of Transformations // *Journal of the Royal Statistical Society. Ser. B*. 1964. Vol. 26. No. 1. P. 211–252.
55. *Corrado C., Gilbert C., Raddock R., Kudon C.* Industrial Production and Capacity Utilization: Historical Revision and Recent Developments // *Federal Reserve Bulletin*. Vol. 83. No. 2. 1997. P. 67–92.
56. *Beckerman P.* *The Economics of High Inflation*. London: Macmillan, 1992. viii+228 p.
57. *Арманд А.Д., Люри Д.И., Жерихин В.В., Раутиан А.С., Кайданова О.В., Козлова Е.В., Стрелецкий В.Н., Буданов В.Г.* *Анатомия кризисов*. М.: Наука, 1999. 238 с.
58. *Драймз Ф.* *Распределенные лаги: проблемы выбора и оценивания модели*. М.: Финансы и статистика, 1982. 383 с.
59. *Кендалл Дж., Стьюарт А.* *Теория распределений*. М.: Наука, 1996. 588 с.
60. *Джини К.* *Средние величины*. М.: Статистика, 1970. 448 с.
61. *Аллен Р.* *Экономические индексы*. М.: Статистика, 1980. 256 с.
62. *Hulten C.R.* *Divisia Index Numbers // Econometrica*. 1973. Vol. 41. No. 6. P. 1017–1025.

63. *Forsyth F.G., Fowler R.F.* 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.
64. *Кевеш П.* Теория индексов и практика индексного анализа. М.: Финансы и статистика, 1990. 303 с.
65. *Ершов Э.Б.* Вступительная статья / *Кевеш П.* Теория индексов и практика индексного анализа. М.: Финансы и статистика, 1990. С. 5–34.
66. *Зоркальцев В.И.* Индексы цен и инфляционные процессы. Новосибирск: Наука, 1996. 279 с.
67. *Ершов Э.Б.* Индексы цен и количеств Фишера и Монгومери как индексы Дивизиа // *Экономика и математические методы.* 2003. Т. 39. № 2. С. 136–154.
68. *Boskin M.J., Dulberger E., Gordon R., Griliches Z., Jorgenson D.* Consumer Prices, the Consumer Price Index, and the Cost of Living // *Journal of Economic Perspectives.* 1998. Vol. 12. No. 1. P. 3–26.
69. *Pollak R.A.* The Theory of the Cost-of-Living Index. New York: Oxford University Press, 1989. 207 p.
70. *Lequiller F.I., Zeischang K.D.* Drift in Producer Price Indices for the Former Soviet Union Countries // *IMF Staff Papers.* 1994. Vol. 41. No. 3. P. 526–532.
71. *Balk B.M.* Axiomatic Price Index Theory: A Survey // *International Statistical Review.* 1995. Vol. 63. No. 1. P. 69–93.