

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

*Научные труды № 70Р*

**Факторы экономического  
роста российской экономики**

Москва  
2003

УДК 338.121(470)(060.55)

ББК 65.9(2Рос)-96я43

Ф18

**Факторы экономического роста российской экономики.** – М.: ИЭПП, 2003. 389 с.

*Агентство СІР РФБ*

Работа посвящена изучению структурных характеристик роста российской экономики в переходном периоде. Обсуждаются некоторые теоретические вопросы декомпозиции роста по факторам затрат и возможности их оценки, проводится разложение экономического роста в российской экономике на экстенсивные и интенсивные составляющие, оценивается вклад роста совокупной факторной производительности, изучается ее динамика на уровне отраслей и экономики в целом. Отдельными задачами, решаемыми в работе, являются формальное выявление структурных сдвигов на основе эконометрических методов, изучение структурных изменений на рынке труда и их зависимости от экзогенных шоков.

**Авторский коллектив:** Энтов Р. (научный руководитель); раздел 1 – Луговой О., Астафьева Е.; раздел 2 – Бессонов В.; раздел 3 – Воскобойников И.; раздел 4 – Турунцева М.; раздел 5 – Некипелов Д.

*Редактор:* Н. Главацкая

*Корректор:* С. Хорошкина

*Компьютерный дизайн:* В. Юдичев

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

ISBN 5-93255-134-8

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000 г. 125993, Москва, Газетный пер., 5

Тел. (095) 229-6736, FAX (095) 203-8816

**E-MAIL** – info@iet.ru, **WEB Site** – <http://www.iet.ru>

© **Институт экономики переходного периода 2003**

# Содержание

Предисловие .....	7
<b>Раздел 1. Эмпирические оценки источников роста в российской промышленности в 1992–2001 гг.</b> .....	<b>12</b>
1.1. Проблематика теории декомпозиции роста .....	12
1.1.1. Проблемы оценки затрат факторов .....	14
1.1.2. Затраты на НИОКР и эндогенный рост .....	18
1.1.3. Выбор производственной функции и показателя выпуска .....	20
1.1.4. Проблема определения весовых коэффициентов затрат факторов .....	22
1.1.5. Другие проблемы, возникающие при декомпозиции роста .....	23
1.1.6. Дальнейшее разложение остатка .....	25
1.2. Факторы и структура роста в российской промышленности в 1992–2001 гг. ....	27
1.2.1. Оценка показателя, отражающего изменение выпуска .....	27
1.2.2. Оценка затрат основных факторов .....	28
1.2.3. Декомпозиция роста на основе «запасов» труда и капитала .....	37
1.2.4. Декомпозиция роста на основе услуг капитала и труда .....	39
1.2.5. Декомпозиция на основе гипотезы воплощения технического прогресса в капитале .....	41
1.2.6. Анализ остатка .....	43
1.2.7. Декомпозиция роста по отраслям промышленности .....	52
Выводы .....	63
Приложения 1–12 .....	67

<b>Раздел 2. Анализ динамики совокупной факторной производительности в российской переходной экономике.....</b>	<b>110</b>
Введение .....	110
2.1. Методика анализа и используемые данные.....	118
2.1.1. Интервальные оценки динамики СФП .....	118
2.1.2. Используемые данные.....	121
2.1.3. Доли факторов производства .....	121
2.1.4. Определение темпов .....	124
2.2. Динамика СФП в отраслях экономики .....	124
2.2.1. Оценки СФП, полученные традиционным путем .....	125
2.2.2. Влияние погрешностей исходных данных на динамику оценок СФП.....	134
2.2.3. Учет уровня загрузки производственных мощностей.....	136
2.2.4. Учет неоднородности структуры основных фондов.....	138
2.2.5. Интервальные оценки СФП.....	144
2.2.6. Учет отработанного времени.....	152
2.3. Динамика СФП в отраслях промышленности.....	154
2.3.1. Оценки СФП, полученные традиционным путем .....	155
2.3.2. Интервальные оценки СФП.....	167
2.3.3. Отраслевая структура оценок СФП .....	180
Выводы .....	193
<b>Раздел 3. Динамика совокупной факторной производительности российской экономики в 1961–2001 гг. с учетом корректировки темпов роста основных фондов .....</b>	<b>198</b>
Введение .....	198
3.1. Особенности статистики факторов производства в российской экономике .....	203

3.1.1. Занятость .....	203
3.1.2. Основные фонды .....	204
3.1.3. Учет специфики статистики факторов при оценке совокупной факторной производительности .....	207
3.2. Модель динамики основных фондов на основе различных функций дожития .....	208
3.2.1. Построение модели .....	208
3.2.2. Интерпретация полученных результатов .....	214
3.3. Модель динамики эффективного капитала .....	217
3.3.1. Оценка сокращения объема основных фондов в период трансформационного спада 1991–1994 гг. ....	220
3.3.2. Динамика эффективного капитала в период 1995–2001 гг. ....	221
3.4. Оценка совокупной факторной производительности .....	223
Выводы .....	228
Приложения 1–5 .....	230
<b>Раздел 4. Исследование структурных сдвигов в российской экономике на основе эконометрических методов анализа временных рядов .....</b>	<b>238</b>
4.1. Методика анализа и данные для исследования .....	240
4.2. Основные гипотезы, проверяемые в ходе исследования .....	243
4.3. Результаты эмпирического анализа данных .....	247
Выводы .....	253
Приложения 1–4 .....	255
<b>Раздел 5. Структурные сдвиги на рынке труда .....</b>	<b>298</b>
Введение .....	298
5.1. Модели отраслевой мобильности рабочей силы .....	299

5.2. Исследование структуры межотраслевых переходов на российском рынке труда во временном разрезе .....	309
5.3. Анализ мобильности рабочей силы для рассматриваемых групп отраслей .....	312
Некоторые выводы.....	328
Приложения 1–3 .....	330
<b>Литература .....</b>	<b>350</b>

## Предисловие

В соответствии с неоклассической теорией экономического роста основным источником интенсивного развития является рост производительности, обусловленный техническим прогрессом и лучшей организацией производства. Такой подход объясняется тем, что в неоклассических моделях долгосрочный рост в силу убывающей предельной производительности труда и капитала не зависит от накопления этих факторов, а определяется экзогенно заданным техническим прогрессом, который частично определяет уровень совокупной факторной производительности (СФП или TFP – total factor productivity). В то же время новая теория роста и другое направление неоклассической теории – теория капитала и инвестиций – отдают ведущую роль росту затрат: инвестиций в человеческий капитал, знания, основной капитал. Такие разногласия наиболее ярко проявили себя в эмпирических исследованиях источников роста<sup>1</sup>.

Три первых раздела данной работы посвящены изучению структуры роста, оценке затрат факторов и совокупной факторной производительности в российской переходной экономике. В первом разделе представлено введение в проблему декомпозиции роста, наиболее интенсивный период развития которой пришелся на 60–70-е гг. XX в. Основной задачей теории является разложение экономического роста на интенсивные и экстенсивные составляющие. Внимание в первой части работы концентрируется на анализе и апробации различных подходов к расчету СФП. Объектом исследования выбран рост в российской промышленности на интервале с 1992 г. по 2001 г.

Анализ начинается с простого применения модели Солоу к декомпозиции роста, где в качестве оценки затрат факторов используется их запас. Полученные оценки демонстрируют существенный необъясненный основными факторами – трудом и капиталом – остаток, интерпретируемый в модели Солоу как СФП. В первые четыре года реформ в промышленности России наблюдается существенное снижение СФП (за четыре года практически в два раза), в то время как рост СФП с 1996 по 2001 гг. был более скромным (порядка 30%).

Этот результат наглядно демонстрирует, что накопленный в промышленности России запас факторов используется на начальном этапе переходного периода не вполне эффективно. Предприятия имели избыточные

---

<sup>1</sup> См., например, (Denison 1962; Griliches, Jorgenson 1967).

мощности, но их высвобождение шло гораздо более низкими темпами, чем падение производства. По-видимому, это связано с неразвитостью рынка капитала и медленными процессами реструктуризации в промышленности.

Учитывая факт неполного использования мощностей, далее в работе оценки СФП производятся на основе оценок услуг, предоставляемых капиталом и трудом, а не их запасов. Оценки услуг показывают, каким образом меняется эффективность самого производства, при условии, что использование факторов является гибким.

Полученные результаты существенно отличаются от оценок СФП, при которых факторы производства описывались через запасы. Во втором случае падение СФП было менее интенсивным. Во всяком случае, можно говорить, что общая хозяйственная эффективность тех предприятий, которые продолжали работать (без учета неиспользуемых факторов производства), снизилась не в два раза, а примерно на 30%, хотя это снижение, конечно, существенно. По-видимому, причины падения эффективности кроются в дезорганизации производства на этапе переходного периода и снижении экономии на его масштабах. Вместе с тем на основании полученных оценок можно говорить, что к 2001 г. практически произошло восстановление СФП после трансформационного спада.

Следующей проблемой, которая обсуждается в данной части работы, является выбор показателя, используемого для анализа экономического роста. Перед исследователями факторов экономического роста обычно стоит дилемма выбора между двумя экономическими характеристиками – величиной национального дохода и физическим объемом выпуска. На общеэкономическом уровне данная проблема возникает в меньшей степени, так как показателя физического объема национального продукта страны не существует. Здесь можно говорить лишь об уровне доходов, полученных при использовании определенного набора факторов.

Динамика добавленной стоимости, генерируемой отраслью, не тождественна динамике выпуска и кроме эффективности производства может зависеть от ценовой конъюнктуры на производимую и потребляемую продукцию. Особенно такие различия должны быть заметны на краткосрочных периодах, когда возможные изменения ценовой конъюнктуры могли не отразиться на выпуске в полной мере, но сказались на стоимостных показателях. Это может привести к невыполнению условия равновесия производителя. В работе эти различия выделяются в виде «ценового фактора» (относительных цен валовой добавленной стоимости).

Учет «ценового фактора», позволяет получить дополнительную информацию, например, об уровне конкурентного давления на отрасль. Примечательно, что периоды усиления конкурентного давления ассоциируются с



ростом СФП, и наоборот. Исключение составляет лишь начало переходного периода – 1992 г.

Далее исследование переходит на уровень отраслей промышленности, где изучается степень влияния «ценового фактора» на доход отраслей. Существующая статистика позволяет провести исследование на более коротком интервале, чем в целом по промышленности – с 1995 по 2001 гг.

Полученные выводы согласуются с результатами второго раздела, где исследуется отраслевая динамика СФП на более широком интервале (в расчетах использовался показатель объема промышленного производства, в отличие от первого раздела, где рассматривался показатель дохода – валовая добавленная стоимость отраслей).

Второй раздел посвящен анализу динамики СФП в российской переходной экономике, ее отраслях и в отраслях промышленности. Построены различные оценки динамики СФП, в том числе с учетом как загрузки основных фондов, так и использования рабочей силы.

Все оценки динамики СФП показывают ее снижение на первой фазе переходного периода (когда в экономике доминировали тенденции спада) и рост на второй фазе (когда наблюдается рост выпуска). Вместе с тем как снижение СФП, так и последовавший за ним рост характеризуются существенно меньшими темпами по сравнению с динамикой выпуска.

Показано, что динамика отраслевой структуры оценок СФП значительно отличается от динамики отраслевой структуры выпуска. Наихудшую динамику СФП демонстрируют отрасли с относительно благополучной динамикой выпуска, в которых присутствует либо производитель – естественный монополист, либо производитель, имеющий стабильный сбыт на внешнем или внутреннем рынке, у которых нет достаточных стимулов к повышению производительности. Наилучшую динамику СФП, по крайней мере на второй фазе переходного периода, демонстрируют отрасли относительно менее благополучные в плане динамики выпуска, не монополизированные и столкнувшиеся с жесткими ограничениями спроса.

Проведенный анализ динамики СФП показывает, что ситуация в российской переходной экономике далеко не столь пессимистична, как это следует из анализа динамики выпуска и его структуры.

В третьем разделе работы ставится задача сведения данных о запасе капитала в российской экономике советского и переходного периодов. Предложена модель динамики основных фондов на основе гипотезы об их постоянном сроке службы в период 1961–2001 гг. Предполагается, что модель уменьшает искажения, имеющиеся в официальной статистике основных фондов, связанные с их переоценками в период 1992–1997 гг. В модели

учитывается эффект замораживания капитала, вызванный отсутствием спроса на выпускаемую с его помощью продукцию.

На основе полученного с помощью предложенной модели динамического ряда основных фондов построена оценка СФП для российской экономики. В рамках сделанных предположений установлено, что если до 1991 г. экономический рост в России определялся в основном ростом факторов производства, то после 1991 г. совокупная факторная производительность стала играть доминирующую роль. Это соответствует структуре экономического роста экономически развитых стран мира<sup>2</sup>.

Четвертый раздел работы посвящен формальному тестированию гипотезы о том, что рост российского производства начался еще до финансового кризиса 1998 г., в то время как рост производства, последовавший за кризисом, был лишь продолжением уже сложившейся тенденции. Поставлена задача выявления моментов статистически значимых изменений в промышленном производстве России. Одним из довольно распространенных и, кроме того, простых и наглядных методов моделирования таких изменений являются модели временных рядов со структурными сдвигами, которые позволяют ответить как минимум на два вопроса. Во-первых, такие модели дают возможность выявить статистически значимые изменения динамики экономических показателей во времени: смены периодов падения периодами роста или стагнации, изменений темпов роста или падения и т. д. Во-вторых, они позволяют определить моменты времени, в которые произошли эти изменения, в том числе и в случаях, когда точный момент структурного сдвига неизвестен. Отметим, что в современной экономической литературе большое количество работ посвящено именно этим проблемам: определению моментов и направлений структурных сдвигов и соответственно выявлению устойчивых долгосрочных тенденций.

В последнем, пятом разделе данной работы изучаются процессы межотраслевого перемещения трудовых ресурсов под воздействием макроэкономических шоков, в том числе связанных с внешней торговлей. В качестве базовой модели для анализа выбрана модель поиска, которая была модифицирована с учетом целей исследования межотраслевого перемещения рабочей силы. По результатам анализа были оценены зависимости заработ-

---

<sup>2</sup> Автор третьего раздела в своей работе использовал материалы, собранные в ходе визита в университет Эразмус (Роттердам, Голландия) по гранту TEMPUS/TASIS 10711–99 «Strengthening the HSE students' mobility initiatives». Предварительные результаты были опубликованы в виде препринта: *Воскобойников И.Б.* Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961–2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов. 2003. Препринт WP2/2003/03. М.: ГУ–ВШЭ.

ной платы резервирования<sup>3</sup> и вероятности перехода работника в новую отрасль от ключевых параметров: альтернативного заработка, издержек поиска, потребности в работниках, дисперсии распределения заработных плат.

Одной из целей пятого раздела было изучение эффектов перемещения трудовых ресурсов между отраслями в ответ на изменение реального обменного курса рубля. Реальный обменный курс является основной уравнивающей переменной в международной торговле и платежном балансе страны – экспорт нефти и других сырьевых ресурсов способствует росту предложения иностранной валюты в стране, укреплению реального и номинального обменного курса рубля. В работе тестируется гипотеза, в соответствии с которой укрепление реального курса национальной валюты приводит к росту занятости в секторах, производящих сырье и услуги, и соответствующему снижению занятости в отраслях, производящих продукцию более глубокой степени переработки. Результаты расчетов показали, что влияние переменных, связанных с условиями внешней торговли, существенно и позволяет говорить о тенденциях к повышению занятости в сфере услуг и сырьевых отраслях даже после ухудшения условий торговли.

---

<sup>3</sup> Под заработной платой резервирования понимается такой уровень предлагаемой оплаты труда, который данный индивид принимает из поступающих предложений для всех заработных плат выше этого уровня и отвергает для всех заработных плат ниже.

# **Раздел 1. Эмпирические оценки источников роста в российской промышленности в 1992–2001 гг.**

В данном разделе обсуждаются основные проблемы теории декомпозиции роста и проводятся оценочные расчеты по разложению роста выпуска и добавленной стоимости в российской промышленности и ее отраслях в период с начала рыночных реформ.

## **1.1. Проблематика теории декомпозиции роста**

Предпосылки теории декомпозиции роста были заложены в работах Кобба и Дугласа (Cobb, Douglas 1928), в которых была определена производственная функция, включающая в себя не только трудовые, но и капитальные затраты.

Впоследствии Копленд (Copeland 1937) предложил использовать для оценки структуры роста модель национальных счетов и балансы реального производства и реальных затрат факторов. Первые попытки построения оценки совокупной производительности факторов были предложены в работах Тинбергена (Tinbergen 1942) и Стиглера (Stigler 1947).

Более широкое развитие теория декомпозиции роста получила в работах Солоу (Solow 1957), которую общепринято рассматривает как первоисточник современных экономических работ, посвященных оценке производительности, а также в работах Кендрика (Kendrick 1956, 1961), Денисона (1962), Грилихеса и Джоргенсона (Griliches, Jorgenson 1972) и др.

В ранних исследованиях по выявлению источников роста, включая указанные работы Солоу (Solow 1957) и Кендрика, рост производительности рассматривается как главный источник роста выпуска (см. Griliches 1996).

Существенным шагом вперед, позволившим усовершенствовать методы оценки источников роста и уменьшить необъясненный остаток, явилась работа Денисона (Denison 1962), получившая широкое признание сразу после выхода в свет. Денисон предложил оригинальные методы более точной оценки используемых факторов. Они явным образом учитывают изменения качества трудовых затрат, вклад образования и поло-возрастную структуру занятых, экономию при расширении масштабов производства; измеряют влияние перераспределения ресурсов из менее производительной сферы деятельности в более производительную; учитывают изменения в спросе, так что окончательный остаток составил 44%. Денисон считает, что

полученный остаток представляет собой реально используемые технические достижения, невыделенные факторы и сумму всех ошибок оценок и измерений.

По мнению Абрамовица (Abramovitz 1993), Денисону удалось получить два важных результата: во-первых, он показал, что ранее не рассматриваемые компоненты являются существенными; во-вторых, что, несмотря на меньшее значение, окончательный остаток остается более важным фактором роста, чем любой из остальных факторов в отдельности.

Полярная точка зрения и противоположные результаты были представлены в работе Грилихиса и Джоргенсона (1972). Авторы выдвинули гипотезу о том, что аккуратное измерение соответствующих переменных и правильная спецификация модели должны свести остаток Солоу к нулю. Джоргенсон и Грилихис ввели ряд принципиальных измерительных инноваций в разработку Солоу, тесно связанных с неоклассической теорией роста. Результатом их расчетов стало сведение значения остатка (СФП) практически к нулю.

Денисон (1974) сравнил свою методику с разработками Джоргенсона и Грилихиса и обнаружил, что, с одной стороны, различия в результатах частично были вызваны разными периодами исследований, с другой – учетом загрузки мощностей, сильно зависящих от бизнес-цикла. Устраняя эти различия в методологии и сводя к одному временному интервалу, характеризующему единые фазы бизнес-цикла, Денисон показал, что остаток Джоргенсона и Грилихиса был далеко не нулевым.

Предметом дискуссии между Грилихисом и Джоргенсоном (1972) и Денисоном (1974) был основной вопрос эмпирического анализа экономического роста: насколько рост выпуска может быть объяснен ростом совокупной факторной производительности и сколько должно быть «отдано» накоплению капитала. Основной вклад Джоргенсона и Грилихиса состоит в том, что они подвели теоретическую основу и ввели ряд технических инноваций в оценку вклада факторов роста, увязав декомпозицию роста с теорией производства. Если для Солоу производственная функция была лишь «контурным рисунком», то для Грилихиса и Джоргенсона это был «чертеж» (Hulten, 2000). Дискуссию, начатую Денисоном, Джоргенсоном и Грилихисом, нельзя считать законченной. Авторы и их последователи используют различные методы оценки и интерпретации СФП. Множество разногласий проявляются при переходе к непосредственному измерению факторов, так как большинство ключевых переменных являются ненаблюдаемыми (например, рост качества затрат и выпуска).

### **1.1.1. Проблемы оценки затрат факторов**

#### **Затраты труда**

В работе Солоу (1957) оценка трудовых затрат представляет собой суммарное количество времени, отработанное всеми занятыми. Однако автор отмечает неоднородность качества рабочей силы и говорит о важности учета квалификации работников и изменения не только количественного, но и качественного аспекта трудовых затрат. Такой подход был развит в дальнейшем в работах Грилихиса (Griliches 1963), Денисона (Denison 1962, 1974), где авторы использовали метод, заключающийся в разработке так называемых индексов постоянного качества трудовых затрат (constant quality indices of labor input). Работники разбиваются на группы, т. е. классифицированы по полу, возрасту, образованию, роду занятий, отраслевой принадлежности. Все отработанные часы агрегируются по этим группам на основе предельных продуктов соответствующих групп. Вместе с тем Грилихис и Джоргенсон (1967) отмечают, что затраты труда могут быть измерены корректно только в том случае, когда данные о количестве отработанных часов скорректированы на интенсивность труда.

#### **Затраты капитала**

Как уже отмечалось, наиболее спорным в проблеме декомпозиции роста является вопрос оценки затрат капитала. По мнению Денисона, для анализа роста существен тот факт, что ряды затрат производящих факторов должны отражать возможности этих факторов по генерации выпуска. Таким образом, показатель затрат капитала должен отражать производственные мощности капитала, а не его остаточную стоимость. Например, если запасы капитала состоят из миллиона одинаковых машин и если все они в один момент заменяются новыми машинами с тем же годовым объемом выпускаемой продукции, то в этом случае стоимостная оценка запасов капитала возрастет, в то время как количество оказываемых капиталом услуг останется неизменным.

По мере старения средств производства доходы от них уменьшаются за счет внедрения более современных аналогов. Это устаревание является эквивалентом неизмеряемого качества средств производства. Появление более эффективных аналогов, однако, не уменьшает возможностей старых средств производства по генерации выпуска и, следовательно, не должно оказывать влияния на затраты капитала.

Денисон считает, что валовые запасы капитала (стоимость средств производства с учетом накопленной амортизации) представляют собой приемлемую оценку при условии, что производственные возможности капитала не снижаются с его возрастом. Использование показателя «чистая стои-

мость» невозможно по теоретическим соображениям, так как она (стоимость) всегда уменьшается по мере снижения неотработанного срока службы средств производства, что не имеет отношения к возможностям оборудования по выпуску продукта. Таким образом, использование взвешенной суммы значений упомянутых рядов позволяет учесть в модели возрастающие затраты на обслуживание капитала и ухудшение производственных возможностей.

Ряды, используемые Денисоном в качестве оценки суммарных затрат капитала, являются взвешенной суммой оценок различных видов средств производства различных поколений (винтаджей)<sup>4</sup>. При этом Денисон считает невозможным использовать предельные продукты в качестве весовых коэффициентов, так как они не являются оценкой изменения качества. Для анализа роста, по его мнению, предпочтительнее использовать реальные или гипотетические относительные цены различных винтаджей на определенную дату. В этом случае неизмеренное улучшение качества капитала не будет увеличивать затраты капитала по мере замещения старых средств производства новыми, а будет являться компонентом вклада технического прогресса.

В отличие от Денисона, Грилихис и Джоргенсон исходят из предположения, что средства производства улучшаются со временем. По этой причине инвестиции, направленные на приобретение новых средств производства в текущем году, будут вложены в более производительный капитал, чем инвестиции того же объема, вложенные 10–20 лет назад. В связи с этим при построении агрегированной оценки капитальных затрат средства производства различных поколений рассматриваются как активы разного типа и объединяются посредством их предельных продуктов, а не соответствующих цен. Эта процедура, по мнению исследователей, эквивалентна учету «качественного» изменения капитала, т. е. перенесению реализованного в капитале технического прогресса из оценки совокупной производительности факторов в оценку капитальных затрат.

Подход Грилихиса и Джоргенсона (состоящий в учете более новых средств производства с большими весами) приводит к большему росту капитальных затрат в постоянных ценах. При этом рост эффективности капитала и технический прогресс уже не рассматриваются как изолированные источники роста.

Таким образом, наиболее спорный вопрос при оценке затрат капитала состоит в том, является ли технический прогресс результатом совершен-

---

<sup>4</sup> Средства производства одного винтаджа представляют собой средства производства, выпущенные в один и тот же период.

ствования оборудования («embodiment» hypothesis), или же он не реализуется в оборудовании, т. е. независим от роста затрат капитала. Основная идея гипотезы «воплощения технического прогресса в капитале» состоит в том, что новое оборудование является более производительным, чем старое. Денисон (Denison 1978, 1980) считает, что гипотеза «реализации технического прогресса в капитале» не является значимой, поскольку изменения в возрастной структуре оборудования лишь в небольшой степени влияют на темпы роста выпуска, даже если считать, что весь технический прогресс реализуется в капитальных затратах.

На основе проверки модели «винтаджей» в работе Грегори и Дениса (Gregory, Denis 1973) и в теоретической работе Фелпса (Phelps 1962) авторы приходят к тому же выводу. Однако существует и ряд работ, посвященных оценке изменения качества основных затрат, в которых отмечается важность реализуемого в капитале технического прогресса, как фактора, определяющего цены на инвестиционные товары (Griliches 1961; Brubaker 1968; Hall 1968; Gordon 1990). Компромиссным решением является модель источников роста, в которой рассматривается и реализованный в капитале, и нереализованный технический прогресс, представленная в работах Нельсона (Nelson 1964), Джоргенсона (Jorgenson 1966), и ее расширение Халтенном (Hulten 1992) на основе оценок изменения качества основных затрат.

### **Запас капитала и услуги капитала**

Описанные выше оценки не затрагивают степень использования капитальных запасов, хотя еще Солоу отметил, что «капитал в наличии не значит капитал в работе» (1957). Поскольку капитал, который имеется в наличии, но простаивает в период экономического спада, создает дополнительные расходы, то оценка затрат капитала зависит от степени его использования. Существуют два основных способа учета степени использования мощностей: (1) как внешнего фактора и (2) как некоего внутреннего параметра.

В моделях, в которых степень использования мощностей рассматривается экзогенно, наблюдаемая переменная (например, отношение реально отработанного на оборудовании времени к возможному) включается как объясняющая переменная в уравнение производства (например, в работах Надири (Nadiri 1980), Бэйли (Baily 1981), Кауфмана и Якоби (Kaufman, Jacoby 1986)).

Эпштейн и Денни (Epstein, Denny 1980) рассматривают степень использования капитала в качестве показателя, определяющего уровень амортизации средств производства, которая учитывается в оценке капитальных запасов в конце периода.



В работах Окуна (Okun 1962) и Солоу (Solow 1962) проблема непосредственной оценки трудовых и капитальных затрат решается в предположении, что степень использования обоих факторов есть функция уровня безработицы, т. е. степень их использования измеряется одновременно.

В ряде работ оценка услуг капитала строится на основе данных о потреблении электроэнергии (см. Griliches, Jorgenson 1967; Costello 1993). Преимущество использования данного показателя в качестве индикатора степени использования капитальных затрат состоит в том, что во-первых, потребление электроэнергии является однородным показателем с постоянными свойствами, а во-вторых, в том, что на предприятиях не создаются его запасы, т. е. количество поступившей электроэнергии в точности соответствует ее количеству, использованному в процессе производства. Но в этом случае будет учтено потребление электроэнергии в теневом и неформальном секторах, что может привести к завышению оценки использования мощностей. Кроме того, сокращение энергопотребления может являться следствием не только снижения загрузки мощностей, но и роста уровня технологии, т. е. должно быть отражено в СФП.

Более того, Денисон отмечает, что учитывать загрузку мощностей не вполне правильно, так как количество отработанных на оборудовании часов может изменяться по самым разнообразным причинам. И до тех пор, пока причины изменения интенсивности использования капитала не выявлены и их влияние не выделено, данные о степени загрузки мощностей не должны включаться в список источников роста.

Основная проблема, выделенная Денисоном, состоит в двойном учете факторов роста – некоторые эффекты интенсивности использования средств производства полностью отражены в самой оценке капитальных затрат, так что это приводит к двойному учету. Однако он не объясняет, почему изменения в количестве отработанных машино-часов на единицу оборудования в год менее предпочтительны, чем в количестве отработанных человеко-часов, приходящихся на одного работника в год. Очевидно, что необходимо выявить источники изменения обоих показателей и проанализировать возможности изменения каждого из них в будущем. Хотя Грилихис и Джоргенсон не представили такого объяснения, они отметили самые значимые факторы, рассматриваемые в рамках классической модели экономического роста, однако более подробный анализ требует расширения используемых моделей, инструментария и данных.

Основная проблема, по мнению Грилихиса и Джоргенсона, состоит в том, что оценка степени загрузки мощностей недостаточно четко связана с теорией и оценкой услуг капитала и стоимостью аренды. Одним из способов решения проблемы является оценка амортизации как функции от сте-

пени загрузки. В результате отраслям, в которых оборудование работает большее количество часов в год, будет соответствовать большее значение нормы амортизации. Таким образом, экономика, в которой достигнуто восстановление капитала в более короткий период, будет испытывать рост, а оценка амортизации как функции от степени загрузки позволит его объяснить.

Хотя вопрос отнесения различных факторов к остатку или к затратам часто носит семантический характер, относительно степени загрузки мощностей можно согласиться с мнением Грилихиса и Джоргенсона, что ее причисление к категории «технический прогресс» малопродуктивно, так как, во-первых, эта категория является остаточной и расширение факторов, включаемых в нее, только увеличит необъясненную величину; во-вторых, изменения, которые можно классифицировать как факторы роста степени загрузки мощностей, слабо связаны с понятием технического прогресса.

### **Природные ресурсы**

Наряду с трудом и капиталом в производственном процессе могут быть задействованы природные ресурсы. Особенно важен этот фактор для отраслей первичной переработки, например, земля в сельском хозяйстве (см., например, Denison 1973). Земельные ресурсы участвуют и в производственном процессе, хотя обычно предполагается, что они не влияют на экономический рост, так как площадь используемой земли мало меняется со временем (и, следовательно, рассматривается как неизменный параметр производственной функции). При этом не учитывается тот факт, что стоимость земли может, напротив, претерпевать сильные изменения.

Существенный вклад природные ресурсы должны давать в добывающей промышленности. Неучет природной ренты завышает вклад капитала (в зависимости от используемой методологии). Однако ее оценка еще более сложна, чем определение вклада капитала, а в условиях отсутствия рынка земельных ресурсов, нерыночного определения платежей за пользование природными ресурсами оценка вклада природных ресурсов в экономический рост является почти нерешаемой задачей. Поэтому в настоящей работе мы опускаем данный вопрос, оставляя его для будущих исследований. Полученные оценки не будут смещены при выполнении предположения, что вклад природных ресурсов в экономический рост не меняется во времени.

#### **1.1.2. Затраты на НИОКР и эндогенный рост**

Начиная с Солоу, технический прогресс рассматривался как экзогенный фактор. В реальности некоторые новые технологии могут возникать спонтанно, другие являются результатом затрат на НИОКР. Это предопредели-

ло новое направление исследований, состоящее во включении в производственную функцию затрат на НИОКР (R&D expenditures) для учета внешних факторов, связанных с техническим прогрессом. Одной из первых работ в данной области можно считать исследование Лукаса (Lucas 1967), в которой рост производительности рассматривается как результат освоения некоторого неизмеряемого уровня технологий. Среди более поздних работ можно назвать работы Надири и Шанкермана (Nadiri, Schankerman 1981), Шерера (Sherer 1982), Грилихиса (Griliches 1980).

Шанкерман (Schankerman 1981) отмечает, что до тех пор, пока факторы затрат, используемые в производстве, не будут отделены от факторов, формирующих НИОКР, оценка вклада НИОКР будет искажена по причине двойного учета факторов затрат. Кроме того, технические изменения каждой отдельной единицы выпуска зависят не только от исследований в этой отрасли, поскольку производители могут покупать уже разработанные и внедренные технологии вместе с промежуточными товарами, в которых новые технологии уже реализованы. Таким образом, ни одна из существующих сегодня методик не решает корректно основную задачу оценки вклада НИОКР.

Запас знаний может быть определен как зависящий от времени и производителя набор производственных возможностей. Некоторые из возможных комбинаций затраты–выпуск для производителей являются составляющей его капитального оборудования и программного обеспечения, другие в запатентованных или незапатентованных разработках, а некоторые просто в головах работников. Очевидно, что чрезвычайно сложно непосредственно оценить запасы знаний и изменения этих запасов. Затраты на НИОКР могут быть оценены на основе данных о стоимости исследований, затрат на образование и дополнительное обучение сотрудников. Однако вопрос о методе стоимостной оценки результатов инвестиций в знания и нормы амортизации остается открытым.

В большинстве работ в качестве индикатора уровня знаний рассматриваются промышленные исследования, исключение составляет работа Эвенсона и Кислева (Evenson, Kislev 1975), в которой предпринята попытка оценить уровень базовых научных знаний и его связь с экономическим ростом отраслей (в частности сельского хозяйства). Кроме того, в различных работах интерпретация самого понятия «уровень знаний» различна. В одних предполагается, что в основе его повышения лежит совершенствование теоретического аппарата (например, у Адамса (Adams 1990)), в других считается, что обучение происходит в процессе использования основных фондов (Rosenberg 1976; Schmitz 1989).

В работе Абрамовица (Abramovitz 1993) приводятся примеры, подтверждающие невозможность получения значимых оценок влияния технического прогресса при рассмотрении его в качестве остатка (после исключения влияния затрат основных факторов), поскольку в этом случае не рассматривается взаимное влияние накопления материального и человеческого капитала и темпов и характера технического прогресса. Абрамовиц отмечает, что остаток включает в себя множество неизмеренных источников роста помимо технического прогресса, называя его «мерой неведения» («some sort of measure of ignorance»).

Идеи «новой» теории роста, которые связывают с именами Ромера и Лукаса, в самом простом случае заключаются в том, что выпуск отдельной фирмы определяется не только стандартными факторами, но и общими запасами капитала в экономике. Знания между отдельными фирмами распространяются мгновенно, так что производительность каждой фирмы зависит от общего в экономике уровня знаний, реализованного в агрегированном капитале:

$$Y_i = AK^{\alpha+\beta}L^{1-\alpha},$$

где  $0 < \alpha < 1$ ,  $\beta \geq 0$ . При  $\beta > 0$  в экономике присутствует эффект масштаба.

Интерпретация фактора  $K$ , которому приписывается вес больший, чем его доля в суммарных доходах, зависит от модели. Грилихис рассматривает его как НИОКР, Ромер – как физический капитал, Лукас – как человеческий капитал, реализованный в образовании.

Таким образом вычисление стандартного остатка (роста совокупной производительности факторов

$$TFPG = \frac{\dot{A}}{A} + \beta \frac{\dot{K}}{K} = \frac{\dot{Y}}{Y} - \alpha \frac{\dot{K}}{K} - (1 - \alpha) \frac{\dot{L}}{L})$$

включает в себя и эффект масштаба, что приводит к изменению оценки СФП. Разделение этих факторов довольно сложно осуществить на практике<sup>5</sup>. Один из подходов основан на эконометрических оценках. Проблемы его использования обсуждаются ниже.

### 1.1.3. Выбор производственной функции и показателя выпуска

Очевидно, что первое, от чего зависит величина и смысл СФП, – это выбранная форма производственной функции. Чаще всего для оценки СФП в экономической литературе используются три основные формы производственной функции (см. Vaily 1986):

---

<sup>5</sup> В данной работе подобные оценки не проводятся.

$$Q = A(t)F(L, K, N),$$

$$Q - N = V_d = B(t)G(L, K),$$

$$Q = H(V(C(t), L, K), N),$$

где

$Q$  – конечный выпуск;  
 $V_d$  – добавленная стоимость;  
 $L$  – затраты труда;  
 $K$  – затраты капитала;  
 $N$  – промежуточные затраты;  
 $A(t), B(t), C(t)$  – меры технического прогресса.

Первая модель рассматривается, например, у Грилихиса (Griliches Z., Mairesse J. 1983). Вторая, достаточно часто встречающаяся модель использовалась, например, Солоу (1957), третья – Бруно (Bruno 1982).

Эти три варианта практически исчерпывают все возможные спецификации. При этом, за исключением специфических случаев, они приводят к различным оценкам темпов роста общей производительности факторов, которые в предположении постоянства отдачи от масштаба могут быть выражены следующим образом:

$$g_A = g_Q - \alpha_L g_L - \alpha_K g_K - \alpha_N g_N,$$

$$g_B = g_V - \bar{\alpha}_L g_L - \bar{\alpha}_K g_K,$$

$$g_C = \left( \frac{1}{\alpha_L} \right) (g_Q - \alpha_L g_L - \alpha_K g_K - \alpha_N g_N),$$

где

$\alpha$  – доли факторов в конечном выпуске;  
 $\bar{\alpha}$  – доли факторов в добавленной стоимости;  
 $g$  – темпы роста соответствующих показателей.

В уравнениях отражена пропорциональная связь между  $g_A$  и  $g_C$ , где в качестве коэффициента пропорциональности выступает доля трудовых затрат в конечном выпуске (которая может изменяться во времени).

Коренные различия наблюдаются для  $g_B$  и в других оценках. Если обозначить отношение промежуточного потребления к конечному выпуску  $N/Q$  как  $n$ , то

$$g_B = \frac{1}{1 - \alpha_N} \left( g_A + g_n \frac{\alpha_N - n}{1 - n} \right).$$

Если предположить, что отношение промежуточного потребления к конечному выпуску неизменно, т. е.  $g_n = 0$ , то темпы роста выпуска на едини-

цу затрат  $g_B$  и  $g_A$  пропорциональны. Получаем, что коэффициент пропорциональности зависит от доли промежуточного потребления в конечном выпуске  $\alpha_N$ , причем  $g_B$  больше  $g_A$ .

В случае, когда промежуточное потребление меняется относительно выпуска ( $g_n \neq 0$ ), например, если цены на промежуточные товары растут во времени, а их потребление уменьшается, то второе слагаемое в скобках отрицательно, что приводит к смещению вниз оценки темпов роста выпуска на единицу затрат в случае рассмотрения добавленной стоимости (Bruno 1982).

Денисон в качестве основного показателя, отражающего изменения совокупного выпуска, рассматривает национальный доход, который был выбран по трем причинам: во-первых, с целью сделать предметом анализа чистый, а не валовой национальный продукт, т. е. для исключения из рассмотрения потребления основного капитала; во-вторых, с целью изучения национального, а не внутреннего продукта для рассмотрения максимизации дохода жителей страны, а не производства в пределах географических границ государства; в третьих, с целью оценки продукта по факторным издержкам, а не по рыночным ценам.

Важным моментом, который необходимо иметь в виду при сравнении различных подходов к оценке СФП, является различие объясняемых показателей, характеризующих рост. С одной стороны, это могут быть стоимостные оценки доходов, полученных в экономике или отрасли (национальный доход или валовая добавленная стоимость). С другой – количественные показатели объемов выпуска. Натуральный выпуск определяется исключительно производственными возможностями – производственной функцией. Величина дохода зависит, в том числе, от относительных цен на продукцию и промежуточное потребление. Отчасти эта проблема может быть решена с помощью различных дефляторов для выпуска и промежуточного потребления. Однако если такие данные недоступны либо ненадежны, то это сказывается на остатке оценки СФП (более подробно эта проблема обсуждается далее при декомпозиции роста в российской промышленности).

#### *1.1.4. Проблема определения весовых коэффициентов затрат факторов*

В первых работах по декомпозиции роста при построении оценок предполагалось, что цены факторов равны их предельным продуктам (производственная функция является однородной первой степени, выполняются предпосылки теоремы Эйлера). Вопрос о допустимости рассмотрения такой упрощенной модели не раз поднимался в более поздних работах, и в

качестве одного из методов его решения рассматривалась возможность эконометрической оценки коэффициентов производственной функции.

Эконометрическая оценка позволяет отойти от некоторых предпосылок традиционного метода декомпозиции роста и проверить их. Но в этом случае использование эконометрического оценивания накладывает другие ограничения на используемые модели, в частности, постоянство коэффициентов производственной функции на оцениваемом временном интервале.

Другая проблема состоит в том, что, как правило, функциональные формы оцениваемых эконометрических моделей являются более гибкими и, следовательно, содержат большее количество оцениваемых параметров. Это приводит к необходимости получения большего объема статистических данных, доступность которых ограничена.

Наконец, широкое разнообразие моделей ставит перед исследователем проблему выбора оптимального решения. Экономисты, занимающиеся эмпирическими исследованиями, привыкли к определенному набору процедур для выбора той или иной эконометрической модели оценки. Обычно используются три основных метода: во-первых, проверка эффективности метода оценивания с точки зрения теоретической базы; во-вторых, проверка степени соответствия полученных результатов реальным величинам с последующим анализом ошибок; в-третьих, метод Монте-Карло. Однако в случае, когда целью исследования является вопрос, как переменная должна быть измерена, применение второго и третьего методов проблематично.

Объединение затрат различных факторов (а также дезагрегированных показателей выпуска) производится индексным методом. В работах по декомпозиции роста широко применяются Divisia-индексы для непрерывного случая и индексы Торнквиста, позволяющие в приближении перейти от дискретных значений к непрерывным (подробнее см. Diewert, Nakamura 2002; Barro, Sala-i-Martin 2003).

### *1.1.5. Другие проблемы, возникающие при декомпозиции роста*

При анализе факторов роста возникает множество проблем, связанных как с качеством и наличием необходимой статистической базы (очевидно, что более точные оценки являются более требовательными к данным), так и с выбранной методологией.

### **Проблема стабильности производственной функции**

Существование агрегированной производственной функции накладывает строгие ограничения на производственные модели отраслевого уровня, в частности идентичность отраслевых производственных функций агрегированной. По-видимому, это не всегда соответствует реалиям, что может привести к смещению оценок. Повысить качество оценок в данном случае

возможно при переходе на отраслевые данные, путем разложения агрегированной производственной функции на отраслевые модели (см., например, Jorgenson, Gollop 1987).

### **Расширение масштабов производства**

В основе большинства работ по декомпозиции роста лежит линейно-однородная производственная функция, предполагающая постоянную отдачу от масштаба. В связи с этим возникает правомерный вопрос: насколько реалистично это ограничение. Если отдача от масштаба существует, то данное ограничение повлияет на остаток, интерпретируемый как СФП. Поэтому в задаче анализа роста эффект масштаба рассматривается как один из факторов роста, отличный от СФП.

Существуют различные подходы к оценке отдачи от масштаба, в том числе эконометрические. Во всех случаях возникает проблема обоснованности выбора показателя (или группы показателей), который выступает как оценка изучаемого эффекта. Как правило, процедура выделения эффекта масштаба проводится при дальнейшем разложении остатка (см. ниже).

Следует отметить, что получить эмпирическую оценку экономии на масштабе производства довольно сложно, так как высок уровень корреляции между масштабами производства и временем (рассматриваемым как показатель технического прогресса) для агрегированных временных рядов. Эта корреляция приводит к проблеме мультиколлинеарности при оценке производственных функций и функций цен, что снижает статистическую значимость при оценке эластичности выпуска по экономии при расширении масштабов производства и технического прогресса. Данная проблема может быть решена построением оценок по панельным данным. Кроме того, применение панельных данных позволяет отделить эффект расширения производства от эффекта увеличения количества предприятий в отрасли.

### **Факторы эффективности в целом**

Отдельные предприятия могут функционировать эффективно, в то время как экономика в целом – нет. Например, из-за налогов различные производственные единицы, будучи технически эффективными, используют различные цены для одних и тех же единиц затрат и выпуска, и это может являться причиной падения агрегированного выпуска. Потери в результате агрегированной эффективности могут происходить и по причине неточных прогнозов реальных относительных цен.

### **Неоднородность товаров**

Неоднородность набора товаров, производимых различными фирмами, усложняет сравнение реального выпуска и производительности различных



фирм даже в рамках одной отрасли. Технический прогресс ведет к дальнейшему увеличению размерности пространства наименований товаров. Традиционная теория индексов предполагает, что набор товаров остается неизменным во времени. Строго говоря, эта теория неприменима для оценки динамики производительности, так как эти изменения, как правило, включают в себя рост во времени производимых товаров, затрат факторов, производственного процесса, т.е. нововведения, которые составляют сущность технического и управленческого прогресса.

### *1.1.6. Дальнейшее разложение остатка*

Предыдущие рассуждения наглядно демонстрируют, что величина остатка при разложении роста зависит от выбранной методологии, наложенных ограничений на производственную функцию. Поэтому важнейшая задача в разложении роста состоит в выявлении факторов роста остатка, отличных от технического прогресса. Если такая возможность существует, то полученные результаты дадут дополнительную информацию о причинах роста либо снижения выпуска или совокупной факторной производительности.

Наибольшего интереса заслуживает схема декомпозиции остатка, т. е. выделение факторов, не отнесенных напрямую ни к одному из видов основных затрат, предложенная Денисоном (1974).

Среди факторов, влияющих на величину необъясненного факторами затрат остатка, Денисон выделяет: влияние перераспределения ресурсов из менее производительной сферы деятельности в более производительную; изменение погодных условий; влияние простоев, вызванных забастовками; изменения в спросе; экономии при расширении масштабов производства.

Рост, связанный с улучшением распределения трудовых ресурсов, обусловлен тем фактом, что работа экономического агента может быть более эффективной при переходе его в другую отрасль. В этой связи в группе факторов, определяющих выпуск на единицу затрат (совокупной производительности факторов), Денисон оценивает эффект, оказываемый на выпуск в результате улучшения распределения трудовых ресурсов. В частности, при высвобождении рабочей силы из сельского хозяйства и из группы частных предпринимателей, не прибегающих к найму рабочей силы, возможное увеличение выпуска будет связано с тем, что прирост национального дохода в несельскохозяйственных отраслях вследствие сокращения доли ресурсов, направленных в сельское хозяйство, превышает сокращение национального дохода в сельском хозяйстве.

В следующую группу Денисон выделяет нерегулярные факторы, такие, как погода, забастовки и интенсивность спроса. Исходя из специфики про-

изводства, воздействие погодных условий на рост оценивается только для предприятий сельского хозяйства. Оценка для каждого года производится на основе отношения реального выпуска отрасли к среднему значению выпуска за пять лет (центром пятилетнего периода является рассматриваемый год).

При оценке трудовых затрат исключается время, потерянное в результате прямого или косвенного влияния забастовок (простои самих забастовщиков, простои работников, не участвующих в забастовках, но работающих на предприятиях, где они проходят, простои работников других предприятий в результате недопоставок сырья, отсутствия транспорта или уменьшения продаж). При этом забастовки уменьшают и затраты, и выпуск. Но процентное уменьшение общих затрат обычно меньше, чем сокращение выпуска, так что забастовки можно рассматривать как компонент, снижающий выпуск на единицу затрат. Оценка влияния забастовок на темпы роста выпуска производится на основе сравнения времени, отработанного всеми занятыми и потерянного в результате забастовок. При этом имеющиеся в наличии статистические данные позволяют учесть только прямое влияние забастовок. Косвенное влияние (простои небастующих предприятий), по оценкам Денисона, незначительно.

Но основными в группе нерегулярных факторов являются изменения в интенсивности производства, вызванные колебаниями спроса. Целью построения оценки данного фактора является разграничение между влиянием колебаний в интенсивности производства (в результате резких колебаний спроса) на производительность и влиянием долгосрочных факторов, определяющих изменения производительности.

При этом Денисон не проводит столь же подробного, как анализ трудовых затрат, анализа затрат капитала. В частности, не учитывая изменения в среднем количестве отработанных на оборудовании часов или какие-либо другие аспекты интенсивности его использования. Предполагая, что при краткосрочном рассмотрении интенсивность использования капитала изменяется с колебаниями спроса (в этом аспекте капитал ничем не отличается от земельных или трудовых затрат), изменения в интенсивности его использования рассматриваются как составляющая выпуска на единицу затрат. Кроме того, изменения в выпуске, являющиеся результатом усовершенствования средств производства, рассматриваются как компонента вклада технического прогресса, а не капитала.

Для решения основной проблемы – нахождения характеристик, на которые изменения в интенсивности спроса оказывают такое же воздействие, как и на выпуск продукции на единицу затрат, – Денисон предлагает рас-

смагивать отношение доходов, не связанных с трудовыми затратами, в общей сумме доходов.

Поскольку рост экономики автоматически означает рост средних размеров местных, региональных и международных рынков конечных продуктов, обслуживаемых предприятиями экономики, то еще одним выделяемым Денисоном фактором является отдача от масштаба. Процедура эконометрической оценки включает в себя два этапа: (1) переоценку размера расширения экономики на основе имеющихся данных об объеме выпуска и (2) оценку воздействия расширения экономики на рост выпуска экономики на основе оценок, полученных на первом этапе.

Полученный после выделения всех влияющих факторов окончательный остаток Денисон называет совершенствованием уровня знаний, вовлеченных в процесс производства и нигде ранее не учтенных [«the advance of Knowledge Incorporated into Production and not elsewhere classified» (Денисон 1974, с.76)], предполагая, что он представляет собой реально используемые технические достижения, невыделенные факторы и сумму всех ошибок оценок и измерения.

## **1.2. Факторы и структура роста в российской промышленности в 1992–2001 гг.**

Из приведенного выше обзора видно, что исследователям факторов роста приходится решать целый ряд задач. Основные задачи – две: 1) сбор соответствующей статистики и 2) выбор методики для анализа производительности. От успеха реализации первой задачи зависит качество полученных оценок. Для решения второй задачи необходимо определиться с содержательным смыслом, которым мы хотим наделить результат исследования – необъясненную часть остатка (СФП). В данном разделе предлагается несколько вариантов декомпозиции роста с использованием различных подходов и наборов факторов, по которым проводится декомпозиция.

Узость российской статистики резко ограничивает возможности выбора методологии исследования. Все дальнейшие расчеты строятся на агрегированных отраслевых данных.

### ***1.2.1. Оценка показателя, отражающего изменение выпуска***

Как уже отмечалось, в качестве изучаемой переменной может рассматриваться как физический, так и стоимостной объем выпуска. Показателем физического объема выпуска российской промышленности может служить объем промышленной продукции, публикуемый Госкомстатом РФ. Оставляя вопрос о методах расчета этого показателя открытым (а именно, методе

агрегирования с учетом изменения качества и номенклатуры производимой продукции), отметим, что более точные оценки требуют максимальной дезагрегации как показателей выпуска, так и показателей затрат<sup>6</sup>. В данной работе мы используем индексы физического объема промышленной продукции для промышленности в целом и на уровне отраслей в качестве характеристики роста выпуска как альтернативу стоимостным показателям.

В качестве стоимостного показателя, как правило, выбирается либо национальный доход (НД), либо валовой внутренний продукт (ВВП). На отраслевом уровне таким показателем является валовая добавленная стоимость (ВДС). Вопрос выбора между чистым национальным доходом и валовым продуктом вытекает из принципиальных соображений относительно включения или исключения из анализа потребления основных фондов<sup>7</sup>. Доступная российская статистика не предоставляет подобного выбора, поэтому мы не обсуждаем данный вопрос, принимая в качестве роста стоимостного показателя выпуска НДС промышленности.

Для построения индекса выпуска в постоянных ценах использовались ряды НДС промышленности в текущих основных ценах, которые приводились в сопоставимые цены базового периода на основе дефлятора ВВП (производство товаров). В соответствии с определением Госкомстата РФ, основной называется цена, получаемая производителем за единицу товара или услуги, без налогов на продукты, но включая субсидии на продукты. Показатель НДС в основных ценах наиболее близок показателю НДпод (на уровне отрасли), однако в отличие от последнего он включает потребление основного капитала (амортизационные отчисления).

Теоретически индексы роста физического и стоимостного объемов выпуска могут отличаться даже в условиях адекватного (поставленной задаче) агрегирования выпуска и несмещенных дефляторов. Причиной таких расхождений может быть изменение относительных цен промежуточного потребления (относительно конечной продукции). Данная проблема и ее влияние на оценку и интерпретацию СФП обсуждается далее в разделе о ценовой конъюнктуре.

### *1.2.2. Оценка затрат основных факторов*

#### **Затраты труда**

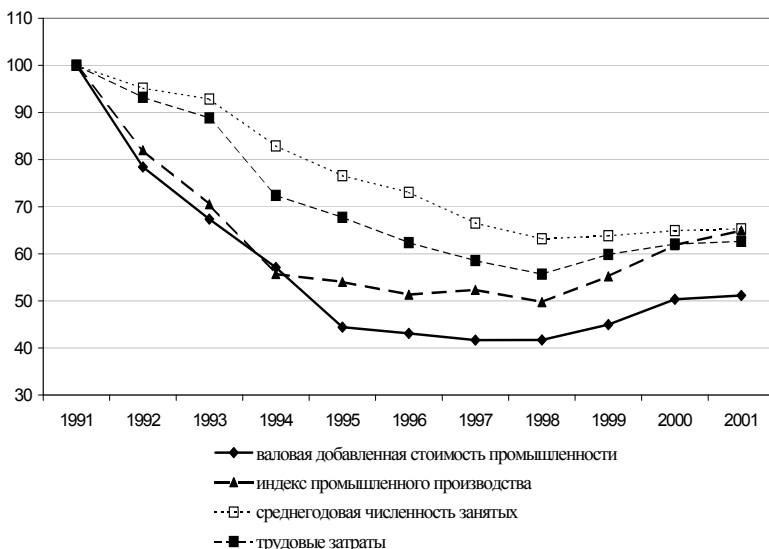
Возможны несколько вариантов показателей трудовых затрат для учета вклада труда. Основные – это занятость и отработанные часы. В первом случае предполагается, что затраты труда пропорциональны запасу трудо-

---

<sup>6</sup> Подробнее см., например, (Денисон, Джоргенсон, Грилихис 1972).

<sup>7</sup> См. там же.

вых ресурсов. Отметим, что для промышленности России характерна достаточно слабая связь между динамикой ВДС и динамикой занятости в промышленности. За 1991–1998 гг. ВДС сократилась на 58,3%, в то время как занятость – на 36,8%. В период возобновившегося роста 1998–2001 гг. ВДС возросла на 16,1%, а занятость только на 3,3% (см. *рис. 1.1*).



*Рис. 1.1.* Динамика индексов ВДС, объема промышленного производства (ОПП), занятости, затрат труда (1991=100)

Одной из причин этого является сокращение интенсивности использования труда (услуг труда), которые частично характеризуются количеством отработанных часов. Именно изменения рабочего времени и реальной оплаты труда компенсируют недостаточную реакцию занятости на динамику выпуска. В рыночной экономике манипулирование продолжительностью рабочего времени является основным инструментом адаптации к изменению рыночной ситуации, сглаживая колебания занятости. В России колебания рабочего времени выразились в широком распространении вынужденной и неполной занятости на государственных и приватизированных предприятиях.

Проведенная корректировка индекса трудовых затрат приводит к большей согласованности его динамики с динамикой индекса ВДС промыш-

ленности (см. *рис. 1.1*). На рисунке представлены: индекс занятости (построен на основе данных о среднегодовой численности занятых в промышленности<sup>8</sup>), индекс отработанных часов (построен на основе данных о количестве часов, отработанных одним работником в год<sup>9</sup>), индекс трудовых затрат (равен произведению индекса занятости и индекса среднего количества отработанных в год часов в расчете на одного занятого).

Для более точной оценки трудовых затрат следует учитывать половозрастную структуру работников, квалификацию, образование (см. подраздел 1.1.1). Однако в условиях ограниченности статистических данных полученные индексы рассчитаны при предположении об однородности структуры занятых в отрасли, а также отработанных часах.

### **Затраты капитала**

В официальной статистике Госкомстата РФ можно найти три варианта показателя основных фондов: для крупных и средних промышленных предприятий (по полной балансовой стоимости), стоимости основных фондов в рамках СНС и индекс физического объема основных фондов. При сравнении динамики первых двух показателей можно выделить три периода. В двух из них – 1990–1992 гг. и 1996–2001 гг. – результаты расчета на основе двух вариантов приводят к схожим результатам (см. *рис. 1.2*). И период 1993–1995 гг., на протяжении которого наблюдаются резкие различия (результаты расчета показателя в постоянных ценах на основе данных о балансовой стоимости ОФ крупных и средних предприятий свидетельствуют о более чем десятикратном снижении в 1993 г. стоимости ОФ по сравнению с 1990 г.; расчеты по данным СНС, напротив, приводят к более чем двукратному росту).

Разумеется, подобная динамика вряд ли отражает действительность и, по-видимому, обусловлена инфляционным обесценением и многочисленными переоценками основных фондов, т.е. проблемой корректных дефляторов.

---

<sup>8</sup> *Источник:* Статистический ежегодник. Госкомстат России, 2001.

<sup>9</sup> В рамках данной работы корректировка данных о количестве отработанных часов на основе информации о численности работников с неполной занятостью и о вынужденных простоях не производится.

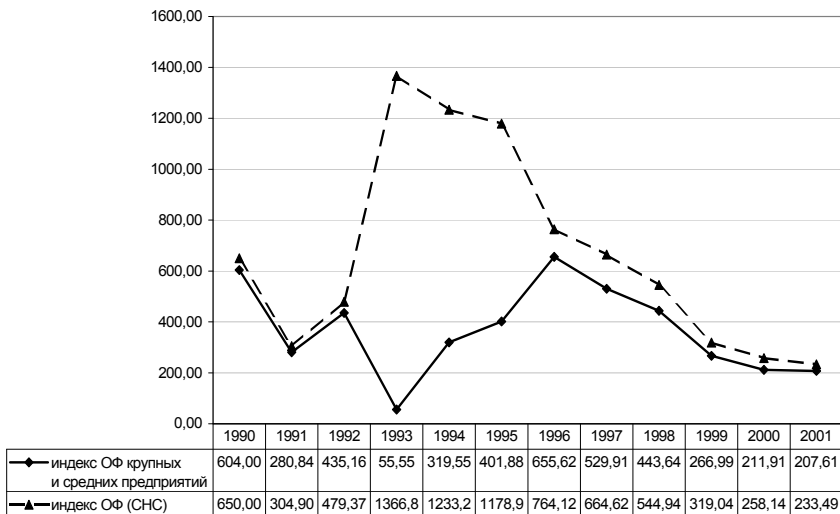


Рис. 1.2. Стоимость основных фондов в постоянных ценах (данные для крупных и средних промышленных предприятий и данные СНС)

В качестве варианта более реалистичной оценки стоимости ОФ можно предложить оценку на основе метода непрерывной инвентаризации, с использованием официальных данных о выбытии и обновлении ОФ, либо инвестициях:

$$ОФ_t = ОФ_{t-1} + I_t - B_t,$$

или

$$ОФ_t = ОФ_{t-1} + O_t - B_t,$$

где

$ОФ_t$  – полная стоимость основного капитала в конце года  $t$ ;

$\dot{E}_t$  – инвестиции в основной капитал в год  $t$ ;

$\hat{A}_t$  – выбытие основного капитала в год  $t$ ,  $\hat{A}_t = \hat{I}\hat{O}_t * k_t^{\hat{a}\hat{a}}$  ;

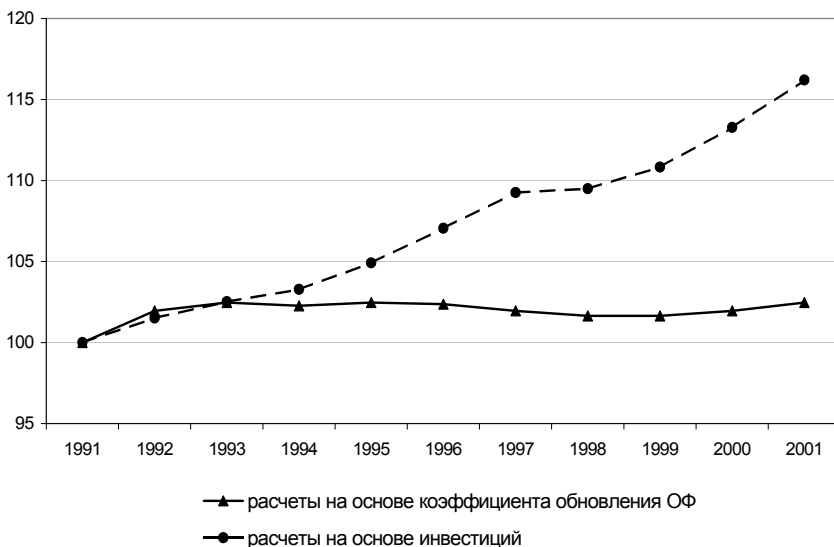
$k_t^{\hat{a}\hat{a}}$  – коэффициент выбытия основных фондов в году  $t$ ;

$\hat{I}_t$  – ввод основного капитала в год  $t$ ,  $\hat{I}_t = \hat{I}\hat{O}_{t-1} * k_t^{\hat{i}\hat{i}}$  ;

$k_t^{\hat{i}\hat{i}}$  – коэффициент обновления основных фондов в году  $t$ .

Такая оценка не подвержена влиянию переоценок ОФ.

На *рис. 1.3* представлены результаты обоих вариантов оценок. Расчет на основе инвестиций приводит к росту индекса ОФ в течение всего периода 1991–2001 гг. С одной стороны, это может быть связано с тем, что данные об инвестициях отражают величину затрат на ввод новых и обновление старых ОФ, а не стоимость реально введенных в эксплуатацию ОФ в текущем периоде (отсутствие данных о потреблении капитала затрудняет оценку прироста ОФ); с другой, – смещение оценки связано с выбором дефлятора для перевода инвестиций в цены базового периода. Поэтому более адекватной действительности видится расчет на основе коэффициентов обновления и выбытия, хотя методика их расчетов не является абсолютно прозрачной.



*Рис. 1.3.* Индексы ОФ, рассчитанные на основе инвестиций и коэффициентов обновления ОФ (конец 1991г.=100)

Расчитанный показатель наиболее близок индексу физического объема основных фондов. Их расхождение не превышает 0,5% (см. *рис. 1.4*).



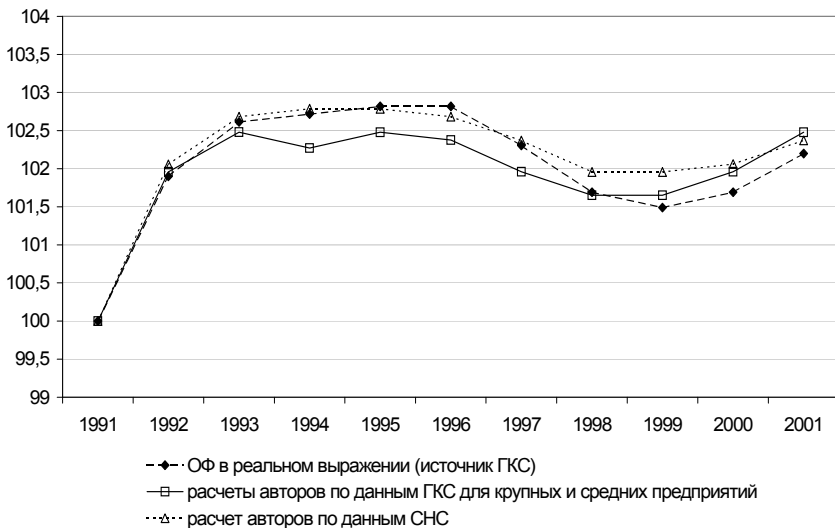


Рис. 1.4. Индексы ОФ (конец 1991г.=100)

Отметим, что индекс физического объема ОФ и оценка индекса ОФ на основе коэффициентов выбытия и обновления не учитывают различия в производительности оборудования разных поколений. Как уже отмечалось, проблема измерения производственных возможностей капитала является наиболее дискуссионной (см. подраздел 1.1.1). В данном разделе работы мы не учитываем возможные изменения «качества» капитала вследствие его старения и ввода нового оборудования. Поэтому все возможные изменения отразятся в остатке (оценке СФП). В подразделе 1.2.5 проводится декомпозиция остатка с предположением о воплощении технического прогресса в капитале, где проводится попытка учесть различия в производительности инвестиционных товаров разных поколений<sup>10</sup>.

Примечательно, что динамика построенных индексов физического объема ОФ не обнаруживает видимого сходства с динамикой индекса ВДС (см. рис. 1.5). Значительное падение ВДС сопровождается почти неизменяющимся индексом ОФ, колебания которого в пределах 3% отражают незначительный инерционный рост в 1991–1992 гг. и небольшое снижение в 1996–1999 гг.

<sup>10</sup> В разделах 2 и 3 используются альтернативные оценки капитала, в том числе с элементами теории винтаджей.

Это может быть связано как с тем, что не учтены различия в производительности оборудования в зависимости от его возраста, так и с тем, что стоимость ОФ не отражает в полной мере услуги капитала, поскольку не несет информации о реально используемом в производстве оборудовании. Перейти от оценки (динамики) запасов капитала к (динамике) услуг капитала можно с помощью учета степени загрузки мощностей (см. подраздел 1.1.1).

### *Оценка услуг капитала*

Оценка степени загрузки мощностей предприятий промышленности производится Центром экономической конъюнктуры при Правительстве РФ начиная с 1993 г. Госкомстат РФ предоставляет данные о среднегодовой мощности предприятий по выпуску отдельных видов промышленной продукции, на основе которых можно получить аналогичную оценку за более длинный период<sup>11</sup>. Соответствующие ряды представлены в *табл. 1.1*.

*Таблица 1.1*

### **Уровень загрузки мощностей предприятий промышленности, %**

год	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Данные ЦЭК при Правительстве РФ				61,0	50,25	46,0	42,75	39,5	41,5	47,5	51,0	55,5
Значения, рассчитанные на основе данных о среднегодовой мощности предприятий промышленности	83,47	76,88	65,57	57,51	44,75	45,05	41,56	41,62	40,55	45,65	53,28	55,98

Оценка услуг капитала в промышленности РФ рассчитывается как произведение индекса физического объема ОФ и индекса степени загрузки мощностей.

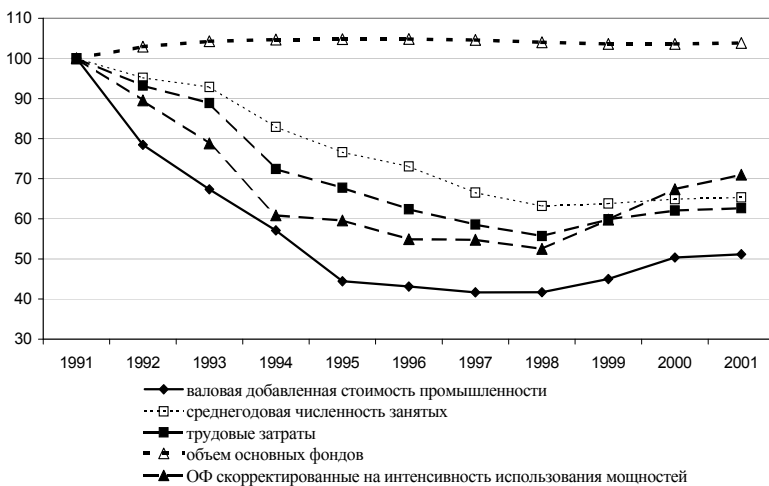
### *Материальные запасы*

Кроме основных фондов, капитал включает в себя запасы, состоящие из сырья, незавершенного производства, готовой продукции, запасных частей.

<sup>11</sup> Уровень загрузки предприятий отрасли определялся как среднее значение по предприятиям, выпускающим продукцию этой отрасли. Уровень использования среднегодовой мощности по промышленности в целом рассчитывался как взвешенная сумма соответствующих значений для основных отраслей, где в качестве весов рассматривается удельный вес продукции основных отраслей в общем объеме выпуска промышленности (данные Госкомстата РФ).

Для построения индекса запасов данные о материальных оборотных активах, предварительно пересчитанные в цены базового периода на основе дефлятора ВВП, усредняются на начало и на конец года. Для 1991 г. величина запасов принята равной величине материальных оборотных активов на конец 1991 г.

Сравнение индексов ВДС промышленности, затрат труда и капитала до и после корректировки представлено на *рис. 1.5*.



*Рис. 1.5.* Динамика индексов ВДС, занятости, затрат труда, ОФ и ОФ, скорректированные на уровень использования мощностей (конец 1991 г.=100)

Переход от оценок «запасов» трудовых и капитальных затрат к оценкам их услуг приводит к большей согласованности динамики индекса ВДС промышленности и индексов основных факторов, хотя более интенсивный спад индекса ВДС по сравнению с индексами затрат сохранился.

### **Определение весовых коэффициентов для объединения затрат основных факторов**

Объединение затрат факторов при декомпозиции роста должно осуществляться исходя из предельной производительности каждого ресурса. Общепринятым является предположение о равновесии производителя, что позволяет заменить предельные производительности на цены услуг факторов. А в условиях постоянной отдачи от масштаба достаточно иметь лишь цену одного фактора, например, труда (зароботная плата). Это существенно

упрощает задачу, так как цены услуг капитала часто являются ненаблюдаемыми – потребитель является одновременно владельцем капитала.

Оценка весовых коэффициентов вклада труда и капитала в российской промышленности приводится в *табл. 1.2*. Затраты труда определялись как доля фонда оплаты труда наемных работников в ВДС промышленности. Затраты капитала (доля) определялись по остаточному принципу: из ВДС вычиталась оплата труда наемных работников.

*Таблица 1.2*

**Весовые коэффициенты затрат труда и капитала,  
используемые при декомпозиции роста  
по соответствующим факторам**

год	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
затраты труда	0,39	0,37	0,38	0,37	0,37	0,4	0,41	0,37	0,31	0,31	0,4
затраты капитала	0,61	0,63	0,62	0,63	0,63	0,6	0,59	0,63	0,69	0,69	0,6

В среднем за период 1991–2001 гг. доля трудовых затрат составляла 36,9% в общей сумме доходов, а капитальных затрат – 63,1%. Максимальное значение доли трудовых затрат 41,3% (и соответственно минимальное значение доли затрат капитала 59,7%) приходится на 1997 г., которому соответствует максимальное значение спада ВДС промышленности в период 1991–2001 гг.<sup>12</sup>

Следует отметить, что, поскольку мы не учитываем вклад природных ресурсов, оценка вклада капитала по остаточному принципу может быть завышена.

Другим подходом, как уже отмечалось ранее, является экспертное задание весов. Наиболее часто используется соотношение долей 70% и 30% для затрат труда и капитала соответственно (см., например, Солоу 1957; Dolinskaya 2001; Campos, Coricelli 2002). Далее мы используем этот подход как альтернативный с целью устранения влияния стоимостных показателей (изменение доли оплаты труда в добавленной стоимости) на оценку СФП.

Также веса могут быть получены на основе эконометрической оценки соответствующих параметров производственной функции. Пробные оценки параметров производственной функции Кобба–Дугласа  $Y = Ae^{pt}K^bL^{1-b}$  на основе годовых данных в период 1992–2001 гг. представлены в Приложении 2 к данному разделу. Опуская спорные моменты данного метода (см.

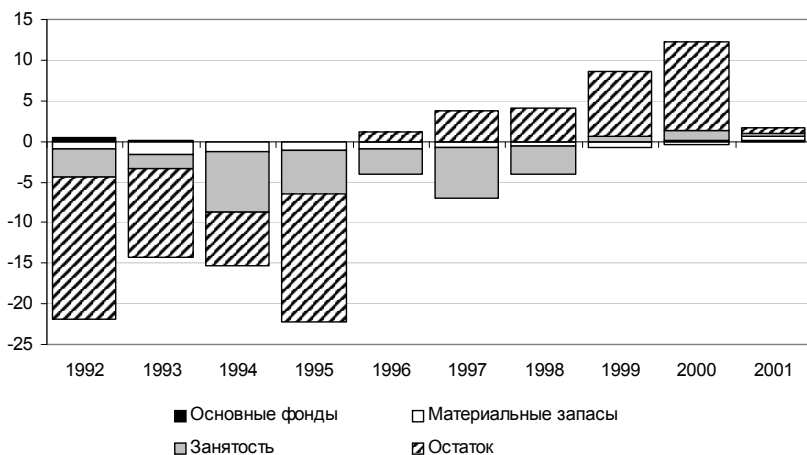
<sup>12</sup> По всей видимости, оценка трудовых затрат занижена, поскольку расчет оплаты труда наемных работников не включает в себя оплату некоторых групп занятых.

предыдущий подраздел, а также Бессонов 2002а), небольшое число наблюдений (за 10 лет) не позволяет получить надежных в статистическом плане оценок. Полученные оценки эластичностей обладают низкой статистической значимостью, а в некоторых случаях принимают отрицательные значения. Поэтому в дальнейших расчетах мы используем два варианта оценок: экспертное задание весов (0,7; 0,3) и полученных исходя из предположения о равновесии производителя (табл. 1.2).

### *1.2.3. Декомпозиция роста на основе «запасов» труда и капитала*

Как отмечалось ранее, простейшей моделью в рамках декомпозиционного подхода к оценке СФП является метод разложения роста по факторам на основе производственной функции  $Y = F(K, L, A)$  с нейтральным техническим прогрессом, где в качестве оценок затрат основных факторов рассматриваются их запасы. В качестве оценки затрат труда выступает занятость, а в случае затрат капитала – среднегодовая стоимость основных фондов. Весовые коэффициенты были установлены экспертным путем на уровне 0,7 – для затрат труда и 0,3 – для затрат капитала.

Полученные оценки для двух вариантов выпуска (ВДС и ОПП, см. рис. 1.6, 1.7 и Приложение 8) демонстрируют существенный, необъясненный основными факторами – трудом и капиталом – остаток, интерпретируемый в модели как СФП. Отметим, что полученная оценка включает в себя не только рост, обусловленный изменением производительности вследствие роста технологии, но и большое число неучтенных факторов, в числе которых и интенсивность использования основных факторов, и изменение их качества (подробнее см. выше). Кроме того, поскольку модель предполагает использование линейно-однородной производственной функции, необъясненный остаток отражает влияние отдачи от масштаба.



*Рис. 1.6.* Разложение роста ВДС промышленности по методике Солоу с весами 0,7 и 0,3, темпы роста

Как видно из рисунков, начало переходного периода сопровождалось резким снижением СФП, рассчитанной по данной методике. При том же объеме факторов (занятость и капитал), что и до 1992 г., выпуск был существенно меньшим, т. е. использование факторов производства было менее эффективным. Такая отрицательная тенденция объясняется процессами дезорганизации, связанными с переходным периодом. С 1995–1996 гг. тенденция роста СФП переходит в положительную область значений.

Отметим также, что, хотя общая динамика СФП и является схожей для оценок при разных показателях выпуска, оценки вклада СФП довольно сильно отличаются друг от друга. Возможные причины этого расхождения обсуждаются в подразделе 1.2.6 (при оценке влияния ценовой конъюнктуры).

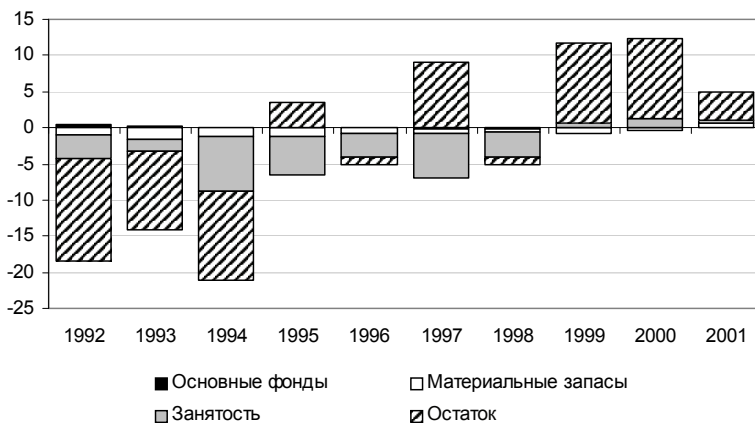


Рис. 1.7. Разложение роста объема промышленного производства по методике Солоу с весами 0,7 и 0,3, темпы роста

#### 1.2.4. Декомпозиция роста на основе услуг капитала и труда

На данном этапе проводится декомпозиция роста с учетом загрузки мощностей и отработанных часов. Объединение темпов роста основных факторов осуществляется на основе рассчитанных ранее весов. Весовые коэффициенты определяются как среднее значение долей соответствующих видов затрат в ВДС для рассматриваемого периода. Результаты расчетов для 1992–2001 гг. представлены в табл. 1.3, для каждой промежуточной пары лет в Приложении 3 к данному разделу (см. табл. ПЗ-1) распределение темпов роста ВДС по основным группам факторов представлено на рис. ПЗ-1 и ПЗ-2.

В соответствии с полученными оценками в период 1992–2001 гг. затраты труда и капитала вместе обеспечивают почти три четверти темпов роста выпуска (74%). Таким образом, в рассматриваемом периоде затраты являются более значимым фактором роста выпуска, чем вклад производительности (СФП). При этом затраты капитала объясняют 48% темпов роста выпуска, в то время как затраты труда 26%, т. е. затраты капитала являются более значимым фактором, чем затраты труда.

Таблица 1.3

## Декомпозиция роста ВДС промышленности для периода 1992–2001 гг.

	Темпы роста		В % к темпу роста ВДС	
ВДС	-6,48		-100,00	
I. Затраты факторов	-4,80		-74,02	
I.1 Труд	-1,70		-26,16	
Занятость		-1,54		-23,79
Отработанные часы		-0,15		-2,38
I.2 Капитал	-3,10		-47,85	
Материальные запасы		-1,61		-24,86
Основные фонды		0,09		-1,35
Интенсивность использования мощностей		-1,58		-24,34
II. СФП	-1,69		-25,98	

Тенденция спада СФП в начале переходного периода сменяется ее ростом начиная с 1996 г. (см. Приложение 3 к данному разделу). В 1992 г. необъясненный остаток составлял 58% темпов роста выпуска. В 1995 г. это значение составило 74%. В 1996 г. темпы снижения затрат труда и капитала значительно превышали темпы снижения ВДС. В результате при отрицательном темпе роста ВДС темп роста СФП имел существенное положительное значение. В 1998 г. смена тенденции ВДС сопровождалась продолжающимся снижением значений индексов затрат труда и капитала, что компенсировалось положительными темпами роста остатка. Для остальных периодов изменения затрат капитала и труда вместе объясняют большую часть темпов роста ВДС, причем в 1999 г. практически весь рост ВДС промышленности полностью объясняется ростом затрат.

Начиная с 1996 г. темпы роста СФП (см. рис. ПЗ-4) не принимают отрицательных значений, при этом амплитуда колебаний темпов роста после 1996 г. значительно уменьшилась по сравнению с 1992–1995 гг. Те же выводы можно сделать и на основе анализа индекса выпуска на единицу затрат (см. рис. ПЗ-3). После 1995 г. значения индекса стабилизировались, и наметилась тенденция к росту.



### 1.2.5. Декомпозиция на основе гипотезы воплощения технического прогресса в капитале

Еще один подход к рассмотрению остатка, о котором говорилось ранее, состоит в применении гипотезы реализации технического прогресса в капитале. Предложенный Солоу (Solow 1962) и развитый в дальнейшем Нельсоном (Nelson 1964) подход предполагает учитывать изменение производительности капитала в трудовых затратах. Однако при отсутствии необходимой информации о качестве капитала оценка производится путем приравнивания необъясненной компоненты роста изменению производительности (качества) капитала.

Учитывая существенное снижение СФП в начале переходного периода и значительную степень износа оборудования в российской промышленности, данная гипотеза может оказаться не такой волюнтаристской. Так, если средний возраст оборудования промышленности в 1990 г. составлял 10,8 лет, то к 2000 г. это значение почти удвоилось и составило 18,7 лет<sup>13</sup>.

«Гипотеза воплощения технического прогресса в капитале» (см. Nelson 1964, Jorgenson 1966) состоит в дальнейшем распределении остатка по компонентам в форме:

$$\frac{\Delta Y}{Y} = \left[ \frac{\Delta A}{A} + r\lambda - \frac{r\lambda\Delta\bar{a}_i}{1 + \lambda(-\Delta\bar{a}_i)} \right] + w\frac{\Delta L}{L} + m\frac{\Delta M}{M} + r\frac{\Delta K}{K},$$

где

$\frac{\Delta A}{A}$  – рост выпуска на единицу затрат, не связанный ни с ростом человеческого капитала, ни с реализованным в капитале техническим прогрессом;

$\frac{\Delta K}{K}$  – темп роста капитала;

$\frac{\Delta M}{M}$  – темп роста запасов;

$\frac{\Delta L}{L}$  – темп роста трудовых затрат;

$w, r, m$  – весовые коэффициенты при трудовых затратах, ОФ и запасах соответственно;

$\lambda$  – относительный рост качества основного капитала;

$\Delta\bar{a}_i$  – средний возраст ОФ.

---

<sup>13</sup> См.: Промышленность России. М.: Госкомстат РФ, 2002.

Выражение в скобках характеризует темп роста выпуска на единицу затрат (СФП). Третье слагаемое в скобках означает, что темп роста остатка обратно пропорционален среднему возрасту оборудования. Остаток в скобках содержит две неизвестных величины, так что для определения всех факторов необходимо знать какую-нибудь одну из них. Обычно вводится предположение о равенстве нулю  $\frac{\Delta A}{A}$ , которое называют (например, Brubaker, 1968) частичным предположением реализации.

Распределение роста по факторам в рамках данной гипотезы представлено в *табл. 1.4*.

*Таблица 1.4*

**Декомпозиция роста ВДС промышленности по факторам на основе «гипотезы реализации технического прогресса в капитале»\***

	1992–2001			
	темпы роста		в % к росту ВДС	
<b>ВДС</b>	-6,48		-100,00	
<b>I. Затраты факторов</b>	-4,80		-74,07	
I.1 Труд	-1,70		-26,23	
Занятость		-1,54		-23,77
Отработанные часы		-0,15		-2,31
I.2 Капитал	-3,10		-47,84	
Материальные запасы		-1,61		-24,85
Основные фонды		0,09		1,39
Интенсивность использования мощностей		-1,58		-24,38
<b>II. СФП</b>	-1,69		-26,08	
Возраст капитала		-2,12		-32,75
Качество капитала		0,43		6,64

\*Декомпозиция роста промышленности проводилась на основе построенных ранее индексов труда и капитала с учетом загрузки мощностей и отработанных часов.

По результатам расчета наиболее существенным фактором роста (падения выпуска за рассматриваемый период) является старение капитала, которое обеспечивает 33% темпов роста ВДС для периода 1992–2001 гг. Следующими по значимости являются изменения среднегодовой мощности использования ОФ, величины запасов и количества занятых. Темп роста качества капитала в рассматриваемом периоде был положителен. Однако следует отметить, что данные показатели включают в себя влияние не всех рассмотренных факторов роста (например, изменения человеческого капитала, менеджмент, и др.).

### **1.2.6. Анализ остатка**

Интерпретация остатка (СФП), полученного после учета изменения использования факторов производства (труд, капитал)<sup>14</sup>, является наиболее дискуссионной. Как упоминалось ранее, изначально его наличие объясняли развитием технического прогресса, более эффективным использованием ресурсов вследствие внедрения новых технологий, более эффективным управлением, наличием экономии на масштабе производства, изменением спроса и т. д.

Методы более детальной декомпозиции были предложены Денисоном (1974), который дополнительно вводит нерегулярные факторы, являющиеся внешними и оказывающие прямое влияние на конечный выпуск, учитывает более эффективное распределение трудовых ресурсов и экономию при расширении масштабов производства. Рассмотрим влияние некоторых нерегулярных факторов, таких, как влияние забастовок и интенсивность спроса на рост промышленности России<sup>15</sup>.

#### **Оценка влияния забастовок**

Становление рынка труда в российской экономике предполагает развитие соответствующих институтов, отстаивающих интересы наемных работников. Тем не менее роль профессиональных союзов в российской экономике пока чрезвычайно низка. Поэтому оценки, позволяющие измерить потери общества от проведения соответствующих акций, будут необходимы в будущем.

---

<sup>14</sup> Еще одним фактором затрат являются природные ресурсы, которые, как мы уже отмечали, не рассматриваются в данной работе. Оценка их вклада в рост требует дополнительного исследования.

<sup>15</sup> Денисон также рассматривает факторы роста выпуска, связанные с перераспределением трудовых ресурсов между различными отраслями и группами занятости, влияние природных условий (для сельского хозяйства). В данной работе эти факторы не рассматриваются.

При оценке влияния забастовок мы рассматриваем только прямое влияние (которое относится к предприятиям, участвующим в забастовках). Соответствующий индекс забастовок для каждого года, рассчитывается на основе показателя, определяемого по формуле:

$$(1 - 0,3 \cdot (1 - \frac{AllTime}{AllTime + StrTime})) \cdot 100\% , \text{ где}$$

*AllTime* – время, отработанное всеми занятыми;

*StrTime* – время, неотработанное в результате забастовок.

Коэффициент 0,3 – оценка Денисона – используется как оценка неблагоприятного влияния забастовок на выпуск на единицу затрат. Около 0,2 Денисон отводит затратам капитала (простой). Оставшиеся 0,1 – допущение на непрерывность износа оборудования в течение забастовок, на возможное ухудшение производительности работников, которые остаются на работе на бастующих предприятиях, и на возможные простои капитальных ресурсов, используемых в обычных условиях, но которые простаивают на предприятиях, не участвующих в забастовках.

Систематическая статистическая информация касается исключительно воздействия забастовок на занятость, не охватывая остальные аспекты производства. Денисон считает, что СФП может также снижаться на небастующих предприятиях, чьи операции прерваны или приостановлены из-за недопоставок других предприятий. Кроме того, на небастующих предприятиях могут простаивать и работники, и оборудование. Однако лишь массовые забастовки в ключевых отраслях могут оказывать серьезное воздействие как на работу других предприятий, так и на выпуск на единицу затрат промышленности в целом.

Динамика индекса забастовок представлена на *рис 1.8*. Как можно увидеть, в течение 1991–2001 гг. его изменения весьма незначительны, что и определяет несущественное влияние забастовок на рост российской экономики в рассматриваемый период.

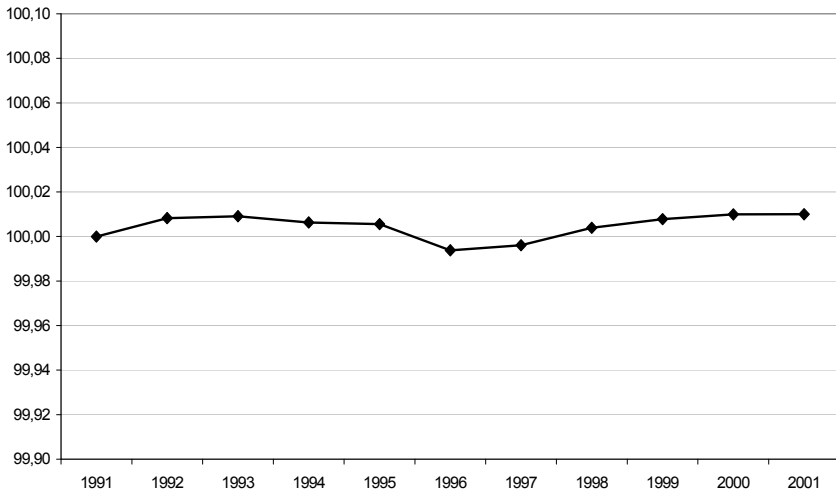


Рис. 1.8. Динамика индекса забастовок (конец 1991г.=100)

### Оценка влияния интенсивности спроса

К группе нерегулярных факторов, названных так Денисоном (1974), относится изменение в интенсивности производства, вызванное колебаниями спроса. Поскольку Денисон не производит корректировку затрат капитала на загрузку мощностей, учет колебаний спроса имеет ту же цель – оценить изменения производства, вызванные различной интенсивностью использования труда и капитала.

Индекс влияния спроса для каждого года строится на основе регрессии:

$$\dot{Y} = a_1 + a_2 * \Delta X ,$$

где

$Y$  – процентное изменение скорректированного индекса СФП для исходного года по сравнению с предыдущим;

$\Delta X$  – изменение в процентных пунктах доли доходов, не связанных с трудовыми затратами, для исходного года по сравнению с предыдущим.

Скорректированный индекс СФП определяется по формуле:

$$TFP^* = \frac{TFP}{RedRes \cdot WithImp} , \text{ где}$$

$RedRes$  – индекс перераспределения ресурсов;

$WithImp$  – индекс влияния погодных условий.

Оценка данного регрессионного уравнения по данным для промышленности России дает незначимые коэффициенты (значение *t*-статистики – 0,479), если загрузка мощностей учтена в оценке затрат капитала. И оценки являются статистически значимыми, если загрузка мощностей не учитывается (см. *табл. 1.5*).

*Таблица 1.5*

<i>R-squared</i>		<b>0,385</b>	<i>Obs.</i>	<b>10</b>
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>a2</i>	0,029	0,012	2,376	0,041

Сравнение структуры годовых темпов роста промышленности по факторам для двух методов расчета (декомпозиция на основе данных о среднегодовой степени загрузки мощностей и декомпозиция на основе метода Денисона оценки влияния изменений в интенсивности спроса) приведено в *табл. 1.6* (соответствующая таблица темпов роста приведена в Приложении 4, *табл. П4-1*). Динамика индексов степени загрузки производственных мощностей и индекса влияния изменений в интенсивности спроса и соответствующих индексов необъясненного остатка приведена на *рис. 1.9*.

Для всех периодов (исключение составляет только период 1993–1994 гг.) учет влияния спроса по методу Денисона увеличивает долю необъясненного остатка в темпах роста промышленности.

*Таблица 1.6*

**Структура годовых темпов роста промышленности по факторам для двух методов расчета, в % от темпов роста ВДС**

Период	Декомпозиция на основе метода Денисона оценки влияния изменений в интенсивности спроса						
	затраты факторов	из них: интенсивность использования оборудования	СФП	затраты факторов	СФП	в том числе	
						фактор спроса	окончательно необъясненный остаток
1	2	3	4	5	6	7	8
1992	42,14		57,86	14,67	85,33		
		23,13				-16,83	102,19
1993	74,51		25,49	28,18	71,82		
		37,31				39,53	32,3
1994	130,15		-30,15	59,5	40,5		

Продолжение таблицы 1.6

1	2	3	4	5	6	7	8
		62,48				-8,91	<b>49,39</b>
1995	26,37		73,63	17,04	82,96		
		4,22				4,53	<b>78,42</b>
1996	277,64		-177,64	137,19	-37,19		
		110,16				327,43	<b>-365,01</b>
1997	113,72		-13,72	95,31	4,69		
		-3,12				179,42	<b>-174,66</b>
1998	-4554,9		4654,86	-2624,7	2724,68		
		-1569,8				11296,2	<b>-8579,45</b>
1999	99,38		0,62	19,81	80,19		
		86,24				222,78	<b>-142,64</b>
2000	59,32		40,68	6,05	93,95		
		54,95				-14,54	<b>108,46</b>
1991–00	78,02		21,98	39,63	60,37		
		26,86				-9,9	<b>70,28</b>

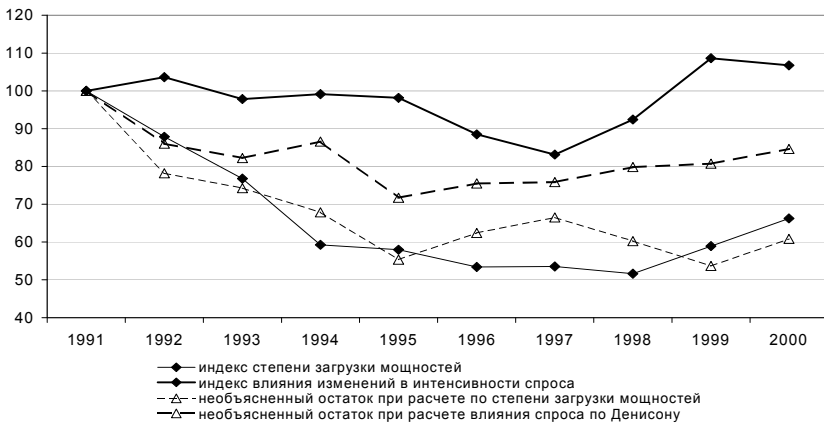


Рис. 1.9. Динамика индексов степени загрузки производственных мощностей и индекса влияния изменений в интенсивности спроса и соответствующих индексов необъясненного остатка

## Оценка влияния конъюнктуры цен

Ранее отмечалось, что на оценку СФП оказывает влияние выбор меры выпуска. Было показано, что в основе различий в оценке СФП, полученной при декомпозиции роста конечного выпуска и ВДС, лежат относительные объемы промежуточного потребления и цены выпуска и промежуточного потребления (см. подраздел 1.1.3).

Сравнение динамики индекса промышленного производства и индекса ВДС промышленности (см. *рис. 1.10*) свидетельствует о том, что индекс ВДС подвергся более значительному снижению по сравнению с индексом промышленного производства. При неизменной динамике индексов трудовых и капитальных затрат это приводит к большей изменчивости индекса СФП и, как следствие, к сложностям в его интерпретации.

Проблема может возникнуть, с одной стороны, вследствие неадекватности статистической информации (дефляторов), с другой – из-за невыполнения условия равновесия производителя<sup>16</sup>. Действительно, если ценовая конъюнктура более мобильна, чем динамика производства, необходимое условие расновесия производителя (как минимум, в кратко- и среднесрочном периоде) может не выполняться. Это может приводить к появлению экономической прибыли или убытка. Как показано в работе Hsieh (2002), для переходных и развивающихся экономических систем эти проблемы являются наиболее актуальными.

Аналитически это можно показать следующим образом. Обозначим:

$$Y = P_Q Q - P_N N,$$

где

$Q$  – конечный выпуск (физический объем);

$Y$  – добавленная стоимость;

$N$  – промежуточные затраты (физический объем);

$P_Q, P_N$  – цены выпуска и промежуточного потребления соответственно (в ценах добавленной стоимости).

Переходя к темпам роста соответствующих величин, получаем:

$$g_Y = g_Q + g_{P_Q} - \frac{\beta}{(1 - \beta)} \left( g_{\frac{P_N}{P_Q}} + g_{\frac{N}{Q}} \right),$$

где

$$\beta = \frac{P_N}{P_Q} \frac{N}{Q} - \text{доля промежуточного потребления в выпуске;}$$

---

<sup>16</sup> См., например, (Barro, Sala-i-Martin 2003; Hsieh 2002).



$g_{\frac{P_N}{P_Q}}$  и  $g_{\frac{N}{Q}}$  – темпы роста относительных цен промежуточного потребления и доли объема промежуточного потребления в конечном выпуске.

ления и доли объема промежуточного потребления в конечном выпуске.

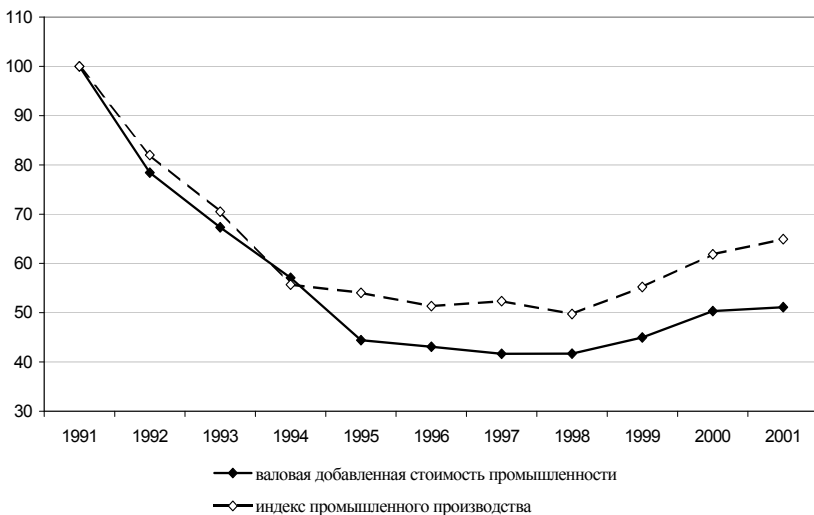


Рис. 1.10. Динамика индекса ВДС и индекса промышленного производства (конец 1991 г.=100)

Таким образом, разница в темпах роста добавленной стоимости и физического объема выпуска составляет величину  $g_{P_Q} - \frac{\beta}{(1-\beta)} \left( g_{\frac{P_N}{P_Q}} + g_{\frac{N}{Q}} \right)$ , за-

висящую от темпов роста цен промежуточного потребления относительно цен конечной продукции и темпов роста доли промежуточного потребления в выпуске. Если последняя величина является постоянной, то разность темпов роста ВДС и ОПП определяется лишь относительными ценами промежуточного потребления, которые мы для краткости определяем как «фактор ценовой конъюнктуры» или «фактор цен»<sup>17</sup>.

Результаты декомпозиции роста ВДС промышленности с учетом влияния ценовой конъюнктуры представлены в табл. 1.7 (по годам – на рис. 11 и в Приложении 11 к данному разделу). При декомпозиции использовались

<sup>17</sup> Различия темпов роста ВДС и ОПП могут быть также обусловлены спецификой расчетов дефляторов (не рассматриваются в данной работе).

построенные ранее ряды факторов затрат (занятости, отработанных часов, материальных запасов, основных фондов и степени загрузки мощностей). В качестве весов трудовых и капитальных затрат были приняты значения 0,7 и 0,3. Для сравнения в таблицах приведены результаты предыдущих расчетов по методике Солоу и вариант с альтернативными весовыми коэффициентами (предельный продукт труда приравнен к заработной плате,  $MPL=w$ , предельный продукт капитала оценен исходя из предположения о постоянной отдаче от масштаба  $MPK=1-w$ , см. табл. 1.2)

Таблица 1.7

**Декомпозиция темпов роста ВДС промышленности  
с учетом влияния ценового фактора**

Разложение роста ( $MPL=0,7$ , $MPK=0,3$ )	1992–1998		1999–2001		1992–2001	
ВДС	-11,75		7,05		-6,48	
I. Затраты факторов	-8,49		5,12		-4,56	
I.1 Труд	-5,69		2,78		-3,21	
Занятость		-4,44		0,77		-2,92
Отработанные часы		-1,25		2,00		-0,29
I.2 Капитал	-2,79		2,35		-1,35	
Материальные запасы		-0,72		-0,14		-0,55
Основные фонды		0,06		0,02		0,05
Степень использования мощностей		-2,13		2,47		-0,84
II. СФП	-3,26		1,92		-1,93	
Ценовой фактор		-2,25		-2,24		-2,26
Остаток		-1,01		4,16		0,33
Остаток Солоу (ОПП)		-4,40		8,64		-0,80
Остаток Солоу (ВДС)		-6,65		6,40		-3,06
Остаток (веса: $MPL=w$ , $MPK=1-w$ )		-3,16		1,14		-1,89

**Декомпозиция роста ВДС промышленности с учетом влияния ценового фактора (в % от темпов роста ВДС)**

Разложение роста (MPL=0,7, MPK=0,3)	1992–98		1999–01		1992–01	
ВДС	100,00		100,00		100,00	
I. Затраты факторов	72,26		72,62		70,37	
I.1 Труд	48,43		39,43		49,54	
Занятость		37,79		10,92		45,06
Отработанные часы		10,64		28,37		4,48
I.2 Капитал	23,74		33,33		20,83	
Материальные запасы		6,13		-1,99		8,49
Основные фонды		-0,51		0,28		-0,77
Степень использования мощностей		18,13		35,04		12,96
II. СФП	27,74		27,23		29,78	
Ценовой фактор		19,15		-31,77		34,88
Остаток		8,60		59,01		-5,09
Остаток Солоу (ОПП)		37,45		122,55		12,35
Остаток Солоу (ВДС)		56,60		90,78		47,22
Остаток (веса: MPL=w, MPK=1-w)		26,92		16,18		29,19

Как видно из рисунка, влияние ценового фактора довольно существенно, а в 1995 г. он составляет основную часть роста выпуска. По-видимому, это может быть следствием курсовой политики. В 1995 г. был введен валютный коридор, стабилизация валютного курса при высокой инфляции привела к существенному укреплению курса рубля, что могло вызвать сокращение спроса на продукцию отечественных предприятий. Предприятия же не сразу среагировали сокращением производства на сокращение спроса. В результате стоимостной объем выпуска упал гораздо сильнее физического объема. В 1998 г. при значительной девальвации рубля наблюдалось

положительное воздействие ценовой конъюнктуры на выпуск, однако не такое существенное, как в 1995 г. Тем не менее данная гипотеза требует дополнительного исследования.

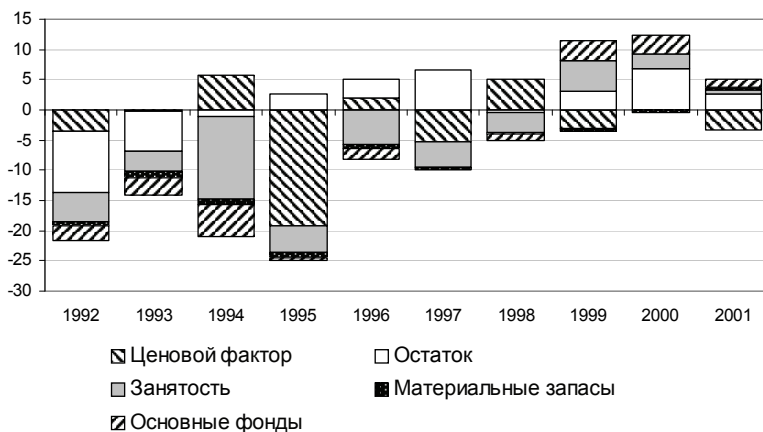


Рис. 1.11. Распределение темпов роста ВДС промышленности по факторам

### 1.2.7. Декомпозиция роста по отраслям промышленности

Во время переходного периода структурные преобразования в национальной экономике наиболее ярко проявились в изменении пропорций распределения ресурсов между отраслями промышленности. Сокращение ВДС промышленности сопровождалось довольно существенной дифференциацией темпов спада ВДС по отдельным отраслям. В связи с этим целесообразно проводить декомпозицию роста не только по промышленности в целом, но и по отдельным ее отраслям, что позволяет выделить влияние отраслевых факторов на агрегированный спад. Этот метод широко используется в экономических исследованиях (Sherer 1982; Griliches, Lichtenberg 1984; Jorgenson 1988; Costello 1993; Harberger 1998).

Представление об отраслевой дифференциации спада (см. рис. 1.12 и 1.13) можно получить на основе диаграмм [рассмотренных, например, в работе Харбергера (1998)], где по горизонтальной оси отложена кумулятивная доля ВДС отраслей промышленности в начальном периоде, а по вертикальной оси – кумулятивная величина прироста (снижения) ВДС отраслей в процентах от прироста ВДС промышленности в рассматрива-

емом периоде (отрасли расположены в соответствии с убыванием их темпов роста).

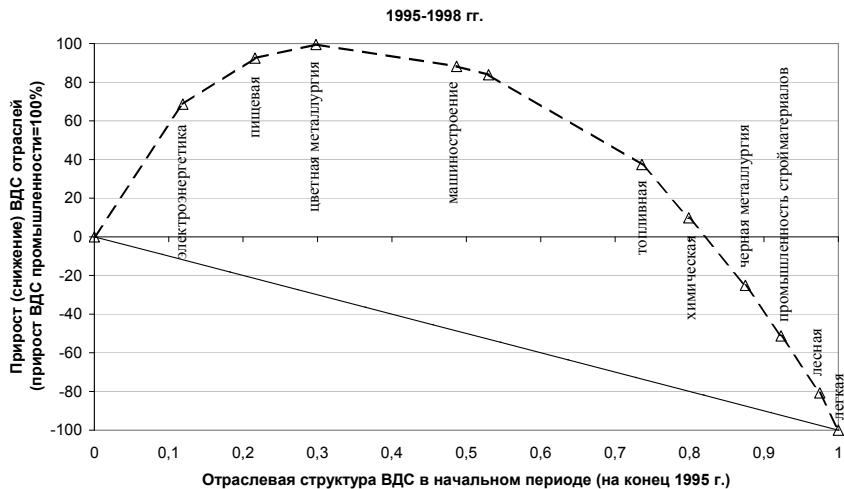


Рис. 1.12. Диаграмма отраслевой структуры роста ВДС промышленности

Как видно из рис. 1.12, в течение 1995–1998 гг. спад ВДС промышленности по отраслям был более чем неравномерным. На фоне общего спада наблюдается рост в электроэнергетике (причем рост составляет около 70% общего спада промышленности), рост в пищевой промышленности и цветной металлургии. В остальных отраслях, производящих порядка 70% ВДС всей промышленности (в 1995 г.), наблюдается существенный спад. В период 1998–2001 гг. (см. рис. 1.13) практически во всех отраслях наблюдается рост, за исключением электроэнергетики. Диаграмма для периода 1996–2001 гг. приведена в Приложении 5 к настоящему разделу.

Декомпозиция роста отраслей промышленности по факторам производится по той же схеме, что и для промышленности в целом. В качестве основного показателя, отражающего рост выпуска, рассматривается ВДС отрасли. В Приложении 6 к настоящему разделу приводится отраслевая структура ВДС промышленности с 1995 по 2001 гг. (см. табл. П6-1). К сожалению, данные за более ранние периоды недоступны.

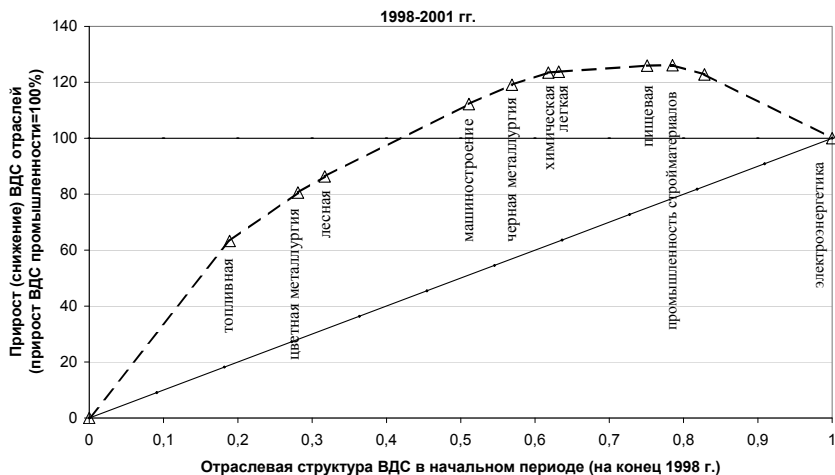


Рис. 1.13. Диаграмма отраслевой структуры роста ВДС промышленности

### Трудовые затраты

Трудовые затраты рассматриваются как количество отработанного времени всеми занятыми в отрасли в рассматриваемый период. Индекс трудовых затрат определяется произведением индекса занятости и индекса отработанных часов.

Индекс занятости строится на основе данных о среднегодовой численности занятых в отрасли. Динамика отраслевой структуры занятости представлена на рис. 1.14.

Примерно для половины отраслей период 1995–2001 гг. характеризуется ростом их доли в общем количестве занятых в промышленности, т. е. сокращение общего числа занятых в этих отраслях происходило с меньшими темпами по сравнению с промышленностью в целом. Исключения составляют машиностроение, лесная промышленность, промышленность строительных материалов и легкая промышленность. Доля занятых в машиностроении в рассматриваемый период уменьшилась с 38,7% до 35% (для периода 1990–2001 гг. с 46% до 35%), а доля легкой промышленности с 8,3% до 6,1%.

Для расчета индекса отработанных часов использовались данные о средней фактической продолжительности рабочего дня при предположении об одинаковом количестве рабочих дней в году для всех отраслей и данных о средней продолжительности рабочего дня в отрасли (см. рис. 1.15).

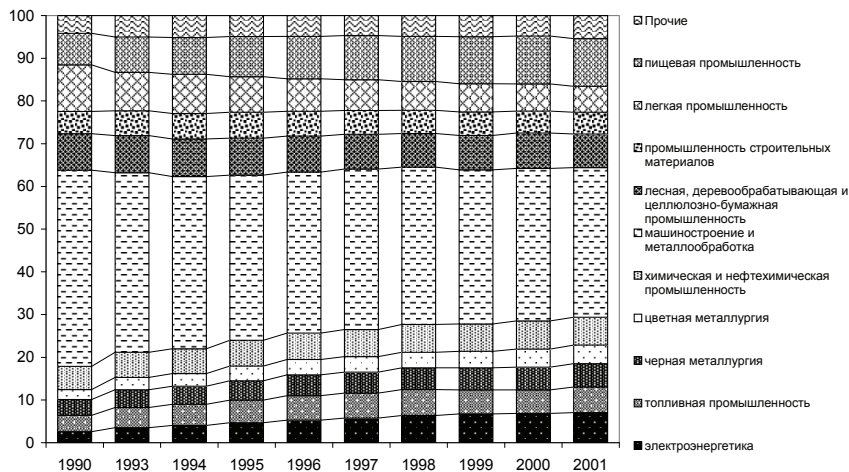
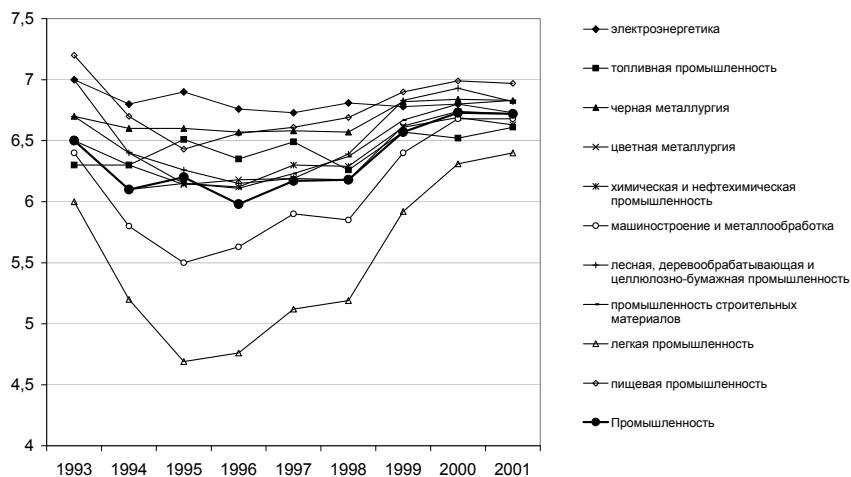


Рис. 1.14. Динамика структуры занятости по отраслям промышленности

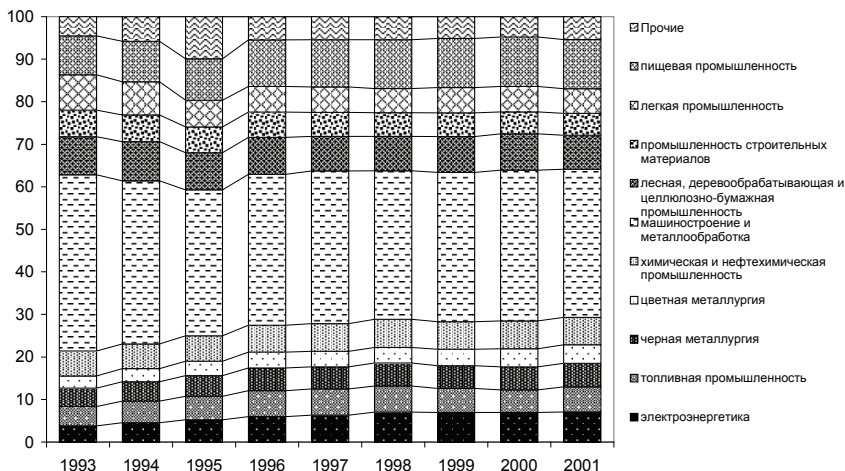


Источник: данные Госкомстата России.

Рис. 1.15. Динамика средней фактической продолжительности рабочего дня по отраслям промышленности, часов

Примечательно, что в 1998–1999 гг., несмотря на рост ВДС, занятость продолжала падать, а фонд отработанного рабочего времени возрос, увеличилась интенсивность использования труда.

Динамика отраслевой структуры отработанного рабочего времени всеми занятыми представлена на *рис. 1.16*.



*Рис. 1.16.* Отраслевая структура отработанного рабочего времени всеми занятыми в год (в часах)

Изменения отраслевой структуры трудовых услуг, выраженной в отработанных часах в год, схожи с динамикой структуры занятости, хотя снижение отработанных часов в отраслях машиностроения и металлообработки было менее заметным в период 1995–2001 гг.

### Затраты капитала

По аналогии с расчетами для промышленности расчет затрат капитала отдельных отраслей осуществляется на основе коэффициентов обновления и выбытия ОФ. Как и для случая промышленности, динамика оценок ОФ различных отраслей не демонстрируют существенных изменений. В период 1995–2001 гг. рост этого показателя в электроэнергетике составил 4,8%, в топливной промышленности 3,3%, в черной металлургии – 0,3%. В остальных отраслях произошло незначительное уменьшение: 0,1% в цветной металлургии, 3,8% в химической промышленности, 3,0% – в машиностроении.

Степень загрузки мощностей отрасли рассчитывалась как среднее значение уровня использования среднегодовой мощности предприятий отрас-



ли по выпуску отдельных видов продукции отрасли. Величина показателя сильно различается для разных отраслей. Наименьшее значение соответствует легкой промышленности, например в 1998 г. степень загрузки составила всего 0,18 (максимальное значение в том же году наблюдается в топливной промышленности 0,63)<sup>18</sup>.

### **Оценка весовых коэффициентов**

Как и ранее, при декомпозиции роста отраслей используются два варианта весовых коэффициентов для объединения затрат: на основе предположения о равенстве цен предельному продукту, и фиксированные (0,7/0,3). В первом случае вес трудовых затрат определяется как доля оплаты труда наемных работников в ВДС.

В соответствии с полученными оценками, самое высокое значение веса трудовых затрат для всех периодов соответствует лесной и легкой промышленности, минимальное – топливной промышленности (причем вес последней более чем в 2,5 раза меньше), что соответствует теоретическим соображениям о трудоемкости данных отраслей. Доля оплаты труда наемных работников в ВДС для 1996–1998 гг. выше в сравнении с 1999–2001 гг. для большинства отраслей (за исключением электроэнергетики, промышленности строительных материалов и легкой промышленности).

На основе полученных оценок затрат факторов проводилась декомпозиция роста ВДС для каждой отрасли в отдельности. Полученные оценки объединялись с целью получения более точных оценок на уровне промышленности и промышленности в целом представлены в Приложении 7 к настоящему разделу. В *табл. П7-1, табл. П7-2 и табл. П7-3* рост отраслевого и агрегированного по промышленности выпуска распределен между тремя основными группами: затратами труда, капитала и СФП. В первых двух разделах таблиц значения темпов роста факторов представлены в реальном выражении и в процентах к темпам роста ВДС каждой отрасли.

---

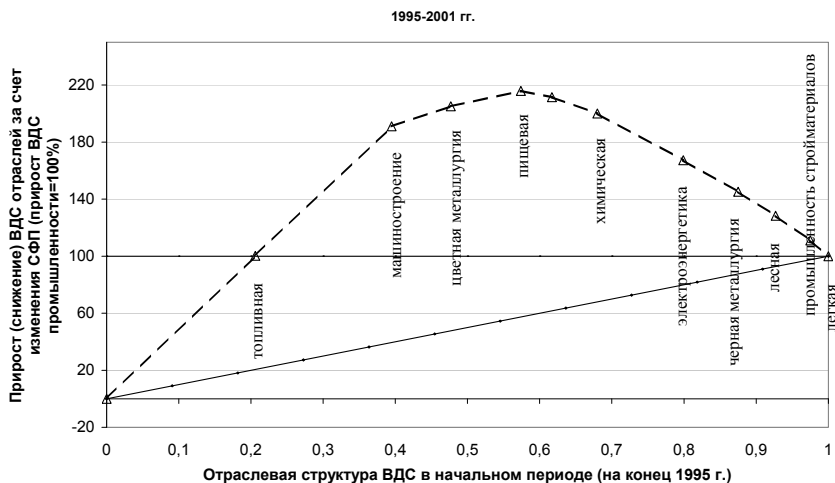
<sup>18</sup> Альтернативные оценки коэффициентов использования производственных мощностей приведены в работе (Корпев 2001): «В 1998 г. коэффициент использования производственных мощностей составил: в электроэнергетике – 0,75, в топливной промышленности – 0,65, черной металлургии – 0,62, цветной металлургии – 0,61, тогда как в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности – 0,40, машиностроении – 0,35, пищевой – 0,35, химической и нефтехимической – 0,29, промышленности строительных материалов – 0,28. Наименьший коэффициент использования производственных мощностей – 0,20 – был в легкой промышленности».

В третьем разделе приведены результаты декомпозиции роста ВДС промышленности по отраслевым факторам (вклад каждого отраслевого фактора выражен в процентах темпов роста ВДС промышленности). Основное достоинство подобного представления состоит в интегрированном взгляде на агрегированный выпуск, позволяющем судить об источниках роста промышленности на уровне отраслей.

Для большинства отраслей в период 1996–2001 гг. (см. *рис. П7-1*) декомпозиция роста на основе рассчитанных ранее индексов показывает, что СФП является более значимым фактором роста выпуска, чем изменения затрат, что подтверждает расчеты на основе агрегированных данных по промышленности.

Сравнение периода 1996–2001 гг. и подпериода 1999–2001 гг. показывает, что в целом для промышленности основным фактором, обеспечившим ускорение роста в 1999–2001 гг. по сравнению с 1996–2001 гг., являются затраты факторов, объясняющие 2/3 общего ускорения. В то же время для топливной промышленности, черной и цветной металлургии, химической, лесной и легкой промышленности ускорение роста в большей степени обеспечивалось за счет СФП. Главным фактором замедления роста в 1999–2001 гг. в электроэнергетике, промышленности строительных материалов и пищевой промышленности также является СФП.

На *рис. 1.17* представлена диаграмма, отражающая отраслевую дифференциацию роста СФП в период 1996–2001 гг.



*Рис. 1.17* Отраслевая дифференциация роста СФП

Для 1996–2001 гг. кумулятивный прирост ВДС за счет роста СФП только топливной промышленности (составляющей 20,6% ВДС в начале периода) обеспечил суммарный прирост ВДС промышленности. Положительными темпами СФП характеризуются также машиностроение, цветная металлургия и пищевая промышленность. В соответствии с полученными оценками остальные отрасли имеют отрицательный рост СФП.

Структура (порядок расположения отраслей) роста выпуска на единицу затрат (остатка) не совпадает со структурой роста выпуска в том же периоде (см. Приложение 5 к настоящему разделу, *рис П5-1*). При этом не происходит перераспределение отраслей между группами, обеспечившими прирост и сокращение ВДС в рассматриваемом периоде; изменения касаются только порядка отраслей в этих группах. Кроме того, максимальное значение роста выпуска на единицу затрат составляет 215,8% от итогового значения, а ВДС – 142%.

Агрегирование полученных отраслевых оценок дает результаты, которые отличаются от предыдущих. Обращает на себя внимание тот факт, что вклад СФП, рассчитанный по агрегированным данным для промышленности, отличается от соответствующего значения, рассчитанного по отраслевым данным. Причем отличия выявлены и для периода 1996–2001 гг. (см. *табл. 1.10*), и для более коротких периодов: 1996–1998 гг. – заключительной стадии спада; и 1999–2001 гг. – начавшегося роста (см. Приложение 9 к настоящему разделу).

Сравнение результатов показывает: несмотря на то, что в рассматриваемом периоде СФП остается более значимым фактором, дизагрегирование данных позволяет уменьшить его вклад в рост ВДС промышленности.

При расчете по агрегированным данным в период 1996–2001 гг. рост ВДС промышленности сопровождался снижением трудовых затрат и ростом затрат капитала. Вклад СФП составил 84,5%. В то же время расчет на основе отраслевых данных показывает, что вклад СФП в темпы роста ВДС промышленности равен 68,5%.

Расхождения между темпами роста СФП, полученными в результате оценки добавленной стоимости, затрат труда и капитала с учетом различий в ценах на них между отраслями и без учета, рассматриваются как вклад перераспределения добавленной стоимости, трудовых и капитальных затрат в рост агрегированной СФП. Например, если происходит перераспределение трудовых ресурсов из отрасли с более высоким уровнем заработной платы в отрасль, характеризующуюся более низким уровнем, то темп роста агрегированной СФП возрастет, при этом темп роста отраслевой СФП останется неизменным. Таким образом, темп роста агрегированной СФП равен взвешенной сумме темпов роста отраслевых СФП и перерас-

пределения выпуска, затрат труда и капитала. Это перераспределение равно нулю только в том случае, если цены трудовых и капитальных затрат и добавленной стоимости одинаковы для всех отраслей или если темпы роста добавленной стоимости, трудовых и капитальных затрат совпадают.

Таблица 1.10

**Структура роста ВДС промышленности по факторам для расчетов на основе агрегированных данных по промышленности и отраслевых данных**

	1996–2001 гг.			
	агрегированные данные		отраслевые данные	
ВДС	100		100	
I. Затраты факторов	15,47		31,46	
I.1 Труд	-19,49		-0,83	
Занятость		-40,39		-27,47
Отработанные часы		20,9		26,64
I.2 Капитал	34,96		32,29	
Материальные запасы		-27,34		-23,34
Основные фонды		-2,81		-0,51
Степень использования мощностей		65,11		56,14
II. СФП	84,53		68,54	
Забастовки		0,15		0,13
Остаток		84,38		68,41

Ранее было показано, что в основе различий в оценке СФП, полученной при декомпозиции роста конечного выпуска и ВДС, лежат относительные объемы промежуточного потребления и цены выпуска и промежуточного потребления.

В России в 1991–2001 гг. для отраслей обрабатывающей промышленности производственные затраты увеличивались в результате роста цен, а соответственно и расходов на продукцию и услуги топливно-энергетических и сырьевых отраслей, грузового транспорта и сферы обращения. Например, доля расходов на продукцию и услуги топливно-энергетических и сырьевых отраслей в составе расходов на производство машиностроительной продукции возросла с 21,5% в 1990 г. до 41% в 1991–1998 гг. (Корпев 2001).

В связи со всем вышесказанным более корректной считается оценка СФП на основе конечного выпуска. Джорджсон (Jorgenson 1988) в работе, посвященной анализу источников экономического роста на уровне секторов, показал, что промежуточное потребление является более важным источником роста для большинства отраслей США, чем затраты труда или капитала.

Сравнение индексов промышленного производства и индексов ВДС отраслей промышленности свидетельствует о том, что величина индекса ВДС в 2001 г. (1995 г. =100) меньше для большинства отраслей, чем соответствующее значение индекса промышленного производства (см. рис. 1.19). Исключение составляют топливная промышленность, для которой индекс ВДС в 2001 г. составил 143,3 по сравнению с ИПП – 106,4, цветная металлургия, соответствующие значения для которой равны 142,2 и 129,8 соответственно, машиностроение (125,5 и 121,1) и пищевая промышленность (119,9 и 113,9).

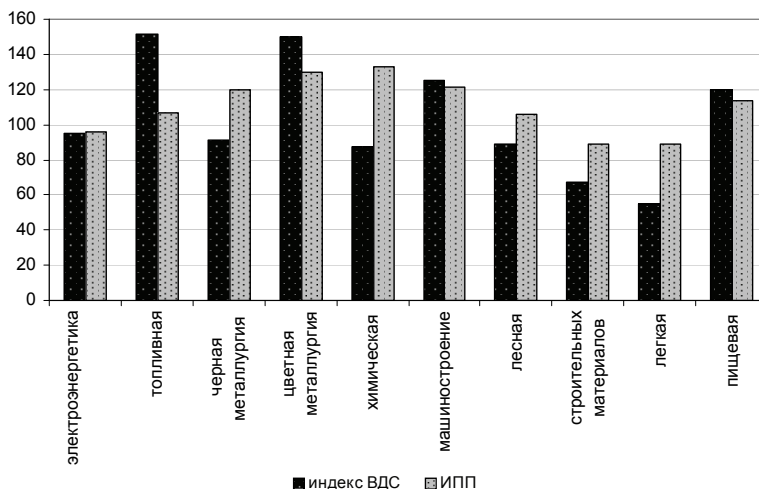


Рис. 1.19. Значения индексов ВДС и индекса промышленного производства отраслей промышленности в 2001 г. (конец 1995 г.=100)

Различия также наблюдаются и в динамике индексов. Различия индексов ВДС отраслей и индекса ВДС промышленности сильнее, чем различия между отраслевыми индексами выпуска и индекса промышленного производства (см. Приложение 10 к данному разделу).

Для построения оценок с учетом влияния конъюнктуры цен на рост ВДС отраслей промышленности (выделение компоненты

$$g_{P_Q} - \frac{\beta}{(1-\beta)} \left( g_{\frac{P_N}{P_Q}} + g_{\frac{N}{Q}} \right) - \text{см. выше) использовались построенные ранее}$$

ряды факторов затрат (занятости, отработанных часов, материальных запасов, основных фондов и степени загрузки мощностей). В качестве весов трудовых и капитальных затрат для всех отраслей были приняты значения 0,7 и 0,3. Результаты декомпозиции роста ВДС отраслей промышленности с учетом влияния ценовой конъюнктуры представлены в Приложении 12 к настоящему разделу.

Расчеты свидетельствуют, что выделение ценового фактора приводит к значительным изменениям оценки темпов роста и вклада СФП. Получаемые оценки СФП более оптимистичны: в целом за период 1992–2001 гг. темпы роста производительности положительны.

Ощутимый положительный вклад фактора цен на рост ВДС наблюдается только для двух отраслей: топливной промышленности и цветной металлургии. Выделение его в качестве отдельной компоненты привело к существенному снижению оценки темпов роста производительности в этих отраслях: с 6,83 до 0,69 для топливной промышленности и с 3,38 до 0,81 в цветной металлургии. При этом цены и объем промежуточного потребления для обеих отраслей являются более значимым фактором роста, чем основные факторы затрат и производительность.

Положительное влияние ценового фактора для периода 1996–2001 гг. наблюдается также и в машиностроении, и в пищевой промышленности, но для этих отраслей это влияние не столь значительно, как в топливной промышленности и цветной металлургии.

Для всех остальных отраслей влияние ценового фактора отрицательно. Самые значительные изменения оценки темпов роста СФП наблюдаются в легкой промышленности, в которой изменения составили 7,4 (с –6,73 до 0,67), химической промышленности (с –2,08 до 4,98), строительных материалов (с –4,31 до 0,26) и черной металлургии (с –3,37 до 1,22). Основным фактором изменений ВДС химической промышленности и строительных материалов является ценовой фактор. Сравнение декомпозиции роста ВДС черной металлургии для периодов 1996–2001 гг. и 1999–2001 гг. свидетельствует о возрастании значимости основных факторов.

Ценовая конъюнктура в наибольшей степени определяет темпы роста ВДС легкой промышленности. Для машиностроения определяющим фактором является производительность. В электроэнергетике ценовой фактор

является основным фактором, предопределившим значительное снижение ВДС отрасли после 1998 г.

Таким образом, выделение ценового фактора привело к изменению структуры темпов роста СФП отраслей в рассматриваемом периоде (1995–2001 гг.). Теперь лидирующее место занимают машиностроение, химическая промышленность и черная металлургия. Кроме того, для всех отраслей, кроме электроэнергетики, характерны положительные темпы роста производительности.

Значительный рост ВДС электроэнергетики до 1999 г., на фоне общего спада в промышленности, обусловлен улучшением ценовой конъюнктуры, в то время как темпы роста производительности на всем рассматриваемом периоде остаются отрицательными. Причем электроэнергетика является единственной отраслью, в которой отсутствуют периоды роста производительности.

Резкий рост ВДС топливной промышленности и цветной металлургии после 1998 г. также в большей степени обусловлен ценовым фактором. При этом если темп роста производительности основных факторов этих отраслей до 1998 г. был положителен, то после 1998 г. производительность начала снижаться.

Динамика производительности черной металлургии, химической промышленности, машиностроения и промышленности строительных материалов имеет одинаковый характер: отрицательные темпы роста в 1996 г., затем рост и очередной спад в 1998 г., после которого темпы роста производительности оставались положительными. В легкой и пищевой промышленности спад темпов роста производительности приходится на 1999 г.

Динамика темпов роста ценового фактора и производительности отраслей по годам представлена в Приложении 11 к настоящему разделу.

## **Выводы**

В исследовании проведен обзор теоретических и практических подходов к декомпозиции роста по факторам, выполнен анализ роста в российской промышленности и ее отраслях в период с 1992 по 2001 г.

Анализ начинается с простого применения модели Солоу к декомпозиции роста, где в качестве оценки затрат факторов используется их запас. Полученные оценки демонстрируют существенный необъясненный основными факторами – трудом и капиталом – остаток, интерпретируемый в модели Солоу как СФП. В первые четыре года реформ наблюдается существенное снижение СФП (за четыре года – практически в два раза), в то

время как рост СФП, наблюдавшийся с 1996 по 2001 гг., был более скромным (порядка 30%).

Этот результат наглядно демонстрирует, что накопленный в экономике в промышленности России запас факторов используется на первом этапе переходного периода не вполне эффективно. Предприятия имели избыточные мощности, но их высвобождение шло гораздо более низкими темпами, чем падение производства. По-видимому, это связано с неразвитостью рынка капитала и медленными процессами реструктуризации в промышленности.

Учитывая факт неполного использования мощностей, дальнейшие оценки СФП производятся на основе информации об услугах, предоставляемых капиталом и трудом, а не об их запасе. Смысл данных оценок СФП существенно отличается от предыдущих. Теперь они показывают, каким образом меняется эффективность самого производства, при условии, что использование факторов является гибким.

Расчеты показывают, что на протяжении десяти лет переходного периода (1992–2001) динамика выпуска (ВДС промышленности) в среднем на 74% определялась использованием факторов производства – труда и капитала: (на 48% – за счет снижения затрат капитала, на 26% – за счет фактического сокращения отработанного рабочего времени занятыми). Примечательно, что до кризиса 1998 г. сокращение затрат труда в промышленности происходило по большей части путем высвобождения рабочей силы, тогда как с 1999 по 2001 гг. затраты труда росли за счет фактического увеличения отработанных часов (сокращение вынужденных простоев).

В отличие от затрат труда накопленные основные фонды продолжали увеличиваться, а их использование резко сокращалось. Таким образом, сокращение затрат капитала происходило за счет менее интенсивного его использования.

Полученные результаты отличаются от оценок, полученных ранее, демонстрируя, что падение СФП не было таким значительным. По крайней мере, можно говорить, что общая хозяйственная эффективность тех предприятий, которые продолжали работать (без учета неиспользуемых факторов производства), снизилась не в два раза, а примерно на 30% (1996г.), хотя это снижение тоже более чем существенно. По-видимому, причины падения эффективности кроются в дезорганизации производства на этапе переходного периода и снижении экономии на масштабах производства.

Еще одной проблемой, которая обсуждается в данной части работы, является выбор показателя, используемого для анализа экономического роста. Перед исследователями факторов экономического роста обычно стоит



дилемма выбора между двумя экономическими характеристиками – уровнем национального дохода и физическим объемом выпуска. На общеэкономическом уровне данная проблема возникает в меньшей степени, так как показателя физического объема национального продукта страны не существует. Здесь можно говорить лишь об уровне доходов, полученных при использовании определенного набора факторов.

Доход, генерируемый отраслью, кроме эффективности производства может зависеть от ценовой конъюнктуры на производимую и потребляемую продукцию.

Особенно такие различия должны быть заметны на краткосрочных периодах, когда возможные изменения ценовой конъюнктуры могли не отразиться на выпуске в полной мере, но сказались на стоимостных показателях. Поэтому динамика физического объема выпуска и уровня реального дохода, получаемого отраслью, может существенно отличаться.

Учет ценового фактора (относительных цен валовой добавленной стоимости) позволяет получить дополнительную информацию об уровне конкурентного давления на отрасль. Примечательным является результат, что периоды усиления конкурентного давления ассоциируются с ростом СФП, и наоборот. Исключение составляет лишь начало переходного периода – 1992 г.

По результатам проведенных оценок падение валовой добавленной стоимости за рассматриваемые 10 лет ориентировочно на 35% обусловлено ухудшением ценовой конъюнктуры. Другими словами, рост цен на товары промежуточного потребления (сырье и полуфабрикаты) опережал рост цен на конечную продукцию.

Ценовая конъюнктура в целом ухудшалась для российской промышленности в течение практически всего рассматриваемого периода. Исключения составляют 1994, 1996 и 1998 гг., когда конъюнктура становилась более благоприятной (относительно предшествующего года). Отметим, что 1994 и 1998 гг. – периоды валютных кризисов. По-видимому, падение обменного курса рубля приводило к ослаблению конкурентного давления на отрасль, что способствовало менее интенсивному падению ВДС (объемы промышленного производства в эти периоды также снижались).

Улучшение ценовой конъюнктуры в 1996 г. могло быть вызвано высокими мировыми ценами на нефть в этот период. Вероятно, тенденция по ухудшению ценовой конъюнктуры, наблюдаемая во все остальные годы рассматриваемого периода, во многом была обусловлена укреплением реального курса национальной валюты. Фактически наиболее сильное ухудшение ценовой конъюнктуры произошло в 1995 г., что, возможно, связано

с введением «валютного коридора». В этот период произошло практически двукратное укрепление рубля. Вероятно итогом такой ревальвации стало опережающее падение ВДС относительно снижения объемов промышленного производства (практически на 20%).

Переломным моментом для динамики занятости и загрузки мощностей являются 1998–1999 гг. С этого момента и занятость, и загрузка мощностей растут вместе с выпуском. До 1998 г. вышеназванные показатели стабильно снижались.

Что касается СФП, то в ее динамике переломным является 1994 г. Начиная с 1995 г., темпы роста совокупной факторной производительности становятся стабильно положительными. Несмотря на это, за период с 1992 по 1998 гг. совокупный рост СФП все-таки был отрицательным. Это обусловлено резким падением показателя в начале переходного периода. Так, за 1992 и 1993 гг. падение СФП превысило 25%.

Таким образом, начиная с 1995 г., рост СФП можно считать восстановительным. При этом если базовым принимать 1991 г., то можно говорить, что (в соответствии с полученными оценками) восстановительный рост закончился к 2001 г. Возможный дальнейший рост факторной производительности в промышленности в этой связи следует рассматривать как результат реорганизации производства – инвестиций, инноваций, импорта технологий и более эффективного управления.

Далее исследование переходит на уровень отраслей промышленности, где основной целью ставится изучение влияния ценовых факторов на доход отраслей. Существующая статистика позволяет провести исследование лишь на интервале – с 1995 по 2001 г.

На уровне отраслей динамика СФП не столь однозначна. На 2001 г. СФП сохраняет положительные значения для химической промышленности, машиностроения и металлообработки, лесной, легкой, пищевой и промышленности строительных материалов. При этом темпы ее роста снижаются во всех вышеназванных отраслях. Исключение составляет лесная промышленность, где темпы роста СФП являются слабоположительными. В топливной промышленности и черной металлургии темпы роста СФП впервые перешли в отрицательную область после кризиса 1998 г. В электроэнергетике и цветной металлургии рост СФП отрицательный, приближающийся к нулевой отметке.

# Приложение 1

## Модель Солоу

Солоу предложил метод разложения роста по факторам на основе производственной функции  $Y = F(K, L, A)$ . Переход к темпам роста приводит к выражению

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = TFPG + \left( \frac{F_K K}{Y} \right) \frac{\dot{K}}{K} + \left( \frac{F_L L}{Y} \right) \frac{\dot{L}}{L},$$

где  $F_K, F_L$  – предельные продукты факторов, а  $TFPG \equiv \left( \frac{F_A A}{Y} \right) \frac{\dot{A}}{A}$  – темп роста технического прогресса или совокупной факторной производительности.

В работе Солоу рассматривается нейтральный технический прогресс, т. е. предполагается, что сдвиги производственной функции не влияют на предельные нормы замещения,  $TFPG \equiv \frac{\dot{A}}{A}$ . Если оплата факторов равна их

предельным продуктам, т. е.  $F_K = r$  (цена ренты капитала) и  $F_L = w$  (заработная плата), тогда темп роста остатка равен  $TFPG = \frac{\dot{Y}}{Y} - s_K \frac{\dot{K}}{K} - s_L \frac{\dot{L}}{L}$ , где  $s_K,$

$s_L$  – доли каждого фактора в суммарном выпуске. Условие  $s_K + s_L = 1$  или  $rK + wL = Y$  выполняется, если весь выпуск, равный валовому внутреннему продукту, приписывается факторам, ограниченным только трудом и капиталом.

По мнению Солоу, эту модель можно рассматривать как приемлемое упрощение. В этом случае все, что необходимо для оценки темпов роста технического прогресса, это временные ряды выпуска, трудовых и капитальных затрат.

Величина  $TFPG$  обычно рассматривается как оценка роста совокупной производительности факторов (total factor productivity growth – TFPG, в дальнейшем ТСФП) или как остаток Солоу.

Поскольку в модели Солоу предполагается постоянство отдачи от масштаба, остаток может рассматриваться и как оценка роста СФП, и как оценка технического прогресса. При этом для оценки технического прогресса не надо производить эконометрическое оценивание параметров производственной функции. Этот вывод стал базой для множества последующих работ, посвященных декомпозиции роста.

## Приложение 2

Таблица П2-1

### Индексы основных показателей по промышленности России (годовые данные, 1991 г. = 100)

год	ВДС	занятость	отработанное время	труд	запасы	ОФ	капитал
1991	<b>100</b>	100	100	<b>100</b>	100	100	<b>100</b>
1992	<b>78,44</b>	95,17	97,95	<b>93,22</b>	89,22	89,53	<b>90,02</b>
1993	<b>67,34</b>	92,85	95,68	<b>88,84</b>	72,89	78,79	<b>77,61</b>
1994	<b>57,09</b>	82,9	87,32	<b>72,39</b>	62,24	60,87	<b>62,11</b>
1995	<b>44,44</b>	76,59	88,46	<b>67,75</b>	54,41	59,58	<b>58,56</b>
1996	<b>43,1</b>	73,04	85,39	<b>62,37</b>	48,99	54,91	<b>53,6</b>
1997	<b>41,65</b>	66,52	88	<b>58,54</b>	45,38	54,78	<b>52,36</b>
1998	<b>41,7</b>	63,2	88,12	<b>55,69</b>	43,42	52,49	<b>50,17</b>
1999	<b>44,98</b>	63,81	93,8	<b>59,85</b>	40,12	59,8	<b>53,88</b>
2000	<b>50,34</b>	64,9	95,62	<b>62,06</b>	38,4	67,36	<b>58,29</b>
2001	<b>51,15</b>	65,31	95,91	<b>62,64</b>	40,55	70,98	<b>61,43</b>

Таблица П2-2

### Оценки параметров производственной функции Кобба–Дугласа для промышленности РФ по годовым данным

Модель	$\ln(Y/L) = \ln A + b * \ln(K/L)$			
<i>R-squared</i>		0,246	<i>Obs.</i>	10
	<i>Coefficient</i>	<i>Std Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>ln A</i>	-0,212	0,045	-4,670	0,002
<i>b</i>	0,759	0,470	1,914	0,145
<i>Durbin-Watson stat.</i>	0,882			

Модель	$\ln(Y/L) = \ln A + p * t + b * \ln(K/L)$			
<i>R-squared</i>		0,761	<i>Obs.</i>	10
	<i>Coefficient</i>	<i>Std Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>ln A</i>	-0,046	0,510	-0,908	0,394
<i>P</i>	-0,030	0,008	-3,884	0,006
<i>b</i>	1,226	0,307	3,987	0,005
<i>Durbin-Watson stat.</i>	2,837			

Модель	$\ln(Y/L) = b * \ln(K/L)$			
<i>R-squared</i>		0,563	<i>Obs.</i>	10
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>b</i>	2,199	0,646	3,406	0,008
<i>Durbin-Watson stat.</i>	0,451			

Модель	$\ln(Y/L) = p * t + b * \ln(K/L)$			
<i>R-squared</i>		0,959	<i>Obs.</i>	10
	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
<i>P</i>	-0,036	0,004	-8,725	0,000
<i>b</i>	1,409	0,230	6,130	0,000
<i>Durbin-Watson stat</i>	2,740			

### Приложение 3

Таблица ПЗ-1

#### Декомпозиция темпов роста ВДС промышленности по годам для 1992–2001 гг.

	1992	1993	1994	1995	1996
1	2	3	4	5	6
ВДС	-21,56	-14,15	-15,22	-22,17	-3,01
I. Затраты факторов	-9,09	-10,55	-19,81	-5,84	-8,35
I.1 Труд	-2,6	-1,78	-7,32	-2,33	-3,1
Занятость	-1,82	-0,91	-4,03	-2,81	-1,77
Отработанные часы	-0,77	-0,87	-3,29	0,48	-1,33
I.2 Капитал	-6,49	-8,76	-12,49	-3,51	-5,25
Материальные запасы	-2,28	-3,77	-3,02	-2,62	-1,94
Основные фонды	0,78	0,29	0,04	0,04	0
Интенсивность использования мощностей	-4,99	-5,28	-9,51	-0,94	-3,31
II. СФП	-12,47	-3,61	4,59	-16,32	5,34
Забастовки	0,01	0	0	0	-0,01
Остаток	-12,48	-3,61	4,59	-16,32	5,35

Продолжение таблицы ПЗ-1

1	2		3		4		5		6	
<b>В процентах к итогу за год</b>										
ВДС	100		100		100		100		100	
I. Затраты факторов	42,14		74,51		130,15		26,37		277,64	
I.1 Труд	12,05		12,6		48,08		10,52		103,12	
Занятость		8,46		6,45		26,49		12,69		58,95
Отработанные часы		3,58		6,15		21,59		-2,17		44,16
I.2 Капитал	30,1		61,91		82,08		15,84		174,52	
Материальные запасы		10,59		26,67		19,87		11,81		64,36
Основные фонды		-3,62		-2,07		-0,27		-0,19		0
Интенсивность использования мощностей		23,13		37,31		62,48		4,22		110,16
II. СФП	57,86	0	25,49	0	-30,15	0	73,63	0	-177,64	0
Забастовки		-0,04		-0,01		0,02		0		0,39
Остаток		57,89		25,5		-30,17		73,63		-178,03

Продолжение таблицы ПЗ-1

1	1997		1998		1999		2000		2001	
1	7		8		9		10		11	
ВДС	-3,35		0,1		7,88		11,91		1,62	
I. Затраты факторов	-3,81		-4,48		7,83		7,06		3,83	
I.1 Труд	-2,38		-1,9		2,51		1,13		0,33	
Занятость		-3,62		-1,95		0,32		0,53		0,22
Отработанные часы		1,24		0,05		2,19		0,6		0,1
I.2 Капитал	-1,44		-2,58		5,32		5,94		3,5	
Материальные запасы		-1,34		-0,78		-1,38		-0,71		0,82
Основные фонды		-0,21		-0,26		-0,1		0,11		0,15
Интенсивность использования мощностей		0,1		-1,54		6,79		6,54		2,53
II. СФП	0,46		4,58		0,05		4,84		-2,21	
Забастовки		0		0,01		0		0		0
Остаток		0,46		4,57		0,04		4,84		-2,21

Продолжение таблицы ПЗ-1

1	7		8		9		10		11	
<b>В процентах к итогу за год</b>										
ВДС	100		100		100		100		100	
I. Затраты факторов	113,72		-4554,9		99,38		59,32		237,12	
I.1 Труд	70,84		-1932,3		31,86		9,46		20,3	
Занятость		107,84		-1983,7		4,1		4,45		13,81
Отработанные часы		-37		51,41		27,76		5,01		6,49
I.2 Капитал	42,88		-2622,6		67,52		49,86		216,82	
Материальные запасы		39,84		-791,35		-17,5		-5,97		50,59
Основные фонды		6,17		-261,46		-1,22		0,88		9,31
Интенсивность использования мощностей		-3,12		-1569,8		86,24		54,95		156,91
II. СФП	-13,72	0	4654,86	0	0,62	0	40,68	0	-137,12	0
Забастовки		-0,07		7,92		0,05		0,02		0
Остаток		-13,66		4646,94		0,57		40,66		-137,12

Таблица ПЗ-2

**Декомпозиция темпов роста ВДС промышленности по годам для 1992–2001 гг. (единые веса)**

	1992	1993	1994	1995	1996
1	2	3	4	5	6
ВДС	-21,56	-14,15	-15,22	-22,17	-3,01
I. Затраты факторов	-9,1	-10,46	-19,99	-5,62	-8,33
I.1 Труд	-2,54	-1,76	-7,19	-2,34	-3
Занятость		-1,79	-0,9	-3,96	-2,82
Отработанные часы		-0,76	-0,86	-3,23	0,48
I.2 Капитал	-6,55	-8,7	-12,8	-3,29	-5,33
Материальные запасы		-2,01	-3,42	-2,73	-2,35
Основные фонды		0,84	0,31	0,04	0,04
Интенсивность использования мощностей		-5,38	-5,59	-10,12	-0,98
II. СФП	-12,46	-3,7	4,77	-16,54	5,32
Забастовки		0,01	0	0	0
Остаток		-12,47	-3,7	4,78	-16,54

Продолжение таблицы ПЗ-2

1	2		3		4		5		6	
<b>В процентах к итогу за год</b>										
ВДС	100		100		100		100		100	
I. Затраты факторов	42,21		73,92		131,34		25,35		276,74	
I.1 Труд	11,78		12,44		47,24		10,55		99,67	
Занятость		8,3		6,36		26,02		12,72		56,81
Отработанные часы		3,53		6,08		21,22		-2,17		42,52
I.2 Капитал	30,38		61,48		84,1		14,84		177,08	
Материальные запасы		9,32		24,17		17,94		10,6		61,79
Основные фонды		-3,9		-2,19		-0,26		-0,18		0
Интенсивность использования мощностей		24,95		39,51		66,49		4,42		115,28
II. СФП	57,79		26,15		-31,34		74,61		-176,74	
Забастовки		-0,05		0		0		0		0,33
Остаток		57,84		26,15		-31,41		74,61		-177,41

Продолжение таблицы ПЗ-2

	1997	1998	1999	2000	2001
1	7	8	9	10	11
ВДС	-3,35	0,1	7,88	11,91	1,62
I. Затраты факторов	-3,66	-4,47	7,5	6,15	3,76
I.1 Труд	-2,17	-1,8	2,74	1,35	0,34
Занятость	-3,3	-1,84	0,35	0,64	0,23
Отработанные часы	1,13	0,05	2,39	0,72	0,11
I.2 Капитал	-1,49	-2,67	4,77	4,8	3,42
Материальные запасы	-1,38	-0,81	-1,42	-0,8	1,05
Основные фонды	-0,22	-0,27	-0,09	0,09	0,13
Интенсивность использования мощностей	0,11	-1,6	6,27	5,51	2,24
II. СФП	0,3	4,56	0,37	5,75	-2,15
Забастовки	0	0,01	0	0	0
Остаток	0,3	4,56	0,37	5,75	-2,15



Продолжение таблицы ПЗ-2

1	7	8	9	10	11
<b>В процентах к итогу за год</b>					
ВДС	100	100	100	100	100
I. Затраты факторов	109,25	-4470	95,18	51,64	232,1
I.1 Труд	64,78	-1800	34,77	11,34	20,99
Занятость	98,51	-1840	4,44	5,37	14,2
Отработанные часы	-33,73	50	30,33	6,05	6,79
I.2 Капитал	44,48	-2670	60,53	40,3	211,11
Материальные запасы	41,19	-810	-18,02	-6,72	64,81
Основные фонды	6,57	-270	-1,14	0,76	8,02
Интенсивность использования мощностей	-3,28	-1600	79,57	46,26	138,27
II. СФП	-8,96	4560	4,7	48,28	-132,72
Забастовки	0	10	0	0	0
Остаток	-8,96	4560	4,7	48,28	-132,72

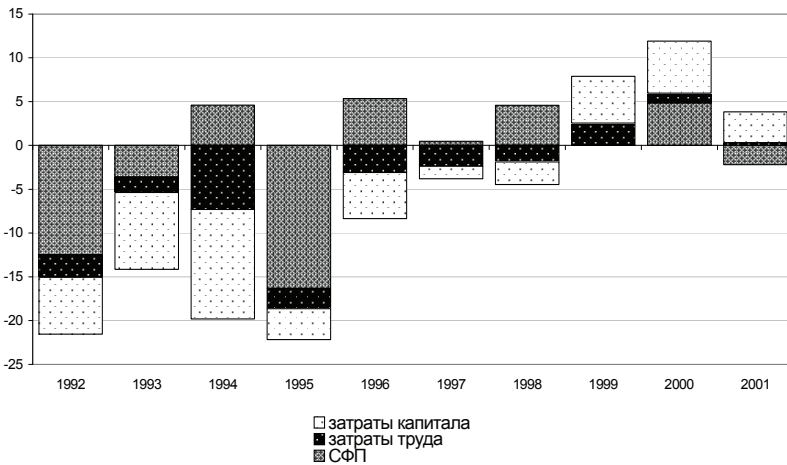


Рис. ПЗ-1. Распределение темпов роста ВДС промышленности по основным группам факторов (модель с учетом загрузки мощностей и отработанных часов)

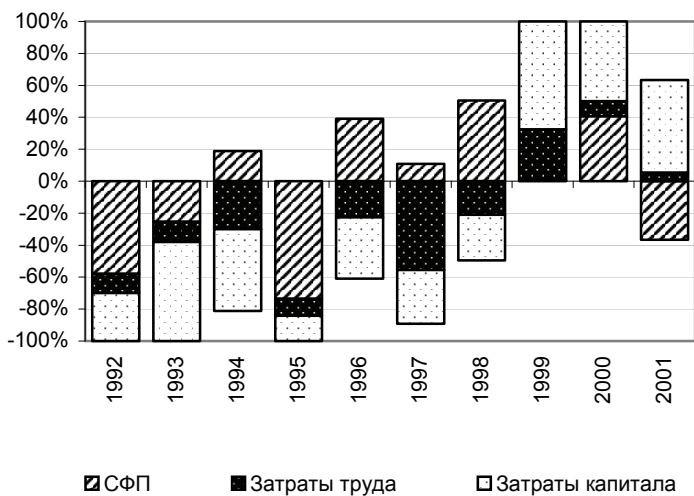


Рис. ПЗ-2. Структура распределения темпов роста ВДС промышленности по основным группам факторов (модель с учетом загрузки мощностей и отработанных часов)

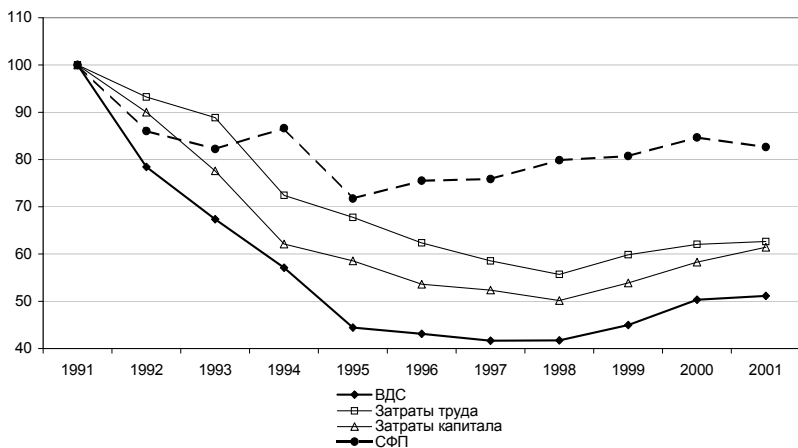


Рис. ПЗ-3. Динамика индексов ВДС, затрат труда и капитала и СФП (1991=100)



Рис. ПЗ-4. Темпы роста ВДС и СФП

## Приложение 4

Таблица П4-1

### Годовые темпы роста промышленности по факторам для двух методов расчета

Период	Декомпозиция на основе метода Денисона оценки влияния изменений в интенсивности спроса						
	затра- ты фак- торов	из них: интен- сивность ис- пользования оборудования	СФП	затраты факто- ров	СФП	в том числе	
						фактор спроса	окончательный необъясненный остаток
1992	-9,09		-12,47	-3,16	-18,4		
		-4,99				3,63	<b>-22,03</b>
1993	-10,55		-3,61	-3,99	-10,16		
		-5,28				-5,59	<b>-4,57</b>
1994	-19,81		4,59	-9,06	-6,16		
		-9,51				1,36	<b>-7,52</b>
1995	-5,84		-16,32	-3,78	-18,39		
		-0,94				-1	<b>-17,38</b>
1996	-8,35		5,34	-4,13	1,12		
		-3,31				-9,85	<b>10,98</b>
1997	-3,81		0,46	-3,2	-0,16		
		0,1				-6,02	<b>5,86</b>
1998	-4,48		4,58	-2,58	2,68		
		-1,54				11,11	<b>-8,44</b>
1999	7,83		0,05	1,56	6,32		
		6,79				17,55	<b>-11,23</b>
2000	7,06		4,84	0,72	11,19		
		6,54				-1,73	<b>12,92</b>
1991– 2000	-5,73		-1,61	-2,91	-4,43		
		-1,97				0,73	<b>-5,16</b>

## Приложение 5

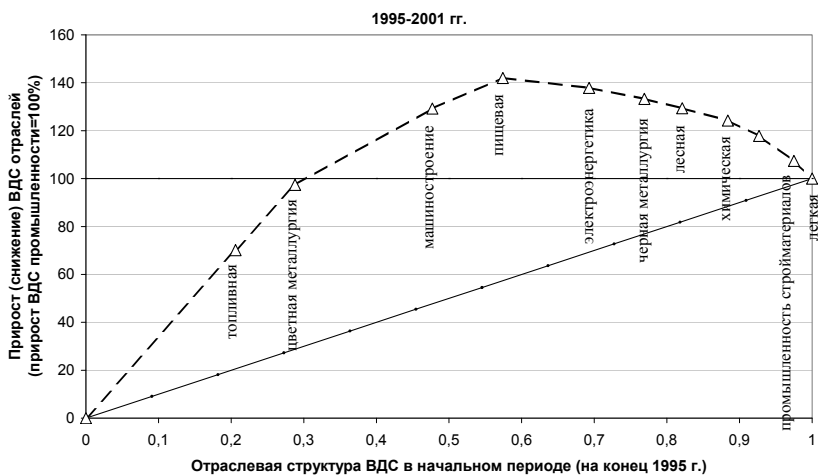


Рис. П5-1. Диаграмма отраслевой структуры роста ВДС промышленности

## Приложение 6

Таблица П6-1

### Валовая добавленная стоимость по основным отраслям промышленности (в фактически действовавших ценах; в % к итогу)

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
<b>Вся промышленность</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>	<b>100</b>
Электроэнергетика	11,9	15,9	18,1	17,2	10,1	8,7	9,8
Топливная промышленность	20,6	20,6	22,1	18,9	22,8	28,9	27,1
Черная металлургия	7,6	5,8	5,1	5,8	7,4	7,4	6
Цветная металлургия	8,2	5,9	6	9,2	12,6	12,4	10,7
промышленность	6,3	4,8	4,6	4,9	5,6	5,1	4,8
Машиностроение и металлообработка	18,9	22,1	20,4	19,4	19	17,7	20,6
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	5,2	3,3	3,2	3,6	4,8	4,4	4
Промышленность строительных материалов	4,8	4,8	4,1	3,4	2,5	2,4	2,8
Легкая промышленность	2,5	1,8	1,5	1,4	1,3	1,2	1,2
Пищевая промышленность	9,7	10,5	10,4	11,9	10,5	8,6	10,1

## Приложение 7

Таблица П7-1

### Декомпозиция роста по отраслям промышленности 1996–2001 гг.

	Промышленность		Электроэнергетика		Топливная промышленность	
1	2		3		4	
ВДС	2,37		-0,89		7,16	
I. Затраты факторов	0,37		3,16		1,21	
I.1 Труд	-0,46		1,13		-0,04	
Занятость		-0,96		1,25		-0,1
Отработанные часы		0,5		-0,12		0,06
I.2 Капитал	0,83		2,03		1,25	
Материальные запасы		-0,65		-0,39		-0,02
Основные фонды		-0,07		0,49		0,39
Степень использования мощностей		1,54		1,93		0,89
II. СФП	2,01		-4,05		5,95	
Забастовки		0		0		0,01
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	15,47		-356,43		16,9	
I.1 Труд	-19,49		-127,45		-0,62	
Занятость		-40,39		-141,16		-1,39
Отработанные часы		20,9		13,71		0,77
I.2 Капитал	34,96		-228,98		17,52	
Материальные запасы		-27,34		44,37		-0,29
Основные фонды		-2,81		-55,72		5,42
Степень использования мощностей		65,11		-217,63		12,4
II. СФП	84,53		456,43		83,1	
Забастовки		0,15		0		0,18

Продолжение таблицы П7-1

1	2		3		4	
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	100		-4,13		70,35	
I. Затраты факторов	15,47		14,7		11,89	
I.1 Труд	-19,49		5,26		-0,44	
Занятость		-40,39		5,82		-0,98
Отработанные часы		20,9		-0,57		0,54
I.2 Капитал	34,96		9,45		12,33	
Материальные запасы		-27,34		-1,83		-0,21
Основные фонды		-2,81		2,3		3,81
Степень использования мощностей		65,11		8,98		8,72
II. СФП	84,53		-18,83		58,46	
Забастовки		0,15		0		0,12

Продолжение таблицы П7-1

	Черная металлургия		Цветная металлургия		Химическая промышленность	
1	5		6		7	
ВДС	-1,58		7,01		-2,16	
I. Затраты факторов	2,75		4,63		-0,13	
I.1 Труд	0,34		0,92		-0,02	
Занятость		0,12		0,43		-0,58
Отработанные часы		0,21		0,49		0,57
I.2 Капитал	2,42		3,71		-0,11	
Материальные запасы		-0,59		0,72		-1,3
Основные фонды		0,03		-0,01		-0,28
Степень использования мощностей		2,98		3		1,47
II. СФП	-4,33		2,39		-2,03	
Забастовки		0		0		0

Продолжение таблицы П7-1

1	5		6		7	
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	-174		65,95		6,02	
I.1 Труд	-21,2		13,06		0,75	
Занятость		-7,8		6,06		26,91
Отработанные часы		-13,4		7		-26,2
I.2 Капитал	-153		52,89		5,27	
Материальные запасы		37,46		10,22		60,22
Основные фонды		-1,69		-0,12		12,98
Степень использования мощностей		-188		42,79		-67,9
II. СФП	273,8		34,05		93,98	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	-4,63		27,33		-5,18	
I. Затраты факторов	8,04		18,02		-0,31	
I.1 Труд	0,98		3,57		-0,04	
Занятость		0,36		1,66		-1,39
Отработанные часы		0,62		1,91		1,35
I.2 Капитал	7,06		14,45		-0,27	
Материальные запасы		-1,73		2,79		-3,12
Основные фонды		0,08		-0,03		-0,67
Степень использования мощностей		8,72		11,69		3,52
II. СФП	-12,7		9,31		-4,87	
Забастовки		0		0		0

Продолжение таблицы П7-1

	Промышленность		Машиностроение		Лесная промышленность	
1	2		3		4	
ВДС	2,37		3,85		-2,01	
I. Затраты факторов	0,37		-2,18		1,42	
I.1 Труд	-0,46		-0,48		-1,54	



Продолжение таблицы П7-1

1	2	3	4	
Занятость		-0,96	-2,2	-2,38
Отработанные часы		0,5	1,72	0,84
I.2 Капитал	0,83		-1,7	2,96
Материальные запасы		-0,65	-1,58	-0,42
Основные фонды		-0,07	-0,14	-0,51
Степень использования мощностей		1,54	0,02	3,89
II. СФП	2,01		6,03	-3,43
Забастовки		0	0	0
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>				
ВДС	100		100	100
I. Затраты факторов	15,47		-56,6	-70,6
I.1 Труд	-19,49		-12,5	76,91
Занятость		-40,39	-57,2	118,6
Отработанные часы		20,9	44,76	-41,7
I.2 Капитал	34,96		-44,1	-148
Материальные запасы		-27,34	-41,1	21,03
Основные фонды		-2,81	-3,55	25,43
Степень использования мощностей		65,11	0,5	-194
II. СФП	84,53		156,6	170,6
Забастовки		0,15	0	0
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>				
ВДС	100		31,84	-3,98
I. Затраты факторов	15,47		-18	2,81
I.1 Труд	-19,49		-3,97	-3,06
Занятость		-40,39	-18,2	-4,72
Отработанные часы		20,9	14,25	1,66
I.2 Капитал	34,96		-14,1	5,87
Материальные запасы		-27,34	-13,1	-0,84
Основные фонды		-2,81	-1,13	-1,01
Степень использования мощностей		65,11	0,16	7,72
II. СФП	84,53		49,87	-6,79
Забастовки		0,15	0	0

Продолжение таблицы П7-1

1	Промышленность строительных материалов		Легкая промышленность		Пищевая промышленность	
	5		6		7	
ВДС	-6,42		-9,42		3,06	
I. Затраты факторов	-1,04		-2,59		1,53	
I.1 Труд	-1,91		-1,73		0,56	
Занятость		-2,81		-5,82		0,07
Отработанные часы		0,89		4,09		0,5
I.2 Капитал	0,87		-0,86		0,96	
Материальные запасы		-0,56		-1,51		0,65
Основные фонды		-0,39		-0,19		0,21
Степень использования мощностей		1,83		0,84		0,11
II. СФП	-5,38		-6,83		1,54	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	16,2		27,46		49,84	
I.1 Труд	29,79		18,34		18,42	
Занятость		43,72		61,78		2,15
Отработанные часы		-13,93		-43,4		16,26
I.2 Капитал	-13,59		9,11		31,43	
Материальные запасы		8,76		16,03		21,07
Основные фонды		6,09		2,01		6,79
Степень использования мощностей		-28,44		-8,92		3,57
II. СФП	83,8		72,54		50,16	
Забастовки		0		0		0

Продолжение таблицы П7-1

1	5		6		7	
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	-10,74		-7,77		12,74	
I. Затраты факторов	-1,74		-2,13		6,35	
I.1 Труд	-3,2		-1,43		2,35	
Занятость		-4,7		-4,8		0,27
Отработанные часы		1,5		3,38		2,07
I.2 Капитал	1,46		-0,71		4,01	
Материальные запасы		-0,94		-1,25		2,68
Основные фонды		-0,65		-0,16		0,87
Степень использования мощностей		3,05		0,69		0,45
II. СФП	-9		-5,64		6,39	
Забастовки		0		0		0

1996-2001 гг.

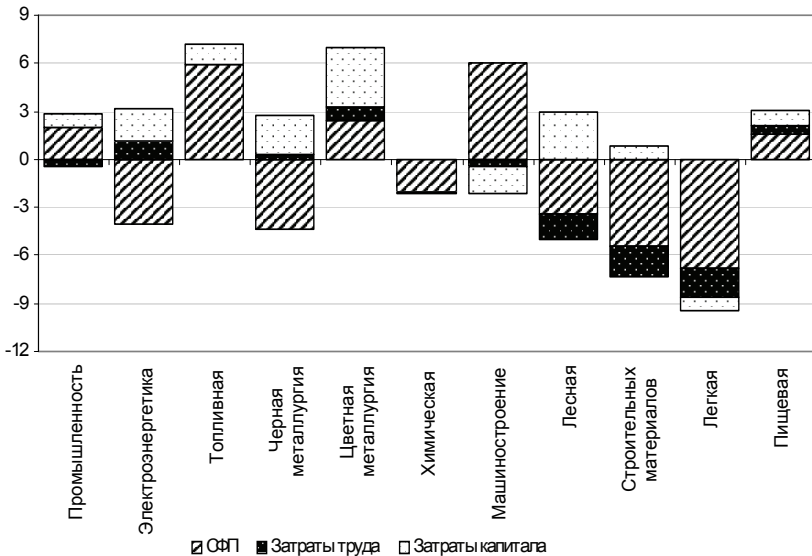


Рис. П7-1. Распределение темпов роста выпуска по основным факторам для отраслей промышленности

Таблица П7-2

**Декомпозиция роста по отраслям  
промышленности 1996–1998 гг.**

	Промышленность		Электроэнергетика		Топливная промышленность	
1	2		3		4	
ВДС	-2,10		10,69		-4,87	
I. Затраты факторов	-5,37		-0,46		-3,70	
I.1 Труд	-2,32		1,06		-0,70	
Занятость		-2,27		1,20		-0,42
Отработанные часы		-0,05		-0,14		-0,28
I.2 Капитал	-3,05		-1,51		-2,99	
Материальные запасы		-0,98		0,19		-0,19
Основные фонды		-0,18		0,65		0,15
Степень использования мощностей		-1,89		-2,36		-2,95
II. СФП	3,27		11,15		-1,17	
Забастовки		0,00		0,00		0,01
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100,00		100,00		100,00	
I. Затраты факторов	255,67		-4,26		75,94	
I.1 Труд	110,30		9,91		14,47	
Занятость		108,06		11,18		8,72
Отработанные часы		2,24		-1,27		5,74
I.2 Капитал	145,37		-14,17		61,48	
Материальные запасы		46,79		1,79		3,96
Основные фонды		8,71		6,12		-3,04
Степень использования мощностей		89,87		-22,08		60,56
II. СФП	-155,7		104,26		24,06	
Забастовки		0,03		0,00		-0,30

Продолжение таблицы П7-2

1	2		3		4	
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	100,00		-69,57		46,47	
I. Затраты факторов	255,67		2,96		35,29	
I.1 Труд	110,30		-6,89		6,72	
Занятость		108,06		-7,78		4,05
Отработанные часы		2,24		0,88		2,67
I.2 Капитал	145,37		9,86		28,56	
Материальные запасы		46,79		-1,25		1,84
Основные фонды		8,71		-4,25		-1,41
Степень использования мощностей		89,87		15,36		28,14
II. СФП	-155,7		-72,54		11,18	
Забастовки		0,03		0,00		-0,14

Продолжение таблицы П7-2

	Черная металлургия		Цветная металлургия		Химическая промышленность	
1	5		6		7	
ВДС	-10,53		1,73		-9,97	
I. Затраты факторов	-3,12		-4,18		-5,28	
I.1 Труд	-0,96		-1,32		-1,40	
Занятость		-0,90		-1,39		-1,72
Отработанные часы		-0,06		0,06		0,33
I.2 Капитал	-2,15		-2,86		-3,89	
Материальные запасы		-1,04		-1,28		-1,85
Основные фонды		0,00		-0,46		-0,38
Степень использования мощностей		-1,11		-1,12		-1,66
II. СФП	-7,42		5,91		-4,68	
Забастовки		0,00		0,00		0,00

Продолжение таблицы П7-2

1	5	6	7
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>			
ВДС	100,00	100,00	100,00
I. Затраты факторов	29,58	-242,0	53,01
I.1 Труд	9,16	-76,54	14,02
Занятость	8,55	-80,20	17,30
Отработанные часы	0,60	3,65	-3,29
I.2 Капитал	20,42	-165,5	39,00
Материальные запасы	9,88	-74,16	18,53
Основные фонды	-0,01	-26,61	3,86
Степень использования мощностей	10,55	-64,72	16,61
II. СФП	70,42	342,04	46,99
Забастовки	0,00	0,00	0,00
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>			
ВДС	35,12	-7,02	27,69
I. Затраты факторов	10,39	17,00	14,68
I.1 Труд	3,22	5,37	3,88
Занятость	3,00	5,63	4,79
Отработанные часы	0,21	-0,26	-0,91
I.2 Капитал	7,17	11,62	10,80
Материальные запасы	3,47	5,21	5,13
Основные фонды	0,00	1,87	1,07
Степень использования мощностей	3,70	4,54	4,60
II. СФП	24,73	-24,02	13,01
Забастовки	0,00	0,00	0,00

Продолжение таблицы П7-2

1	Промышленность		Машиностроение		Лесная промышленность	
	2		3		4	
ВДС	-2,10		-1,24		-13,39	
I. Затраты факторов	-5,37		-6,70		-6,14	
I.1 Труд	-2,32		-2,94		-4,92	
Занятость		-2,27		-4,02		-5,31
Отработанные часы		-0,05		1,08		0,39
I.2 Капитал	-3,05		-3,76		-1,22	
Материальные запасы		-0,98		-1,64		-0,58
Основные фонды		-0,18		-0,15		-0,68
Степень использования мощностей		-1,89		-1,96		0,05
II. СФП	3,27		5,46		-7,25	
Забастовки		0,00		0,00		0,00
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100,00		100,00		100,00	
I. Затраты факторов	255,67		538,50		45,85	
I.1 Труд	110,30		236,70		36,77	
Занятость		108,06		323,11		39,65
Отработанные часы		2,24		-86,41		-2,89
I.2 Капитал	145,37		301,81		9,08	
Материальные запасы		46,79		131,70		4,35
Основные фонды		8,71		12,24		5,10
Степень использования мощностей		89,87		157,87		-0,36
II. СФП	-155,7		-438,5		54,15	
Забастовки		0,03		0,23		0,00
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	100,00		11,30		29,76	
I. Затраты факторов	255,67		60,83		13,65	
I.1 Труд	110,30		26,74		10,94	
Занятость		108,06		36,50		11,80

Продолжение таблицы П7-2

1	2		3		4	
Отработанные часы		2,24		-9,76		-0,86
I.2 Капитал	145,37		34,09		2,70	
Материальные запасы		46,79		14,88		1,29
Основные фонды		8,71		1,38		1,52
Степень использования мощностей		89,87		17,83		-0,11
II. СФП	-155,7		-49,54		16,12	
Забастовки		0,03		0,03		0,00

Продолжение таблицы П7-2

1	Промышленность строительных материалов		Легкая промышленность		Пищевая промышленность	
	5		6		7	
ВДС	-12,73		-19,31		4,80	
I. Затраты факторов	-7,56		-11,02		-0,56	
I.1 Труд	-4,35		-7,03		-0,40	
Занятость		-4,94		-9,65		-0,88
Отработанные часы		0,59		2,62		0,48
I.2 Капитал	-3,21		-3,99		-0,16	
Материальные запасы		0,65		-2,25		0,47
Основные фонды		-0,50		-0,18		-0,08
Степень использования мощностей		-3,35		-1,56		-0,55
II. СФП	-5,17		-8,28		5,36	
Забастовки		0,00		0,00		0,00
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100,00		100,00		100,00	
I. Затраты факторов	59,38		57,10		-11,69	
I.1 Труд	34,21		36,41		-8,40	
Занятость		38,81		50,00		-18,40
Отработанные часы		-4,60		-13,58		10,00
I.2 Капитал	25,18		20,68		-3,30	
Материальные запасы		-5,08		11,66		9,83
Основные фонды		3,93		0,95		-1,63
Степень использования мощностей		26,33		8,07		-11,50
II. СФП	40,62		42,90		111,69	
Забастовки		0,00		0,00		0,00



Продолжение таблицы П7-2

1	5	6	7	
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>				
ВДС	26,27	19,61	-23,86	
I. Затраты факторов	15,60	11,20	2,79	
I.1 Труд	8,99	7,14	2,00	
Занятость		10,19	9,80	4,39
Отработанные часы		-1,21	-2,66	-2,39
I.2 Капитал	6,61	4,06	0,79	
Материальные запасы		-1,34	2,29	-2,35
Основные фонды		1,03	0,19	0,39
Степень использования мощностей		6,92	1,58	2,74
II. СФП	10,67	8,41	-26,65	
Забастовки		0,00	0,00	0,00

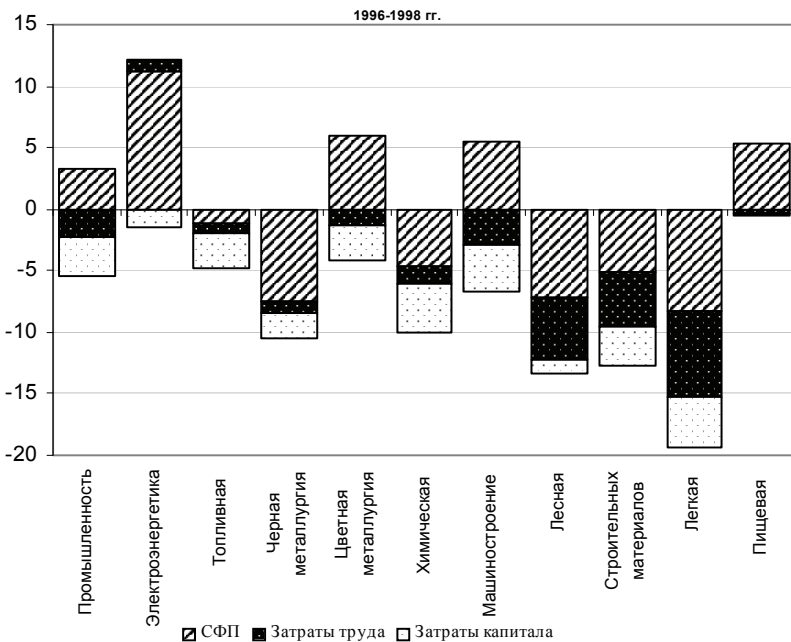


Рис. П7-2. Распределение темпов роста выпуска по основным факторам для отраслей промышленности

Таблица П7-3

## Декомпозиция роста по отраслям промышленности 1999–2001 гг.

	Промышленность		Электроэнергетика		Топливная промышленность	
1	2		3		4	
ВДС	5,27		–9,7		10,77	
I. Затраты факторов	3,32		5,26		3,5	
I.1 Труд	0,62		1,43		0,15	
Занятость		–0,16		1,43		0,05
Отработанные часы		0,78		0		0,1
I.2 Капитал	2,7		3,83		3,36	
Материальные запасы		–0,36		–0,69		–0,08
Основные фонды		–0,04		0,38		0,46
Степень использования мощностей		3,1		4,14		2,98
II. СФП	1,95		–14,96		7,27	
Забастовки		0		0		0,02
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	63		–54,22		32,51	
I.1 Труд	11,71		–14,77		1,35	
Занятость		–3,11		–14,72		0,45
Отработанные часы		14,82		–0,05		0,9
I.2 Капитал	51,29		–39,45		31,16	
Материальные запасы		–6,77		7,15		–0,75
Основные фонды		–0,74		–3,9		4,25
Степень использования мощностей		58,8		–42,7		27,66
II. СФП	37		154,22		67,49	
Забастовки		0,07		0		0,2
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	100		–27,61		49,04	
I. Затраты факторов	63		14,97		15,94	
I.1 Труд	11,71		4,08		0,66	

Продолжение таблицы П7-3

1	2		3		4	
Занятость		-3,11		4,06		0,22
Отработанные часы		14,82		0,01		0,44
I.2 Капитал	51,29		10,89		15,28	
Материальные запасы		-6,77		-1,97		-0,37
Основные фонды		-0,74		1,08		2,08
Степень использования мощностей		58,8		11,79		13,57
II. СФП	37		-42,58		33,1	
Забастовки		0,07		0		0,1

Продолжение таблицы П7-3

	Черная металлургия		Цветная металлургия		Химическая промышленность	
1	5		6		7	
ВДС	9,63		21,65		6,39	
I. Затраты факторов	5,3		8,81		3,47	
I.1 Труд	1,2		1,88		0,74	
Занятость		0,85		1,25		0,14
Отработанные часы		0,35		0,63		0,6
I.2 Капитал	4,09		6,93		2,73	
Материальные запасы		-0,25		2,18		-0,55
Основные фонды		-0,03		0,24		-0,23
Степень использования мощностей		4,37		4,51		3,51
II. СФП	4,34		12,84		2,93	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	54,98		40,7		54,23	
I.1 Труд	12,5		8,67		11,51	
Занятость		8,82		5,78		2,16
Отработанные часы		3,68		2,89		9,35
I.2 Капитал	42,48		32,03		42,72	

Продолжение таблицы П7-3

1	5		6		7	
Материальные запасы		-2,58		10,08		-8,53
Основные фонды		-0,28		1,1		-3,61
Степень использования мощностей		45,33		20,85		54,86
II. СФП	45,02		59,3		45,77	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	9,94		31,9		5,67	
I. Затраты факторов	5,47		12,98		3,08	
I.1 Труд	1,24		2,76		0,65	
Занятость		0,88		1,84		0,12
Отработанные часы		0,37		0,92		0,53
I.2 Капитал	4,22		10,22		2,42	
Материальные запасы		-0,26		3,22		-0,48
Основные фонды		-0,03		0,35		-0,2
Степень использования мощностей		4,51		6,65		3,11
II. СФП	4,48		18,92		2,6	
Забастовки		0		0		0

Продолжение таблицы П7-3

	Промышленность		Машиностроение		Лесная промышленность	
1	2		3		4	
ВДС	5,27		5,52		11,31	
I. Затраты факторов	3,32		0,33		7,74	
I.1 Труд	0,62		0,51		0,69	
Занятость		-0,16		-1,13		-0,67
Отработанные часы		0,78		1,63		1,35
I.2 Капитал	2,7		-0,17		7,05	
Материальные запасы		-0,36		-1,2		-0,52
Основные фонды		-0,04		-0,15		-0,45

Продолжение таблицы П7-3

1	2		3		4	
Степень использования мощностей		3,1		1,17		8,02
II. СФП	1,95		5,19		3,57	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	63		6,03		68,42	
I.1 Труд	11,71		9,18		6,07	
Занятость		-3,11		-20,4		-5,88
Отработанные часы		14,82		29,56		11,95
I.2 Капитал	51,29		-3,15		62,35	
Материальные запасы		-6,77		-21,6		-4,6
Основные фонды		-0,74		-2,75		-4,01
Степень использования мощностей		58,8		21,24		70,96
II. СФП	37		93,97		31,58	
Забастовки		0,07		0,08		0
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	100		21,47		7,51	
I. Затраты факторов	63		1,3		5,14	
I.1 Труд	11,71		1,97		0,46	
Занятость		-3,11		-4,38		-0,44
Отработанные часы		14,82		6,35		0,9
I.2 Капитал	51,29		-0,68		4,68	
Материальные запасы		-6,77		-4,65		-0,35
Основные фонды		-0,74		-0,59		-0,3
Степень использования мощностей		58,8		4,56		5,33
II. СФП	37		20,18		2,37	
Забастовки		0,07		0,02		0

Продолжение таблицы П7-3

1	Промышленность строительных материалов		Легкая промышленность		Пищевая промышленность	
	5		6		7	
ВДС	-4,31		-0,44		4,5	
I. Затраты факторов	3,82		2,3		3,31	
I.1 Труд	-0,29		1,01		0,97	
Занятость		-1,52		-3,6		0,48
Отработанные часы		1,23		4,61		0,48
I.2 Капитал	4,11		1,29		2,34	
Материальные запасы		-1,34		-0,62		0,86
Основные фонды		-0,33		-0,19		0,36
Степень использования мощностей		5,79		2,1		1,12
II. СФП	-8,13		-2,74		1,19	
Забастовки		0		0		0
<b>В процентах к итогу по отрасли</b>						
ВДС	100		100		100	
I. Затраты факторов	-88,74		-517		73,58	
I.1 Труд	6,81		-227		21,5	
Занятость		35,39		810		10,75
Отработанные часы		-28,58		-1037		10,76
I.2 Капитал	-95,55		-290		52,08	
Материальные запасы		31,19		139,9		19,07
Основные фонды		7,63		42,42		8,05
Степень использования мощностей		-134,4		-472		24,95
II. СФП	188,74		616,7		26,42	
Забастовки		-0,01		0		0
<b>В процентах к итогу по промышленности в целом</b>						
ВДС	-2,95		-0,12		8,79	
I. Затраты факторов	2,62		0,61		6,47	
I.1 Труд	-0,2		0,27		1,89	
Занятость		-1,05		-0,95		0,94

Продолжение таблицы П7-3

1	5	6	7		
Отработанные часы		0,84	1,21	0,95	
I.2 Капитал	2,82		0,34	4,58	
Материальные запасы		-0,92		-0,16	1,68
Основные фонды		-0,23		-0,05	0,71
Степень использования мощностей		3,97		0,55	2,19
II. СФП	-5,57		-0,72		2,32
Забастовки		0		0	0

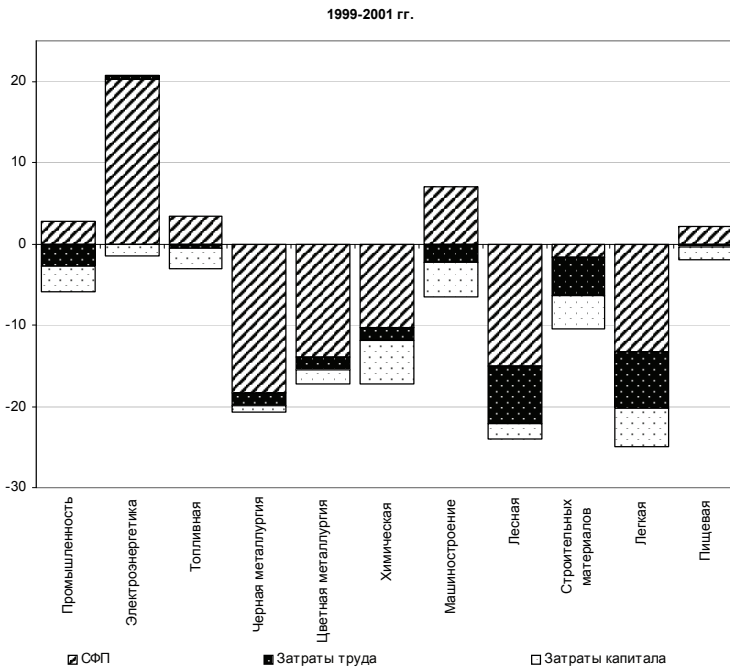


Рис. П7-3. Распределение темпов роста выпуска по основным факторам для отраслей промышленности

## Приложение 8

Таблица П8-1

**Декомпозиция роста ВДС промышленности и индекса промышленного производства по методике Солоу с весовыми коэффициентами 0,7 и 0,3 для труда и капитала соответственно**

	Темпы роста				
	ВДС	Занятость	Запасы	ОФ	Остаток
1	2	3	4	5	6
1992	-21,56	-3,38	-0,96	0,40	-17,61
1993	-14,15	-1,70	-1,63	0,15	-10,96
1994	-15,22	-7,50	-1,30	0,02	-6,44
1995	-22,17	-5,33	-1,12	0,02	-15,73
1996	-3,01	-3,24	-0,89	0,00	1,12
1997	-3,35	-6,25	-0,66	-0,11	3,66
1998	0,10	-3,49	-0,39	-0,13	4,10
1999	7,88	0,67	-0,68	-0,04	7,93
2000	11,91	1,20	-0,38	0,04	11,04
2001	1,62	0,44	0,50	0,06	0,61
	В % от темпов роста ВДС				
1992	-100,00	-15,69	-4,46	1,86	-81,70
1993	-100,00	-12,04	-11,53	1,04	-77,47
1994	-100,00	-49,27	-8,56	0,14	-42,30
1995	-100,00	-24,06	-5,06	0,10	-70,98
1996	-100,00	-107,81	-29,52	0,00	37,33
1997	-100,00	-186,32	-19,62	-3,14	109,09
1998	100,00	-3548,33	-391,78	-128,63	4168,74
1999	100,00	8,47	-8,61	-0,54	100,68
2000	100,00	10,11	-3,21	0,35	92,74
2001	100,00	27,41	30,92	3,92	37,75



Продолжение таблицы П8-1

	Темпы роста				
	ИПП	Занятость	Запасы	ОФ	Остаток
1	7	8	9	10	11
1992	-18,00	-3,38	-0,96	0,40	-14,06
1993	-14,00	-1,70	-1,63	0,15	-10,81
1994	-21,00	-7,50	-1,30	0,02	-12,22
1995	-3,00	-5,33	-1,12	0,02	3,43
1996	-5,00	-3,24	-0,89	0,00	-0,87
1997	2,00	-6,25	-0,66	-0,11	9,01
1998	-5,00	-3,49	-0,39	-0,13	-1,00
1999	11,00	0,67	-0,68	-0,04	11,05
2000	12,00	1,20	-0,38	0,04	11,14
2001	5,00	0,44	0,50	0,06	3,99
	В % от темпов роста ИПП				
1992	-100,00	-18,80	-5,34	2,23	-78,09
1993	-100,00	-12,17	-11,66	1,05	-77,23
1994	-100,00	-35,71	-6,20	0,10	-58,18
1995	-100,00	-177,74	-37,40	0,70	114,44
1996	-100,00	-64,86	-17,76	0,00	-17,39
1997	100,00	-312,45	-32,90	-5,27	450,62
1998	-100,00	-69,79	-7,71	-2,53	-19,98
1999	100,00	6,07	-6,17	-0,38	100,48
2000	100,00	10,04	-3,18	0,35	92,79
2001	100,00	8,86	9,99	1,26	79,89

## Приложение 9

Таблица П9-1

### Структура роста ВДС промышленности по факторам для расчетов на основе агрегированных данных по промышленности и отраслевых данных (1996–1998 гг.)

	Агрегированные данные		Отраслевые данные	
ВДС	100,00		100,00	
I. Затраты факторов	255,67		208,26	
I.1 Труд	110,30		79,32	
Занятость		108,06		87,41
Отработанные часы		2,24		-8,09
I.2 Капитал	145,37		128,94	
Материальные запасы		46,79		35,85
Основные фонды		8,71		4,50
Степень использования мощностей		89,87		88,59
II.СФП	-155,67		-108,26	
Забастовки		0,03		-0,11
Остаток		-155,70		-108,15

Таблица П9-2

### Структура роста ВДС промышленности по факторам для расчетов на основе агрегированных данных по промышленности и отраслевых данных (1999–2001 гг.)

	Агрегированные данные		Отраслевые данные	
	1	2	3	4
ВДС	100,00		100,00	
I. Затраты факторов	91,02		88,75	
I.1 Труд	20,57		24,34	
Занятость		5,72		9,65

Продолжение таблицы П9-2

1	2	3	4	5
Отработанные часы		14,85		14,69
I.2 Капитал	70,46		64,41	
Материальные запасы		-4,33		-4,14
Основные фонды		0,71		1,32
Степень использования мощностей		74,08		67,23
II.СФП	12,02		11,25	
Забастовки		0,03		0,04
Остаток		11,99		11,21

### Приложение 10

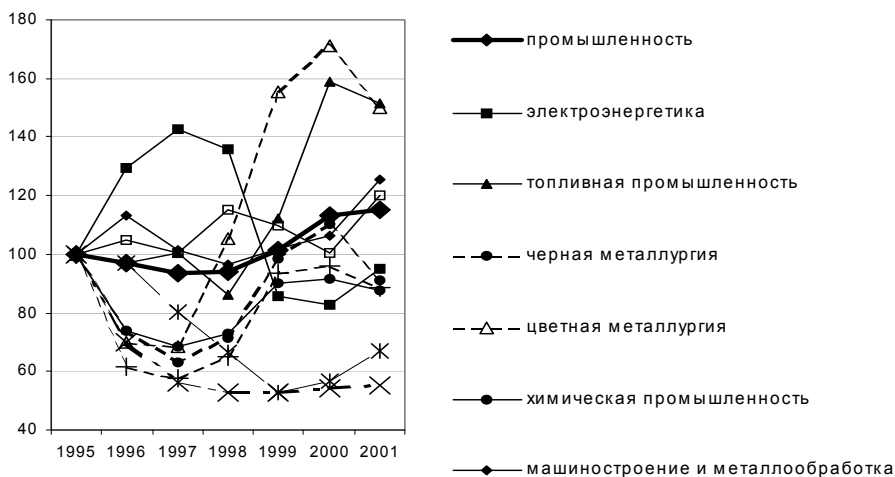


Рис. П10-1. Динамика индексов ВДС отраслей промышленности (1995 г.=100)

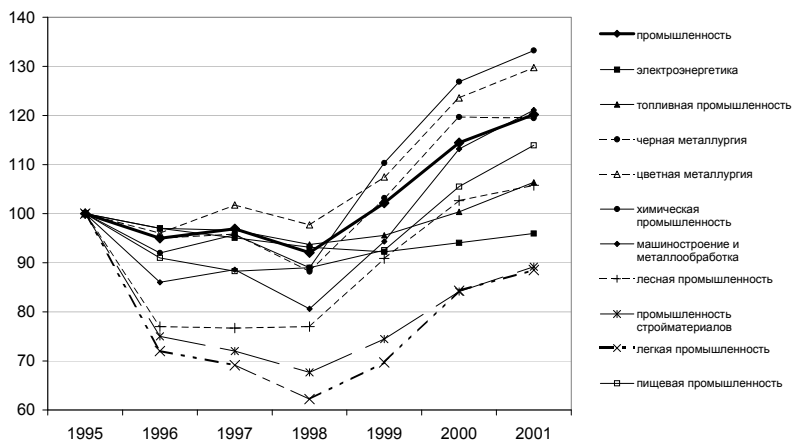


Рис. П10-1. Динамика индексов промышленного производства отраслей промышленности (1995 г.=100)

## Приложение 11

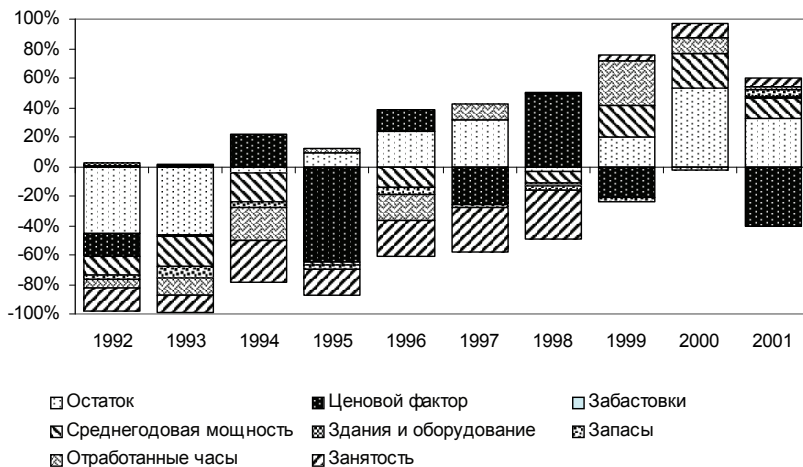


Рис. П11-1. Структура распределения темпов роста ВДС промышленности по факторам

## Приложение 12

Таблица П12-1

### Декомпозиция роста ВДС отраслей промышленности с учетом влияния ценовой конъюнктуры (1996–2001 гг.)

1996–2001	Промышленность	Электроэнергетика	Топливная	Черная металлургия	Цветная металлургия
1	2	3	4	5	6
ВДС	2,37	–0,89	7,16	–1,58	7,01
I. Затраты факторов	–0,49	3,54	0,33	1,79	3,63
I.1 Труд	–0,88	2,67	–0,15	0,64	1,99
Занятость	–1,83	2,95	–0,33	0,24	0,92
Отработанные часы	0,95	–0,29	0,18	0,4	1,06
I.2 Капитал	0,39	0,87	0,48	1,15	1,64
Материальные запасы	–0,31	–0,17	–0,01	–0,28	0,32
Основные фонды	–0,04	0,21	0,15	0,01	0
Степень использования мощностей	0,73	0,82	0,34	1,42	1,33
II. СФП	2,87	–4,42	6,83	–3,37	3,38
Забастовки	0	0	0,01	0	0
Ценовой фактор	–0,74	–0,2	6,12	–4,59	2,58
Остаток	3,6	–4,22	0,69	1,22	0,81
<b>В % к росту ВДС</b>					
ВДС	100	100	100	100	100
I. Затраты факторов	–20,68	–397,75	4,61	–113,29	51,78
I.1 Труд	–37,13	–300	–2,09	–40,51	28,39
Занятость	–77,22	–331,46	–4,61	–15,19	13,12
Отработанные часы	40,08	32,58	2,51	–25,32	15,12
I.2 Капитал	16,46	–97,75	6,7	–72,78	23,4
Материальные запасы	–13,08	19,1	–0,14	17,72	4,56
Основные фонды	–1,69	–23,6	2,09	–0,63	0
Степень использования мощностей	30,8	–92,13	4,75	–89,87	18,97

Продолжение таблицы П12-1

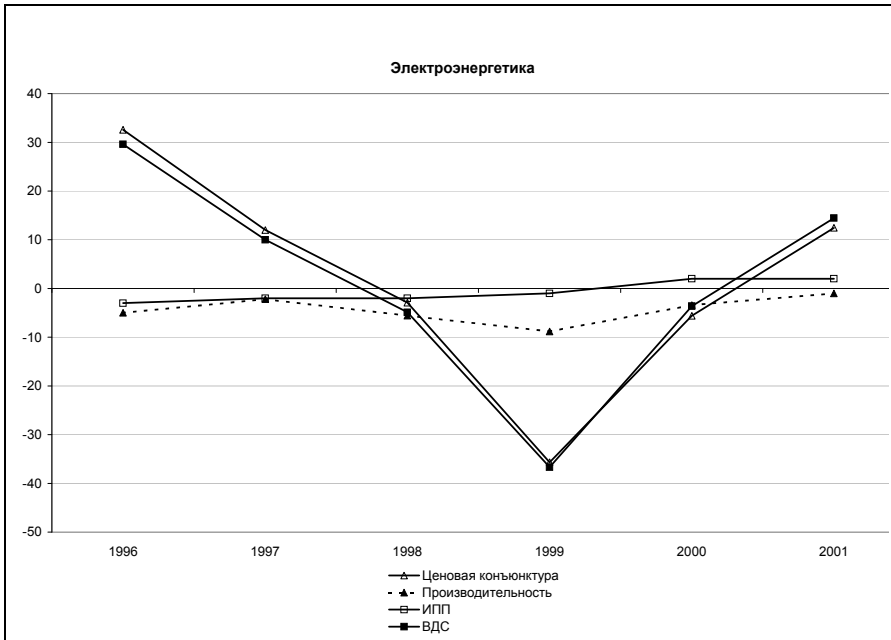
1	2	3	4	5	6
П. СФП	121,1	496,63	95,39	213,29	48,22
Забастовки	0	0	0,14	0	0
Ценовой фактор	-31,22	22,47	85,47	290,51	36,8
Остаток	151,9	474,16	9,64	-77,22	11,55

Продолжение таблицы П12-1

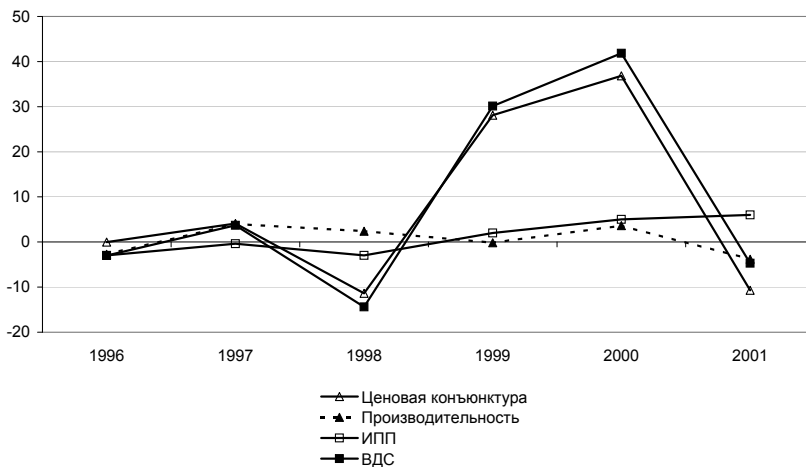
1996–2001	Химическая	Машиностроение	Лесная	Строительных материалов	Легкая	Пищевая
1	7	8	9	10	11	12
ВДС	-2,16	3,85	-2,01	-6,42	-9,42	3,06
I. Затраты факторов	-0,09	-1,71	0,25	-2,12	-2,68	1,53
I.1 Труд	-0,03	-0,64	-1,86	-2,65	-1,57	1,08
Занятость	-0,91	-2,95	-2,87	-3,88	-5,3	0,13
Отработанные часы	0,89	2,31	1,01	1,24	3,73	0,95
I.2 Капитал	-0,06	-1,07	2,12	0,53	-1,11	0,46
Материальные запасы	-0,71	-0,99	-0,3	-0,34	-1,95	0,31
Основные фонды	-0,15	-0,09	-0,36	-0,24	-0,24	0,1
Степень использования мощностей	0,8	0,01	2,78	1,11	1,09	0,05
П. СФП	-2,08	5,56	-2,26	-4,31	-6,73	1,53
Забастовки	0	0	0	0	0	0
Ценовой фактор	-7,06	0,61	-2,94	-4,53	-7,4	0,87
Остаток	4,98	4,95	0,68	0,22	0,67	0,67
<b>В % к росту ВДС</b>						
ВДС	100	100	100	100	100	100
I. Затраты факторов	4,17	-44,42	-12,44	33,02	28,45	50
I.1 Труд	1,39	-16,62	92,54	41,28	16,67	35,29
Занятость	42,13	-76,62	142,79	60,44	56,26	4,25

Продолжение таблицы П12-1

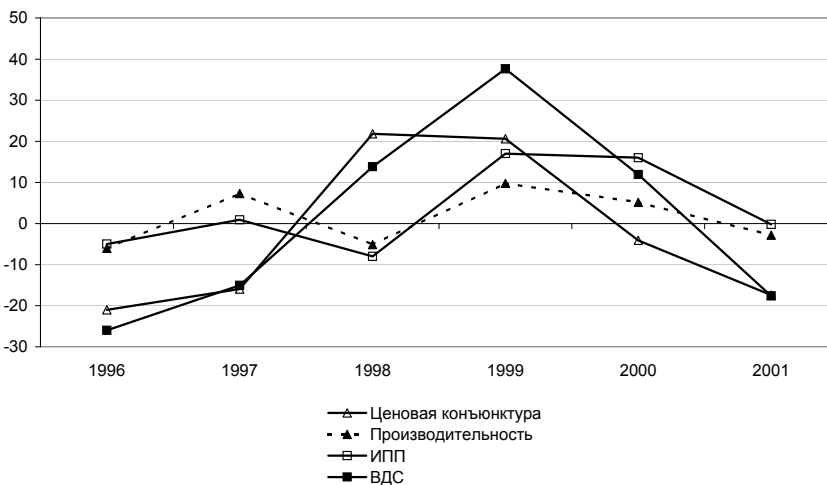
1	7	8	9	10	11	12
Отработанные часы	-41,2	60	-50,25	-19,31	-39,6	31,05
I.2 Капитал	2,78	-27,79	-105,47	-8,26	11,78	15,03
Материальные запасы	32,87	-25,71	14,93	5,3	20,7	10,13
Основные фонды	6,94	-2,34	17,91	3,74	2,55	3,27
Степень использования мощностей	-37,04	0,26	-138,31	-17,29	-11,57	1,63
II. СФП	96,3	144,42	112,44	67,13	71,44	50
Забастовки	0	0	0	0	0	0
Ценовой фактор	326,85	15,84	146,27	70,56	78,56	28,43
Остаток	-230,56	128,57	-33,83	-3,43	-7,11	21,9



### Топливная промышленность

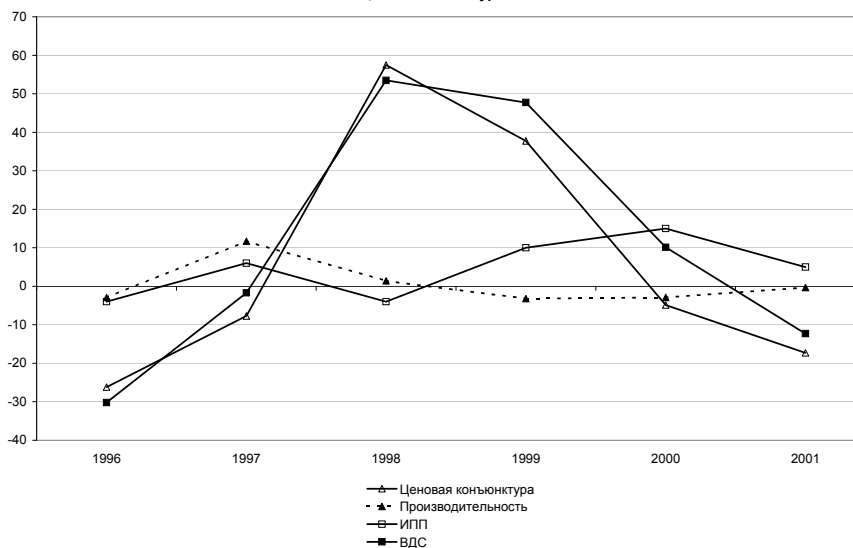


### Черная металлургия

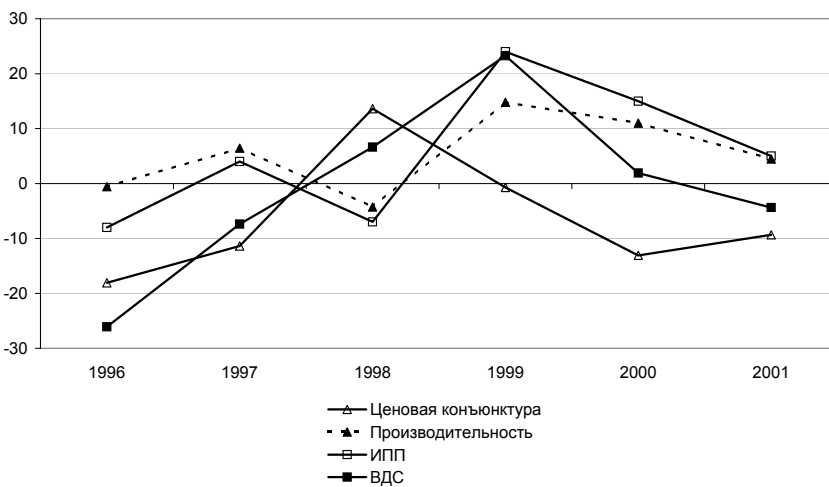




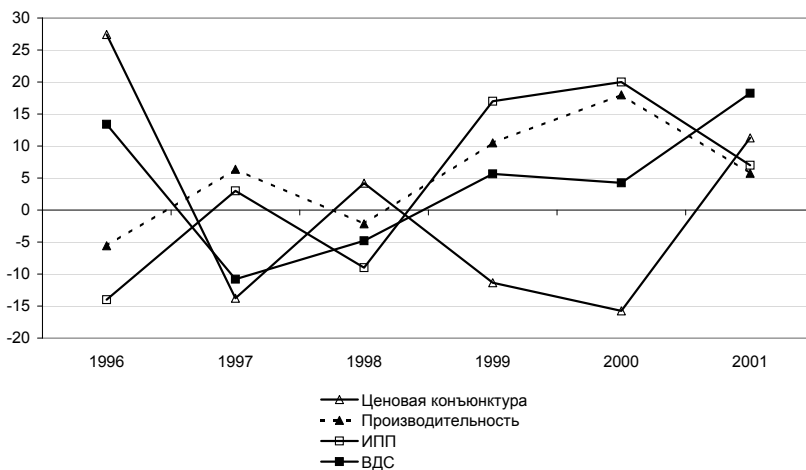
### Цветная металлургия



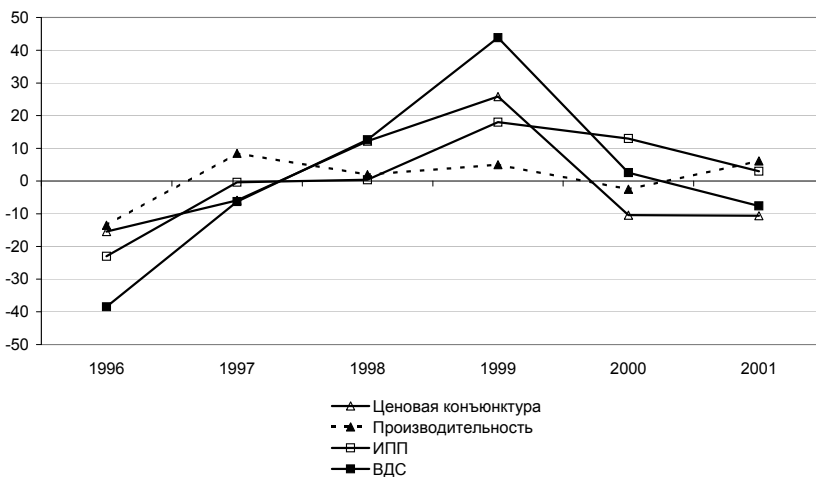
### Химическая промышленность



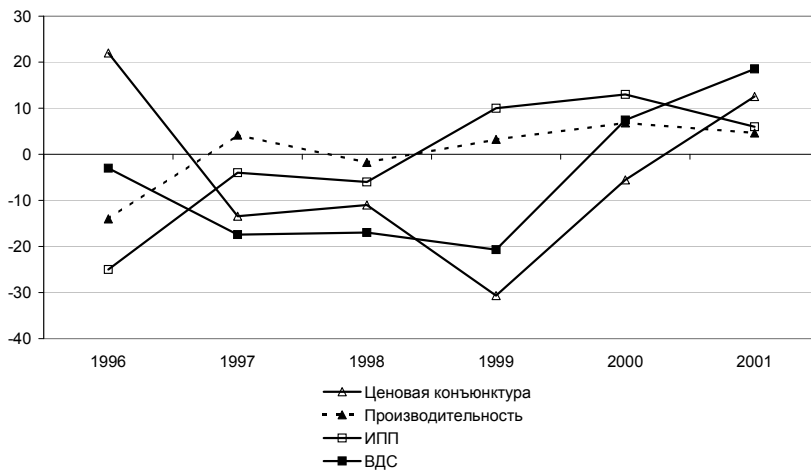
### Машиностроение и металлообработка



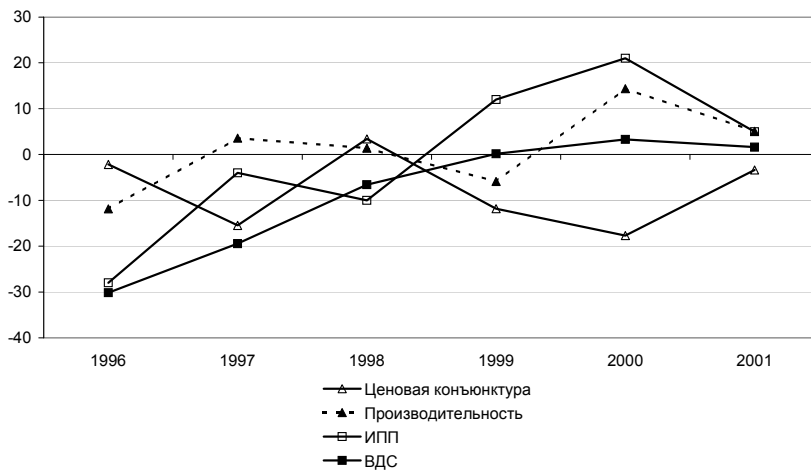
### Лесная промышленность

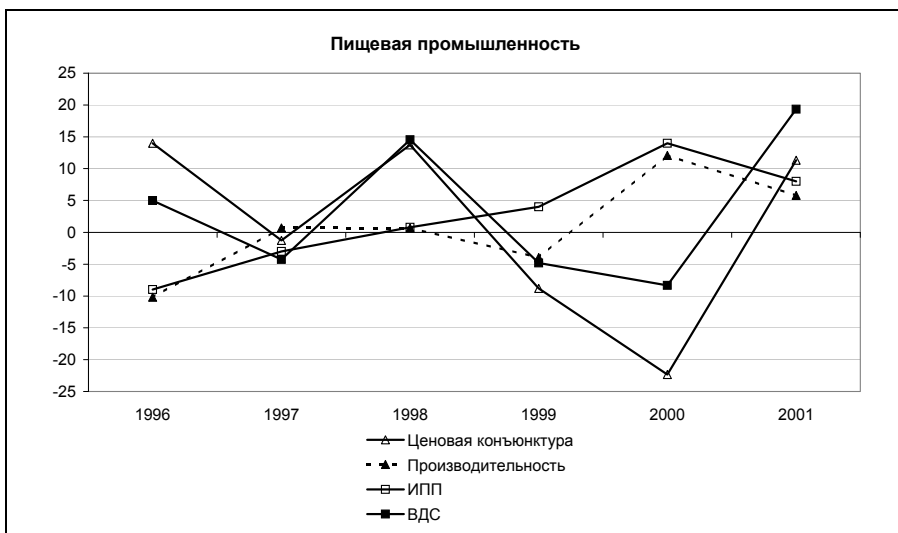


### Промышленность строительных материалов



### Легкая промышленность





*Рис. П12-2.* Динамика темпов роста ИПП, ВДС и производительности отраслей промышленности за счет изменения ценовой конъюнктуры

## Исходные данные к разделу 1

(в скобках указан источник).

1. Валовая добавленная стоимость промышленности, в текущих основных ценах, млн руб.; до 1998 г. – млрд руб. (сборник «Национальные счета России в 1994–2001 гг.» 2002 г. Российский статистический ежегодник 2001 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
2. Дефляторы валового внутреннего продукта, производство товаров (сборник «Национальные счета России в 1994–2001 гг.» 2002 г., Российский статистический ежегодник 2001 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
3. Среднегодовая численность занятых в промышленности, тыс. чел. (Российский статистический ежегодник 2001 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
4. Время, отработанное одним работником, часов в год (Обзор занятости в России, БЭА).

5. Материальные оборотные активы, млрд руб.; с 1998 г. – млн руб. (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
6. Основные фонды, на конец года; по полной балансовой стоимости; млн руб.; до 1998 г. – млрд руб. (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
7. Инвестиции в основной капитал, млн руб., до 1998 г. – млрд руб.; в фактически действовавших ценах (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
8. Коэффициент выбытия основных фондов (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
9. Коэффициент обновления основных фондов (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
10. Индексы физического объема ОФ, в сопоставимых ценах, в процентах (Российский статистический ежегодник 2001 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
11. Уровень использования среднегодовой мощности предприятий по выпуску отдельных видов промышленной продукции, в процентах (Российский статистический ежегодник 2001 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
12. Структура производства продукции по основным отраслям промышленности, в процентах к итогу (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
13. Количество времени, не отработанного работниками, участвовавшими в забастовках, человеко-дней (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
14. Средняя фактическая продолжительность рабочего дня по основным отраслям промышленности, часов (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
15. Структура ВДС по отраслям промышленности (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).
16. Средняя фактическая продолжительность рабочего дня по основным отраслям промышленности, часов (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).

Среднемесячная номинальная начисленная заработная плата промышленно-производственного персонала по отраслям промышленности, руб., до 1998 г. тыс. руб. (сборник «Промышленность России» 1996 г., 1998 г., 2000 г., 2002 г., Госкомстат РФ).

## Раздел 2. Анализ динамики совокупной факторной производительности в российской переходной экономике

### Введение

Переходный процесс в российской экономике, как и в экономиках многих других стран, сопровождается значительным *трансформационным спадом* (Kornai 1994; Campos, Coricelli 2002; Полтерович 1996; Бессонов 2001). На его первой фазе доминировали тенденции снижения выпуска, на второй фазе, напротив, имеет место интенсивный рост выпуска (рис. 2.1, 2.2). Аналогичная картина наблюдается и для основных отраслей экономики (рис. 2.3–2.12). Границу между двумя фазами можно провести в первом приближении по 1996–1998 гг.

Особенностью российского трансформационного спада является то, что выпуск  $Y$  (скажем, ВВП в реальном выражении) на его первой фазе снизился существенно сильнее, чем основные фонды в сопоставимых ценах и численность занятых в экономике, которые можно рассматривать в качестве оценок капитала  $K$  и труда  $L$ , традиционно используемых для объяснения динамики выпуска. На второй фазе перехода, т. е. на этапе начавшегося доминирования тенденций роста, наблюдается обратная картина, когда выпуск увеличивается опережающими темпами. На фоне кардинальной интенсификации динамики выпуска (как на фазе спада, так и на этапе роста) и фонды, и труд демонстрируют весьма «вялую» динамику.

Для российской экономики в целом и для ее основных отраслей наблюдается качественно одна и та же картина (хотя для разных отраслей датировки поворотных точек могут несколько различаться):

- резкое ускорение спада выпуска темпами, опережающими снижение объемов факторов производства;
- достижение максимальных темпов спада в окрестности 1992 г.
- постепенное снижение темпов падения выпуска;
- достижение нижней точки («дна») выпуска;
- начало роста выпуска;
- достижение максимальных темпов роста выпуска в окрестности 2000 г.;
- снижение темпов выпуска с сохранением их в положительной области.

Рис. 2.1, 2.2 наглядно демонстрируют, что на этапе доминирования тенденций спада в российской экономике наблюдается снижение выпуска гораздо более глубокое, чем то, которое могло бы быть обусловлено снижением объемов факторов производства, традиционно используемых для объяснения динамики выпуска.

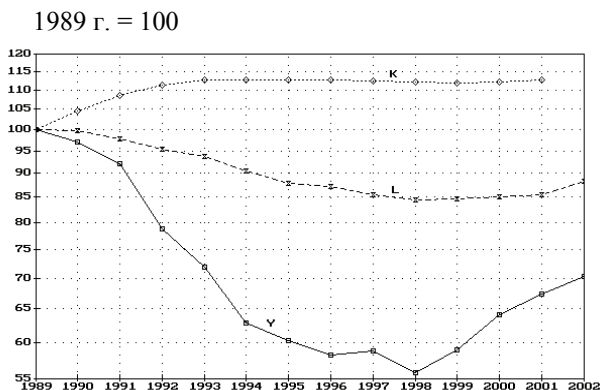


Рис. 2.1. Динамика ВВП ( $Y$ ), основных фондов ( $K$ ) и численности занятых ( $L$ ) в экономике в целом

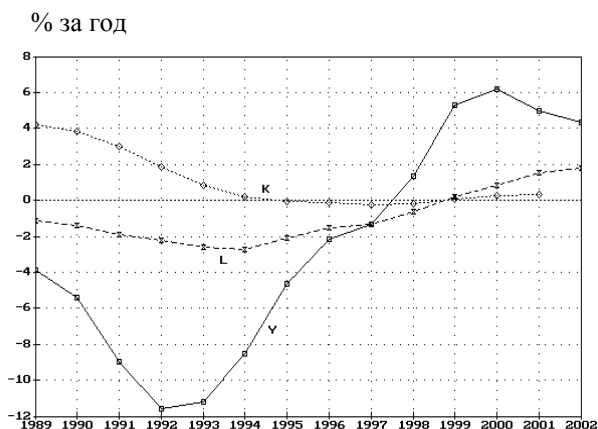


Рис. 2.2. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  в экономике в целом

1990 г. = 100

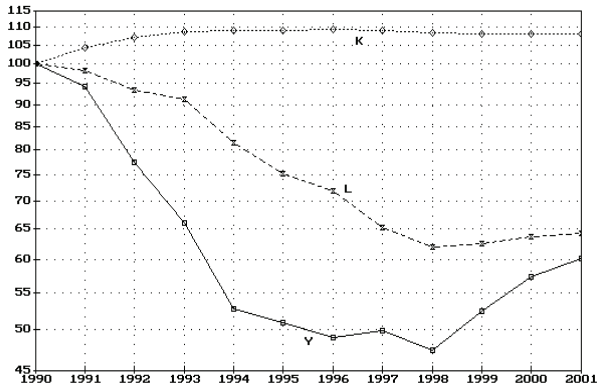


Рис. 2.3. Динамика производства ВВП ( $Y$ ), основных фондов ( $K$ ) и численности занятых ( $L$ ) в промышленности

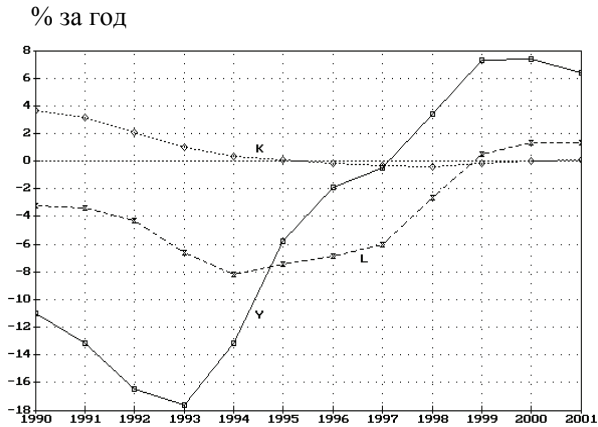


Рис. 2.4. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  в промышленности



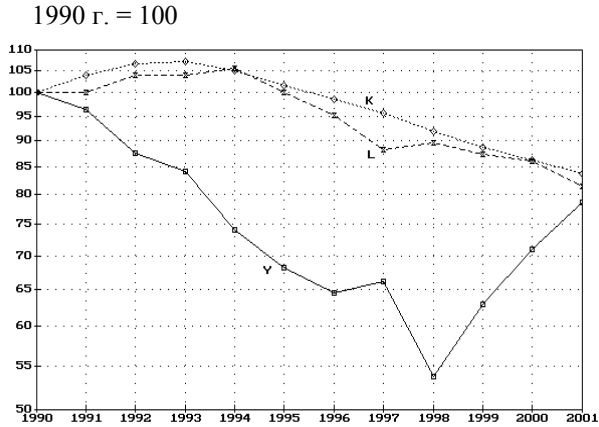


Рис. 2.5. Динамика производства ВВП ( $Y$ ), основных фондов ( $K$ ) и численности занятых ( $L$ ) в сельском хозяйстве

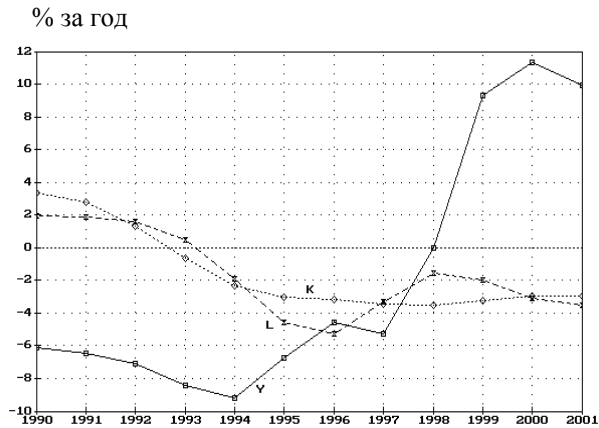


Рис. 2.6. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  в сельском хозяйстве

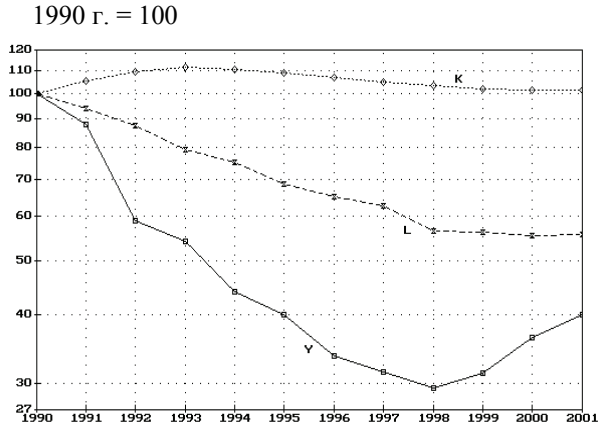


Рис. 2.7. Динамика производства ВВП (Y), основных фондов (K) и численности занятых (L) в строительстве

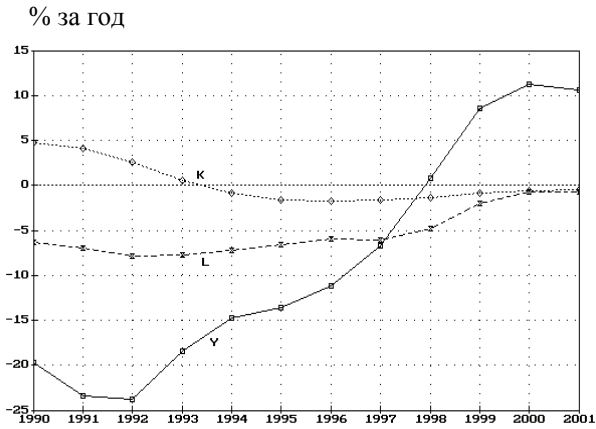


Рис. 2.8. Динамика темпов Y, K и L в строительстве

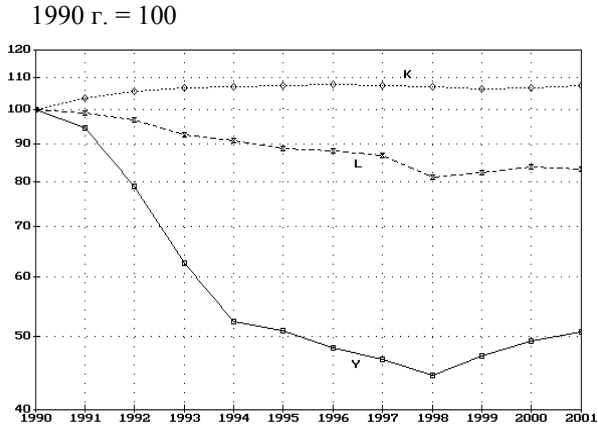


Рис. 2.9. Динамика производства ВВП ( $Y$ ), основных фондов ( $K$ ) и численности занятых ( $L$ ) на транспорте

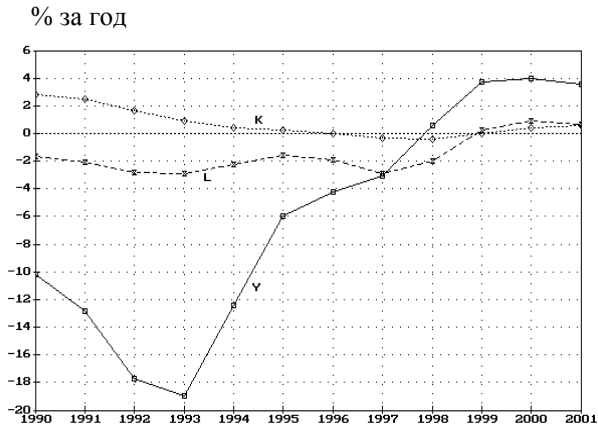


Рис. 2.10. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  на транспорте

1990 г. = 100

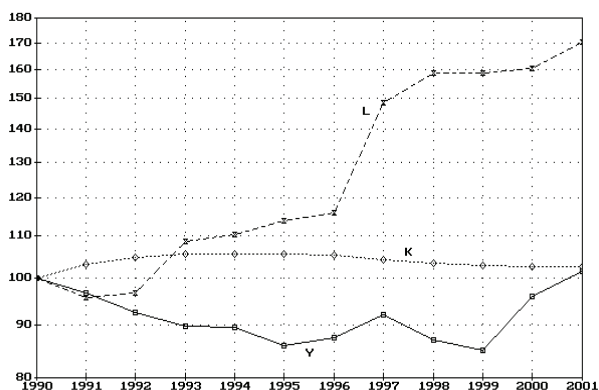


Рис. 2.11. Динамика производства ВВП ( $Y$ ), основных фондов ( $K$ ) и численности занятых ( $L$ ) в торговле и общественном питании

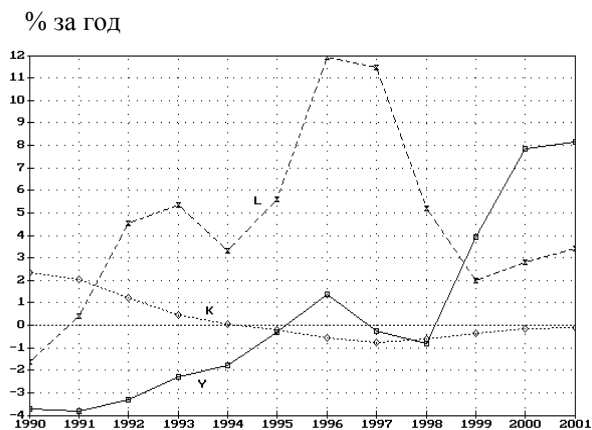


Рис. 2.12. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  в торговле и общественном питании

Это означает, что динамика российского выпуска в процессе переходного периода лишь в небольшой мере описывается динамикой традиционных факторов производства, тогда как значительная часть изменений выпуска

может быть проинтерпретирована как изменение совокупной факторной производительности (СФП). Таким образом, *рис. 2.1–2.12* показывают, что имеет место снижение не только выпуска, но и СФП, за которым следует ее рост. Другими словами, российский трансформационный спад выпуска сопровождается трансформационным спадом СФП. Подобно выпуску, совокупная факторная производительность на первой фазе трансформационного спада снижается, а на второй – растет, причем графики, приведенные на *рис. 2.1–2.12*, дают основания полагать, что именно трансформационный спад СФП вносит основной вклад в динамику выпуска в процессе трансформационного спада выпуска. В этом случае измерение и анализ динамики СФП и исследование влияющих на нее факторов представляет особый интерес.

Исследование, проведенное в настоящем разделе, опирается на результаты работы (Бессонов 2002а), в которой анализируются проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике. В указанной работе было показано, что попытки построения производственных функций (ПФ), основанные на использовании традиционного набора факторов производства, приводят к ПФ с аномальными свойствами, если не допустить возможности существования значительного остатка, не объясняемого динамикой факторов, т. е. СФП.

Настоящий раздел имеет следующую структуру. В подразделе 2.1 приводится описание методики анализа и используемых данных. Поскольку неопределенности, привносимые низким качеством исходных данных и особенностями функционирования переходной экономики, слишком велики, то рассуждения ведутся в значительной мере на языке неравенств, т. е. одно- и двусторонних оценок. Данные позволяют порой делать утверждения типа «больше» или «меньше», но редко позволяют с приемлемой точностью говорить о равенстве. Причинами такого положения дел являются, во-первых, плохие данные и, во-вторых, концептуальные проблемы, связанные со спецификой переходной экономики. Заметим, что причины обоих типов не являются независимыми. Так, динамику выпуска, труда и фондов в переходной экономике сложно измерить с приемлемой точностью, в том числе и по причинам концептуального характера.

Подраздел 2.2 посвящен анализу динамики производительности факторов производства в российской переходной экономике в целом и по ее основным отраслям. Построен и проанализирован ряд оценок СФП, как полученных традиционным путем на основе официальных данных, так и с учетом степени загрузки мощностей, с учетом существенно более высокой эффективности вновь вводимых фондов, а также с учетом загрузки рабочей силы.

Динамика СФП в отраслях промышленности проанализирована в подразделе 2.3. Здесь также исследована динамика отраслевой структуры различных оценок СФП.

Полученные результаты обсуждаются в выводах к данной главе и определяются возможные направления дальнейших исследований.

Динамика СФП в российской переходной экономике анализировалась в работах (De Broek, Koen 2000; Dolinskaya 2001; Gavrilencov 2002; Bessonova, Kozlov, Yudaeva 2002). Исследование, предпринятое в данном разделе, отличается от них, в частности, следующим. Во-первых, используется иная техника анализа, учитывающая низкую точность исходных данных, смещенность многих оценок макроэкономической динамики. Используемая техника интервальных оценок позволяет обходить и некоторые концептуальные проблемы, возникающие при анализе переходной экономики (например, проблемы спецификации производственной функции и определения факторных эластичностей). Во-вторых, строится целый ряд оценок, сопоставление которых позволяет судить об устойчивости получаемых выводов к различным допущениям. В-третьих, проводится анализ динамики СФП в отраслях промышленности и межотраслевых структурных сдвигов показателей производительности, для чего аппарат производственных функций объединяется с инструментарием анализа структурных сдвигов. В-четвертых, использование данных за самые последние годы позволяет анализировать особенности динамики СФП и на второй фазе переходного периода, на которой доминируют тенденции экономического роста.

## 2.1. Методика анализа и используемые данные

Как уже отмечено во введении, имеются причины, вынуждающие использовать технику анализа, учитывающую чрезвычайно низкую точность данных российской макроэкономической динамики. Ниже дается описание подхода, позволяющего получать интервальные оценки динамики совокупной факторной производительности, основанные скорее на использовании неравенств, в отличие от обычного подхода, основанного на точечных оценках.

### 2.1.1. Интервальные оценки динамики СФП

Если динамика выпуска определяется динамикой фондов и труда, т. е. если существует производственная функция (ПФ)

$$Y = F(K, L) \quad , \quad (2.1)$$

обладающая стандартным набором свойств, то

$$\delta_Y = E_K \delta_K + E_L \delta_L \quad , \quad (2.2)$$

где  $\delta_Y = \frac{\dot{Y}}{Y}$ ,  $\delta_K = \frac{\dot{K}}{K}$  и  $\delta_L = \frac{\dot{L}}{L}$  – темпы выпуска, капитала и труда соответственно,  $E_K$  и  $E_L$  – эластичности выпуска по фондам и труду, а точка над переменной обозначает дифференцирование по времени. Если ПФ (2.1) еще и линейно однородна (как чаще всего и предполагают), т. е. если  $E_K + E_L = 1$ , то выражение (2.2) определяет  $\delta_Y$  как взвешенное среднее арифметическое  $\delta_K$  и  $\delta_L$  с неотрицательными весами  $E_K$  и  $1 - E_K$ , дающими в сумме единицу. Таким образом, линейно однородную ПФ можно представить в виде функции осреднения темпов факторов производства, откуда следует, что на графике зависимостей  $\delta_Y$ ,  $\delta_K$  и  $\delta_L$  от времени уровни временного ряда  $\delta_Y$  должны быть расположены *между* соответствующими уровнями временных рядов  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , т. е. для всех периодов  $t$  должно выполняться

$$\delta_Y \in [\min(\delta_K, \delta_L), \max(\delta_K, \delta_L)].$$

Если  $Y$ ,  $K$  и  $L$  представлены базисными индексами по отношению к одному и тому же периоду времени (т. е. имеют одинаковую исходную базу), то функцией осреднения является и сама ПФ (2.1). Так, производственная функция с постоянной эластичностью замещения (CES-функция)

$$Y = A(bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho})^{-1/\rho}$$

определяет базисный индекс выпуска  $Y$  как взвешенное среднее степенное степени  $-\rho$  индексов капитала  $K$  и труда  $L$  с весами  $b$  и  $1 - b$  (подробнее см. Бессонов 2002).

Из того факта, что  $F(K, L)$  является функцией осреднения, следует, что, если исходные данные  $Y_t$ ,  $K_t$  и  $L_t$  представлены базисными индексами по отношению к одному и тому же периоду  $t_0$ , то для любого  $t_0$  и всех периодов  $t$  должно выполняться

$$Y_t \in [\min(K_t, L_t), \max(K_t, L_t)].$$

Другими словами, на графике зависимостей базисных индексов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  от времени  $t$  уровни временного ряда индекса выпуска  $Y$  должны быть расположены *между* соответствующими уровнями временных рядов индексов капитала  $K$  и труда  $L$ , причем это должно выполняться для любого периода времени, взятого в качестве исходной базы.

Как показывает динамика индексов выпуска, фондов и труда для экономики в целом и ее основных отраслей, приведенная на рис. 2.1, 2.3, 2.5, 2.7, 2.9 и 2.11, графики базисных индексов выпуска расположены значительно ниже графиков индексов фондов и труда. Это означает, что  $Y$  нельзя рассматривать как среднее  $K$  и  $L$ , поскольку результат осреднения должен находиться между осредняемыми величинами. На гра-

фиках темпов на *рис. 2.2, 2.4, 2.6, 2.8, 2.10 и 2.12* темп выпуска также расположен, как правило, далеко за пределами интервала, задаваемого  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , причем как на этапе доминирования тенденций спада, так и на этапе начавшегося роста. Такая совместная динамика рассматриваемых троек временных рядов не может быть описана линейно однородной производственной функцией.

Поэтому отмеченная особенность трансформационного спада, состоящая в том, что на фазе спада выпуск в целом и по отраслям снизился сильнее, чем фонды и труд, а на фазе роста, напротив, выпуск растет опережающими темпами, означает, что динамика выпуска далеко не полностью определяется динамикой факторов  $K$  и  $L$ , т. е. она не может быть описана ПФ (2.1). Динамика фондов и труда описывает лишь часть изменений выпуска, оставляя необъясненным значительный остаток. В этом случае динамика выпуска не может быть описана как

$$Y = A \cdot F(K, L), \quad (2.3)$$

где  $A$  – зависящий от времени остаток, называемый *совокупной факторной производительностью*, который отражает вклад в выпуск всех остальных факторов, не учитываемых непосредственно в качестве аргументов производственной функции (подробнее см. (Nadiri 1970; Harberger 1998)).

Выражение для совокупной факторной производительности можно представить в виде

$$A = \frac{Y}{F(K, L)}, \quad (2.4)$$

т. е. как отношение результата (базисного индекса выпуска) к среднему уровню затрат (базисных индексов фондов и труда с той же исходной базой), поскольку производственную функцию  $F(K, L)$  можно рассматривать как функцию осреднения факторов. Соответственно СФП можно рассматривать как *совокупный* показатель эффективности, в отличие от частных показателей эффективности, какими являются средняя производительность труда  $y = Y/L$  и средняя фондоотдача  $g = Y/K$ . Более того,  $A$  может быть представлена как среднее  $y$  и  $g$  (при надлежащем выборе единиц измерения). Скажем, если  $F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}$  – ПФ Кобба–Дугласа, то

$A = g^\alpha y^{1-\alpha}$ , т. е. в данном случае  $A$  – среднее геометрическое взвешенное  $y$  и  $g$ . Это означает, что базисный индекс  $A$  должен располагаться между базисными индексами  $y$  и  $g$  с той же исходной базой. Это, в свою очередь, означает, что если какой-либо содержательный вывод выполняется для  $y$  и  $g$ , то он автоматически выполняется и для СФП  $A$  вне зависимости от ве-



сов, с которыми  $y$  и  $g$  входят в  $A$ . Такое свойство представляется чрезвычайно важным, поскольку, как будет показано ниже, имеются очень серьезные сомнения в возможности получения весов приемлемой точности для построения оценок СФП. В данной ситуации естественным является использование техники анализа, основанной на неравенствах.

СФП можно выразить и несколько иначе, как

$$\ln A = \ln Y - \ln F(K, L), \quad (2.5)$$

или

$$\delta_A = \delta_Y - E_K \delta_K - E_L \delta_L. \quad (2.6)$$

В этом случае из результата ( $\ln Y$  или  $\delta_Y$ ) вычитаются члены, определяемые затратами факторов  $K$  и  $L$ , и тем самым подчеркивается то обстоятельство, что СФП увеличивается при уменьшении издержек.

Соответственно при построении и анализе СФП можно акцентировать внимание на СФП как на совокупном показателе эффективности, так и уделять особое внимание уменьшению издержек (последнее особенно важно для описания механизма экономического роста (Harberger 1998)).

### *2.1.2. Используемые данные*

В данной работе анализируются оценки СФП, полученные в соответствии с (2.4) на основе макроэкономических временных рядов. Все расчеты основаны на временных рядах официальных данных годовой периодичности в реальном выражении. Данные в текущих ценах не используются, поскольку, по нашему мнению, в рассматриваемых условиях это может породить весьма серьезные проблемы. Дело, в частности, в том, что в условиях российского переходного периода цены и показатели в номинальном выражении изменяются гораздо быстрее, чем показатели в реальном выражении. В результате точность измерения роста цен сводными индексами цен обычно бывает гораздо ниже, чем точность измерения динамики объемов сводными индексами, основанными на данных в натуральном выражении (Бессонов 1998). Это означает, что операция дефлирования может приводить к получению оценки показателя в реальном выражении с неприемлемо низкой точностью за счет привнесения погрешности дефлятора в результирующий показатель. Имеются и другие причины, приводящие в рассматриваемых условиях к нежелательности использования данных в номинальном выражении (подробнее см. Бессонов 1998, 2001, 2002b).

Использованные в расчетах временные ряды будут описаны ниже.

### *2.1.3. Доли факторов производства*

Для построения оценок СФП необходимы оценки эластичностей выпуска по факторам. Чаще всего для этого используют оценки долей капитала и

труда, полученные по данным системы национальных счетов. В нашем случае имеются данные счетов образования доходов с 1990 г. (*табл. 2.1*). Однако данные, скорректированные на скрытую оплату труда, имеются лишь с 1993 г., к тому же они дают завышенную оценку доли капитала, поскольку валовые смешанные доходы учитываются целиком в доле капитала. Помимо этого, едва ли можно надеяться на то, что приведенные в *табл. 2.1* данные имеют высокую точность, хотя бы потому, что в условиях высокой инфляции, сопровождающей российский переходный период, операция суммирования показателей в текущих ценах нарастающим итогом в течение календарного года, лежащая в основе этих оценок, не является корректной.

*Таблица 2.1*

**Пропорции между оплатой труда наемных работников,  
с одной стороны, и валовой прибылью экономики и валовыми  
смешанными доходами, с другой**

Показатель	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Доля валовой прибыли экономики и валовых смешанных доходов	0,45	0,54	0,62	0,56	0,55	0,61	0,56	0,55	0,56	0,65	0,65	0,60
То же с учетом скрытой оплаты труда	–	–	–	0,50	0,46	0,49	0,43	0,42	0,44	0,52	0,51	0,47

*Источник:* рассчитано по данным из Российского статистического ежегодника 2001 (с. 294–298), 2002 (с. 296–297).

Учитывая это, а также то, что данные в *табл. 2.1* не демонстрируют явной тенденции, представляется целесообразным при построении оценок СФП использовать одни и те же значения долей капитала и труда для всех лет. Это дает то преимущество, что динамика оценок СФП будет определяться лишь динамикой выпуска и факторов и на нее не будет влиять изменение имеющих невысокую точность оценок долей факторов. В противном случае изменения в оценках долей факторов, обусловленные по-

грешностями их измерения, могут просачиваться в оценки СФП, искажая их динамику.

Ниже для построения всех оценок СФП будем использовать значения  $E_K = 0,3$  и  $E_L = 0,7$ . Это вполне соответствует стандартной практике (см., например, De Broeck, Koen 2000; Dolinskaya 2001), а значения, как было только что показано, не противоречат имеющимся данным системы национальных счетов. Используемые оценки долей факторов (0,3 и 0,7) далеки от крайних значений (0 и 1), что обеспечивает сбалансированность вклада факторов в СФП (в противном случае один из них практически не учитывался бы). Также это качественно соответствует и полученным в работе Бессонова (2002b) оценкам факторных эластичностей для экономики СССР  $E_K = 0,45$  и  $E_L = 0,55$ , которые можно использовать как первое приближение оценок долей факторов. Получение эконометрических оценок факторных эластичностей по российским временным рядам представляется проблематичным в силу обсуждавшейся выше и в той же работе Бессонова аномальности свойств получаемых производственных функций. Проблему усугубляет и возможная смещенность оценок динамики выпуска и факторов (см., например, Бессонов 2001).

Эти же значения  $E_K = 0,3$  и  $E_L = 0,7$  ниже используются и для построения оценок СФП для всех отраслей экономики и промышленности. Такой подход может вызвать возражения, однако, во-первых, надежные данные для построения отраслевых долей факторов все равно отсутствуют, во-вторых, в этом случае СФП для всех отраслей рассчитывается одинаково, что удобно для интерпретации, в-третьих, факт низкой точности использованных оценок факторных эластичностей ниже будет всюду учитываться при интерпретации результатов.

В силу невысокой достоверности оценок долей факторов, используемых для построения оценок СФП, наряду с оценками совокупной факторной производительности будем анализировать также и динамику частных производительностей факторов, которые, не являясь совокупными показателями производительности, обладают, однако, тем преимуществом, что не зависят от оценок факторных эластичностей (и от вида производственной функции, используемой в (2.4) для получения оценок СФП). Они задают интервал, в пределах которого находится показатель совокупной факторной производительности. Поэтому, если какой-либо содержательный вывод можно сделать на основе анализа динамики  $y$  и  $g$ , то он будет справедлив и для динамики СФП, вне зависимости от того, как получены оценки долей факторов, с использованием которых получена оценка СФП. Заметим также, что оценки СФП и частных производительностей факторов в диффе-

рещиальном виде менее подвержены воздействию возможных смещений в оценках сводных экономических индексов.

#### 2.1.4. Определение темпов

В ряде случаев при проведении расчетов необходимо получение темпов (логарифмических производных). В данной работе темпы рассчитаны по формуле центральных разностей

$$\delta_{X,t} = \begin{cases} \frac{\tilde{X}_{t+1} - \tilde{X}_t}{\tilde{X}_t}, & t = 1, \\ \frac{\tilde{X}_{t+1} - \tilde{X}_{t-1}}{2\tilde{X}_t}, & t = \overline{2, n-1}, \\ \frac{\tilde{X}_t - \tilde{X}_{t-1}}{\tilde{X}_t}, & t = n \end{cases} \quad (2.7)$$

после сглаживания

$$\tilde{X}_t = \begin{cases} \frac{3}{4}X_t + \frac{1}{2}X_{t+1} - \frac{1}{4}X_{t+2}, & t = 1, \\ \frac{1}{4}X_{t-1} + \frac{1}{2}X_t + \frac{1}{4}X_{t+1}, & t = \overline{2, n-1}, \\ -\frac{1}{4}X_{t-2} + \frac{1}{2}X_{t-1} + \frac{3}{4}X_t, & t = n, \end{cases} \quad (2.8)$$

где  $X_t$  – значение базисного индекса периода  $t$ ,  $\tilde{X}_t$  – соответствующее сглаженное значение,  $t = \overline{1, n}$ ,  $n$  – длина временного ряда  $X_t$ . Веса метода сглаживания (2.8) подобраны так, чтобы сглаживание полностью гасило временной ряд с компонентами  $a(-1)^t$ , где  $a$  – произвольная константа, и не искажало линейного тренда. Дифференцирование по формулам (2.7), (2.8) дает более точную аппроксимацию логарифмической производной, чем, скажем, по формуле темпов прироста. Необходимость повышения точности аппроксимации обусловлена использованием данных годовой динамики в условиях их интенсивных изменений, сопровождающих российский переходный процесс.

## 2.2. Динамика СФП в отраслях экономики

В данном разделе проанализируем динамику совокупной факторной производительности для российской переходной экономики в целом и для ее основных отраслей.

Для этого используем временные ряды годовых данных производства валового внутреннего продукта в сопоставимых ценах, среднегодовых оценок основных фондов в сопоставимых ценах (полученных как полусумма значений соседних лет по данным на конец года) и среднегодовой числен-

ности занятых по экономике в целом и по промышленности, сельскому хозяйству, строительству, транспорту и по торговле и общественному питанию. Исходные данные опубликованы в сборниках Российской статистический ежегодник (2001, 2002), Национальные счета в России в 1991–1998 гг. и Национальные счета в России в 1994–2001 гг., графики соответствующих временных рядов приведены выше на *рис. 2.1, 2.3, 2.5, 2.7, 2.9 и 2.11*. Временные ряды покрывают период с 1990 г. по 2001 г., а в отдельных случаях – с 1989 г. по 2002 г.

### *2.2.1. Оценки СФП, полученные традиционным путем*

Оценки динамики СФП в интегральном и дифференциальном виде для экономики в целом и для ее основных отраслей, полученные в соответствии с (2.4), показаны на *рис. 2.13–2.24*. Как оценки СФП, так и не зависящие от долей факторов  $\alpha$  и  $1-\alpha$  частные производительности  $y = Y/L$  и  $g = Y/K$ , демонстрируют резкое снижение производительности в российской экономике, произошедшее с началом переходного периода (*рис. 2.13, 2.14*), за которым последовал интенсивный рост СФП. Минимальные значения СФП в экономике в целом были достигнуты в 1996–1998 гг. Основные результаты суммированы в *табл. 2.2*.

В отраслевом разрезе картина в основных чертах повторяется, но имеются и различия. В промышленности (*рис. 2.15, 2.16, табл. 2.2*) спад СФП был несколько более глубоким, чем в целом по экономике, но и рост оказался более значительным. Также важно, что рост СФП начался здесь раньше, чем во всех других отраслях – минимальные значения СФП в промышленности достигнуты в 1994–1996 гг. Таким образом, вопреки распространенному мнению, отнюдь не 1998 г. – год обострения кризиса, является здесь поворотной точкой. Кризис 1998 г. проявляется в динамике показателей скорее как флуктуация, тогда как явные признаки смены тенденций наблюдаются раньше.

Сельское хозяйство демонстрирует, как это ни парадоксально, наибольший рост СФП на второй фазе переходного периода (*рис. 2.17, 2.18, табл. 2.2*), здесь в 2001 г. она почти достигла дореформенного уровня. Повышение СФП в сельском хозяйстве можно связывать не только с начавшимся ростом выпуска  $Y$ , но и в значительной мере с сокращением издержек, которое отражает динамика  $K$  и  $L$  (*рис. 2.5*). При этом, в силу почти синхронной динамики фондов и труда (*рис. 2.5*), оценки долей факторов  $\alpha$  и  $1-\alpha$  не оказывают практически никакого влияния на динамику оценок СФП (*рис. 2.17, 2.18*). «Дно» спада здесь можно датировать 1996–1998 гг. Строго говоря, в 1998 г. наблюдалось самое низкое значение

СФП, но это, по всей видимости, можно рассматривать как обусловленную обострением кризиса флуктуацию, тогда как тенденция роста обозначилась уже после 1996 г.

Таблица 2.2

**Изменения выпуска и оценок СФП в экономике и ее отраслях на этапах спада и роста (%)**

Отрасли	$\frac{Y_{\min}}{Y_{1990}}$	$\frac{Y_{2001}}{Y_{\min}}$	$T(Y_{\min})$	$\frac{A_{\min}}{A_{1990}}$	$\frac{A_{2001}}{A_{\min}}$
1	2	3	4	5	6
Экономика в целом	57,5	120,6	1998	63,3	119,3
Промышленность	47,4	127,3	1998	59,3	135,0
Сельское хозяйство	53,8	146,2	1998	59,5	160,6
Строительство	29,5	135,1	1998	43,1	139,1
Транспорт	44,4	114,0	1998	50,3	111,8
Торговля и общественное питание	84,9	119,8	1999	60,9	114,1

Продолжение таблицы 2.2

Отрасли	$T(A_{\min})$	$\frac{A_{\min}^e}{A_{1990}^e}$	$\frac{A_{2001}^e}{A_{\min}^e}$	$T(A_{\min}^e)$
1	7	8	9	10
Экономика в целом	1998	74,5	116,0	1996
Промышленность	1994	67,6	136,5	1994
Сельское хозяйство	1998	84,7	159,3	1998
Строительство	1997	51,8	135,9	1997
Транспорт	1998	58,2	107,5	1997
Торговля и общественное питание	1999	69,4	108,7	1999

Примечание:  $T(\cdot)$  – год, соответствующий минимальному значению показателя.

В строительстве снижение СФП было относительно более глубоким, что неудивительно, учитывая глубину инвестиционного спада, сопровождающего российский переходный период. Нижнюю точку спада СФП здесь можно датировать 1997 г.

На транспорте снижение СФП было также относительно глубоким, но, в отличие от строительства, здесь не наблюдается ее быстрого роста на второй фазе переходного периода. Да и рост СФП начался несколько позже, чем в экономике в целом – СФП достигла минимальных значений только в

1997–1998 гг. Таким образом, к концу рассматриваемого периода негативные тенденции динамики производительности здесь преодолены, а позитивные пока не сформировались в полной мере. Возможно, объяснение такой динамики СФП на транспорте следует искать в том, что в этой отрасли присутствует естественный монополист.

Весьма интересна динамика СФП в торговле. Здесь она снизилась несколько сильнее, чем по экономике в целом, причем нижняя точка спада была достигнута только в 1999 г., после чего последовал лишь очень умеренный рост. Относительно благополучная динамика выпуска в этой отрасли была обеспечена экстенсивным ростом затрат факторов (конкретно – труда, см. *рис. 2.11*) при снижающейся производительности.

Сопоставление отраслевых оценок глубины снижения выпуска на первой фазе переходного периода с их ростом на второй фазе (*табл. 2.2*) показывает, что упорядоченность отраслей по глубине спада на первой фазе существенно отличается от их упорядоченности по росту на второй фазе. По глубине спада на первой фазе отрасли распадаются на две группы: торговля и общественное питание демонстрируют гораздо меньшее снижение выпуска по сравнению с четырьмя другими рассматриваемыми отраслями. На фазе роста выпуска отрасли также отчетливо распадаются на две группы: сельское хозяйство, строительство и промышленность демонстрируют наивысшие темпы роста, т. е. составляют группу лидеров, тогда как выпуск на транспорте и в торговле и общественном питании растет гораздо медленнее. Таким образом, именно те отрасли, которые наиболее пострадали на этапе доминирования тенденций спада, демонстрируют наивысшие темпы роста на второй фазе. Отрасль же торговли и общественного питания, выпуск в которой на первой фазе снизился в наименьшей степени, значительно отстает по темпам роста на второй фазе. Эта закономерность имеет единственное исключение – транспорт, который входит в группы отстающих на обеих фазах переходного периода. При этом транспорт – единственная отрасль среди рассматриваемых пяти отраслей российской экономики, в которой присутствует естественный монополист.

Отраслевые особенности динамики СФП на двух фазах переходного процесса в целом те же, что и особенности выпуска (*табл. 2.2*), но отраслевые различия в снижении СФП на первой фазе заметно слабее различий в снижении выпуска, тогда как на второй фазе, напротив, различия темпов роста СФП между отраслями, входящими в группу лидеров, и отстающими заметно превышают различия в темпах роста выпуска.

1989 г. = 100

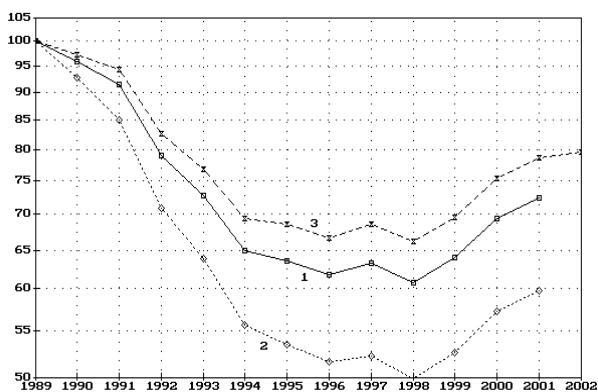


Рис. 2.13. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в экономике в целом

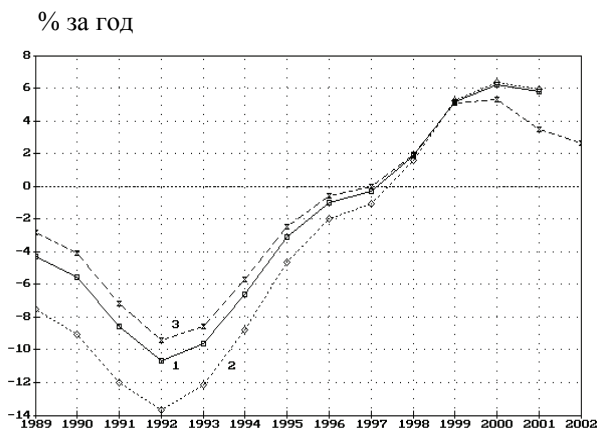


Рис. 2.14. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в экономике в целом



1990 г. = 100

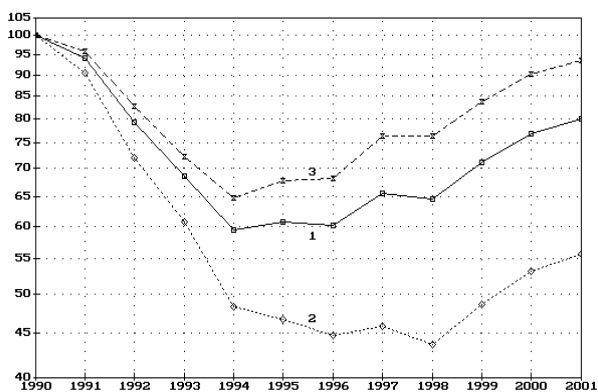


Рис. 2.15. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в промышленности

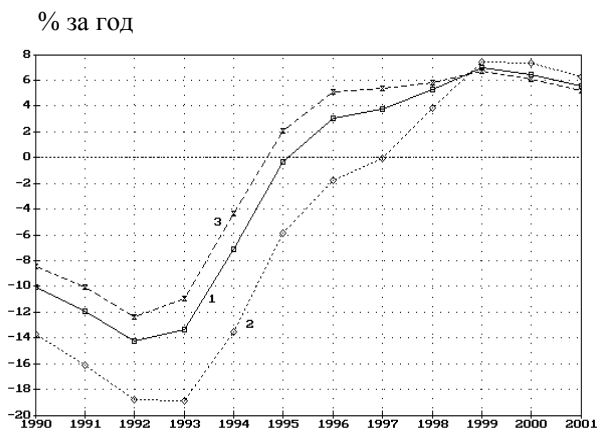


Рис. 2.16. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в промышленности

1990 г. = 100

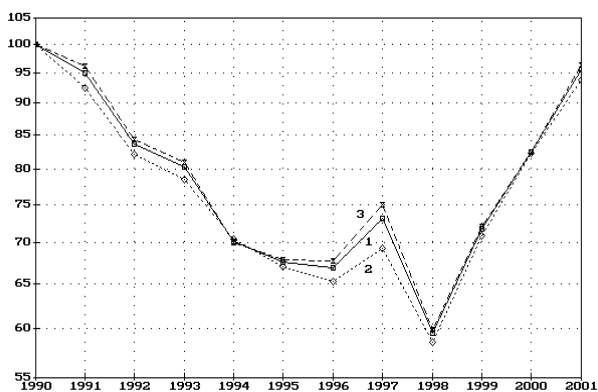


Рис. 2.17. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в сельском хозяйстве

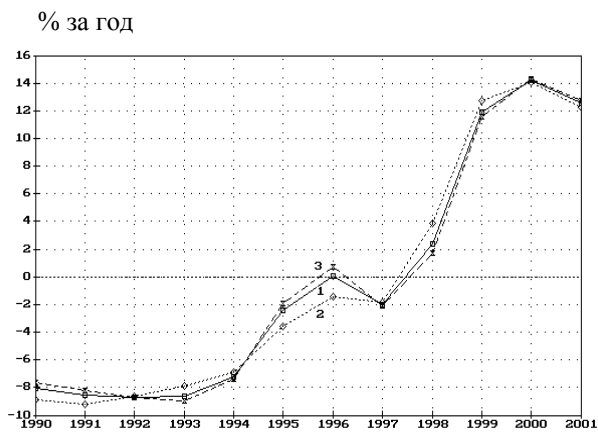


Рис. 2.18. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в сельском хозяйстве

1990 г. = 100

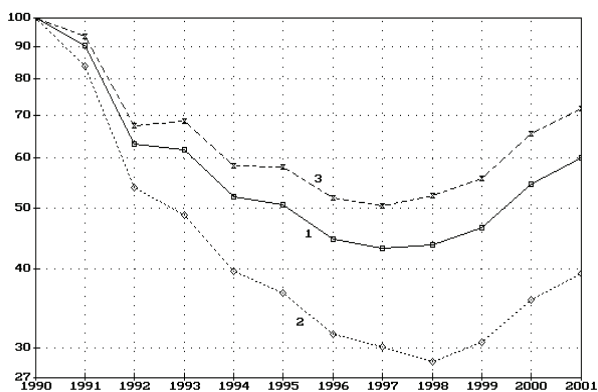


Рис. 2.19. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в строительстве

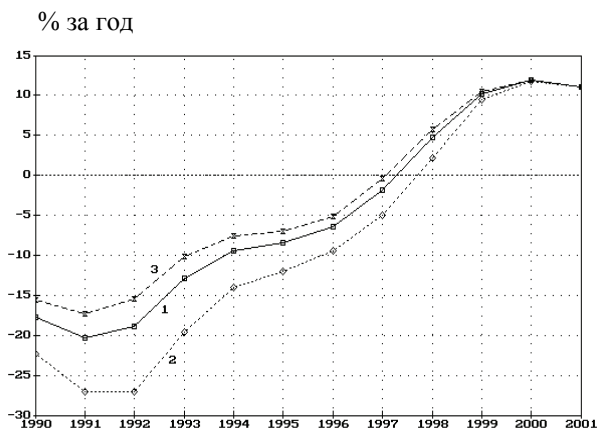


Рис. 2.20. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в строительстве

1990 г. = 100

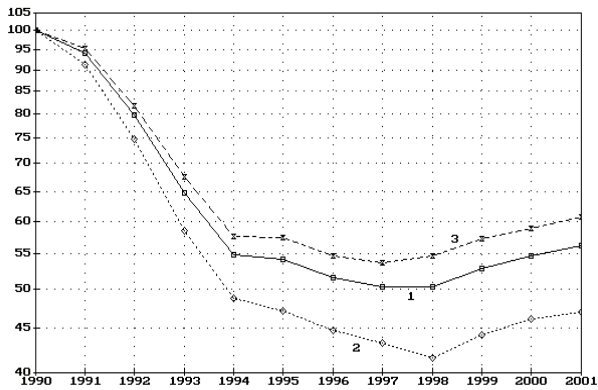


Рис. 2.21. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) на транспорте

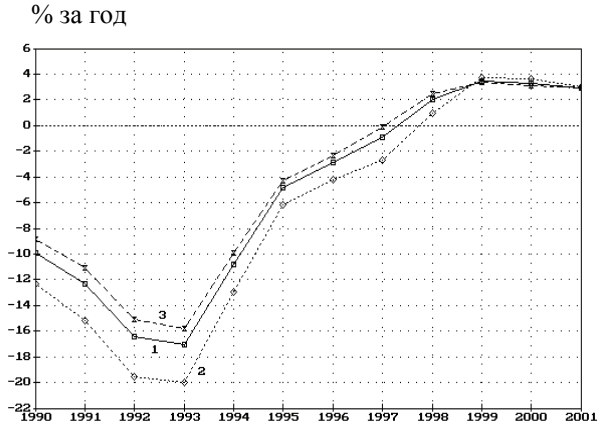


Рис. 2.22. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) на транспорте

1990 г. = 100

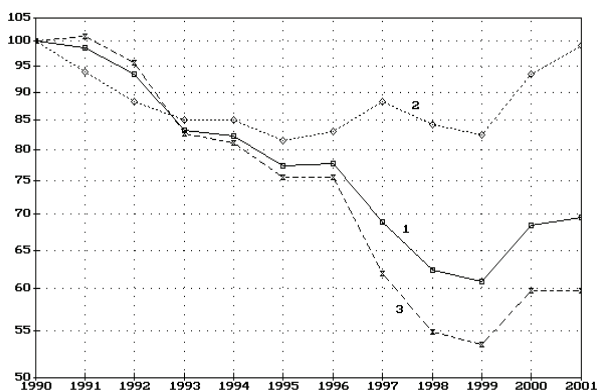


Рис. 2.23. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в торговле и общественном питании

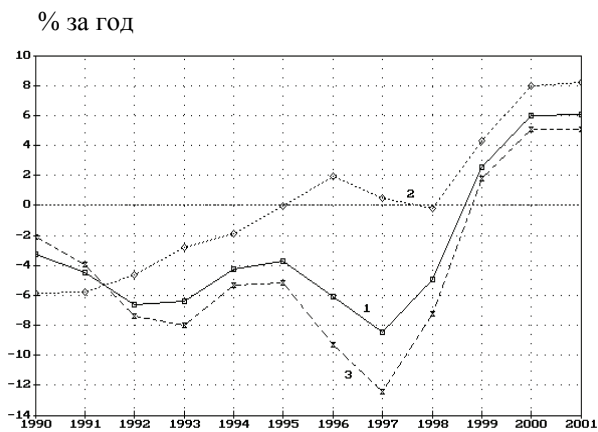


Рис. 2.24. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в торговле и общественном питании

Таким образом, анализ динамики СФП дает заметно иную картину положения дел в отраслях экономики, нежели анализ динамики выпуска, причем, как по глубине спада, так и по времени перехода от спада к подъему. Отраслевые оценки СФП демонстрируют существенно меньший разброс на первой фазе и значительно больший – на второй, по сравнению с отраслевыми оценками выпуска.

### *2.2.2. Влияние погрешностей исходных данных на динамику оценок СФП*

Теперь вспомним, что в переходной экономике существуют многочисленные измерительные проблемы, существенно снижающие точность макроэкономических показателей, на основе которых получены оценки СФП. Обсудим, как погрешности измерения показателей влияют на динамику оценок СФП.

В целом ряде исследований показано, что для оценок динамики выпуска в переходных экономиках характерно занижение, т. е. соответствующие индексы завышают глубину трансформационного спада (см., например, Gavrilenkov, Koen 1995; Бессонов 2001). Это означает, что использование официальных данных динамики выпуска смещает вниз полученные оценки  $A$  и темпы их изменения, по крайней мере, на первой фазе переходного периода.

Существуют серьезные проблемы измерения динамики труда (см., например, Вишневецкая Н. Т., Гимпельсон В. Е., Захаров и др. 2002). По всей видимости, официальные оценки численности занятых, определяемые по формальному признаку, в условиях «придерживания» рабочей силы, несколько недооценивают произошедшее снижение затрат труда. Это означает, что в соответствии с (2.4) возникает смещение вниз  $A$  и темпов  $A$ , по крайней мере, на этапе доминирования тенденций спада.

Наибольшие проблемы, по нашему мнению, связаны с данными по динамике основных фондов. С началом переходного периода основные фонды стали использоваться далеко не в полной мере, поэтому данные по имеющимся основным фондам не соответствуют их реально используемой части. Когда с началом переходного процесса к ресурсным ограничениям в экономике добавились спросовые ограничения, основные фонды стали избыточными. Завышенность оценки фондов официальными данными означает, что на первой фазе переходного периода в соответствии с (2.4) возникает смещение  $A$  вниз и по этой причине.

Таким образом, имеются основания полагать, что проблемы измерения всех трех макроэкономических индексов, на основе которых построены приведенные выше оценки динамики СФП, смещают их на первой фазе

переходного периода в одном и том же направлении – вниз. Аналогично смещены и частные показатели эффективности  $y = Y/L$  и  $g = Y/K$ . Это означает, что полученные оценки СФП можно рассматривать как оценки снизу, тогда как в реальности ситуация является более оптимистичной.

На второй фазе переходного периода, на которой доминируют тенденции роста выпуска, макроэкономические индексы также могут давать смещенную оценку динамики СФП. Ситуация с направлением смещения оценок выпуска здесь менее определенная, чем на этапе доминирования тенденций спада. Официальные оценки динамики выпуска в значительной мере основаны на данных о производстве определенного круга товаров и услуг в натуральном выражении, при этом сложно учесть имеющие место интенсивные сдвиги в качестве и ассортименте производимой продукции. Их учет, скорее всего, позволил бы получить более оптимистическую картину. Соответствующие данные собираются для крупных и средних предприятий, ситуацию же на мелких предприятиях и в теневой экономике учесть сложнее. Для этого проводят досчеты, однако точность соответствующих оценок, по всей видимости, заметно уступает точности данных по крупным и средним предприятиям и сложно сказать, приводит ли это к недооценке или переоценке темпов роста. В то же время в условиях переориентации экономики в направлении более полного удовлетворения запросов потребителей, оценки роста, получаемые на основе динамики показателей в натуральном выражении, вполне могут быть заниженными.

С динамикой основных фондов и труда на втором этапе переходного периода ситуация более определенная. Начавшийся рост сопровождается увеличением загрузки мощностей и ростом затрат труда, учет которых должен привести к снижению оценок роста СФП на этом этапе. Таким образом, использование официальных данных о динамике факторов производства на втором этапе должно приводить к завышению оценок роста СФП.

В целом на всем протяжении переходного периода, учет смещений официальных индикаторов должен «сгладить» динамику СФП: на первом этапе спад СФП должен быть менее глубоким, но и рост СФП на втором этапе, скорее всего, должен быть более умеренным. Это же можно объяснить и несколько иначе. Если при построении оценок СФП в качестве оценок факторов производства используются показатели, слабо изменяющиеся на рассматриваемом интервале времени и слабо связанные с динамикой выпуска, то такими показателями можно объяснить лишь малую часть изменений выпуска, тогда как основная их часть будет отнесена на счет остатка, т. е. СФП. Использование же более адекватных мер динамики фак-

торов позволит объяснить более значительную долю вариаций выпуска, уменьшая изменения остатка.

Таким образом, столь значительные изменения СФП за столь короткое время отражают не только масштаб происходящих в российской переходной экономике изменений, но и то, что эти изменения не вполне адекватно описываются данными экономической статистики. Заметим, что значительные смещения макроэкономических индексов, способные существенно влиять на динамику оценок СФП, являются следствием того, что переходные процессы в системах самой разной природы протекают с гораздо большей интенсивностью, чем процессы стабильного развития (подробнее см. Бессонов 1998, 2002b).

### *2.2.3. Учет уровня загрузки производственных мощностей*

Сделаем попытку получить другие оценки СФП. В рассматриваемом случае едва ли не главный вопрос состоит в том, чтобы адекватно оценить динамику факторов производства в условиях их неполного использования и значительных измерительных проблем, порождаемых спецификой переходного процесса. Из факторов производства в процессе переходного периода в наибольшей мере изменилась степень использования основных фондов. Поэтому для получения более адекватных оценок динамики СФП было бы целесообразно учесть уровень загрузки основных фондов.

Для этого можно использовать данные, по крайней мере, из двух источников. Во-первых, Госкомстат России публикует оценки уровней использования среднегодовой мощности предприятий по выпуску отдельных видов промышленной продукции (см., например, Российский статистический ежегодник 2001, с. 348), которые доступны с 1990 г. На основе этих оценок можно построить сводный индекс загрузки производственных мощностей в промышленности  $C_t$ , например, как взвешенное среднее арифметическое

$$C_t = \sum_{j=1}^m w_j C_{jt} , \quad (2.9)$$

где  $C_{jt}$  – уровень использования мощности предприятий по выпуску продукции  $j$  в году  $t$ ,  $m$  – число видов продукции в корзине, а  $w_j$  – положительные веса, дающие в сумме единицу. Однако построить аналогичные оценки по отраслям промышленности не представляется возможным, поскольку число видов продукции, для которых имеются необходимые исходные данные, невелико. Оценки  $C_t$ , полученные по 37 временным рядам  $C_{jt}$ , опубликованным в Российском статистическом ежегоднике (2001, с. 348 и 2002, с. 354) с весами, построенными на основе стоимостной оценки произ-



водства промышленной продукции за 1995 г. (Российский статистический ежегодник 2001, с. 105–109), приведены в *табл. 2.3*.

Во-вторых, Центр экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (ЦЭК) публикует квартальные данные о среднем уровне загрузки производственных мощностей в промышленности<sup>19</sup>, получаемые по результатам регулярных выборочных обследований деловой активности предприятий и организаций, основанных на сборе и обобщении мнений их руководителей. Осреднением квартальных значений этих данных можно получить временной ряд среднегодовых уровней. Эти данные покрывают период с 1993 г. и приведены в *табл. 2.3*.

Таким образом, в обоих случаях имеется возможность построить оценку используемых основных фондов

$$K_t^u = C_t K_t \quad (2.10)$$

по промышленности в целом, но нет возможности получить ее для других отраслей экономики, как и для отраслей промышленности.

*Таблица 2.3*

**Оценки среднего уровня загрузки производственных мощностей в промышленности (%)**

Источник данных	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
Госкомстат	85,7	80,5	70,5	63,0	51,3	51,3	47,5	47,9	45,5	50,5	56,5	59,3
ЦЭК	–	–	–	61,0	50,3	46,0	42,8	39,5	41,5	47,5	51,0	55,5

*Источник:* Оценка получена по данным из Российского статистического ежегодника (2001, с. 348; 2002, с. 354). Оценка на основе данных ЦЭК получена осреднением квартальных значений, опубликованных в кн. «Россия – 2003: экономическая конъюнктура», 2003.

Динамика двух оценок используемых основных фондов показана на *рис. 2.25*, а динамика соответствующих им оценок СФП в промышленности – на *рис. 2.26*. Видим, что обе оценки использования мощностей приводят к близким оценкам СФП, поэтому ниже будем использовать только оценку,

<sup>19</sup> См. Россия – 2003: экономическая конъюнктура. М.: Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации, 2003.

основанную на данных Госкомстата, поскольку соответствующий временной ряд покрывает весь период реформ и имеет более плавную динамику. Кроме того, динамика оценки используемых основных фондов, полученной на основе данных Госкомстата, лучше интерпретируется содержательно, поскольку минимальное значение  $K_t^u$  соответствует в этом случае 1998 г. (рис. 2.25), т. е. году обострения кризиса, когда производство достигло минимума, тогда как в соответствии с данными ЦЭК минимум  $K_t^u$  приходится на 1997 г., а последующее обострение кризиса и снижение выпуска сопровождается ростом загрузки основных фондов (см. также табл. 2), с чем трудно согласиться<sup>20</sup>.

Как показывают приведенные на рис. 2.26 результаты, учет загрузки мощностей позволяет получить заметно более оптимистичную оценку динамики СФП. В соответствии с этой оценкой к концу рассматриваемого интервала времени (2001 г.) спад СФП в промышленности был в значительной мере преодолен. При этом нижняя точка спада СФП соответствует здесь 1994 г. Начавшийся рост СФП характеризуется менее высокими темпами. Заметим, что обострение кризиса в 1998 г. проявляется в динамике оценок СФП лишь как небольшая флуктуация. Подчеркнем, что и эта оценка СФП является оценкой снизу, так как в ней устранен лишь один из трех источников смещения.

#### 2.2.4. Учет неоднородности структуры основных фондов

Данные по загрузке производственных мощностей позволяют уточнить оценку динамики СФП в промышленности, но не позволяют получить аналогичных оценок в других отраслях экономики и в отраслях промышленности. Для того чтобы уточнить и другие оценки СФП, обсудим, как формируется временной ряд динамики основных фондов в реальном выражении. При построении этого временного ряда учитываются ежегодные вводы новых фондов и выбытия старых. Переходный процесс в российской экономике сопровождается инвестиционным спадом, значительно опережающим по глубине спад выпуска, в результате коэффициенты ввода основных фондов невелики. Коэффициенты выбытия также резко снизились с началом переходного процесса. Все вместе это приводит к весьма «вялой»

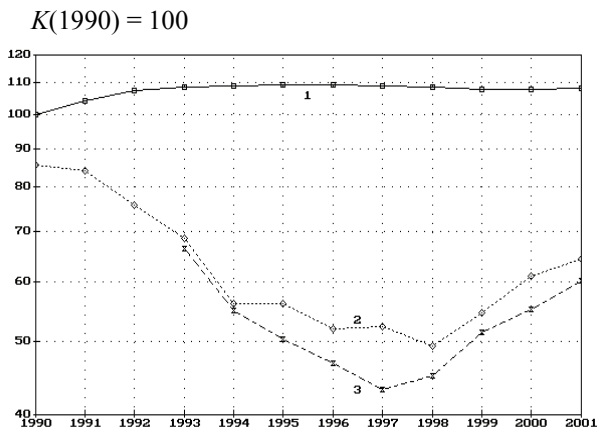
---

<sup>20</sup> Для квартальных данных имеется еще одна аналогичная проблема: загрузка мощностей в III квартале 1998 г., когда наблюдался самый низкий уровень производства на протяжении всего переходного периода, демонстрирует локальный максимум, тогда как в следующем квартале, когда начался интенсивный рост промышленного производства, сопровождаемый сезонным подъемом, имеет место резкое снижение уровня загрузки мощностей.

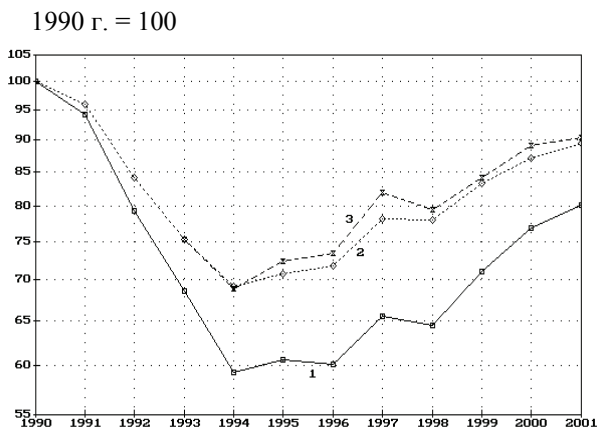
динамике основных фондов, резко контрастирующей с динамикой выпуска, которая претерпевает значительные изменения (рис. 2.1–2.12). Однако такая динамика фондов обманчива: из того, что официальная оценка основных фондов демонстрирует лишь небольшие изменения, не следует, что основные фонды не оказывают особого влияния на динамику выпуска. Учет загрузки мощностей определенно показывает, что это не так (табл. 2.3 и рис. 2.25, 2.26).

Неестественно стабильная динамика основных фондов скрывает, по крайней мере, два важных обстоятельства. Во-первых, с переходом к рынку многие фонды, создание которых в свое время потребовало больших затрат, в значительной мере обесценились (какова рыночная цена «стройки коммунизма», производящей продукцию, не востребованную рынком?). Многие старые фонды с началом переходного периода стали использоваться как далеко не на полную мощность. Это отражает снижение их значимости как фактора производства и это должно быть учтено в расчетах динамики СФП. Выше для этого использованы коэффициенты загрузки мощностей, но представляется, что это – не единственный возможный способ учета снижения эффективности старых фондов. Таким образом, затратная оценка фондов в нерыночных условиях не вполне подходит на роль фактора, способного объяснить динамику выпуска.

Во-вторых, известно, что в российской переходной экономике эффективность вновь вводимых фондов весьма высока. Это представляется вполне естественным, по крайней мере, по двум причинам. С переходом к рынку решения о проведении инвестиций начинают все в большей мере приниматься исходя из экономических критериев. Помимо этого, в условиях острой нехватки средств инвестируются в первую очередь наиболее эффективные проекты. Таким образом, хотя инвестиции последних лет сравнительно невелики в стоимостном выражении, но вновь вводимые фонды гораздо более эффективны по сравнению со старыми. Это порождает методическую проблему несопоставимости новых фондов со старыми при построении ряда динамики фондов в условиях переходной экономики. В такой ситуации суммировать затратные оценки старых и новых фондов, как этого требует метод непрерывной инвентаризации, не вполне корректно. Такое суммирование приведет к весьма «вялой» динамике основных фондов, какую и демонстрируют официальные данные. В рыночной экономике, когда фонды создаются для того, чтобы производить пользующуюся спросом продукцию, и они имеют рыночную оценку, эта проблема едва ли имеет такую значимость. В переходной же экономике, унаследовавшей огромный объем фондов, создававшихся во многом из иных соображений и оцененных отнюдь не рыночными методами, эта проблема остра.



*Рис. 2.25.* Динамика основных фондов в промышленности (1) и оценок используемых фондов на основе данных Госкомстата (2) и ЦЭК (3) об уровнях загрузки мощностей



*Рис. 2.26.* Динамика оценок СФП в промышленности с использованием официальной оценки основных фондов (1) и оценок используемых фондов на основе данных Госкомстата (2) и ЦЭК (3) об уровнях загрузки мощностей

1990 г. = 100

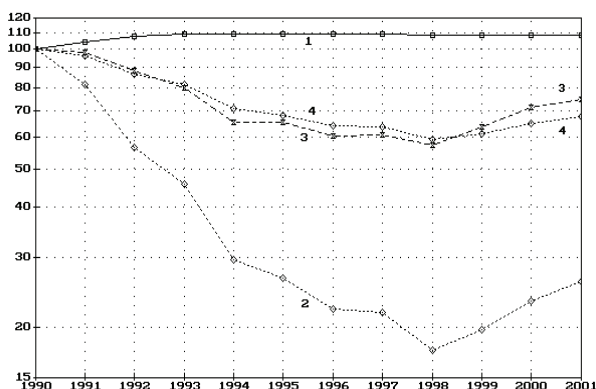


Рис. 2.27. Динамика основных фондов (1), инвестиций в основной капитал (2), оценок используемых фондов (3) и их аппроксимации зависимостью  $K^\beta I^{1-\beta}$  (4) для российской промышленности

% за год

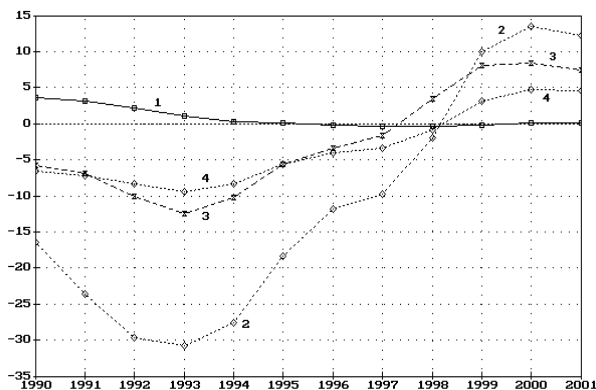


Рис. 2.28. Динамика темпов основных фондов (1), инвестиций в основной капитал (2), оценок используемых фондов (3) и их аппроксимации зависимостью  $K^\beta I^{1-\beta}$  (4) для российской промышленности

Таким образом, оценки динамики старых фондов не внушают доверия, по крайней мере, по двум причинам. Во-первых, затратная оценка старых фондов в нерыночных условиях, скорее всего, завышена. Во-вторых, в процессе переходного периода уровень их загрузки значительно снизился. Оценки же новых фондов теряются на фоне завышенных старых, в то время как имеются основания полагать их существенно более высокую эффективность. Это заставляет искать такую комбинацию оценки старых и новых фондов, в которой эти обстоятельства были хотя бы в первом приближении учтены. Для этого можно было бы уменьшить оценку фондов на начало периода реформ, а вновь вводимые фонды учитывать с повышающим коэффициентом, но в этом случае возникает проблема выбора соответствующих коэффициентов, трудноразрешимая хотя бы потому, что процесс становления рынка растянут на многие годы, следовательно, эти повышающие коэффициенты должны значительно эволюционировать.

Поскольку неясно, как эту трудность разрешить, попробуем ее обойти. Если официальные данные дают заниженную оценку *динамики* фондов (под которой здесь понимается оценка, занижающая по абсолютной величине темпы изменения показателя, будем называть ее также *консервативной* оценкой), то попробуем построить также завышенную оценку динамики фондов (под которой будем понимать оценку, завышающую по абсолютной величине темпы изменения показателя, будем называть ее также *контрастной* оценкой) и будем всюду анализировать динамику оценок СФП сверху и снизу с целью получения содержательных выводов. Такой подход основан на использовании интервальных оценок, в отличие от традиционного подхода, основанного на использовании точечных оценок.

Очевидным кандидатом на роль контрастной оценки динамики основных фондов является индекс инвестиций в основной капитал в реальном выражении (или, в терминологии Госкомстата, индекс физического объема инвестиций в основной капитал). Имеются следующие соображения в пользу такого выбора. Во-первых, как уже отмечалось, в рассматриваемом случае эффективность инвестиций (и новых фондов) весьма высока, что повышает влияние на динамику выпуска сравнительно новых фондов, оценка которых сильно коррелирует с валовыми инвестициями в основной капитал. Во-вторых, инвестиции направляются в том числе на вовлечение простаивающих фондов в оборот (в российской переходной экономике имеет место избыток основных фондов, для того, чтобы ввести их в действие нужны небольшие по сравнению с этими фондами инвестиции), следовательно, инвестиции значительно влияют на выпуск и по этой причине. В-третьих, поскольку для получения оценки эффективных фондов, в которой вклад новых фондов учтен с повышающим коэффициентом, могут

быть учтены инвестиции за несколько лет реформ, то такая оценка фондов, скорее всего, будет сильно коррелировать с временным рядом динамики инвестиций, что делает оправданным использование ряда инвестиций в качестве контрастной оценки ряда эффективных фондов. В-четвертых, один из подходов к построению производственной функции подразумевает учет возрастной структуры основных фондов (это так называемые *функции «винтедж»* – *vintage*), в предельном случае, когда эффективность новых фондов гораздо выше, чем эффективность старых, можно учитывать лишь вновь введенные фонды, что примерно соответствует валовым инвестициям текущего года. При этом индекс инвестиций в основной капитал в реальном выражении дает именно контрастную (в смысле, определенном выше) оценку динамики капитала: на этапе доминирования тенденций спада инвестиции снижались быстрее, чем используемые основные фонды, а на этапе доминирования тенденций роста первые, напротив, растут с опережением по отношению ко вторым.

Графики этих двух оценок динамики эффективных фондов, консервативной и контрастной, для российской промышленности приведены на *рис. 2.27, 2.28*. Там же показана и оценка динамики используемых фондов, построенная выше на основе данных Госкомстата. Видим, что официальные оценки фондов  $K$  и инвестиций  $I$  можно рассматривать как двустороннее приближение оценки используемых фондов  $K^u$ , причем сказанное справедливо как по отношению к базисным индексам (*рис. 2.27*), так и по отношению к их темпам (*рис. 2.28*). Важно, что периоды спада и подъема временных рядов используемых фондов  $K^u$  и инвестиций  $I$  совпадают (до 1998 г. оба ряда демонстрируют спад, а после – подъем). Имея двустороннее приближение динамики фондов, можно построить интервальную оценку динамики СФП. Помимо этого, можно построить и грубую точечную оценку динамики СФП, основанную на учете обсуждаемой неоднородности основных фондов.

Простейшим способом получения такой точечной оценки фондов, в которой вклад старых фондов уменьшен, а вклад вновь вводимых фондов увеличен (будем называть ее оценкой эффективных фондов), является построение агрегата

$$K^e = K^\beta I^{1-\beta}, \quad (2.11)$$

где, как уже обсуждалось, основные фонды  $K$  дают консервативную, а инвестиции в основной капитал  $I$  – контрастную оценки эффективных фондов  $K^e$ , а  $\beta \in [0;1]$  – константа. Если считать используемые фонды  $K^u$  оценкой эффективных фондов  $K^e$ , то можно получить оценку  $\beta$ . Заметим, что если все три используемые в (2.11) временных ряда представлены базисными

индексами с одинаковой исходной базой, то масштабный множитель в (2.11) отсутствует.

Для данных по промышленности хорошо подходит значение  $\beta = 2/3$ , соответствующие результаты приведены на *рис. 2.27, 2.28*<sup>21</sup>. Таким образом, можно считать, что в данном случае индексы  $K$  и  $I$  дают двустороннее приближение динамики используемых в промышленности фондов  $K^u$ , а  $K^\beta I^{1-\beta}$  — их оценку.

Подчеркнем, что смысл агрегата  $K^\beta I^{1-\beta}$  состоит не только в аппроксимации динамики используемых фондов  $K^u$ , но и основан на собственной логике, а именно, на учете неоднородности основных фондов в российской переходной экономике, когда новые фонды, созданные после начала перехода к рынку, гораздо эффективнее старых, созданных в условиях плановой экономики.

### 2.2.5. Интервальные оценки СФП

Проведем анализ интервальных оценок СФП и по другим отраслям экономики, основанный на этих же предположениях. Здесь наибольшие возражения может вызвать использование оценки  $\beta = 2/3$ , полученной по данным промышленности, для построения оценок СФП других отраслей экономики, поэтому интерпретация получаемых оценок требует осторожности. Предположение же о том, что индексы  $K$  и  $I$  дают двустороннее приближение динамики используемого капитала  $K^u$  и в других отраслях экономики, едва ли способно вызвать серьезные возражения.

Результаты расчетов приведены на *рис. 2.29–2.40*. Первая из оценок СФП — стандартная, она обозначена  $A$  и получена с использованием ряда динамики основных фондов  $K$ . Эта оценка рассматривается как консервативная оценка динамики эффективных фондов. При получении второй оценки, обозначенной  $A^i$ , вместо ряда динамики основных фондов  $K$  использован ряд динамики инвестиций в основной капитал<sup>22</sup>  $I$ . Эта оценка рассматривается как контрастная оценка динамики эффективных фондов. Третья оценка, обозначенная  $A^e$ , получена с использованием агрегата (2.11), где  $\beta = 2/3$ , и является промежуточной между крайними оценками  $A$  и  $A^i$ . По нашему мнению, именно она заслуживает наибольшего внимания. Эти три

<sup>21</sup> В (Бессонов, 2002а) построены производственные функции для российской переходной экономики, в которых в качестве одного из факторов использованы данные динамики инвестиций в основной капитал. Оценки эластичности выпуска по инвестициям в этих производственных функциях равны 0,3 – 0,5, что в первом приближении соответствует значению  $1-\beta = 1/3$ .

<sup>22</sup> Исходные данные опубликованы в: Сельское хозяйство в России. Сборники Госкомстата РФ за 1998 г. и 2002 г.



оценки СФП ( $A$ ,  $A^i$  и  $A^e$ ) получены в соответствии с (2.4), но с использованием разных оценок динамики основных фондов.

Попытка учесть различия в эффективности старых и новых фондов, как и в рассмотренном выше случае учета степени загрузки основных фондов, дает существенно более оптимистичные оценки динамики СФП по сравнению с оценками, получающимися на основе официальных данных динамики основных фондов (см. *табл. 2.2*).

По экономике в целом (*рис. 2.29, 2.30, табл. 2.2*) учет альтернативных оценок СФП уменьшает как темпы снижения производительности, так и темпы ее роста, т. е. «сглаживает» картину, как это и должно быть, если при построении СФП используются временные ряды показателей, способных влиять на динамику выпуска (и, следовательно, объяснять какую-то ее часть), а не просто некие слабо меняющиеся временные ряды, не имеющие к ней прямого отношения. Глубина спада СФП в соответствии с альтернативными оценками ниже, как и последующий рост, а смены тенденций датируются в целом раньше, т. е. поворотные точки смещаются влево. Вместе с тем все оценки СФП показывают ее спад на начальном периоде реформ и последовавший затем рост.

По промышленности (*рис. 2.31, 2.32, табл. 2.2*) оценка  $A^e$  заслуживает наибольшего доверия по построению и, как уже обсуждалось при анализе результатов, полученных с учетом данных по загрузке мощностей, она показывает в значительной мере восстановление к 2001 г. дореформенного уровня СФП.

В сельском хозяйстве (*рис. 2.33, 2.34, табл. 2.2*), как и ранее, наблюдается наиболее оптимистичная динамика оценок СФП, причем альтернативные оценки СФП показывают здесь даже значительный рост. К интерпретации такого роста  $A^e$  и, особенно,  $A^i$  следует относиться с осторожностью, поскольку он может быть следствием инвестиционного голода в сельском хозяйстве; однако, каким бы ни было изменение уровня использования факторов производства, учет его должен привести к получению еще более оптимистичной оценки динамики СФП, чем и без того оптимистичная динамика оценки  $A$ .

В строительстве (*рис. 2.35, 2.36, табл. 2.2*) альтернативные оценки показывают существенно менее глубокий спад СФП, но в качественном плане интерпретации не меняют. Это – важно, так как означает определенную устойчивость содержательных выводов к способам их получения.

На транспорте (*рис. 2.37, 2.38, табл. 2.2*.) альтернативные оценки также демонстрируют меньшую глубину снижения СФП на этапе ее спада, но по-прежнему показывают лишь очень скромный рост на втором этапе переходного периода.

Торговля и общественное питание (рис. 2.39, 2.40, табл. 2.2.) – единственная отрасль, в которой оценки СФП демонстрируют спад более глубокий, чем выпуск. Это обусловлено в значительной мере перераспределением занятости в пользу именно этой отрасли российской экономики.

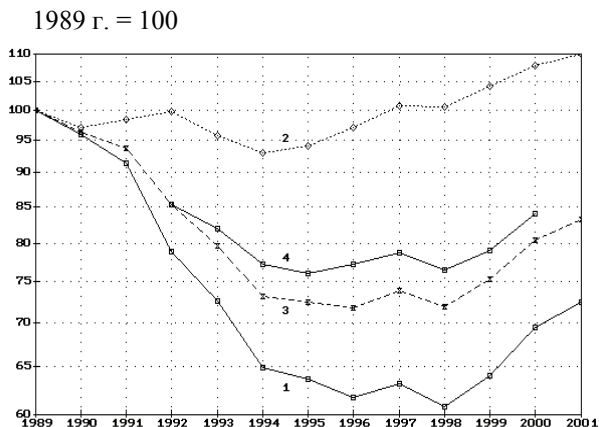


Рис. 2.29. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в экономике в целом

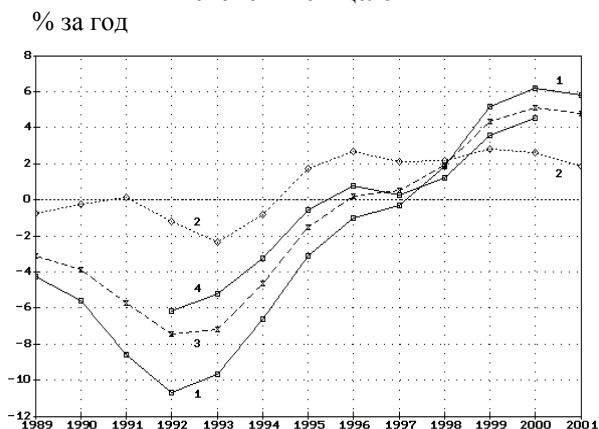


Рис. 2.30. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в экономике в целом

1990 г. = 100

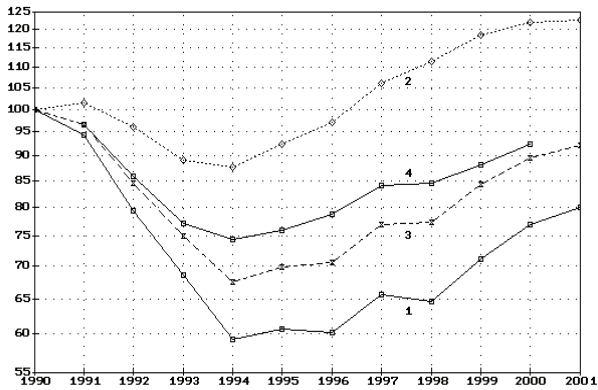


Рис. 2.31. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в промышленности

% за год

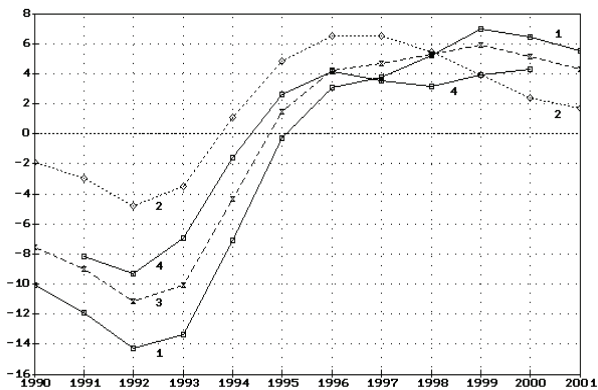


Рис. 2.32. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в промышленности

1990 г. = 100

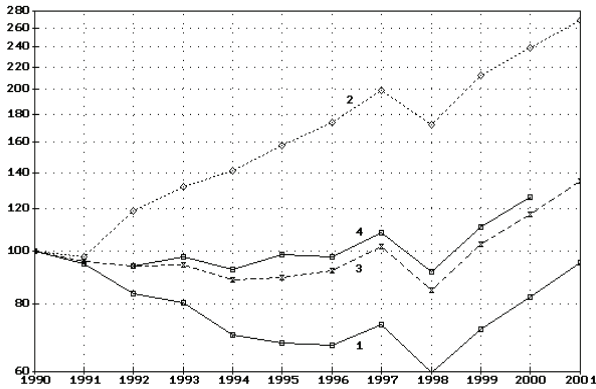


Рис. 2.33. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в сельском хозяйстве

% за год

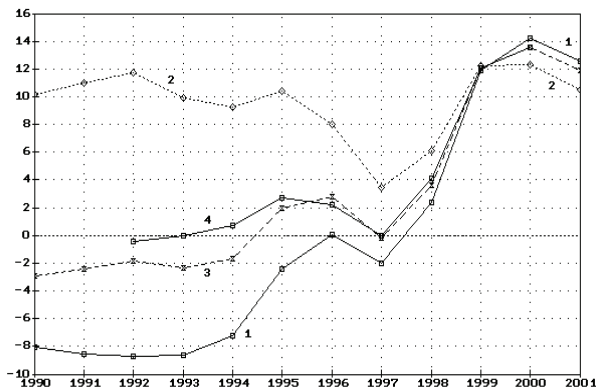


Рис. 2.34. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в сельском хозяйстве

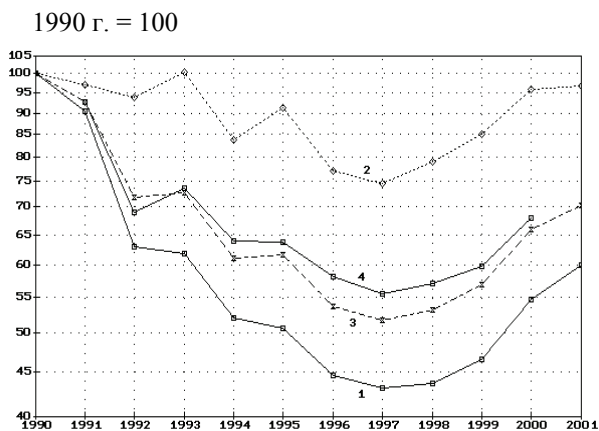


Рис. 2.35. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в строительстве

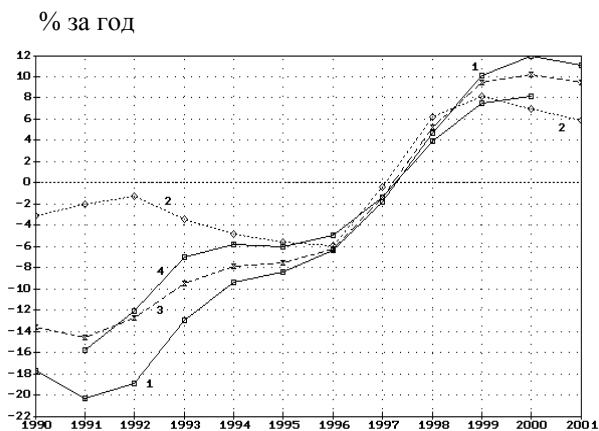


Рис. 2.36. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в строительстве

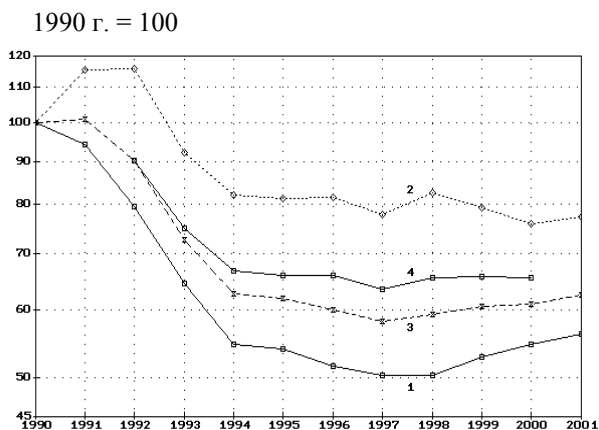


Рис. 2.37. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) на транспорте

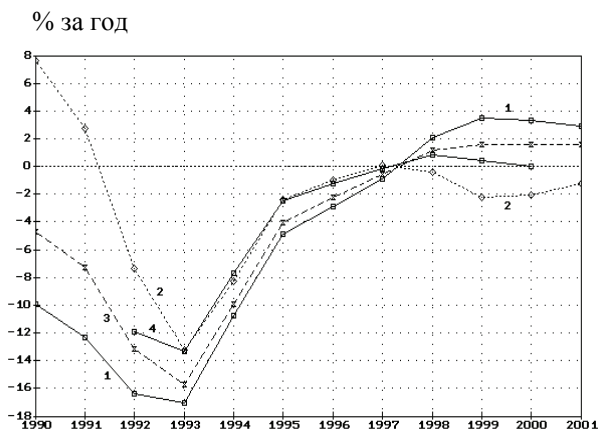


Рис. 2.38. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) на транспорте

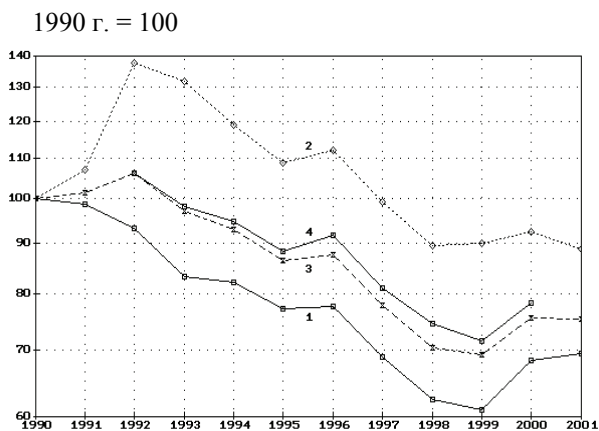


Рис. 2.39. Динамика оценок совокупной факторной производительности  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в торговле и общественном питании

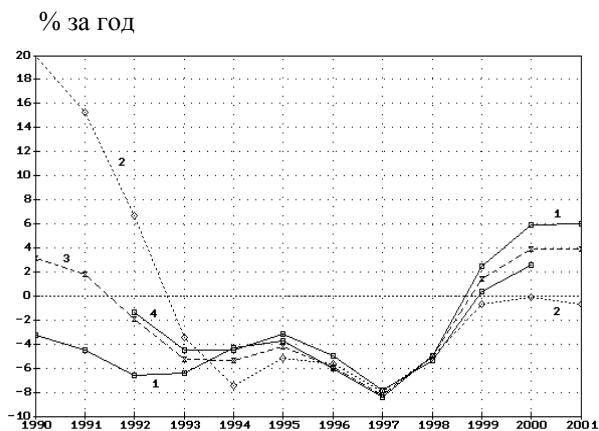


Рис. 2.40. Динамика темпов  $A$  (1),  $A^i$  (2),  $A^e$  (3) и  $A^{et}$  (4) в торговле и общественном питании

Таким образом, анализ альтернативных оценок СФП дает еще более оптимистичную картину динамики СФП в российской переходной экономике, хотя в целом и не меняет полученных выше выводов на качественном уровне.

Еще раз подчеркнем, что во всех обсуждавшихся оценках СФП смещения рядов динамики выпуска и труда, приводящие к занижению оценок динамики СФП, не были устранены, т. е. по отношению к этим источникам смещений полученные оценки темпов изменения совокупной факторной производительности являются оценками снизу, по крайней мере, на первом этапе переходного периода.

### 2.2.6. Учет отработанного времени

Сделаем попытку учесть еще один из источников смещений оценок динамики СФП. Как уже отмечалось выше, с началом переходного периода снизилась загрузка не только основных фондов, но и второго фактора производства – труда. Мерой этого снижения загрузки рабочей силы можно считать уменьшение отработанного времени в среднем на одного работника. Соответствующие данные Госкомстата России приведены в *табл. 2.4* (они взяты нами из работы Вишневской, Гимпельсона, Захарова и др. 2002, с. 170). Перемножением этих данных и среднегодовой численности занятых получаем динамику отработанного времени по экономике в целом и ее отраслям. Эти данные можно использовать в (2.4) для получения оценок СФП.

*Таблица 2.4*

#### **Время, отработанное одним работником в среднем (часов в год)**

<b>Отрасли</b>	<b>1991</b>	<b>1992</b>	<b>1993</b>	<b>1994</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>	<b>2000</b>
Экономика в целом	–	1852	1776	1717	1730	1671	1690	1693	1726	1737
Промышленность	1759	1723	1683	1536	1556	1502	1548	1550	1650	1682
Сельское хозяйство	–	2035	1939	1907	1770	1863	1866	1819	1831	1835
Строительство	1808	1917	1771	1688	1720	1611	1633	1634	1683	1731
Транспорт	–	1902	1819	1737	1735	1664	1678	1650	1689	1714
Торговля и общественное питание	–	1895	1860	1844	1837	1776	1786	1748	1810	1803

*Источник:* Вишневская, Гимпельсон, Захаров и др. 2002, с. 170; данные Госкомстата России.



На рис. 2.29–2.40 на фоне трех рассмотренных выше оценок СФП ( $A$ ,  $A^i$  и  $A^e$ ) показана и динамика оценки  $A^{et}$ , которая получена аналогично оценке  $A^e$ , но в качестве данных по труду были использованы данные динамики отработанного времени (т. е. данные, на основе которых была получена оценка  $A^e$ , но скорректированные на время, отработанное в среднем одним работником). Таким образом, в оценке  $A^{et}$  учтена, с одной стороны, неоднородность структуры основных фондов (и в какой-то мере степень их загрузки), а, с другой стороны, учтена и загрузка рабочей силы.

Поскольку данные по загрузке рабочей силы (табл. 2.4.) доступны лишь с 1991–1992 гг., то оценки  $A^{et}$  в интегральной форме нормированы так, чтобы значение  $A^{et}$  для самого первого года (т. е. для 1991 г. или 1992 г. в зависимости от отрасли, см. табл. 2.4) соответствовали значению  $A^e$  для того же года.

Видим (рис. 2.29–2.40), что учет загрузки рабочей силы приводит к еще более оптимистичным оценкам динамики СФП. При этом учет загрузки рабочей силы еще более «сглаживает» динамику СФП, т. е. уменьшает как темпы снижения производительности на первой фазе переходного периода, так и темпы ее роста на второй фазе. В этом плане получаемые результаты интерпретируются естественным образом.

Вместе с тем учет загрузки рабочей силы, уточняя динамику СФП, не меняет полученных выше выводов на качественном уровне.

Заметим, что в оценках  $A^{et}$  не были устранены смещения оценок динамики выпуска, приводящие к занижению оценок динамики СФП. По отношению к этому источнику смещений оценки  $A^{et}$ , как и все остальные рассмотренные выше оценки динамики СФП, являются оценками динамики снизу, по крайней мере, на первой фазе переходного периода.

### 2.3. Динамика СФП в отраслях промышленности

В данном разделе проанализируем динамику совокупной факторной производительности в десяти отраслях российской промышленности – электроэнергетике, топливной промышленности, черной металлургии, цветной металлургии, химической и нефтехимической промышленности, машиностроении и металлообработке, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, промышленности строительных материалов, легкой промышленности и пищевой промышленности.

Для этого используем временные ряды годовых данных официальных индексов промышленного производства в реальном выражении (в терминологии Госкомстата – индексов физического объема промышленного производства) по отраслям промышленности, опубликованные в Россий-

ском статистическом ежегоднике (2001, с. 337 и 2002, с. 343). Данные по динамике основных фондов в отраслях промышленности в реальном выражении недоступны, поэтому они были получены пересчетом по коэффициентам обновления и выбытия основных фондов в отраслях промышленности, опубликованным в Российском статистическом ежегоднике (2001, с. 349, 350 и 2002, с. 355, 356). Данные по среднегодовой численности промышленно-производственного персонала в отраслях промышленности опубликованы в Российском статистическом ежегоднике (2001, с. 352–380 и 2002, с. 358–386). Поскольку данные по динамике инвестиций в основной капитал в отраслях промышленности в реальном выражении за весь переходный период недоступны, то вместо них использованы данные по ежегодным вводам основных фондов, полученные на основе построенных рядов динамики основных фондов в реальном выражении и коэффициентов обновления основных фондов. В тех случаях, когда имеются данные и по инвестициям, сопоставление показывает, что индексы инвестиций и индексы вводов фондов демонстрируют близкую динамику, хотя вторые несколько более волатильны. Все используемые временные ряды покрывают период с 1990 г. по 2001 г.

### *2.3.1. Оценки СФП, полученные традиционным путем*

Отмеченная во введении особенность динамики индексов выпуска, фондов и труда, состоящая в опережающем спаде выпуска на первом этапе переходного периода, который сменяется опережающим ростом выпуска на втором этапе, наблюдается и во всех отраслях промышленности (графики, аналогичные представленным на *рис. 2.3–12*, приводить не будем для экономии места).

Оценки динамики СФП в интегральном и дифференциальном виде для десяти отраслей промышленности, полученные в соответствии с (2.4), показаны на *рис. 2.41–2.60*. Основные результаты суммированы в *табл. 2.5*. Как оценки СФП, так и не зависящие от долей факторов  $\alpha$  и  $1-\alpha$  частные производительности  $y$  и  $g$ , демонстрируют резкое снижение производительности, произошедшее с началом переходного периода. Таким образом, в отраслях промышленности наблюдается та же картина, что и в отраслях экономики. Это означает, что можно говорить о значительном снижении СФП с началом переходного периода и о последовавшем затем резком росте СФП и в отраслях российской промышленности. Заметим, что как динамика оценок СФП, так и динамика частных производительностей  $y$  и  $g$ , во всех отраслях промышленности приводит к одинаковым содержательным выводам на качественном уровне. Это – важно, учитывая проблемы с получением сколько-нибудь достоверных оценок долей факторов производства.

Представляют интерес различия в оценках динамики СФП для разных отраслей российской промышленности. Наиболее глубокий спад СФП наблюдается в легкой промышленности (*рис. 2.57, 2.58, табл. 2.5*), сильнее других пострадавшей от увеличения импорта продукции зарубежного производства. Однако к 1996 г. спад СФП здесь был приостановлен, а после 1998 г. отрасль демонстрирует интенсивный рост производительности.

Следующая отрасль по глубине спада СФП – промышленность строительных материалов (*рис. 2.55, 2.56, табл. 2.5*). Динамика оценок СФП здесь вполне согласуется с рассмотренной выше динамикой оценок СФП в строительстве (*рис. 2.19, 2.20*) и, как и выше, она может быть объяснена глубоким инвестиционным спадом, сопровождающим переходный период. Промышленность строительных материалов после 1998 г. также демонстрирует уверенный рост СФП.

Несколько меньшую глубину снижения СФП демонстрируют лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность (*рис. 2.53, 2.54, табл. 2.5*) и пищевая промышленность (*рис. 2.59, 2.60, табл. 2.5*), но и в этих отраслях не позже, чем с 1998 г. начался интенсивный рост факторной производительности. Отметим, что пищевая промышленность имеет стабильный рынок сбыта своей продукции внутри страны и по динамике выпуска не относится к числу «отстающих» отраслей. Относительную стабильность положения в ней отражает и весьма стабильный уровень занятости на протяжении всего переходного периода.

В электроэнергетике (*рис. 2.41, 2.42, табл. 2.5*) наблюдается наиболее продолжительный спад СФП среди всех отраслей российской промышленности. В лучшем случае он здесь закончился лишь в самом конце анализируемого интервала времени. По глубине снижения СФП эта отрасль опережает промышленность в целом. В этой отрасли умеренный (по меркам российского переходного периода) спад выпуска (примерно на четверть) сопровождается ростом основных фондов и труда, в особенности – последнего (численность промышленно-производственного персонала увеличилась здесь за период реформ более чем на 70%). Возможно, объяснение столь негативных тенденций совокупной факторной производительности в электроэнергетике следует, как и на транспорте, искать в монополизации отрасли.

Цветная металлургия, также относящаяся к числу сравнительно благополучных отраслей, демонстрирует резкое двукратное снижение СФП в первые годы после начала реформ (*рис. 2.47, 2.48, табл. 2.5*), за которым с 1997 г. последовал умеренный рост производительности. Эта отрасль в процессе переходного периода в значительной мере переориентировала сбыт своей продукции на мировой рынок. Индикатором относительной стабильности в цветной металлургии также может служить весьма стабильная численность занятых на протяжении всего переходного периода.

Похожая динамика СФП наблюдается и в другой относительно благополучной отрасли российской промышленности – топливной промышленности (рис. 2.43, 2.44, табл. 2.5), продукция которой также нашла устойчивый сбыт на внешнем рынке. В этой отрасли за значительным спадом СФП (хотя и несколько менее глубоким, чем по промышленности в целом) последовал также лишь весьма умеренный ее рост.

Черная металлургия (рис. 2.45, 2.46, табл. 2.5) и химическая и нефтехимическая промышленность (рис. 2.49, 2.50, табл. 2.5) характеризуются близкой динамикой СФП. В этих отраслях сначала наблюдается интенсивный спад, который в основном завершился в 1994 г., а после 1998 г. наблюдается заметный рост СФП.

Весьма интересна динамика СФП в машиностроении и металлообработке (рис. 2.51, 2.52, табл. 2.5). Спад выпуска здесь был более глубоким, чем во многих других отраслях российской промышленности, однако СФП снизилась лишь немногим сильнее, чем в целом по промышленности, после чего последовал ее рост более высокими темпами. По росту СФП на втором этапе российского переходного периода машиностроение лидирует среди отраслей российской промышленности.

В группу лидеров по темпам роста СФП на втором этапе, помимо машиностроения и металлообработки, входят также химическая и нефтехимическая промышленность, лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность и легкая промышленность, спад СФП в которых на первом этапе переходного периода был глубже, чем в машиностроении и металлообработке. В группу отстающих по темпам роста СФП на втором этапе переходного периода, помимо ее бесспорного лидера – электроэнергетики, входят также топливная промышленность, пищевая промышленность и цветная металлургия.

Таким образом, в отраслях промышленности, как и в отраслях экономики, упорядоченность отраслей по глубине спада на первой фазе переходного периода существенно отличается от их упорядоченности по росту на второй фазе (табл. 2.5). Отрасли, производство в которых на первой фазе снизилось сильнее, демонстрируют наиболее высокие темпы роста на второй фазе, и наоборот.

Как и для отраслей экономики, отраслевые оценки СФП в промышленности демонстрируют существенно меньший разброс на первой фазе и значительно больший – на второй, по сравнению с отраслевыми оценками выпуска. В целом, в отраслях промышленности, как и в отраслях экономики, анализ динамики СФП дает существенно иную картину положения дел, нежели анализ динамики выпуска. Наилучшую динамику СФП демонстрируют отнюдь не те отрасли, которые являются наиболее благополучными с точки зрения динамики выпуска, и наоборот.

1990 г. = 100

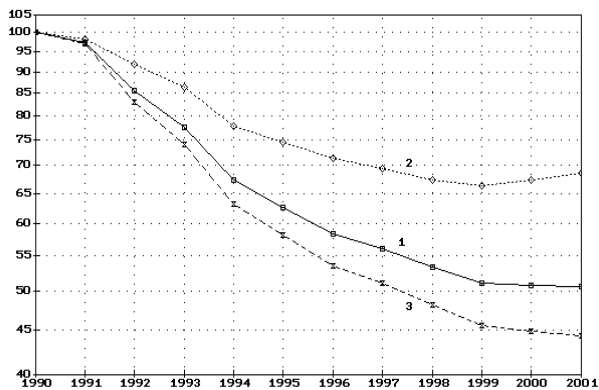


Рис. 2.41. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в электроэнергетике

% за год

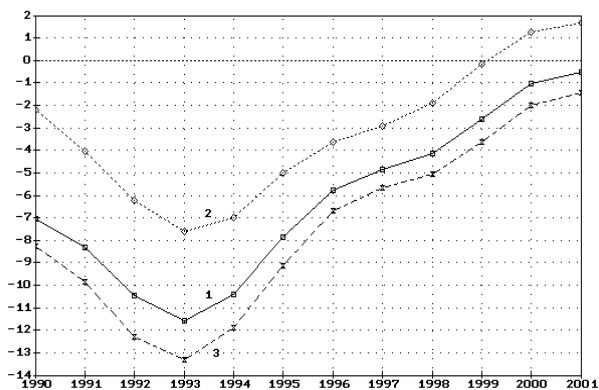


Рис. 2.42. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в электроэнергетике

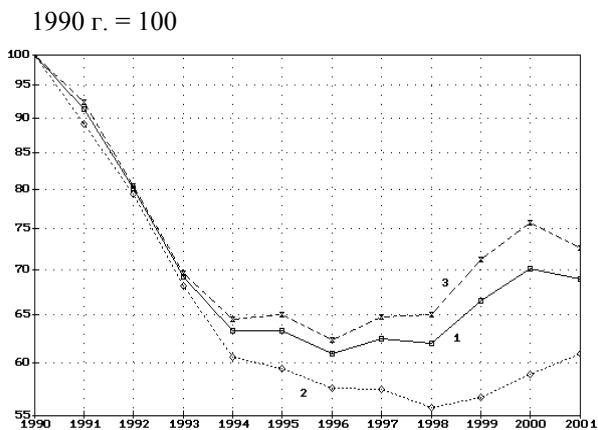


Рис. 2.43. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в топливной промышленности

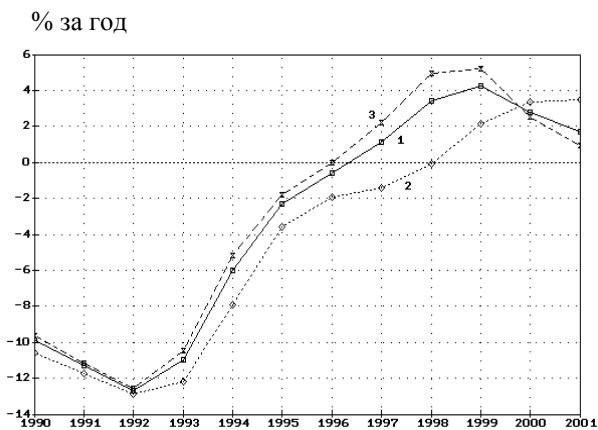


Рис. 2.44. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в топливной промышленности

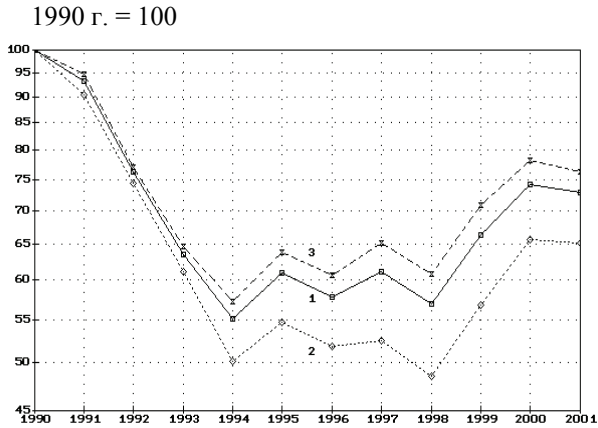


Рис. 2.45. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в черной металлургии

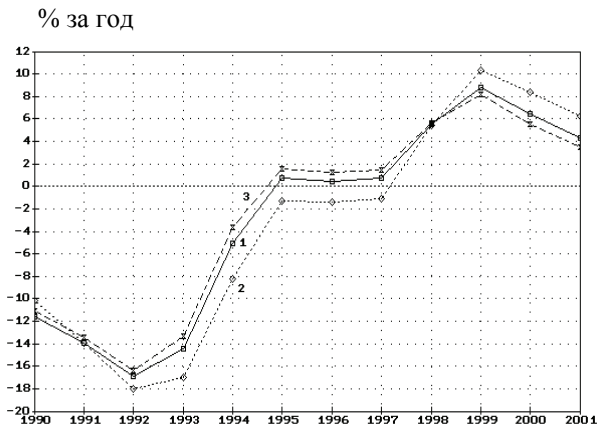


Рис. 2.46. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в черной металлургии

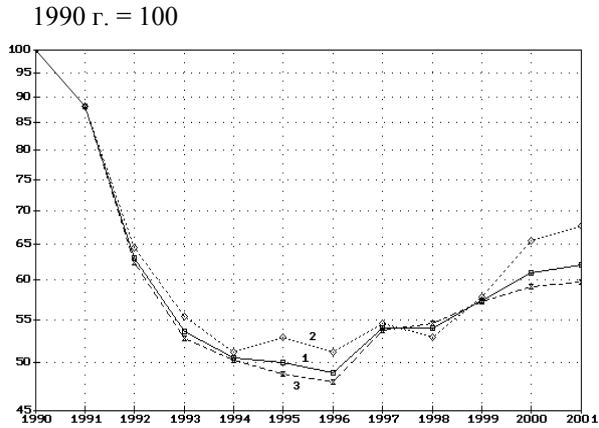


Рис. 2.47. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в цветной металлургии

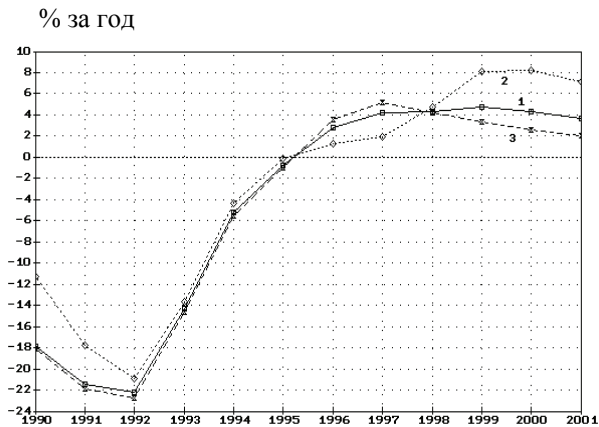




Рис. 2.48. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в цветной металлургии

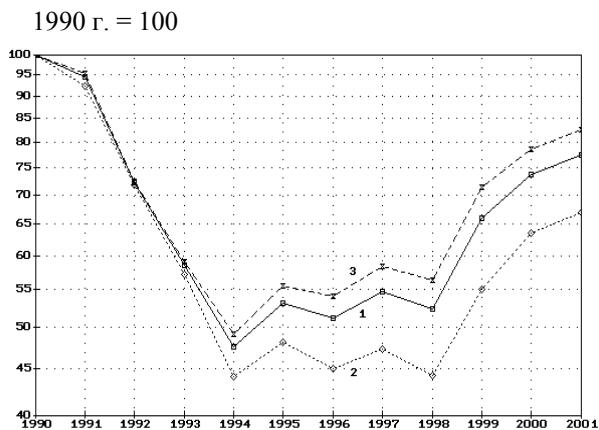


Рис. 2.49. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в химической и нефтехимической промышленности

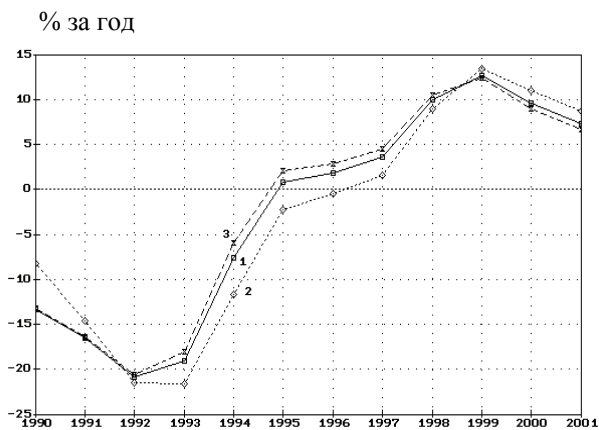


Рис. 2.50. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в химической и нефтехимической промышленности

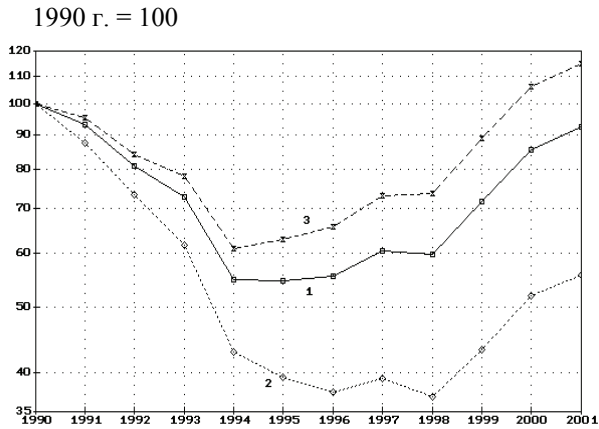


Рис. 2.51. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в машиностроении и металлообработке

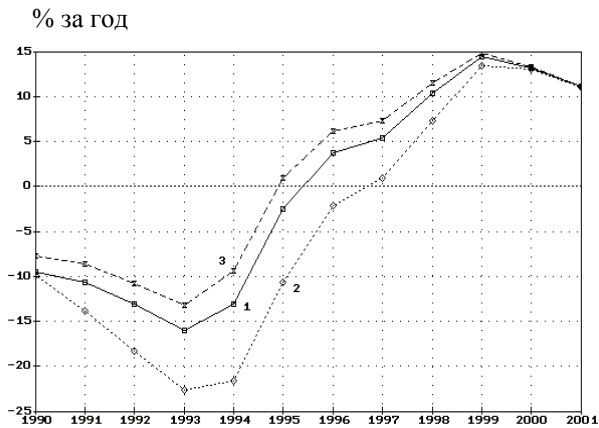


Рис. 2.52. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в машиностроении и металлообработке

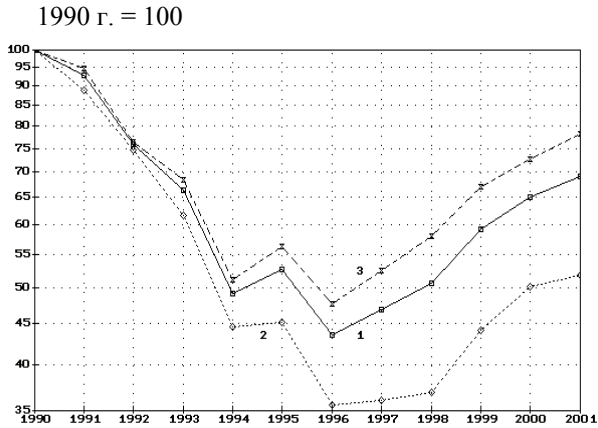


Рис. 2.53. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности

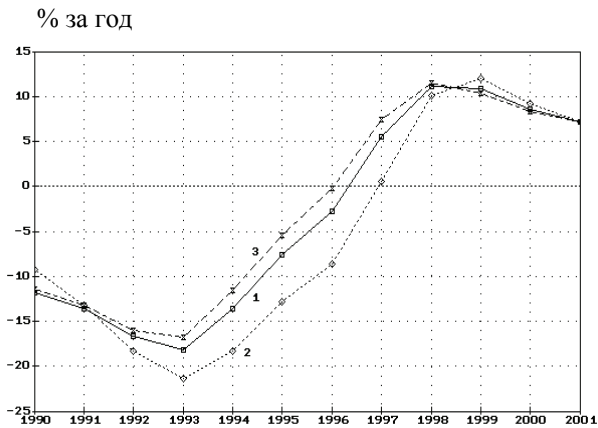


Рис. 2.54. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3)  
в лесной, деревообрабатывающей  
и целлюлозно-бумажной  
промышленности

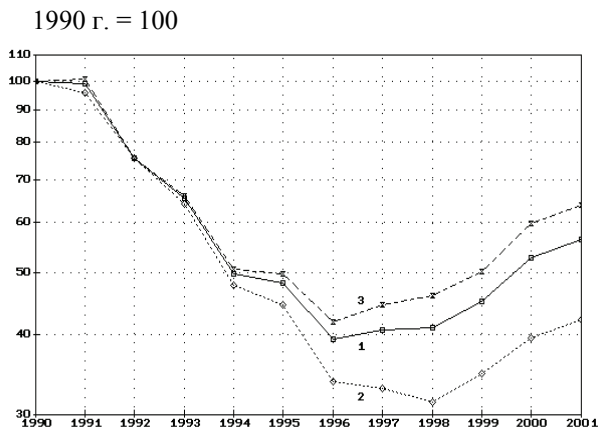


Рис. 2.55. Динамика совокупной факторной  
производительности  $A$  (1) и частных  
производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в промышленности  
строительных материалов

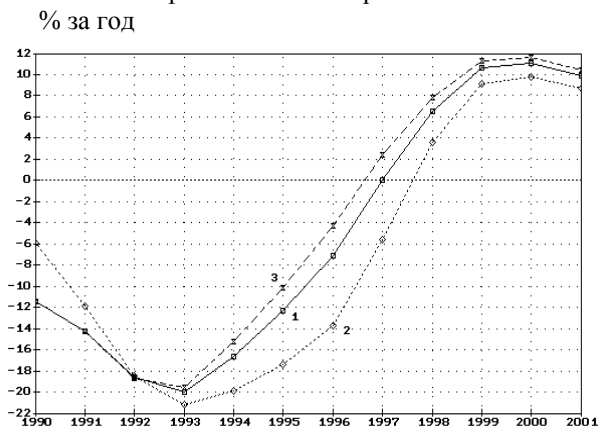


Рис. 2.56. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в промышленности строительных материалов

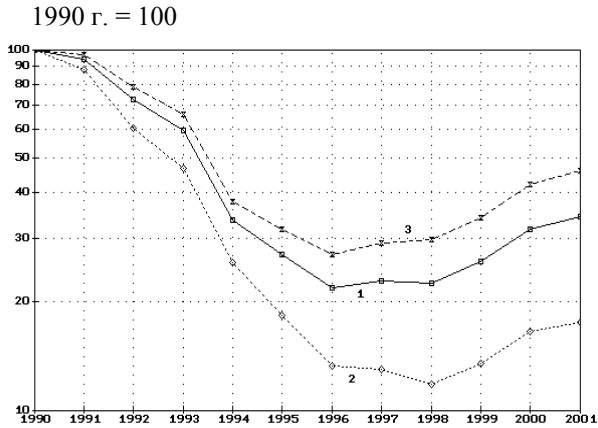


Рис. 2.57. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в легкой промышленности

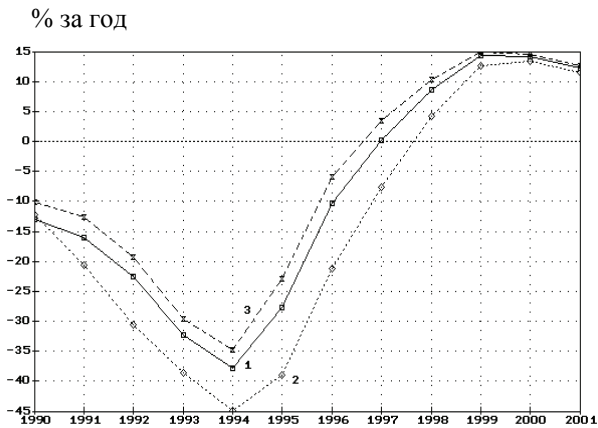


Рис. 2.58. Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3) в легкой промышленности

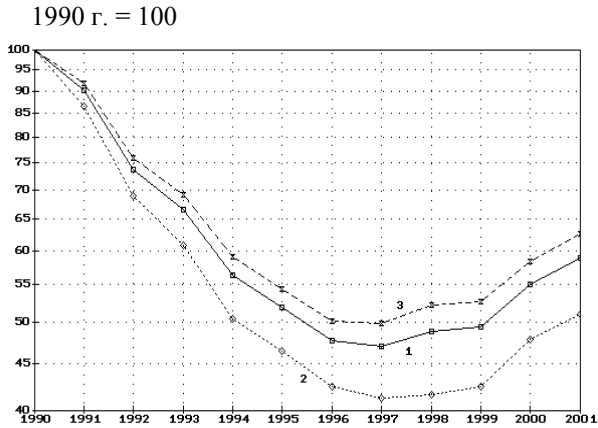
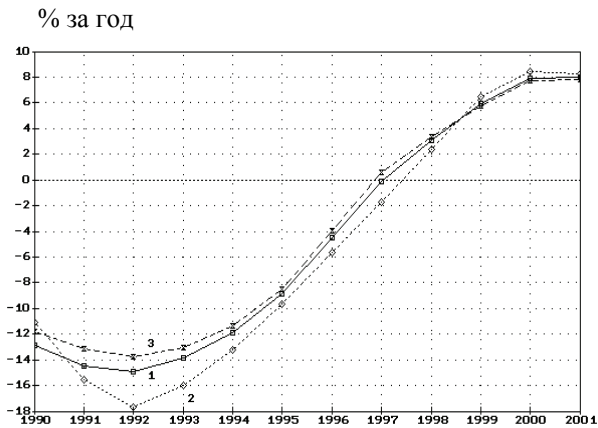


Рис. 2.59. Динамика совокупной факторной производительности  $A$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в пищевой промышленности



*Рис. 2.60.* Динамика темпов  $A$  (1),  $g$  (2) и  $y$  (3)  
в пищевой промышленности

### 2.3.2. Интервальные оценки СФП

Проведем анализ интервальных оценок СФП по отраслям промышленности, аналогичный проведенному выше для отраслей экономики.

Результаты расчетов приведены на *рис. 2.61–2.80*, на которых представлена динамика трех оценок СФП ( $A$ ,  $A^i$  и  $A^e$ ) на фоне динамики производства продукции отраслей. Все оценки СФП получены так же, как и описанные в разделе 2.2.4.

В отраслях промышленности, как и в отраслях экономики, попытка учесть различия в эффективности старых и новых фондов дает существенно более оптимистичные оценки динамики СФП по сравнению с оценками, получающимися на основе официальных данных динамики основных фондов (*табл. 2.5*). Вместе с тем на качественном уровне выводы меняются слабо – альтернативные оценки демонстрируют меньшую глубину спада СФП на первом этапе переходного периода, зачастую менее интенсивный ее рост на втором этапе и, как правило, несколько более ранний переход от спада к подъему (т. е. сдвиг поворотных точек влево).

Все оценки динамики СФП по-прежнему указывают на то, что наибольший спад производительности имел место в легкой промышленности (*рис. 2.77, 2.78*). В то же время все оценки показывают начало здесь интенсивного роста СФП на второй фазе переходного периода.

Содержательные выводы для промышленности строительных материалов (*рис. 2.75, 2.76*) и лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности (*рис. 2.73, 2.74*) те же, что и при анализе оценок СФП, полученных традиционным путем.

В пищевой промышленности альтернативные оценки показывают менее интенсивный рост СФП на втором этапе переходного периода (*рис. 2.79, 2.80*). Это еще более подчеркивает отмеченный выше диссонанс между сравнительно благоприятной динамикой выпуска в этой отрасли и не столь благоприятной динамикой производительности в ней.

Все оценки динамики СФП в электроэнергетике (*рис. 2.61, 2.62*) указывают на то, что снижение производительности в этой отрасли оказалось наиболее продолжительным среди всех отраслей российской промышленности. Хотя появились некоторые признаки улучшения в динамике СФП в самом конце рассматриваемого интервала времени, ни одна из оценок динамики СФП не позволяет здесь сделать сколько-нибудь уверенного выво-

да о начале заметного роста производительности. Только в этой отрасли промышленности за период реформ СФП снизилась сильнее, чем выпуск.

В цветной металлургии (рис. 2.67, 2.68) и в топливной промышленности (рис. 2.63, 2.64) альтернативные оценки динамики СФП приводят лишь к менее глубокому снижению производительности, при этом последующий рост производительности в соответствии с альтернативными оценками – еще более скромный.

Черная металлургия (рис. 2.65, 2.66) и химическая и нефтехимическая промышленность (рис. 2.69, 2.70) в соответствии с альтернативными оценками динамики СФП демонстрируют не только менее глубокое снижение производительности, но и несколько больший ее рост на втором этапе переходного периода.

Машиностроение и металлообработка в соответствии с альтернативными оценками демонстрируют еще более оптимистичную динамику СФП (рис. 2.71, 2.72). Данная отрасль определенно лидирует среди отраслей российской промышленности в плане позитивных сдвигов в производительности факторов.

Таким образом, анализ альтернативных оценок динамики СФП, учитывающих неоднородность структуры основных фондов, дает еще более оптимистичную картину динамики СФП в отраслях российской промышленности и еще более усугубляет отличия от того положения дел в отраслях, которую дает анализ динамики выпуска.

Отсутствие данных динамики загрузки рабочей силы в отраслях промышленности не позволяет провести анализ, аналогичный проведенному в разделе 2.2.6 для отраслей экономики.

Таблица 2.5

**Изменения объемов производства и оценок СФП в промышленности и ее отраслях на этапах спада и роста (%)**

Отрасли	$\frac{Y_{\min}}{Y_{1990}}$	$\frac{Y_{2001}}{Y_{\min}}$	$T(Y_{\min})$	$\frac{A_{\min}}{A_{1990}}$
<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>
Промышленность в целом	45,8	130,5	1998	57,3
Электроэнергетика	73,7	104,0	1999	50,5
Топливная промышленность	64,4	113,5	1998	60,9
Черная металлургия	52,2	135,4	1998	55,0



Цветная металлургия	52,8	135,2	1996	48,9
Химическая и нефтехимическая промышленность	42,8	149,7	1998	47,6
Машиностроение и металлообработка	37,1	150,2	1998	54,6

*Продолжение таблицы 2.5*

1	2	3	4	5
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	33,4	137,9	1997	43,6
Промышленность строительных материалов	29,9	131,8	1998	39,3
Легкая промышленность	11,5	142,3	1998	21,8
Пищевая промышленность	46,9	129,1	1997	47,1

*Продолжение таблицы 2.5*

Отрасли	$\frac{A_{2001}}{A_{\min}}$	$T(A_{\min})$	$\frac{A_{\min}^e}{A_{1990}^e}$	$\frac{A_{2001}^e}{A_{\min}^e}$	$T(A_{\min}^e)$
1	6	7	8	9	10
Промышленность в целом	141,0	1994	65,6	142,6	1994
Электроэнергетика	100,0	2001	58,1	101,0	1999
Топливная промышленность	113,2	1996	67,4	111,1	1996
Черная металлургия	132,3	1994	61,2	140,8	1994
Цветная металлургия	126,9	1996	55,4	119,2	1996
Химическая и нефтехимическая промышленность	162,7	1994	54,8	166,4	1994
Машиностроение и металлообработка	169,2	1995	66,9	168,5	1994
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	158,5	1996	52,8	150,3	1996
Промышленность строительных материалов	143,6	1996	48,2	135,0	1996
Легкая промышленность	158,3	1996	30,4	147,7	1996
Пищевая промышленность	125,1	1997	53,9	119,1	1999

Примечание.  $T(\cdot)$  – год, соответствующий минимальному значению показателя.  
 Результаты расчетов для промышленности в целом несколько отличаются от приведенных в табл. 2.2., так как получены на основе других данных.

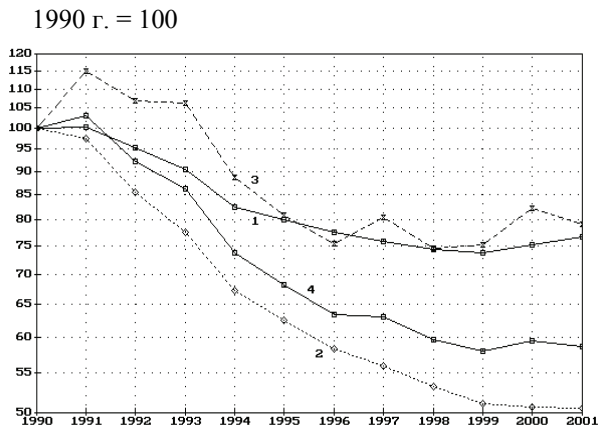


Рис. 2.61. Динамика производства  $Y$  (1) и оценок СФП  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в электроэнергетике

% за год

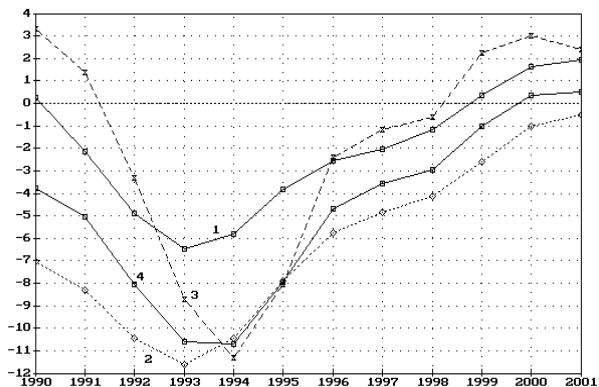


Рис. 2.62. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в электроэнергетике

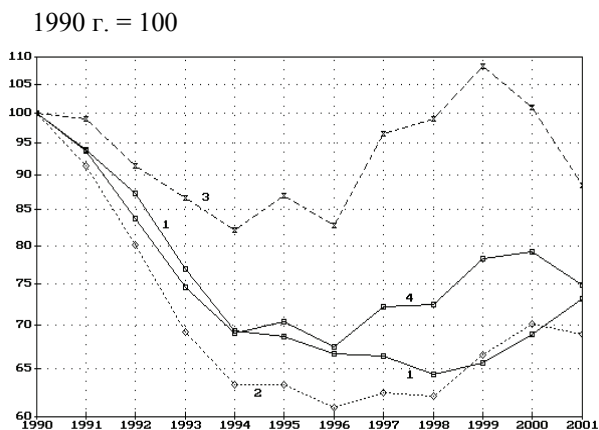


Рис. 2.63. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в топливной промышленности

% за год

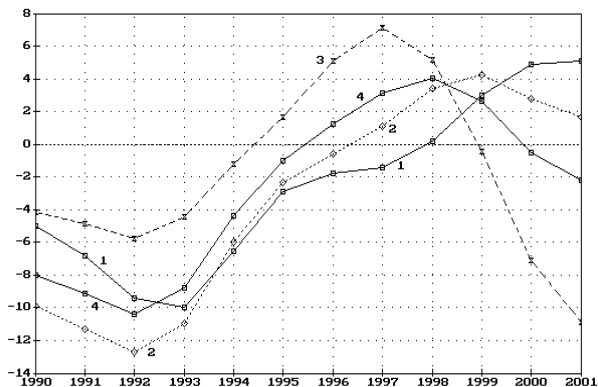


Рис. 2.64. Динамика темпов  $Y$  (1),  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в топливной промышленности

1990 г. = 100

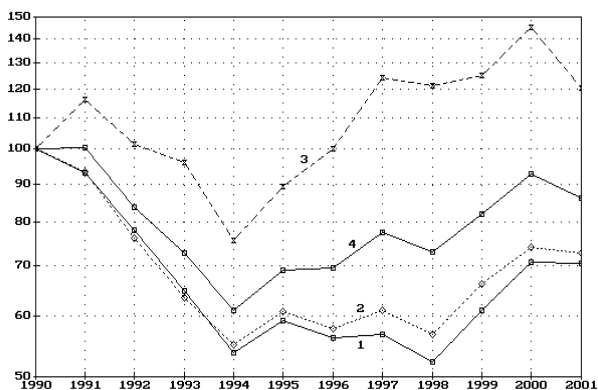


Рис. 2.65. Динамика производства  $Y$  (1) и оценок СФП  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в черной металлургии

% за год

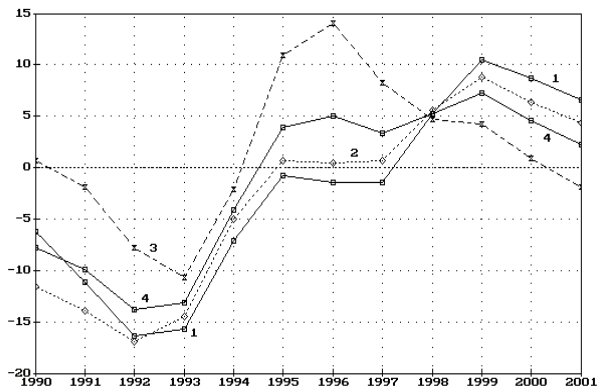


Рис. 2.66. Динамика темпов  $Y$  (1),  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в черной металлургии

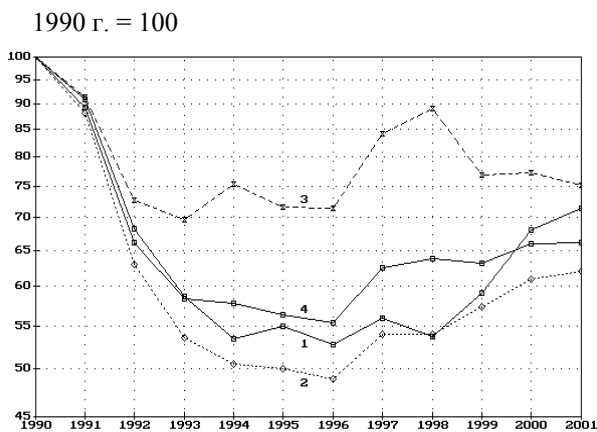


Рис. 2.67. Динамика производства  $Y$  (1) и оценок СФП  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в цветной металлургии

% за год

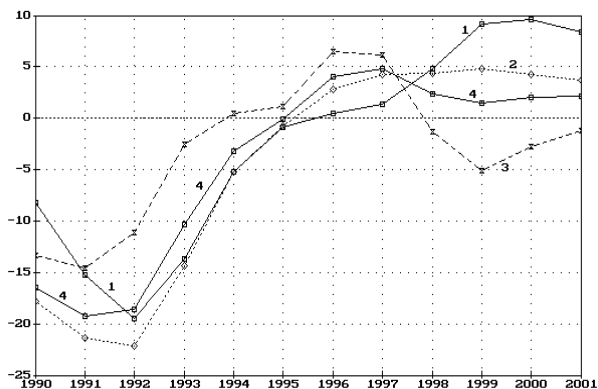


Рис. 2.68. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в цветной металлургии

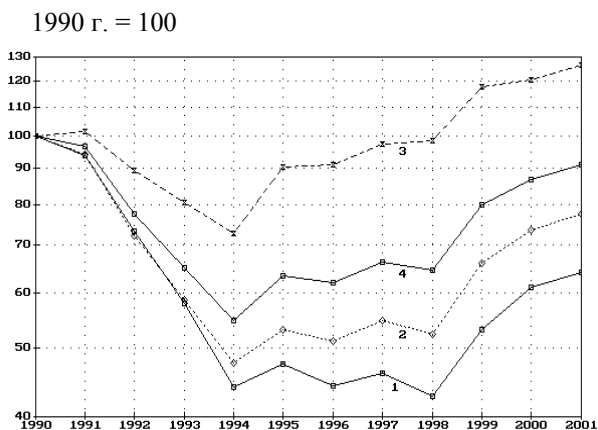


Рис. 2.69. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в химической и нефтехимической промышленности

% за год

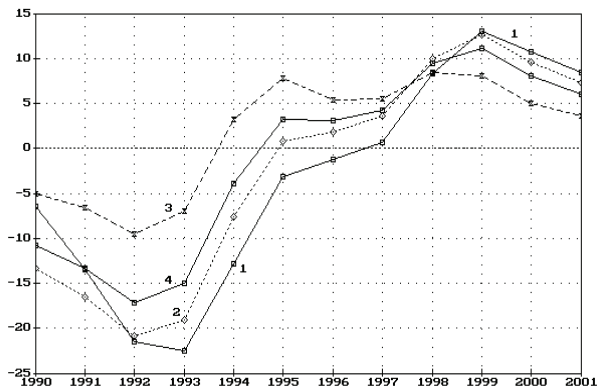


Рис. 2.70. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в химической и нефтехимической промышленности

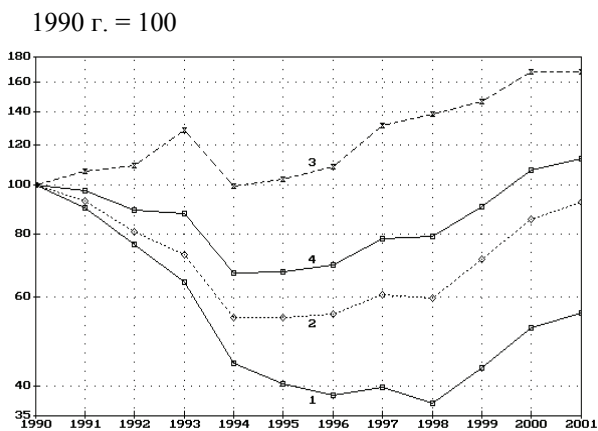


Рис. 2.71. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в машиностроении и металлообработке

% за год

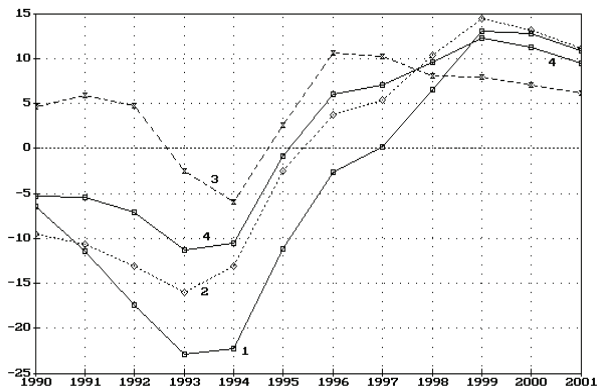


Рис. 2.72. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в машиностроении и металлообработке

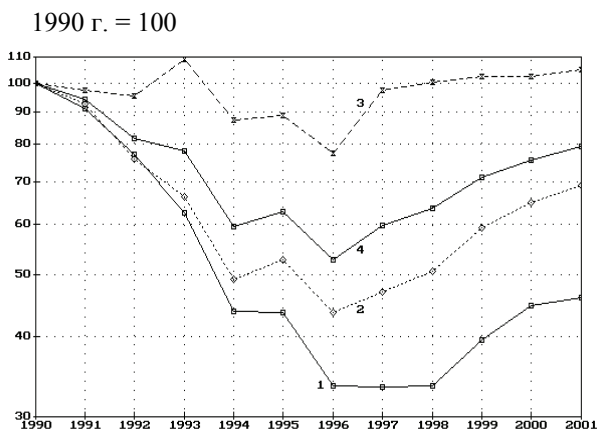


Рис. 2.73. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности

% за год



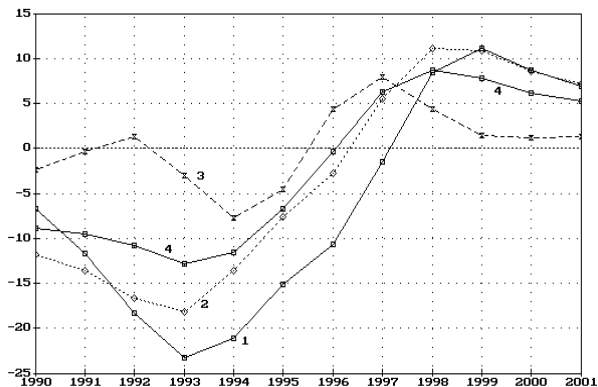


Рис. 2.74. Динамика темпов  $Y$  (1),  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности

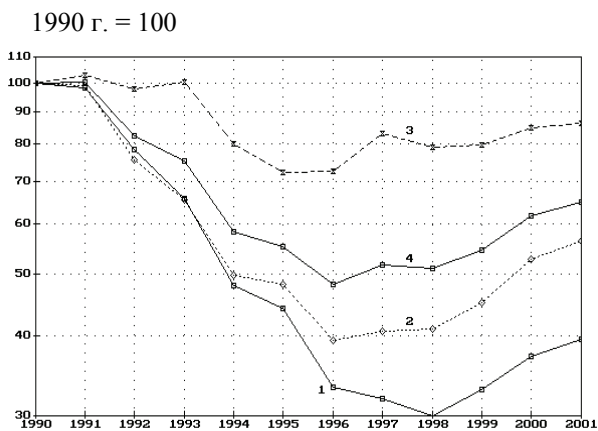


Рис. 2.75. Динамика производства  $Y$  (1) и оценок СФП  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в промышленности строительных материалов

% за год

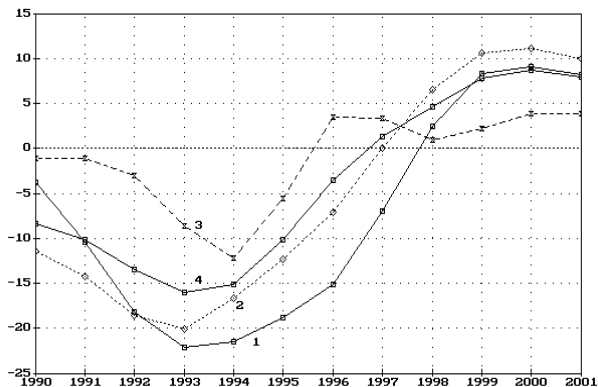


Рис. 2.76. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в промышленности строительных материалов

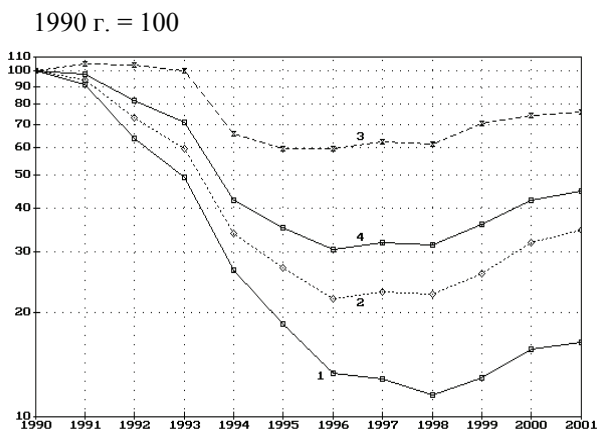


Рис. 2.77. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в легкой промышленности

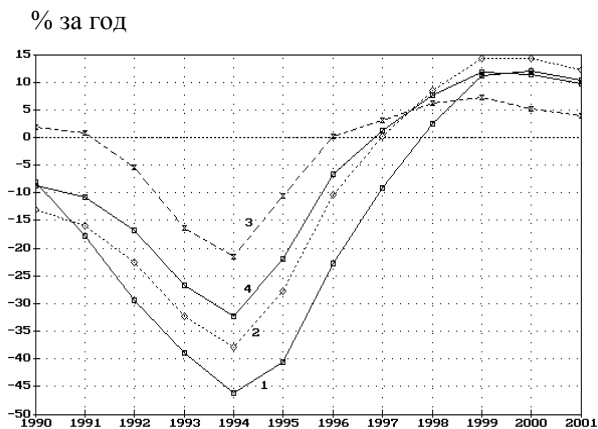


Рис. 2.78. Динамика темпов  $Y(1)$ ,  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в легкой промышленности

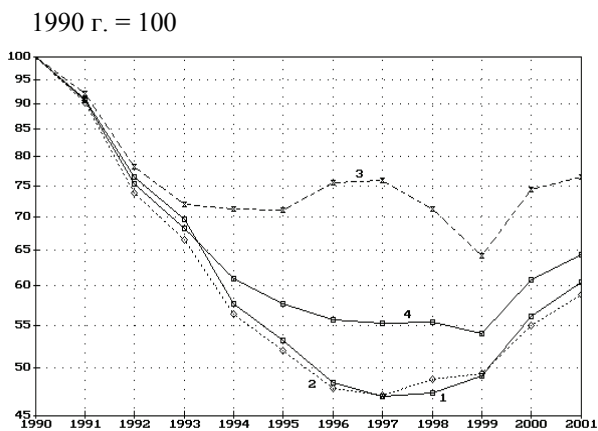


Рис. 2.79. Динамика производства  $Y(1)$  и оценок СФП  $A(2)$ ,  $A^i(3)$  и  $A^e(4)$  в пищевой промышленности

% за год

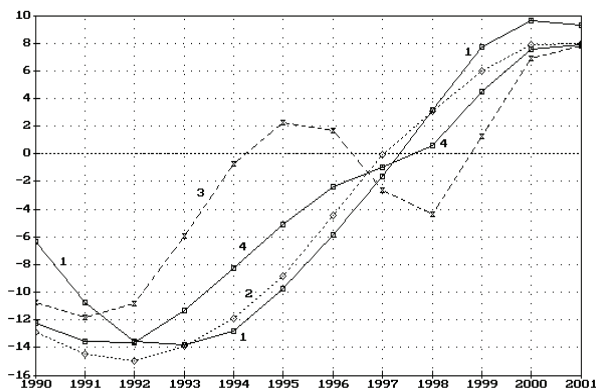


Рис. 2.80. Динамика темпов  $Y$  (1),  $A$  (2),  $A^i$  (3) и  $A^e$  (4) в пищевой промышленности

### 2.3.3. Отраслевая структура оценок СФП

Выше была проанализирована динамика СФП в отраслях экономики и промышленности с акцентированием внимания на отраслевых различиях. Для этого сопоставлялись пары временных рядов оценок СФП для разных отраслей. Однако такой подход не позволяет делать выводы о характере изменения структуры СФП для всей совокупности отраслей в целом. Проведению с этой целью регрессионного анализа препятствует малое число отраслей, по которым имеются оценки динамики СФП (5 для экономики и 10 для промышленности). Вместо этого используем аппарат анализа структурных сдвигов, подробное описание которого приведено в работе (Бессонов 2001).

Как показано в этой работе, производство различных видов промышленной продукции в процессе переходного периода изменилось в существенно разных пропорциях. Производство каких-то видов продукции значительно сократилось, порой даже на порядок, тогда как производство других изменилось незначительно или даже возросло. Это означает, что трансформационный спад в российской промышленности сопровождается мощными структурными сдвигами. При этом производство продукции разной степени переработки изменилось по-разному. Спад производства в российской промышленности сопровождался опережающим спадом производства продукции высокой степени переработки, тогда как начавшийся на втором этапе переходного периода рост сопровождается опережающим

ростом производства продукции высокой степени переработки. Однако в целом производство сырья и промежуточной продукции в процессе российского переходного периода сократилось значительно слабее, чем производство продукции высокой степени переработки. Другими словами, сырьевая ориентация российской промышленности за время реформ стала еще более выраженной<sup>23</sup>.

Эти выводы в работе были получены следующим образом. Была использована корзина, каждому из товаров-представителей  $j$  которой ставилось в соответствие действительное число  $b_j \in [0,1]$  так, чтобы отражать положение данного товара-представителя в передельном цикле. Сырьевым товарам (скажем, нефти, газу, углю) ставилось в соответствие значение 0, продукции высокой степени переработки (например, автомобилям, телевизорам) – значение 1, а значения между 0 и 1 ставились в соответствие прочим товарам в зависимости от глубины переработки. Осреднение этих баллов  $b_j$  по всей корзине товаров-представителей для каждого периода времени  $t$  позволяло получить средний балл для всей промышленности в целом, который был назван *индексом качества структуры производства* и рассчитывался как

$$G_t = \frac{\sum_j b_j p'_j q_{jt}}{\sum_j p'_j q_{jt}} = \frac{\sum_j b_j w_j r_{jt}}{\sum_j w_j r_{jt}}, \quad (2.12)$$

где  $q_{jt}$  – объем производства в натуральном выражении товара  $j$  в период времени  $t$ ,  $p'_j$  – его цена в среднем за некоторый интервал времени (который принято называть *весовой базой*),  $r_{jt} = q_{jt}/q'_j$ , где  $q'_j$  – объем производства товара  $j$  за тот интервал времени, которому соответствует цена  $p'_j$  (т. е. за интервал времени, соответствующий *весовой базе*),  $w_j = q'_j p'_j / \sum_i q'_i p'_i$  – безразмерные веса, дающие в сумме единицу, а суммирование производится по всем товарам корзины.

Динамика индекса качества структуры производства  $G$  интерпретируется следующим образом. Рост  $G$  свидетельствует о том, что производство продукции высокой степени переработки изменяется опережающими темпами, тогда как снижение  $G$  свидетельствует об обратной направленности структурных сдвигов, когда темпы производства продукции высокой степени переработки отстают от темпов производства продукции низкой сте-

---

<sup>23</sup> Эти выводы иллюстрируют и различия в динамике отраслевых индексов промышленного производства (рис. 2.61–2.80, табл. 2.5).

пени переработки. Соответственно снижение  $G$  свидетельствует об усилении сырьевой ориентации экономики («утяжелении» ее структуры), тогда как рост  $G$  отражает процесс ее ослабления.

В работе (Бессонов 2001) построена помесечная динамика показателя  $G$  для промышленности в целом на основе корзины из 126 товаров-представителей (веса  $w_j$  получены на основе стоимостной структуры промышленного производства в 1995 г.). Анализ динамики  $G$  и позволил получить сформулированные выше выводы о направленности структурных сдвигов в российском промышленном производстве.

Возникает естественный вопрос: насколько отмеченные для динамики производства промышленной продукции особенности структурных сдвигов отражают изменения с течением времени соотношений между показателями эффективности, в частности, полученными выше оценками динамики совокупной факторной производительности? Проведенный выше анализ динамики СФП заставляет усомниться в том, что характер изменения соотношений между отраслевыми оценками динамики СФП соответствует направленности структурных сдвигов производства промышленной продукции. Для получения же более строгого ответа необходимо привлечение соответствующего инструментария.

Временной ряд показателя  $G$  (2.12) строится на основе временных рядов индивидуальных индексов промышленного производства  $r_{jt}$  (число которых равно числу товаров-представителей в корзине) и отражает изменения с течением времени соотношений между уровнями этих временных рядов. Для ответа на поставленный вопрос построим показатель, аналогичный индексу качества структуры производства (2.12), но основанный не на временных рядах индивидуальных индексов промышленного производства, а на временных рядах показателей эффективности. Если в качестве показателя эффективности используются оценки СФП  $A_{jt}$ , то вместо индекса качества структуры производства (2.12) получаем показатель

$$G_t^A = \frac{\sum_j b_j w_j r_{jt}^A}{\sum_j w_j r_{jt}^A}, \quad (2.13)$$

где баллы  $b_j$  и веса  $w_j$  – те же, что и в показателе  $G$  (2.12), а  $r_{jt}^A = A_{jt}/A_j'$ , где  $A_j'$  – оценка СФП за тот же интервал времени, на основе данных для которого построены веса  $w_j$ . Будем называть показатель (2.13) *индексом качества структуры СФП*. Аналогичные показатели качества структуры можно построить и для других рассматриваемых в работе показателей эффективности – средней фондоотдачи  $g = Y/K$ , средней производительности

труда  $y = Y/L$ , и альтернативных оценок динамики СФП  $A^i$  и  $A^e$ . Будем обозначать эти показатели  $G^g$ ,  $G^y$ ,  $G^{A^i}$  и  $G^{A^e}$  соответственно.

Для экономики в целом такую систему индикаторов строить не будем, так как определение баллов  $b_j$  для ее отраслей представляется затруднительным, к тому же имеются оценки динамики показателей эффективности всего для 5 отраслей. Для промышленности же построить такую систему индикаторов не составляет труда, поскольку для этого имеются необходимые временные ряды по 10 отраслям промышленности, которые можно использовать в (2.12) и (2.13) в качестве индивидуальных индексов. Баллы  $b_j$  и веса  $w_j$  для отраслей промышленности могут быть получены агрегированием баллов и весов для товаров-представителей, использованных в (Бессонов 2001) и опубликованных там же, в соответствующие отраслевые значения. Полученные значения  $b_j$  и  $w_j$  для отраслей промышленности приведены в *табл. 2.6*. Построенные по отраслевым данным индексы качества структуры будут отражать межотраслевые структурные сдвиги, но не будут отражать внутриотраслевых сдвигов.

Динамика построенных в соответствии с (2.13) индексов качества структуры показана на *рис. 2.81–2.84*. Там же для сопоставления показана и динамика индекса качества структуры производства (2.12), построенного по временным рядам отраслевой динамики промышленного производства на основе того же набора констант (*табл. 2.6*), что и все остальные индексы качества структуры.

Подчеркнем, что *уровни* разных показателей качества структуры несопоставимы между собой. Так, некорректно сравнивать уровень показателя  $G$  (2.12) с уровнем показателя  $G^A$  (2.13). Сопоставимой является лишь *динамика* соответствующих показателей, т. е. соотношения уровней одного и того же показателя в разные периоды времени. Сопоставимы и темпы изменения разных показателей эффективности. Поэтому для большей наглядности базисные индексы качества структуры, представленные на *рис. 2.81* и *рис. 2.83*, после построения по формулам (2.12) и (2.13) были перенормированы так, чтобы значения всех индексов в 1990 г. равнялись 100.

Динамика индексов качества отраслевой структуры производства  $G$ , совокупной факторной производительности  $G^A$  и частных показателей производительности –  $G^g$  и  $G^y$ , приведенная на *рис. 2.81, 2.82*, показывает, что для сдвига отраслевой структуры показателей эффективности вовсе не характерна та негативная направленность, которую демонстрирует отраслевая структура промышленного производства. Как показывает динамика показателя  $G^A$ , в целом за весь период экономических реформ отраслевая

структура СФП не только не ухудшилась, но, в отличие от структуры производства, даже заметно улучшилась.

Таблица 2.6

**Перечень отраслей промышленности и значения констант, необходимые для построения системы индикаторов качества структуры**

Отрасли	$w_j$	$b_j$
1	2	3
Электроэнергетика	12,748	0,300
Топливная промышленность	16,945	0,097
Черная металлургия	9,463	0,246
Цветная металлургия	6,702	0,300

Продолжение таблицы 2.6

1	2	3
Машиностроение	18,514	0,951
Химическая и нефтехимическая промышленность	7,808	0,538
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	5,303	0,415
Промышленность строительных материалов	5,333	0,448
Легкая промышленность	2,548	0,755
Пищевая промышленность	14,518	0,848

Источник: рассчитано по: Бессонов 2001, с. 105–109.

Поскольку на динамику оценок СФП и, следовательно, на динамику  $G^A$  влияют оценки долей факторов производства в выпуске  $\alpha$  и  $1-\alpha$ , которые известны нам с невысокой точностью, на *рис. 2.81* и *рис. 2.82* показана и динамика индексов качества отраслевой структуры частных показателей производительности  $G^g$  и  $G^v$ , которая дает представление о чувствительности  $G^A$  к изменению долей факторов. Получающаяся интервальная оценка достаточно широка, но и она показывает существенно больший оптимизм в изменении качества структуры показателей эффективности по сравнению с изменениями структуры производства: график базисного индекса  $G$  распо-



ложен вблизи нижней границы интервала возможных значений  $G^A$ , задаваемого динамикой  $G^g$  и  $G^y$  (рис. 2.81). Та же картина наблюдается и для темпов рассматриваемых индексов (рис. 2.82).

То, что значения  $G^g$  и  $G^y$ , а следовательно, и все возможные значения  $G^A$  которые принадлежат отрезку от  $G^g$  до  $G^y$ , расположены выше кривой  $G$  (как для базисных индексов, так и для темпов их изменения), отражает процесс перераспределения факторов производства в пользу отраслей, производящих продукцию низкой степени переработки. Сказанное относится главным образом к численности занятых, тогда как для основных фондов этот эффект выражен незначительно, о чем свидетельствует близость кривых  $G$  и  $G^g$ . Такое перераспределение является естественной реакцией производителей продукции разной степени переработки на различия в их финансовом положении. Перераспределение факторов производства в пользу тех отраслей, спад производства в которых оказался наименьшим, представляется вполне естественным. В связи с этим отсутствие такого перераспределения основных фондов едва ли можно считать нормальным явлением. Скорее это отражает слабую репрезентативность данных динамики основных фондов. Чем бы ни было обусловлено происходящее перераспределение трудовых ресурсов в пользу топливно-сырьевых отраслей, оно приводит к улучшению качества структуры отраслевых показателей производительности по сравнению с качеством структуры промышленного производства.

На рис. 2.83, 2.84 динамика индексов качества структуры производства  $G$  и совокупной факторной производительности  $G^A$  показана на фоне аналогичных индексов, построенных для альтернативных оценок СФП –  $G^{A^i}$  и  $G^{A^e}$ . Видим, что попытка учета неоднородности структуры основных фондов, приводящая к альтернативным оценкам СФП  $A^i$  и  $A^e$ , позволяет сделать несколько более оптимистичные выводы относительно динамики качества отраслевой структуры СФП, чем это следует из анализа структуры традиционных оценок СФП  $A$ . Заметим, что в этом случае различия в динамике показателей  $G^A$  и  $G^{A^i}$  не слишком велики и оба показателя приводят к одинаковым в качественном плане выводам, откуда следует, что содержательные выводы слабо чувствительны к выбору параметра  $\beta$  при построении оценки динамики эффективных фондов  $K^e$  (2.11). Также отметим, что предположение о существенно более высокой эффективности вновь вводимых фондов, на основе которого получены альтернативные оценки СФП  $A^i$  и  $A^e$ , приводит к несколько более оптимистичным выводам относительно направленности структурных сдвигов.

В данном случае кривые на графиках как базисных индексов (*рис. 2.83*), так и темпов (*рис. 2.84*) также расположены в определенной последовательности: показатель  $G$  демонстрирует наихудшую направленность структурных сдвигов,  $G^A$  – существенно лучшую,  $G^{A^i}$  – еще несколько более оптимистичную (на графике темпов на *рис. 2.84* имеется единственное отклонение от этого правила в окрестности 1998 г., но это, по всей видимости, можно рассматривать как флуктуацию), тогда как показатель  $G^{A^e}$  по построению принимает промежуточные значения между  $G^A$  и  $G^{A^i}$ . Превышение показателем  $G^A$  значений  $G$ , как уже обсуждалось, обусловлено перераспределением занятости в пользу топливно-сырьевых отраслей. То, что  $G^{A^i}$  на протяжении почти всего рассматриваемого интервала времени демонстрирует более высокие темпы по сравнению с  $G^A$ , означает, что перераспределение инвестиций (и соответственно вновь вводимых фондов) в пользу топливно-сырьевых отраслей происходит в еще больших масштабах, чем перераспределение численности занятых.

Поскольку до 1993 г.  $G^g$  и  $G^v$  демонстрируют разнонаправленную динамику (*рис. 2.81*), то в зависимости от  $\alpha$  показатель  $G^A$  может демонстрировать как рост, так и снижение. Затем до 1995 г. значения  $G^g$  и  $G^v$  снижаются, следовательно, для любого  $\alpha \in [0,1]$  значения  $G^A$  в эти годы также будут снижаться. После этого до 1998 г.  $G^v$  растет, а  $G^g$  остается практически неизменным, следовательно, для всех  $\alpha \in [0,1]$   $G^A$  также будет расти. Наконец, в конце рассматриваемого интервала растет и  $G^g$ , и  $G^v$ , значит, каким бы ни было  $\alpha \in [0,1]$ ,  $G^A$  в эти годы также будет расти. Таким образом, анализ краткосрочных тенденций всех построенных индексов качества структуры отраслевых показателей эффективности позволяет сделать вывод о том, что в начале переходного периода наблюдаются неблагоприятные изменения качества структуры в том смысле, что производительность в производстве продукции высокой степени переработки снизилась сильнее, чем в производстве сырья и полуфабрикатов. Кульминация темпов этого снижения качества структуры приходится на 1994 г. (*рис. 2.82, 2.84*), что по времени вполне соответствует кульминации темпов промышленного спада (анализ данных помесечной динамики позволяет датировать кульминацию темпов промышленного спада зимой 1993–1994 гг. (см. Бессонов 2001)).

Подчеркнем, что начало экономических реформ, с сопутствующим им промышленным спадом (*рис. 2.3*) и «утяжелением» структуры производства (динамика  $G$  на *рис. 2.81*), не сопровождалось ухудшением качества структуры отраслевых показателей эффективности (*рис. 2.81, 2.83*). Ухуд-

шение наступило заметно позже – примерно через два года после либерализации цен.

Это ухудшение качества структуры отраслевых показателей эффективности можно объяснить несколькими причинами. Резкое ускорение темпов промышленного спада осенью 1993 г. – весной 1994 г. было обусловлено значительным ужесточением спросовых ограничений, с которыми в первую очередь столкнулись производители конечной продукции и которые затем распространились по всей технологической цепочке. Промышленные предприятия, созданные в эпоху централизованного планирования, столкнулись со столь масштабными ограничениями спроса впервые, и от них едва ли можно было ожидать готовности к сокращению численности занятых и избыточных фондов. К тому же в условиях масштабного спада выпуска и отсутствия развитого рынка капиталов высвобождающиеся фонды продать было просто некому, не было и развитых институтов социальной защиты безработных. Это привело к тому, что по инерции избыточная занятость и фонды сохранялись еще достаточно длительное время, ухудшая динамику показателей эффективности. Поскольку ограничения спроса для производителей конечной продукции были более жесткими, а производители сырья имели больше возможностей для экспорта своей продукции, то структурные изменения показателей эффективности в краткосрочном плане должны были иметь ту же направленность, что и изменения структуры производства.

Другое объяснение наблюдаемого краткосрочного ухудшения качества структуры отраслевых показателей эффективности, не противоречащее только что рассмотренному, может быть связано с дезорганизацией производства. Как показано в исследовании (Blanchard, Kremer 1997), в процессе переходного периода производство разных видов промышленной продукции в разной степени страдает от дезорганизации. Спад, обусловленный этим эффектом, должен сопровождаться опережающим снижением выпуска тех видов продукции, производство которых характеризуется обширными кооперационными связями. Совокупность этих видов продукции соответствует продукции высокой степени переработки<sup>24</sup>. Это снижение, очевидно, не обусловлено динамикой факторов производства и, следовательно, должно быть отнесено на счет изменения СФП. Поскольку от дезорганизации страдает в большей мере производство сложной продукции, то в краткосрочном плане этот эффект должен привести к сдвигам отраслевой

---

<sup>24</sup> По нашему мнению, обсуждавшийся выше эффект опережающего снижения производства продукции высокой степени переработки на первой фазе трансформационного спада является эффектом, родственным эффекту дезорганизации.

структуры показателей эффективности именно в том направлении, какое и демонстрируют приведенные на *рис. 2.81–2.84* результаты расчетов.

Впоследствии же действия экономических агентов по преодолению кризиса могли привести к изменениям структуры производства и структуры показателей эффективности любой направленности. Все построенные индикаторы качества отраслевой структуры показателей эффективности показывают, что направленность структурных сдвигов во второй половине 1990-х гг. сменилась на противоположную, причем ее улучшение превысило ухудшение на первой фазе переходного периода.

Приведем еще одну иллюстрацию полученных выше выводов. Используя те же данные, на основе которых строится индекс качества структуры производства  $G$  (2.12), можно построить базисный индекс выпуска за время от  $t_1$  до  $t_2$

$$I_{t_1, t_2} = \frac{\sum_j p'_j q_{jt_2}}{\sum_j p'_j q_{jt_1}} = \frac{\sum_j w_j r_{jt_2}}{\sum_j w_j r_{jt_1}}, \quad (2.14)$$

а также индекс производства продукции высокой

$$I_{t_1, t_2}^h = \frac{\sum_j b_j w_j r_{jt_2}}{\sum_j b_j w_j r_{jt_1}} \quad (2.15)$$

и низкой степеней переработки

$$I_{t_1, t_2}^l = \frac{\sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt_2}}{\sum_j (1 - b_j) w_j r_{jt_1}} \quad (2.16)$$

(подробнее см. Бессонов 2001).

По аналогии с (2.14)–(2.16) можно построить тройку индексов для любого из рассмотренных выше показателей эффективности, в частности, для СФПА

$$I_{t_1, t_2}^A = \frac{\sum_j w_j r_{jt_2}^A}{\sum_j w_j r_{jt_1}^A}, \quad (2.17)$$

$$I_{t_1, t_2}^{Ah} = \frac{\sum_j b_j w_j r_{jt_2}^A}{\sum_j b_j w_j r_{jt_1}^A}, \quad (2.18)$$

$$I_{t_1, t_2}^{Al} = \frac{\sum_j (1-b_j) w_j r_{jt_2}^A}{\sum_j (1-b_j) w_j r_{jt_1}^A}, \quad (2.19)$$

где использованы те же данные, что и при построении индекса качества структуры СФП  $G^A$  (2.13).

Динамика индексов (2.14)–(2.19) для российской промышленности показана на *рис. 2.85, 2.86* (базисный период  $t_1$  для всех индексов соответствует 1990 г.). Видим (*рис. 2.85*), что производство продукции всех степеней переработки демонстрирует за период реформ значительный спад, причем, как уже обсуждалось выше, производство продукции высокой степени переработки претерпевает значительно более глубокий спад. Тройка аналогичных индексов, построенных по временным рядам оценок СФП, демонстрирует иную картину (*рис. 2.86*). В целом за период реформ индексы  $I^{Ah}$ ,  $I^A$  и  $I^{Al}$  по промышленности также демонстрирует снижение, хотя и не такое глубокое, как индексы выпуска. Но при этом индексы  $I^{Ah}$ ,  $I^A$  и  $I^{Al}$  упорядочены иначе, нежели тройка индексов  $I^h$ ,  $I$  и  $I^l$ . На первой фазе переходного периода индекс СФП продукции высокой степени переработки  $I^{Ah}$  демонстрирует относительно более глубокий спад, но на второй фазе ситуация меняется, и  $I^{Ah}$  растет опережающими темпами. В итоге в целом за весь период реформ СФП производства продукции низкой степени переработки  $I^{Al}$  снизилась сильнее, чем СФП производства продукции высокой степени переработки  $I^{Ah}$ .

Графики аналогичных троек индексов для остальных анализируемых в работе показателей эффективности здесь в целях экономии места не приведены. Для всех этих показателей относительная динамика индексов производительности продукции высокой степени переработки еще более оптимистична, чем для рассмотренного индекса  $I^{Ah}$ . Единственное исключение составляют показатели средней фондоотдачи  $g$ , что можно объяснить слабой репрезентативностью данных динамики основных фондов.

Таким образом, несмотря на то, что рост индексов качества отраслевой структуры СФП отражает в том числе и негативный процесс перераспределения ресурсов в пользу топливно-сырьевых отраслей, ресурсы, остающиеся в распоряжении отраслей, производящих продукцию высокой степени переработки, за время переходного процесса стали использоваться заметно более производительльно, причем в конце анализируемого интервала времени тенденция опережающего роста их производительности сохраняется. Эффективность же использования факторов производства производителями продукции низкой степени переработки повышается значительно медленнее.

Заметим, что аналогичные расчеты могут быть проведены и для других систем баллов  $b_j$  (скажем, для индексов сложности Бланшара–Кремера (Blanchard, Kremer 1997)).

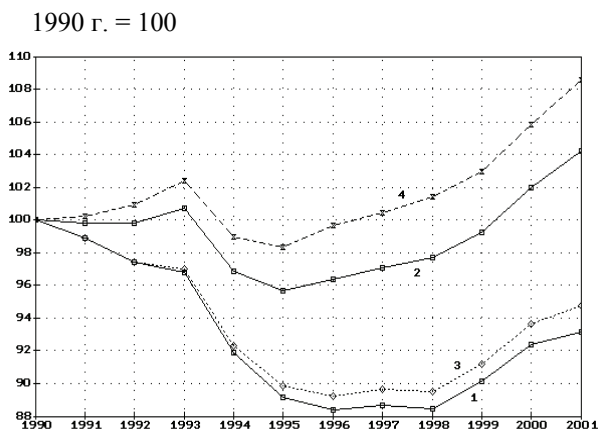


Рис. 2.81. Динамика индексов качества отраслевой структуры производства  $G$  (1), СФП  $G^A$  (2), средней фондовооруженности  $G^S$  (3) и средней производительности труда  $G^y$  (4) в промышленности

% за год

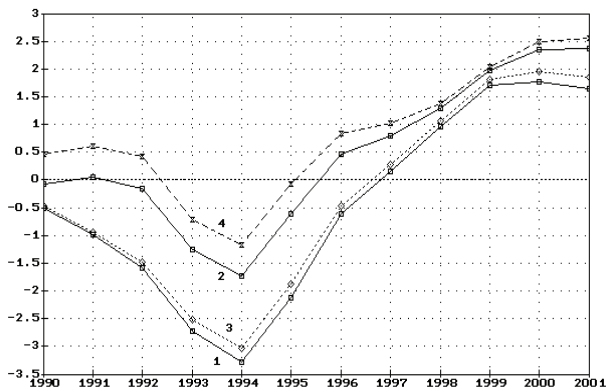


Рис. 2.82. Динамика темпов  $G$  (1),  $G^A$  (2),  $G^S$  (3) и  $G^Y$  (4) в промышленности

1990 г. = 100

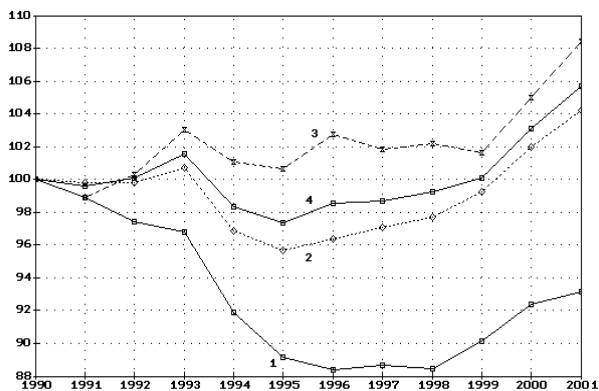


Рис. 2.83. Динамика индексов качества отраслевой структуры производства  $G$  (1), СФП  $G^A$  (2), СФП  $G^{A^i}$  (3) и СФП  $G^{A^e}$  (4) в промышленности

% за год

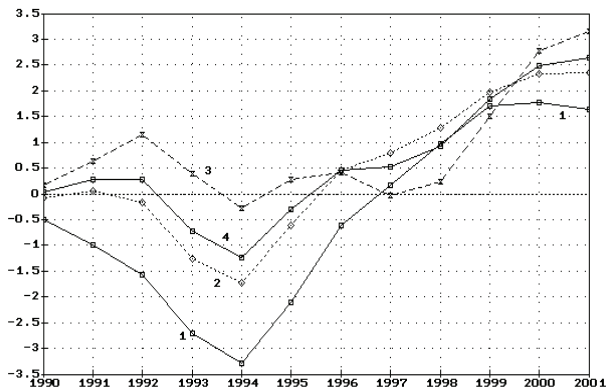


Рис. 2.84. Динамика темпов  $G(1)$ ,  $G^A(2)$ ,  $G^{A^I}(3)$  и  $G^{A^e}(4)$  в промышленности

1990 г. = 100

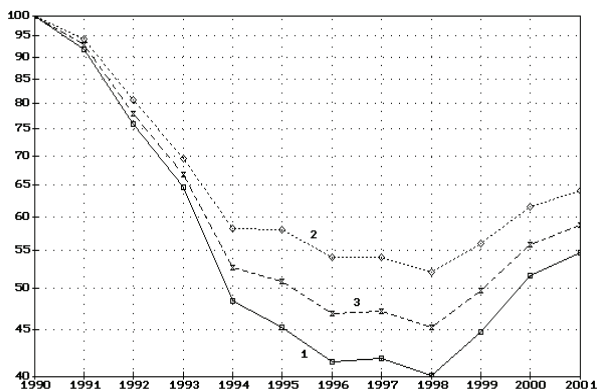


Рис. 2.85. Индексы производства продукции высокой  $I^h(1)$  и низкой  $I^l(2)$  степеней переработки и  $I(3)$

1990 г. = 100



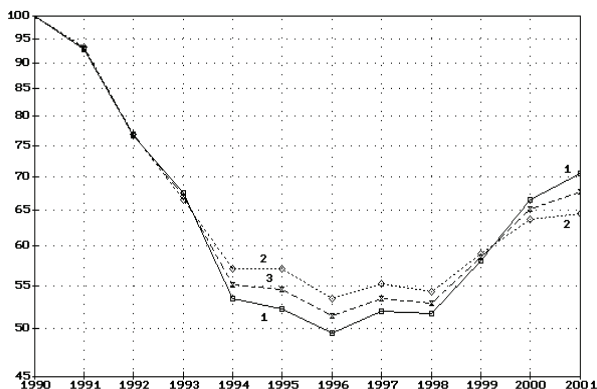


Рис. 2.86. Индексы СФП производства продукции высокой  $F^{Ah}$  (1) и низкой  $F^{Al}$  (2) степеней переработки и  $F^A$  (3)

## Выводы

Проведенный анализ показывает, что на первом этапе российского переходного периода имело место значительное снижение совокупной факторной производительности как в целом по российской экономике, так и по ее отраслям, а также во всех рассмотренных отраслях промышленности. На это указывают все построенные оценки динамики СФП. Спад выпуска в первые годы реформ не компенсировался пропорциональным уменьшением использования факторов производства. Далеко не все ставшие избыточными основные фонды и труд выводились из процесса производства, что вело к значительному снижению их производительности. На втором этапе переходного периода начался интенсивный подъем выпуска, темпы которого значительно опережали темпы увеличения использования факторов. Это привело к значительному росту СФП, который продолжается до конца анализируемого интервала времени (с 1990 г. до 2001 г.).

Анализ показывает заметное снижение СФП в российской экономике на протяжении рассматриваемой части переходного периода, которое, тем не менее, является гораздо более умеренным, чем снижение выпуска. При этом нижняя точка спада СФП была пройдена раньше, чем нижняя точка спада выпуска, что подтверждает репутацию СФП как опережающего индикатора по отношению к выпуску.

Наибольший интерес представляет динамика отраслевой структуры показателей СФП. Хотя динамика СФП, разумеется, коррелирует с динамикой выпуска, тем не менее, отраслевая структура спада СФП и последовавшего затем ее роста по отраслям экономики и промышленности существенно отличается от отраслевой структуры динамики выпуска. Среди отраслей экономики наилучшую динамику СФП демонстрирует сельское хозяйство, в котором за значительным снижением производительности в первые годы реформ последовал интенсивный рост СФП, компенсирующий предшествующий спад. Несколько худшую динамику СФП демонстрирует промышленность, в которой к концу рассматриваемого интервала времени спад СФП не вполне преодолен, хотя производительность стабильно растет. Наиболее глубокое снижение СФП наблюдалось в строительстве, но оно сменилось затем интенсивным ростом. На транспорте снижение производительности было относительно глубоким, но здесь не наблюдается быстрого роста СФП на второй фазе переходного периода. Возможно, это обусловлено тем, что в данной отрасли присутствует естественный монополист. Наихудшую динамику СФП демонстрирует торговля и общественное питание. Здесь производительность снизилась несколько сильнее, чем по экономике в целом, спад СФП был самым длительным среди всех отраслей, после чего последовал лишь очень умеренный рост.

Таким образом, наихудшую динамику СФП демонстрируют отрасли экономики с относительно благополучной динамикой выпуска, в которых либо имеется естественный монополист, либо они имеют стабильный сбыт на внешнем или внутреннем рынке и поэтому не испытывают достаточных стимулов к повышению производительности. Наилучшую динамику СФП, по крайней мере на втором этапе переходного периода, демонстрируют отрасли, относительно менее благополучные в плане динамики выпуска, не монополизированные и столкнувшиеся с жесткими ограничениями спроса. Это вынуждало производителей повышать эффективность использования факторов производства. Полученные результаты свидетельствуют в пользу наличия этой естественной реакции экономических агентов.

К аналогичным выводам приводит и анализ динамики отраслевой структуры в промышленности. По росту СФП на втором этапе переходного периода определенно лидирует машиностроение и металлообработка. В группу лидеров по темпам роста на втором этапе входят также химическая и нефтехимическая промышленность и легкая промышленность, спад СФП в которых на первом этапе переходного периода был глубже, чем в машиностроении и металлообработке. В группу отстающих по темпам роста СФП на втором этапе входят электроэнергетика, топливная промышленность и цветная металлургия. Наихудшую динамику СФП демонстрирует

электроэнергетика, в которой наблюдается наиболее продолжительный спад СФП среди всех отраслей российской промышленности. В лучшем случае он здесь закончился лишь в самом конце анализируемого интервала времени. В этой отрасли умеренный (по меркам российского переходного периода) спад выпуска сопровождается ростом основных фондов и труда, в особенности – последнего. Возможно, объяснение столь негативных тенденций совокупной факторной производительности в электроэнергетике следует, как и на транспорте, искать в монополизации отрасли.

Таким образом, и в отраслях промышленности, как и в отраслях экономики в целом, анализ динамики СФП дает существенно иную картину положения дел, нежели анализ динамики выпуска. Наилучшую динамику СФП демонстрируют отнюдь не те отрасли, которые являются наиболее благополучными с точки зрения динамики выпуска, и наоборот.

Анализ динамики отраслевой структуры СФП в промышленности показал, что она существенно отличается от динамики структуры выпуска в промышленности. На этапе доминирования тенденций спада опережающими темпами снижалось производство конечной, более сложной продукции, продукции высокой степени переработки. На начавшемся этапе доминирования тенденций роста, напротив, производство именно продукции высокой степени переработки демонстрирует рост опережающими темпами. Вместе с тем за весь период реформ производство продукции высокой степени переработки снизилось значительно сильнее, т. е. ее опережающий рост на второй фазе переходного периода далеко не полностью компенсирует спад на первой фазе. С динамикой же структуры СФП в промышленности происходят существенно иные изменения. Анализ показывает, что для сдвигов отраслевой структуры показателей эффективности вовсе не характерна та негативная направленность, которую демонстрирует отраслевая структура промышленного производства. В начале переходного периода наблюдаются сдвиги не только в структуре промышленного производства, но и в отраслевой структуре СФП, неблагоприятные в том смысле, что производительность в производстве продукции высокой степени переработки снизилась сильнее, чем в производстве сырья и полуфабрикатов. Во второй половине 1990-х гг. направление структурных изменений сменилось на противоположное, в итоге улучшение качества отраслевой структуры СФП превысило ее ухудшение на первой фазе переходного периода. В результате за весь период экономических реформ отраслевая структура СФП не только не ухудшилась, но, в отличие от структуры производства, даже заметно улучшилась.

Таким образом, несмотря на то, что улучшение качества отраслевой структуры СФП отражает в том числе и негативный процесс перераспреде-

ления ресурсов в пользу топливно-сырьевых отраслей, ресурсы, остающиеся в распоряжении отраслей, производящих продукцию высокой степени переработки, за время переходного процесса стали использоваться более производительно, причем в конце анализируемого интервала времени тенденция опережающего роста их производительности сохраняется. Эффективность же использования факторов производства производителями продукции низкой степени переработки повышается значительно медленнее.

Это можно объяснить следующим образом. В плановой экономике доминировали ресурсные ограничения (Корнаи 2000), в отличие от спросовых ограничений в рыночной экономике. В результате плановая экономика по сравнению с рыночной имела ресурсоемкий, затратный характер. На единицу конечной продукции в ней расходовалось гораздо больше ресурсов, чем в рыночной экономике. Поэтому ужесточение спросовых ограничений в процессе переходного периода должно было привести к сокращению издержек, что в свою очередь должно влиять на динамику СФП в сторону повышения более сильно, чем на динамику выпуска. Поскольку в процессе российского переходного периода именно производители конечной продукции столкнулись с наиболее жесткими ограничениями спроса (это было в значительной мере обусловлено спецификой российской экономической политики переходного периода, когда во главу угла ставилась борьба с инфляцией, а отнюдь не поддержка производителя), то именно они в первую очередь были вынуждены снижать издержки, что и обусловило улучшение качества отраслевой структуры СФП. Представляется, что интенсивное уменьшение издержек производства в российской переходной экономике является весьма важным и обнадеживающим процессом, хотя и скрытым от внимания.

В целом проведенный анализ динамики СФП показывает, что ситуация в российской переходной экономике далеко не столь пессимистична, как это следует из анализа динамики выпуска и его структуры.

Анализируя краткосрочные тенденции построенных показателей, нельзя не отметить, что кризис 1998 г., вызвавший столько эмоций современников, проявляется в динамике рассматриваемых показателей в лучшем случае как незначительная флуктуация и никак не влияет на их тенденции. В анализе тенденций показателей эффективности и их структурных сдвигов момент кризиса 1998 г. никак не может претендовать на роль поворотной точки.

Особого внимания заслуживает динамика и отраслевая структура СФП на втором этапе переходного периода, характеризующегося доминированием тенденций роста. Анализ показывает, что начавшийся рост объясняется не только увеличением использования факторов производства, но и значи-

тельным повышением их эффективности. При этом отраслевая структура роста СФП на втором этапе позволяет говорить о феномене, противоположном феномену дезорганизации на первом этапе переходного периода. В соответствии с эффектом дезорганизации (Blanchard, Kremer 1997) в наибольшей мере страдало производство технологически наиболее сложной продукции. На втором этапе наблюдаются структурные сдвиги противоположной направленности, как в динамике производства (Бессонов 2001), так и, в особенности, в динамике СФП. Это позволяет предположить, что феномен дезорганизации есть частный случай более общего явления дезорганизации/реорганизации.

Продолжающийся рост СФП необходимо учитывать при прогнозировании, поскольку прогнозные оценки, основанные лишь на динамике факторов производства, в этой ситуации будут заметно смещены вниз.

### **Раздел 3. Динамика совокупной факторной производительности российской экономики в 1961–2001 гг. с учетом корректировки темпов роста основных фондов**

#### **Введение<sup>25</sup>**

В работе (Cobb, Douglas 1928) впервые была высказана идея о представлении темпов экономического роста в виде линейной комбинации темпов роста факторов. В работе (Tinbergen 1942) для объяснения расхождения между темпами роста факторов и темпами роста выпуска американской экономики за период 1879–1914 гг. голландский экономист Ян Тинберген ввел временной тренд и интерпретировал его, как показатель уровня эффективности (Jorgenson, Yip 2002). По его оценкам, ростом факторов объяснялось три четверти темпов экономического роста и лишь четверть приходилась на эффективность. В конце 1940-х – 1950-х гг. появился целый ряд работ, в которых также использовалось аналогичное понятие уровня эффективности, в том числе и наиболее известная из них работа Солоу (Solow 1957). В этой работе было установлено, что в США средние темпы прироста ВВП в 1909–1949 гг., составившие 2,9%, на 0,32% объясняются приростом капитала, 1,09% – занятости<sup>26</sup>, а оставшиеся 1,49% – приростом СФП. Результаты различных оценок, сделанных в рамках подхода Солоу, были обобщены в классических работах (Solow 1970) и (Kuznets 1971). Их выводы не согласовывались с результатами Тинбергена – лишь порядка четверти темпов экономического роста удавалось объяснить темпами роста факторов.

В предисловии к русскому переводу книги Д. Кендрика «Тенденции производительности в США» (Кендрик 1967) Я.Б. Кваша указывает на ряд

---

<sup>25</sup> Автор выражает благодарность за полезные обсуждения, советы и помощь В.А. Бессонову, Э.Б. Ершову, Р.М. Энтову, а также W. Siddre (Erasmus University, Rotterdam) и P. Verbiest (CBS Statistics Netherlands, Voorburg). Особо следует отметить вклад М.Л. Шухгальтер, оказавшей огромную помощь в сборе материала и взявшей на себя труд внимательно прочитать рукопись. В результате был сделан целый ряд замечаний, многие из которых были учтены в окончательном варианте текста и существенно его улучшили. При этом ответственность за возможные ошибки, допущенные в работе, полностью несет автор.

<sup>26</sup> Эластичности выпуска по капиталу и труду составили 0,3 и 0,7 соответственно.

работ отечественных авторов, относящихся к 1922–1965 гг., где делаются попытки измерять производительность труда «с учетом затрат прошлого труда».

Результаты декомпозиции темпов экономического роста с учетом СФП для ряда экономически развитых стран приведены в (Maddison 1991). В этой работе, в частности, дано обоснование нескольких гипотез:

- существенная доля темпов экономического роста ряда экономически развитых стран не объясняется приростом факторов и приходится на СФП;
- экономически развитые страны по доле СФП в темпах экономического роста в период 1973–1987 гг. могут быть разделены на две группы, причем в первой (Германия и Великобритания) СФП определяет большую долю экономического роста, чем прирост факторов, а во второй (Франция, Нидерланды и Япония) доминирует именно прирост факторов (*табл. 3.1*)<sup>27</sup> (Pentecost 2000, p. 319–320).

Построение временного ряда СФП для России, в котором были бы представлены периоды и плановой, и рыночной экономики, позволило бы определить, стала ли структура ее экономического роста после перехода к рынку ближе к структуре экономического роста ряда экономически развитых государств.

Кроме того, с помощью анализа динамики СФП можно было бы попытаться ответить на ряд других, специфических для стран с переходной экономикой вопросов. В частности, с чем связано неожиданное для исследователей<sup>28</sup> падение выпуска после либерализации цен в бывших социалистических странах и бывших республиках СССР – с сокращением использования факторов производства или с уменьшением прилагаемых усилий по поддержанию эффективности производства (СФП)?

Падение СФП в начальной стадии трансформационного периода, согласно результатам (De Broeck, Koen 2000; Eastrin, Urga 1997), является

---

<sup>27</sup> В исследовании экономического роста «азиатских тигров» в работе (Young 1995) показано, что в период с 1966 г. до начала 1990-х г. в этих странах рост также объяснялся в большей степени приростом факторов, а не СФП.

<sup>28</sup> Замедление экономического роста в СССР в 1970–1980-е гг. и в других социалистических странах объяснялось, в числе прочего, трудностями внедрения новых технологий, доминированием военно-промышленного комплекса, отсутствием стимулов у работников и, как следствие, невысоким ростом производительности труда – см. (Easterly, Fisher 1994), (Ofer 1987). В условиях отказа от планового механизма регулирования экономической жизни и либерализации цен ожидалось увеличение темпов экономического роста, однако в реальной действительности замедляющийся рост сменился спадом (Campos, Coricelli 2002).

почти общей особенностью стран с переходной экономикой, однако в некоторых государствах этой группы (Болгария, Польша, Словения) уже в период 1991–1997 гг. наблюдались положительные значения СФП. В (Campos, Coricelli 2002) на основе межстрановых сопоставлений (Eastrin, Urga 1997) сделано предположение, что устойчивые положительные значения СФП являются признаком завершения трансформационного периода в стране с переходной экономикой. Судя по результатам (De Broeck, Koen 2000), (Dolinskaya 2002), до 1997 г. включительно Россия в эту завершающую фазу еще не вступила. Однако положительные темпы прироста выпуска в России в период 1999–2001 гг., а также результаты оценок СФП в (Бессонов 2002а, с. 61–72) и (Gavrilencov 2002) дают основания предположить, что в этот период динамика СФП также могла претерпеть существенные изменения. Представляется важным проверить эту гипотезу.

Оценки этого показателя для России за период с 1971 г. до 1997 г. имеются в работе (De Broeck, Koen 2000), согласно которым с 1971 г. до 1990 г. доля прироста капитала в темпах роста составляла в среднем 70%, тогда как доля прироста труда оказалась равной 26%. В условиях перехода к рынку (1991–1997 гг.) падение реального выпуска на 80% объяснялось падением СФП и лишь на 20% – падением задействованных факторов. На основе этих результатов можно предположить, что трансформационный спад в большей степени был связан с падением эффективности производства, чем с падением использования факторов. Обращает на себя внимание и низкая в 1971–1990 гг. доля СФП – ее значение (4%) существенно меньше соответствующих значений, приведенных в *табл. 3.1*.

Актуальность построения оценок СФП для проверки и уточнения существующих результатов обусловлена следующими причинами. Во-первых, целесообразно оценить СФП за 1998–2001 гг. и встроить полученные результаты в сопоставимый ряд СФП за весь период плановой и рыночной экономики. Это позволит, в частности, проверить высказанную ранее гипотезу о соответствии динамики СФП в России поведению этого показателя в других странах с переходной экономикой. Во-вторых, представляется, что особенности учета динамики факторов производства в России в существующих работах не в полной мере приняты во внимание, что могло привести к существенным ошибкам в оценках и к качественно неверным выводам. Так, например, если допустить, что сведения Госкомстата России об основных фондах отражают падение доли использования производственных мощностей в период 1991–1997 гг. неудовлетворительно, то заключение о преобладающей роли сокращения эффективности в снижении выпуска, сделанное на основании оценок (De Broeck, Koen 2000), может оказаться недостаточно обоснованным.



В первой части настоящего раздела будут описаны особенности статистики занятости и капитала в России, а также указаны причины возможных смещений в данных Госкомстата и оценках, полученных на их основе. Как представляется, наиболее серьезные искажения связаны с несовершенством учета основных фондов (ОФ) и объясняются как изменением их относительных цен в течение всего рассматриваемого периода, так и прекращением использования части ОФ после 1991 г. из-за отсутствия спроса на производимую с их помощью продукцию (Полетаев 1997).

Таблица 3.1

**Факторы экономического роста ряда европейских стран**

		1913–1950		1950–1973		1973–1987	
		темпы прироста, %	доля в темпах прироста выпуска, %	темпы прироста, %	доля в темпах прироста выпуска, %	темпы прироста, %	доля в темпах прироста выпуска, %
1	2	3	4	5	6	7	8
Франция	труд	–0,17	–15	0,18	3	–0,25	–12
	капитал	0,65	57	1,84	37	1,49	69
	факторы в целом	0,48	42	2,02	40	1,24	57
	СФП	0,67	58	3,02	60	0,92	43
	выпуск	1,15	100	5,04	100	2,16	100
Германия	труд	0,38	30	0,15	3	–0,49	–27
	капитал	0,62	48	2,27	38	1,28	71
	факторы в целом	1,00	78	2,42	41	0,79	44
	СФП	0,28	22	3,50	59	1,01	56
	выпуск	1,28	100	5,92	100	1,80	100

Продолжение таблицы 3.1

1	2	3	4	5	6	7	8
Япония	труд	0,36	16	2,51	27	0,67	18
	капитал	1,21	54	2,93	32	2,28	61
	факторы в целом	1,57	70	5,44	59	2,95	79
	СФП	0,67	30	3,83	41	0,78	21
	выпуск	2,24	100	9,27	100	3,73	100
Нидерланды	труд	1,04	43	0,36	8	0,09	5
	капитал	1,05	43	1,96	41	1,21	64
	факторы в целом	2,09	86	2,32	49	1,30	68
	СФП	0,34	14	2,42	51	0,60	32
	выпуск	2,43	100	4,74	100	1,90	100
Великобритания	труд	0,12	9	0,01	0	-0,19	-10
	капитал	0,82	64	1,75	33	1,12	58
	факторы в целом	0,94	73	1,76	33	0,93	48
	СФП	0,35	27	3,50	67	1,01	52
	выпуск	1,29	100	5,26	100	1,94	100

Источник: Maddison 1991, Tables 5.10, 5.19.

Модель динамики ОФ, описанная во второй части, призвана сократить искажения, связанные с переоценками ОФ в период 1992–1997 гг. В основе модели – предположение, что срок службы основных фондов с момента ввода до момента выбытия, обусловленного его физическим износом, постоянен на всем временном интервале с 1961 по 2001 г. Рассматривается пять альтернативных схем выбытия ОФ на основе функций дожития. Параметры этих функций оцениваются на основе статистики ОФ Госкомстата и вводах ОФ за период до 1989 гг., а затем они используются для получения оценок ОФ до 2001 г. включительно.

Элиминирование искажения цен не обеспечивает учета сокращения использования ОФ в период трансформационного спада («заморажива-

ния»<sup>29</sup>. Для введения соответствующей поправки и получения оценки *эффективного капитала*<sup>30</sup> в третьей части раздела построена эконометрическая модель производственной функции (ПФ) Кобба–Дугласа. С ее помощью сделаны оценки того снижения объемов используемых ОФ, который призван объяснить уменьшение выпуска в период трансформационного спада 1991–1994 гг. Исходя из того, что процесс замораживания ОФ после 1994 г. в основном прекратился, и используя прежнюю модель выбытий, были определены значения ОФ для 1995–2001 гг. В результате был получен ряд ОФ, который в рамках сделанных предположений содержит оценки эффективного капитала без ценовых искажений.

В четвертой части раздела СФП оценивается на основе ПФ Кобба–Дугласа с единичной отдачей от масштаба и эластичностью выпуска по капиталу, принимающей значения 0,0; 0,3 и 0,5. Несмотря на различные первоначальные предпосылки в этом разделе и работах (De Broeck, Koen 2000), (Dolinskaya 2002), динамика СФП до 1997 г. оказалась близкой, а в период 1999–2001 гг. рост выпуска за счет СФП соответствует предположению (Campos, Coricelli 2002) о положительном значении СФП на завершающей стадии трансформационного периода.

### **3.1. Особенности статистики факторов производства в российской экономике**

#### **3.1.1. Занятость**

В официальных статистических публикациях за различные годы (Народное хозяйство СССР, Народное хозяйство РСФСР) до 1990 г. включительно приводятся данные о среднегодовой численности рабочих, служащих и колхозников. В Российском статистическом ежегоднике имеются данные о среднегодовой численности занятых с 1980 г., причем имеющиеся значения среднегодовой численности занятых в 1980, 1985 и 1990 гг. не соответствуют среднегодовой численности рабочих, служащих и колхозни-

---

<sup>29</sup> В работе предполагается, что ОФ «замораживались» в период трансформационного спада – 1991–1994 гг. Такие хронологические рамки обусловлены динамикой двух показателей: в эти годы падение выпуска и ввода основных фондов было наиболее интенсивным (см. *рис. 3.2 и 3.4*).

<sup>30</sup> Под эффективным капиталом здесь и далее будут пониматься те ОФ, которые задействованы для производства товаров и услуг, пользующихся спросом в условиях рыночной экономики.

ков за те же годы<sup>31</sup>. Таким образом, простое объединение рядов занятости за периоды до и после 1990 г. имеет определенную погрешность.

В настоящем разделе в качестве показателя занятости до 1990 г. включительно используется среднегодовая численность рабочих и служащих, а затем – среднегодовая численность занятых. Поскольку все оценки получены на основе динамического ряда темпов роста занятости, предполагается, что погрешность, связанная со сменой методики в период 1990–1991 гг., влияет на выводы незначительно.

На сегодняшний день в России разрабатываются и публикуются оценки уровня безработицы четырех типов по классификации экспертов Международной организации труда (МОТ):

- по результатам переписей населения или регулярных выборочных обследований рабочей силы;
- на основе официальных оценок, которые рассчитываются органами государственной статистики путем комбинирования данных из различных доступных источников;
- по регистрации в службах занятости;
- по численности лиц, получающих страховые выплаты по безработице.

Из указанных базовыми считаются два способа измерения: первый – *общей* безработицы и третий – *регистрируемой* безработицы. В России методы оценки общей безработицы разрабатываются Госкомстатом, регистрируемой – Министерством труда и социального развития (Вишневская, Гимпельсон, Захаров и др. 2002, с. 86–87).

До 1991 г. статистическая информация о масштабе общей безработицы отсутствовала. Регулярные обследования по проблемам занятости начали проводиться с осени 1992 г. Данные по регистрируемой безработице стали доступны с середины 1991 г. после принятия закона «О занятости населения в Российской Федерации» и учреждения Государственной службы занятости (Вишневская, Гимпельсон, Захаров и др. 2002, с. 86–87).

### 3.1.2. Основные фонды

Интенсивность современного использования ОФ, введенных в период до 1991 г., и динамика их выбытия изучены слабо (Campos, Coricelli 2002). Это связано, помимо прочего, с тем, что крайне остро стоит проблема сопоставимости стоимости ОФ до 1991 г. и в период 1992–2001 гг. (Бессонов 2002а, с. 76).

---

<sup>31</sup> Имеется расхождение на величину порядка 2 млн чел., что может быть объяснено тем, что данные о занятых в военно-промышленном комплексе и армии, до начала 1990-х гг. были закрытыми.

Для объяснения масштаба искажения данных Госкомстата, касающихся ОФ, необходимо оценить (Полетаев 1997):

- изменение во времени соотношений цен на различные виды инвестиционных товаров;
- долю ОФ, использование которых прекращено из-за отсутствия платежеспособного спроса на выпускаемую с их помощью продукцию.

Оба эти фактора так или иначе действуют не только в странах с переходной экономикой. Повсеместно накапливаются искажения в структуре цен на основной капитал по мере удаления по времени от момента их последней переоценки, а изменение рыночной конъюнктуры и развитие новых технологий заставляют предпринимателей выводить из производственного процесса вполне пригодное к эксплуатации оборудование. Специфика переходной экономики проявляется в том, что

- такие ценовые искажения становятся значительными в условиях, когда система статистического учета не приспособлена к их регистрации;
- смена гарантированного планового спроса со стороны государства на спрос рыночный приводит к резкому изменению его структуры, а значительная часть пригодного к использованию оборудования оказывается ненужной, поскольку не подходит для выпуска конкурентоспособной продукции<sup>32</sup>.

В статистической практике исследуемого периода для учета ОФ используются понятия *полной первоначальной стоимости*, *полной восстановительной стоимости* и *балансовой стоимости* ОФ (Иванов 1999, с. 245–246).

*Полная первоначальная стоимость ОФ* – фактическая стоимость ОФ на момент ввода в эксплуатацию, которая включает в себя весь объем затрат на сооружение или приобретение ОФ, а также расходы на транспортировку и монтаж оборудования.

*Полная восстановительная стоимость ОФ* – стоимость воспроизводства ОФ на определенную дату в современных условиях. Различия между первоначальной и восстановительной стоимостью ОФ зависят от изменения цен на их отдельные элементы. Для определения полной восстановительной стоимости ОФ проводятся их переоценки. За рассматриваемый период такие переоценки имели место в 1962, 1972, 1992, 1994, 1995, 1996 и 1997 гг., а также позднее на добровольной основе.

---

<sup>32</sup> Наличие гарантированного спроса со стороны государства в период плановой экономики позволяет в его хронологических рамках пренебречь замораживанием капитала, хотя и тогда, видимо, имел место вывод основных фондов из производства при том, что они продолжали числиться на балансе предприятий.

*Балансовая стоимость ОФ* – стоимость ОФ, по которой они учтены на балансе предприятия. ОФ, которыми располагали предприятия и организации до момента последней переоценки, учитываются по полной восстановительной стоимости, а та часть ОФ, которая была введена в действие после переоценки, учитывается по полной первоначальной стоимости (Иванов 1999, с. 245–246).

### **Изменение структуры цен на инвестиционные товары**

В (Шухгальтер 1991, с. 53–55) указан ряд причин, по которым к данным об ОФ, опубликованным Госкомстатом СССР «в сопоставимых ценах», следует относиться с осторожностью. Так, установлено, что объем ОФ и выбытия ОФ учитывались после 1984 г. в так называемых постоянных ценах 1973 г., а вводы – в постоянных ценах 1984 г. В результате, по приведенным в (Шухгальтер 1991) оценкам, к 1987 г. около 90% ОФ «в сопоставимых ценах 1973 г.» – это вводы в завышенных ценах 1984 г. Еще одной причиной искажения цен ОФ является высокая доля вводимого в период с середины 1970-х до середины 1980-х гг. импортного оборудования. Доля общих вложений на его приобретение в общем объеме капитальных вложений выросла с 15% в 1970 г. до 38% в 1985 г. Лишь в 1976–1980 гг. около половины удорожания ОФ приходится на импортную технику<sup>33</sup>. Наконец, в этот период были существенно завышены сметные цены строительства.

Искажение ценовой структуры ОФ в период после перехода к рыночной экономике представляется еще более существенным. Только в результате переоценок 1992–1996 гг. стоимость ОФ выросла в 4,3 тыс. раз (Иванов 1999, с. 247). В ходе переоценки 1997 г. допускались различные схемы определения восстановительной стоимости ОФ:

- по коэффициентам Госкомстата РФ;
- путем прямого пересчета и экспертных оценок;
- корректировкой стоимости ОФ при одновременной инвентаризации, когда предприятия имели право частично списывать морально устаревшее оборудование.

### **Замораживание ОФ в период трансформационного спада**

Замораживание ОФ в период трансформационного спада 1991–1994 гг. вызвано, как представляется, несоответствием структуры платежеспособного спроса и структуры предложения.

Это связано с тем, что экономический рост в условиях плановой экономики в СССР в большей степени определялся накоплением факторов про-

---

<sup>33</sup> В работе (Шухгальтер 1991) эта оценка дается со ссылкой на работу (Фальцман 1989).

изводства, чем технологическими изменениями (Ofer 1987). В структуре ОФ промышленности СССР в период до 1990 г. преобладали «тяжелые элементы» – тяжелые металлоконструкции и промышленные здания; росла доля металлоемкого и металлообрабатывающего оборудования. В то же время в США эта доля сокращалась. Аналогичные процессы происходили в строительстве (Шухгальтер 1991, с. 58–60).

Частичная инвентаризация ОФ промышленности, проведенная в СССР в 1986 г., показала, что 28% оборудования не соответствуют современному уровню и подлежат замене; 56% не соответствуют мировым стандартам, но пригодны с точки зрения общесоюзных стандартов, хотя требуют модернизации; и лишь 16% ОФ соответствуют мировому уровню. При этом приведенные оценки скорее завышают качество отечественного оборудования, чем его недооценивают<sup>34</sup>.

### *3.1.3. Учет специфики статистики факторов при оценке совокупной факторной производительности*

Попытка учесть завышенные оценки занятости и ОФ при вычислении СФП была сделана в (Dolinskaya 2002). Использовалась модифицированная ПФ из ПФ Кобба–Дугласа в виде

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + (1-\alpha) \left( \frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{u}^L}{u^L} \right) + \alpha \left( \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\dot{u}^K}{u^K} \right), \quad (3.1)$$

где  $Y$  – выпуск;  $K$  и  $L$  – ОФ и занятость соответственно;  $\alpha$  – эластичность выпуска по капиталу;  $u^K$  и  $u^L$  – доли от имеющегося объема ОФ и общего числа от занятых, фактически задействованные в экономике. Темпы прироста этих долей моделировались с помощью оцененных парных регрессий следующего вида<sup>35</sup>:

$$\frac{\dot{u}^L}{u^L} = 0,12 \frac{\dot{Y}}{Y}, \quad R^2 = 0,56, \quad (3.2)$$

$$\frac{\dot{u}^K}{u^K} = 0,75 \frac{\dot{Y}}{Y}, \quad R^2 = 0,42. \quad (3.3)$$

<sup>34</sup> В работе (Шухгальтер 1991) приводятся данные из (Материально-техническое обеспечение народного хозяйства СССР 1989, с. 218–219).

<sup>35</sup> В скобках – стандартные отклонения оценок коэффициентов. Здесь и далее предполагается, что эконометрические оценки уравнений с производными по времени осуществляются в конечных разностях.

Для определения зависимой переменной в (3.2) применялись данные о безработице, укороченных рабочих днях и отпусках без сохранения содержания за период 1993–1997 гг., а в (3.3) – данные о неполном использовании оборудования, полученные на основе результатов опросов руководителей промышленных предприятий в период 1992–1997 гг. Такой подход позволил получить согласованные с работой (De Broeck, Koen 2000) оценки СФП.

В работе автор не приводит каких-либо экономических обоснований используемой им гипотезы о том, что темпы прироста долей используемых факторов должны быть пропорциональны темпам прироста выпуска, а статистическая значимость зависимостей (3.2) и (3.3) не может быть проверена на основании приводимых в работе значений коэффициентов детерминации  $R^2$ , поскольку их использование в регрессиях без свободного члена затруднено (Greene 2000, с. 240–241). При этом следует отметить, что, судя по приведенным значениям стандартных отклонений, параметры регрессий все-таки являются статистически значимыми.

Еще одним фактором, ухудшающим качество полученных оценок, на которые указывается в (Dolinskaya 2002), является небольшое количество имеющихся годовых наблюдений.

### **3.2. Модель динамики основных фондов на основе различных функций дожития**

В отличие от эконометрической корректировки динамики факторов для оценки СФП, предложенной в (Dolinskaya 2002), имеется возможность скорректировать некоторые искажения непосредственно в первоначальной статистической информации.

В первом приближении предполагается ослабить искажения динамики ОФ, связанные с переоценками 1992–1997 гг.

#### **3.2.1. Построение модели**

За основу модели динамики ОФ взята методика, предложенная в работе, выполненной специалистами департамента Национальных счетов Центрального статистического бюро Нидерландов<sup>36</sup> (Meinen, Verbiest, de Wolf 1998).

Предполагается, что запас ОФ на конец года  $t$ , введенных в год  $i$  ( $K_{t,i}$ ), равен

$$K_{t,i} = S(t-i+1) \cdot I_i, \quad (3.4)$$

---

<sup>36</sup> Centraal Bureau voor de Statistiek (SBC).



где  $I_i$  – стоимость ОФ, введенных в действие в год  $I$ ;  $S(x)$  – функция дожития, которая представляет собой вероятность того, что ОФ перестанут использоваться в производстве вследствие физического износа через  $x$  лет после их ввода.

Выбытия ОФ в течение года  $t$ , введенных в год  $i$  ( $R_{t,i}$ ), могут быть получены так:

$$R_{t,i} = K_{t-1,i} - K_{t,i}. \quad (3.5)$$

В качестве функций дожития использовались те же зависимости, что и (Meinen, Verbiest, de Wolf 1998):

- функция непрерывной инвентаризации (Perpetual Inventory Method,  $S_{PIM}$ )<sup>37</sup>:

$$S_{PIM} = \begin{cases} 1, t \in [0, d]; \\ 0, t > d. \end{cases} \quad \text{причем } t \geq 0;$$

- лаговая линейная (Delayed Linear,  $S_{DL}$ );

$$S_{DL}(t) = \begin{cases} 1, t \in \left[0, d - \frac{\Delta}{2}\right]; \\ -\frac{t - (d + \frac{\Delta}{2})}{\Delta}, t \in \left[d - \frac{\Delta}{2}, d + \frac{\Delta}{2}\right]; \text{ причем } t \geq 0, \Delta > 0; \\ 0, t > d + \frac{\Delta}{2}. \end{cases}$$

- гиперболическая (Hyperbolic,  $S_{Hyp}$ )

$$S_{Hyp}(t) = \begin{cases} \frac{T-t}{T-\beta t}, t \in [0, T]; \\ 0, t > T \end{cases} \quad \text{причем } T = \frac{d\beta^2}{(\beta + (1-\beta)\ln(1-\beta))},$$

$$t \geq 0, 0 < \beta < 1;$$

---

<sup>37</sup> В скобках через запятую приводится название функции на английском языке и сокращение, которое будет использоваться для ее обозначения в дальнейшем.

- логистическая (Logistic,  $S_{Log}$ )

$$S_{Log}(t) = \frac{1}{C} \left( 1 + \frac{e^{\alpha(d-t)} - e^{-\alpha(d-t)}}{e^{\alpha(d-t)} + e^{-\alpha(d-t)}} \right), \quad t \geq 0, \text{ где } C = 1 + \frac{e^{ad} - e^{-ad}}{e^{ad} + e^{-ad}}, \alpha > 0;$$

- Вейбулла (Weibull,  $S_{Wei}$ )

$$S_{Wei}(t) = \exp(-(\lambda t)^\alpha), \text{ где } \lambda = \frac{1}{d} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right), \text{ причем } t \geq 0, \alpha > 0.$$

Графики функций приведены на *рис. 3.1*.

Одним из параметров функции дожития является ожидаемый срок службы оборудования ( $d$ ). В (Meinen, Verbiest, de Wolf 1998) оценка этой величины определяется по данным регулярных промышленных переписей, которые в Нидерландах проводятся в каждой отрасли раз в пять лет. Значения других параметров функций берутся определенными и фиксированными.

В связи с тем, что систематические централизованные регулярные переписи предприятий всех отраслей промышленности не проводятся, для оценки параметров функций дожития в данном разделе используется другой подход. Вводится предпосылка о постоянстве функции дожития  $S(t, d, \gamma)$ <sup>38</sup> на протяжении всего исследуемого периода, а ее параметры оцениваются таким образом, чтобы полученный с ее помощью модельный ряд ОФ  $\hat{K}_t$  как можно точнее соответствовал фактическому ряду ОФ в сопоставимых ценах  $K_t$  в период 1959–1989 гг.:

$$\begin{pmatrix} \hat{d} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} = \arg \min_{(d, \gamma) \in \Omega} RSS(d, \gamma); \quad (3.6)$$

$$RSS(d, \gamma) = \sum_{t=t_0}^{t_1} \left( K_t - \hat{K}_t(d, \gamma) \right)^2; \quad (3.7)$$

$$\hat{K}_t(d, \gamma) = \sum_{i=t-d}^t S(t-i+1, d, \gamma) \cdot I_i \quad (3.8)$$

где  $\Omega = \{d > 0; \gamma\}$ <sup>39</sup>,  $t_0 = 1959$ ;  $t_1 = 1989$ ;  $I_t$  – ввод ОФ в год  $t$ <sup>40</sup>.

<sup>38</sup> Параметр  $\gamma$  отсутствует в функции  $S_{PM}$ ;  $\gamma(S_{DL}) = A$ ;  $\gamma(S_{Hyp}) = \beta$ ;  $\gamma(S_{Log}) = \alpha$ ;  $\gamma(S_{Wei}) = \alpha$  (см. вид функций дожития выше в тексте).

<sup>39</sup> Множество  $\Omega$  определено для каждой функции дожития выше.

<sup>40</sup> Если для оценки ОФ требовалась информация о вводах, осуществленных ранее года  $t_0$ , то такие вводы, как и в (Meinen, Verbiest, de Wolf 1998), считались постоянными.

Гипотеза о постоянстве функции дожития на протяжении всего временного интервала, в частности, означает, что срок службы ОФ остается постоянным, причем по его истечении ОФ физически разрушаются. Такое предположение представляется достаточно строгим. Однако на этом этапе трудно предположить, как должен измениться ожидаемый срок службы ОФ после перехода от экономики плановой к рыночной. С одной стороны, он может возрасти, поскольку в условиях ограниченных инвестиционных возможностей предприятия будут продолжать эксплуатировать оборудование до его полного разрушения, тогда как в условиях плановой экономики его бы списали и заменили новым<sup>41</sup>. С другой стороны, он может уменьшиться, поскольку ненужный, но еще пригодный к эксплуатации станок в рыночных условиях продадут на вторичном рынке<sup>42</sup>.

Сложность в получении сопоставимых оценок объемов ОФ в периоды плановой и рыночной экономики связана с кардинальным различием их микроэкономических условий. Так, причины, по которым предприятиям было выгодно списывать ОФ со своего баланса в условиях плановой и в условиях рыночной экономики, существенно различаются. Например, до 1991 г. в расчете на централизованное выделение новой техники предприятиям могло быть выгодно списывать ОФ, даже не выработавшие свой срок амортизации. В то же время в условиях рынка непригодный к работе, но не выработавший амортизационного срока станок скорее всего списан не будет, поскольку его сохранение на балансе предприятия и продолжение начисления амортизации позволяет уменьшить налоговые платежи<sup>43</sup>. Возможность обойти эти различия с помощью гипотезы о постоянстве физических характеристик ОФ служит важным аргументом в ее пользу.

Для получения модельного ряда ОФ по соотношениям (3.6)–(3.8) необходимы ряды ОФ  $K_t$  и вводов  $I_t$  в сопоставимых ценах, причем значения  $K_t$  и  $I_t$  для некоторого года  $t$  должны быть также сопоставимы между

---

ными, причем их значение определялось таким образом, чтобы с использованием конкретной функции дожития оценка ОФ для 1959 г. совпадала со значением  $K_{1959}$ .

<sup>41</sup> По данным выборочного обследования инвестиционной активности промышленных предприятий, проведенного в 2001 г. (Статистический бюллетень 2003), именно физическая изношенность является основной причиной ликвидации оборудования. Следующей по значимости причиной оказалась его экономическая неэффективность.

<sup>42</sup> Существующая практика статистического и бухгалтерского учета такова, что если станок, давно выработавший свой амортизационный срок, продается одним предприятием другому, то у первого он будет учтен как выбытие, а у второго – как ввод нового.

<sup>43</sup> При этом несколько возрастает налог на имущество.

собой. В публикациях Госкомстата имеются данные об ОФ в сопоставимых ценах 1973 г., тогда как данные о вводах в тех же ценах не приводятся. В то же время опубликованы данные о темпах роста вводов за период 1951–2001 гг. ( $I_t^{rel}$ ).

Если допустить, что известно значение  $I_0 = I_{1950}$  в сопоставимых ценах 1973 г., то автоматически становятся известны требуемые значения вводов  $I_t$ :

$$I_t(I_0) = I_0 \prod_{i=1}^t I_i^{rel}, \quad (1951 \leq t \leq 2001). \quad (3.9)$$

Оценка  $I_0$  в сопоставимых ценах 1973 г. получена с помощью коэффициентов обновления ОФ ( $k_\tau \tau \in T$ )<sup>44</sup>, опубликованных в (Российский статистический ежегодник 2001), следующим образом<sup>45</sup>:

$$\hat{I}_0 = \arg \min_{I_0} \sum_{t \in T} \left( \hat{k}_t(I_0) - k_t \right)^2, \quad (3.10)$$

$$\hat{k}_t(I_0) = \frac{I_t(I_0)}{K_t}. \quad (3.11)$$

Результаты оценки параметров функций дожития в соответствии с моделью (3.6)–(3.11) приведены в *табл. 3.2*, а значения оценок коэффициентов обновления (3.11) и объемов ОФ, полученных с помощью (3.6)–(3.11) для различных функций дожития – в Приложении 2 (*табл. П2-1*).

<sup>44</sup>  $T = \{\tau: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1991, \dots, 2001\}$ .

<sup>45</sup> Аналогичная задача в (Шухгальтер 1991) решена иначе. Там предполагается монотонное изменение коэффициента обновления внутри пятилетий, для которых не было известно его значение – например, между 1970 г. и 1975 г.

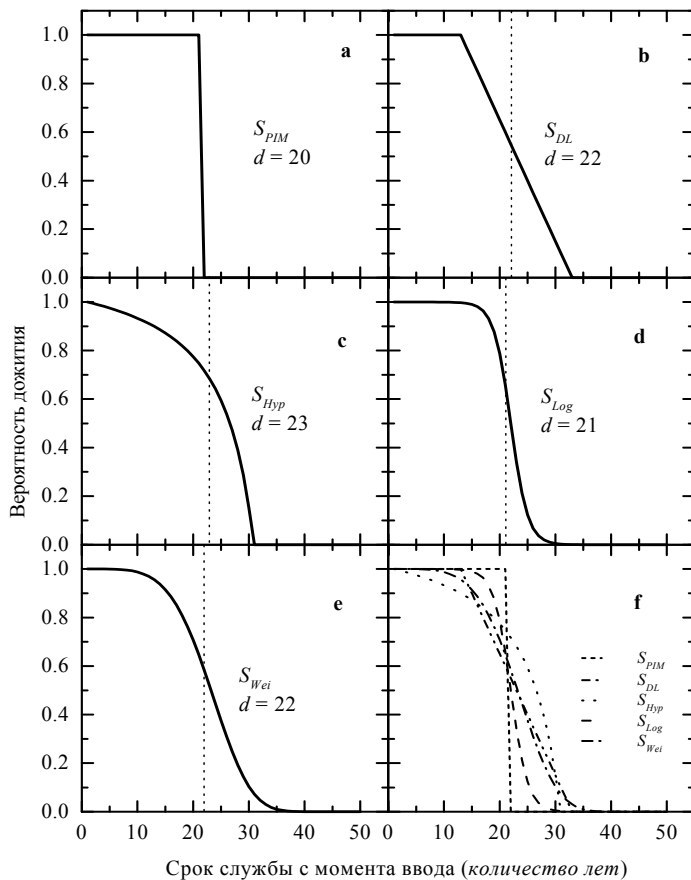


Рис. 3.1. Функции дожития. Параметры функций дожития приведены в табл. 3.2; аналитический вид – в разделе 3.2.1; а. – функция непрерывной инвентаризации  $S_{Pim}$ ; б. – лаговая линейная функция  $S_{DL}$ ; в. – гиперболическая функция  $S_{Hyp}$ ; г. – логистическая функция  $S_{Log}$ ; д. – функция Вейбулла  $S_{Wei}$ ; е. – взаимное расположение функций

## Оценки параметров функций дожития

Тип функции дожития	Ожидаемый срок службы оборудования ( $d$ , лет)	Дополнительный параметр функции дожития ( $\gamma$ )	$RSS(d, \gamma)$
$S_{PIM}$	20	–	169
$S_{DL}$	22	20	105
$S_{Hyp}$	23	0,8336	93,8
$S_{Log}$	21	0,3272	131
$S_{Wei}$	22	4,4449	106

## 3.2.2. Интерпретация полученных результатов

На *рис. 3.2a* приведены результаты оценки ОФ с помощью модели (3.6)–(3.11) и функции дожития  $S_{PIM}^{46}$ . Отметим следующие результаты моделирования.

1. Ряды ОФ  $K_t$  и модельного ряда ОФ  $\hat{K}_t$  в интервале 1959–1989 гг. практически совпадают, что дает возможность объяснить динамику фондов простым временным лагом в 20 лет между вводами и выбытиями.

2. Если предположить, что тот же механизм выбытия сохраняется после 1989 г., то наблюдающееся падение моделируемых значений объемов ОФ может быть вызвано нарастающими масштабами выбытий, соответствующими росту вводов с лагом в 20 лет, и резко уменьшившимися вводами на текущий момент (см. *рис. 3.2a – 3.2b*).

3. В отличие от данных Госкомстата за период 1991–2001 гг., полученный ряд ОФ  $K_t^{PIM}$  лучше объясняет наблюдавшийся до 1998 г. спад выпуска (см. *рис. 3.4*).

4. Ожидаемый срок службы оборудования по данным об ОФ и вводах 1959–1989 гг. находится в интервале от 20 до 23 лет, в зависимости от использованной функции дожития (*табл. 3.2*). Этот результат целесообразно соотнести с результатами, полученными ранее на основании данных пере-

<sup>46</sup> Для других функций дожития динамика ОФ, вводов и выбытий в интервале 1959–1989 гг. будет аналогичной. Функция дожития  $S_{PIM}$  выбрана из соображений лучшей наглядности и простоты интерпретации, хотя с точки зрения точности описания данных предпочтительнее функция  $S_{Hyp}$  (см. *табл. 3.2*), поскольку ей соответствует минимальное значение  $RSS$ .

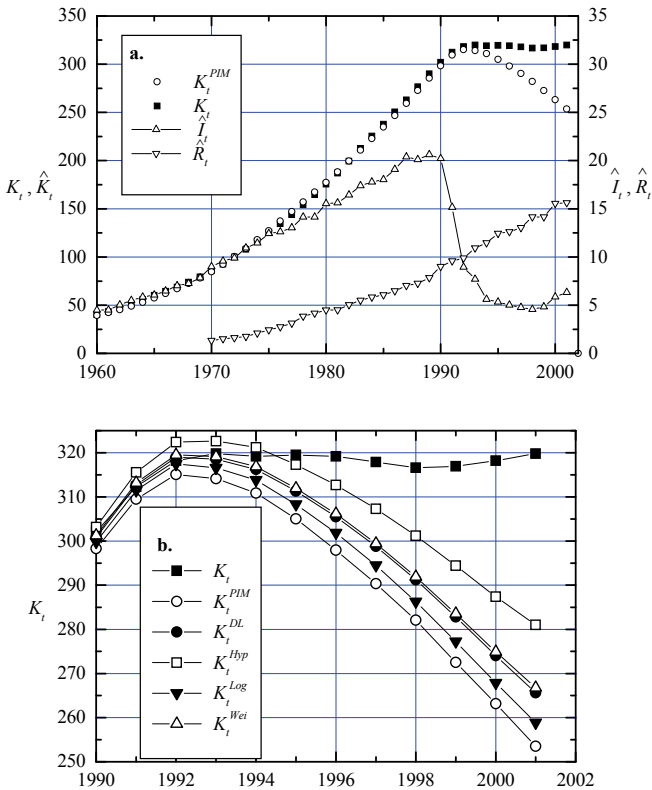
писи основных фондов. Так, средний срок службы оборудования в промышленности, строительстве и сельском хозяйстве<sup>47</sup>, вычисленный на основе данных о выбытиях в переписях промышленных предприятий 1962 г. и 1972 г., составил 18,3 года (Кваша 1979, с. 69). К сожалению, аналогичной информации для периода рыночной экономики в литературе обнаружить не удалось. Имеются лишь сведения о возрастной структуре действующего оборудования. Так, по результатам выборочного обследования инвестиционной активности промышленных предприятий, проведенного Госкомстатом в 2002 г., средний срок службы в промышленных организациях составил 21 год; в крупных и средних предприятиях он приближается к 22 годам (Статистический бюллетень 2003, с. 30). Соотнесение данных переписи ОФ с результатами выборочного обследования с интервалом в три десятка лет позволяет предположить, что средний срок службы ОФ в промышленности несколько вырос и потому оценка среднего срока службы вплоть до выбытия 20–23 года за период 1959–1989 гг. представляется допустимой.

5. Все функции дожития с учетом оцененных параметров (*табл. 3.2, рис. 3.1*) имеют одну общую особенность – небольшую долю выбытий в первые годы службы. Поскольку множество параметров функций дожития, на котором осуществлялась оптимизация, допускало и качественно иную динамику выбытий<sup>48</sup>, полученный вид кривых может отражать экономическую природу этого явления и требует содержательного объяснения.

---

<sup>47</sup> При этом не учтены сфера услуг, транспорт, связь, торговля и снабжение.

<sup>48</sup> См. Приложение 1 к настоящему разделу, *рис. III-1* – графики функции дожития Вейбулла при  $d = 22$  и различных значениях параметра.



Источник:  $K_t$  – Госкомстат России; прочие – Приложение 2 к данному разделу, табл. П2-1.

Рис. 3.2. Моделирование динамики основных фондов. а. Динамика ОФ в постоянных ценах ( $K_t$ ), оценки ОФ, полученной с помощью функции дожития  $S_{PIM}(K_t^{PIM})$ , вводов, полученных с помощью (3.9)–(3.11) ( $I_t^{\hat{}}$ ) и выбытий (3.5) ( $R_t^{\hat{}}$ ). б. Альтернативные оценки ОФ в период с 1990 г. до 2002 г. Госкомстата ( $K_t$ ) и полученные с помощью различных функций дожития ( $K_t^{PIM}$ ,  $K_t^{DL}$ ,  $K_t^{Hyp}$ ,  $K_t^{Log}$ ,  $K_t^{Wei}$ )



Интерпретация здесь может быть предложена следующая: значительную долю ОФ составляет стоимость зданий и сооружений с большим сроком службы и замедленным выбытием. В пользу такого объяснения говорят и данные Госкомстата: на начало 2002 г. в общем объеме ОФ основного вида деятельности крупных и средних коммерческих и некоммерческих организаций доля зданий и сооружений составляет 70%, машин и оборудования – 21%, транспортных средств – 7% (Статистический бюллетень 2003, с. 20).

6. К 2001 г. лишь около 30% ОФ составляют ОФ, введенные после 1990 г. в рыночных условиях (*рис. 3.3*).

### 3.3. Модель динамики эффективного капитала

Полученные в подразделе 3.2 оценки динамики ОФ в период 1991–2001 гг. «по построению» отражают те изменения в запасах ОФ, которые имели бы место, если бы вводы в этот период были такими же, какими были на самом деле, а переоценок 1992–1997 гг. бы не проводилось. При этом ценовая структура ОФ оставалась такой, какой она сложилась к моменту переоценки 1972 г., а к 2001 г. доля новых, введенных после 1990 г. и имеющих рыночную оценку ОФ, составляла лишь около 30%. Такой временной ряд по сравнению с оценками ОФ Госкомстата лучше объясняет падение выпуска после 1990 г., хотя по-прежнему никак не учитывает эффект «замораживания» ОФ.

Резкое падение темпов роста выпуска (*рис. 3.4*) и падение вводов (*рис. 3.2а*) после 1990 г. с их последующим выходом на некоторый более-менее постоянный уровень позволяет выделить период трансформационного спада – 1991–1994 гг.<sup>49</sup> Если допустить, что

---

<sup>49</sup> Выпуск представляет собой до 1989 г. включительно произведенный национальный доход (Российский статистический ежегодник), а после 1990 – индекс промышленного производства (ИПП) (Бессонов 2000), (Бессонов 2002а). Строго говоря, такие данные плохо сопоставимы, однако в условиях смены в рассматриваемый период системы статистического учета с некоторой потерей сопоставимости приходится мириться. После 1990 г. предпочтение было отдано именно ИПП, поскольку этот показатель, как и национальный доход до 1990 г, в первую очередь отражает динамику выпуска промышленного производства.

Более корректным было бы использование ретроспективных данных о ВВП России в период 1961–1990 гг., опубликованных в (Пономаренко 2002), однако оценки производственных функций (12) и (13), построенные на их основе, оказались плохими с точки зрения теста Чоу на устойчивость прогноза.

- именно в этот период перестали использоваться те ОФ, которые предназначены для выпуска продукции, не пользующейся на рынке спросом;
- все ОФ, введенные после 1990 г., уже были предназначены для выпуска востребованной продукции;
- то можно оценить долю ОФ в общем объеме ОФ, введенных до 1991 г., которые были заморожены в период трансформационного спада.

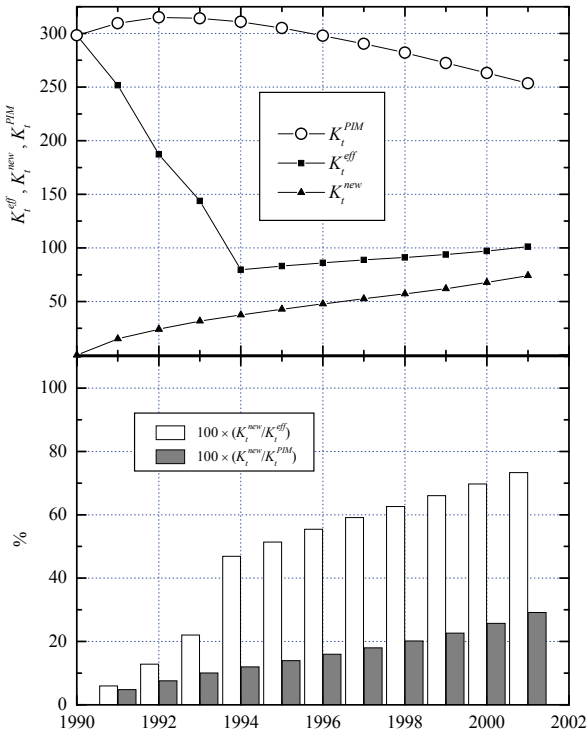
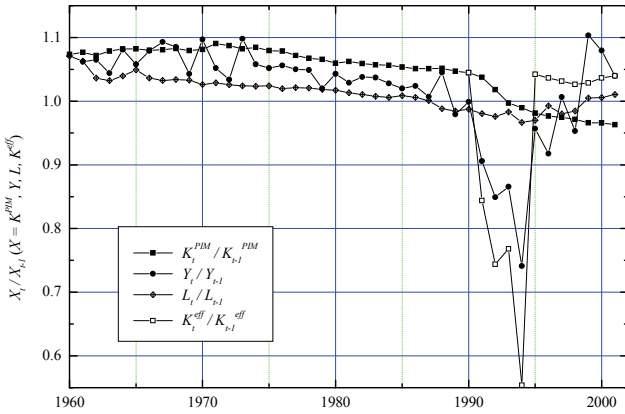


Рис. 3.3. Доля основных фондов, введенных после 1990 г., в общем объеме ОФ (оценка  $K_t^{PIM}$ ) и эффективных ОФ  $K_t^{eff}$ , полученных на основе оценки  $K_t^{PIM}$  (на верхнем графике 1972 г. =100)



Источник:  $Y_t$  – Госкомстат, (Бессонов 2002);  $L_t$  – Госкомстат.

Рис. 3.4. Темпы роста основных фондов  $K_t^{PIM}$ , выпуска  $Y_t$ , занятости  $L_t$  и эффективного капитала  $K_t^{eff}$

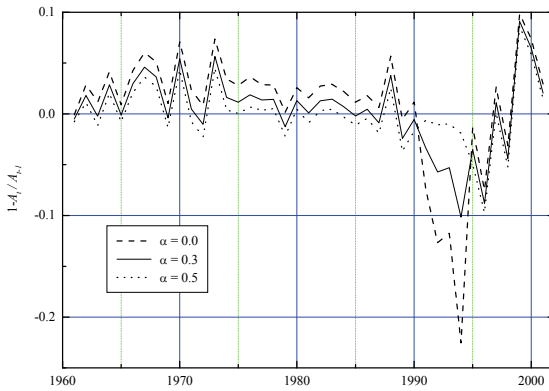


Рис. 3.5. Динамика СФП  $A_t/A_{t-1}$  для различных значений эластичности выпуска по капиталу

«Сшивка» полученной таким образом оценки ОФ в 1994 г. с механизмом выбытий ОФ, описанном в подразделе 3.2, и позволит получить динамику *эффективного капитала* ( $K_t^{eff}$ )<sup>50</sup>.

### 3.3.1. Оценка сокращения объема основных фондов в период трансформационного спада 1991–1994 гг.

Для получения оценки объема эффективного капитала вводится предпосылка о том, что именно замораживанием ОФ объясняется спад выпуска во время трансформационного периода. На самом деле, видимо, отчасти это падение связано с ростом скрытой безработицы, с сокращением СФП, а также действием ряда других факторов, учет которых и, соответственно, ослабление сделанного предположения потребует отдельного исследования.

По наблюдениям за период с 1961 до 1989 г. была оценена производственная функция Кобба–Дугласа в темпах в виде

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \beta_2 \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) \quad (3.12)$$

для различных функций дожития<sup>51</sup>. Коэффициенты  $\beta_0$  и  $\beta_2$  оказались статистически незначимы. В качестве альтернативной выбрана модель

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + (1 - \beta_1) \left(\frac{\dot{L}}{L}\right), \quad (3.13)$$

соответствующая случаю единичной отдачи от масштаба и отсутствия роста выпуска, связанного с развитием технологий производства. Хотя с точки зрения теста Уолда (Wald) модель (3.13) не обладает значительной объясняющей силой по сравнению с (3.12), она оказалась предпочтительнее из-за отсутствия автокорреляций, а также возможности получения статистически устойчивого прогноза.

Основным недостатком функции Кобба–Дугласа являются связанные с ней жесткие экономические предпосылки: постоянство и равенство единице эластичности замещения факторов на всем периоде с 1961 до 1989 гг.

С помощью этой модели была сделана оценка ОФ в период трансформационного спада, объясняющего наблюдавшееся падение выпуска в соот-

---

<sup>50</sup> Понятие эффективного капитала определено ранее (см. сноску 30).

<sup>51</sup> Результаты эконометрической оценки уравнений (3.12) и (3.13) см. в Приложении 3 к настоящему разделу.

ветствии с методикой построения прогноза независимой переменной, предложенной в (Fieller 1944).

Оценка динамики эффективного капитала в период трансформационного спада 1991–1994 гг., полученная таким образом, представлена на *рис. 3.3* и в Приложении 4 к данному разделу (*табл. П4-1*).

### 3.3.2. Динамика эффективного капитала в период 1995–2001 гг.

Предполагается, что объем эффективного капитала в период трансформационного спада 1991–1994 гг. складывается из двух составляющих: некоторой части ОФ, введенных до 1991 г., и вводов рассматриваемого периода. Предполагается также, что 1994 г. был последним, когда в формировании ОФ доминировало «замораживание» капитала – с 1995 г. ОФ стали формироваться с той же функцией дожития, которая работала до 1990 г, т. е. выбытия снова стали определяться физическими характеристиками капитала.

Для обеспечения непрерывности временного ряда ОФ необходимо ввести условие равенства значения ОФ  $K_t^{eff}$  для 1994 г., полученного с помощью (3.13), и оценки ОФ  $K_t^*$  для 1994 г., вычисленной с помощью модели (3.6)–(3.11). При этом в модели (3.6)–(3.11) необходимо учесть, что выбытия после 1994 г. должны определяться не только вводами предшествующих периодов, но и замороженным капиталом, поскольку некоторая часть ОФ, которая должна была бы выбыть, была уже заморожена и исключена из производства. Такая поправка сделана с помощью введения коэффициента  $w$ , который определяет долю вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала.

Модификации необходимо подвергнуть только (3.8):

$$K_t^*(\hat{d}, \hat{\gamma}, w) = \sum_{i=t_0-d}^t S(t-i+1; \hat{d}, \hat{\gamma}) \cdot I_i^*, \quad (t \geq 1994), \quad (3.14)$$

$$I_i^* = \begin{cases} wI_i, & i \in [t_0, 1990] \\ I_i, & i \in [1991, t] \end{cases} \quad (3.15)$$

Условие «сшивки» имеет вид

$$K_t^*(\hat{d}, \hat{\gamma}, w) = K_t^{eff}, \quad t = 1994 \quad (3.16)$$

и из него определяется оценка  $w$ . Значения этих оценок для различных функций дожития приведены в *табл. 3.3*.

Таблица 3.3

**Доля вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала для различных функций дожития**

	$S_{PM}$	$S_{DL}$	$S_{Typ}$	$S_{Log}$	$S_{Wei}$
$\hat{w}$	0,1578	0,1460	0,1333	0,1542	0,1438

Таким образом, в рамках модели (3.6), (3.7), (3.9)–(3.11), (3.13), (3.14) доля вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала, составила, в зависимости от используемой функции дожития, 13–16%. Этот результат может быть соотнесен с оценкой доли ОФ в 16%, соответствующих общемировым стандартам, которая была получена в результате частичной инвентаризации машин и оборудования в промышленности СССР, проведенной в 1986 г.<sup>52</sup>

В условиях рыночной экономики российской промышленности пришлось конкурировать с мировой не только на внешнем, но и на внутреннем рынке, и это привело к замораживанию тех ОФ, которые не соответствовали общемировым стандартам.

Результаты моделирования эффективных ОФ в период до 2001 г. представлены на *рис. 3.3а, 3.4* и в Приложении 4 к настоящему разделу. Некоторый рост эффективных ОФ в рамках модели объясняется тем, что из-за замораживания значительной части ОФ масштаб выбытий существенно уменьшился, а вводы ОФ остались прежними, причем их значения превысили объемы выбытий.

Другим следствием учета замороженного капитала стало значительное увеличение доли ОФ, введенных после 1990 г., в общем объеме ОФ 2001 г. с 29% до 74% (*рис. 3.3б*). Однако такая неожиданно высокая доля новых ОФ (почти 75%) не является свидетельством их быстрого физического обновления почти на три четверти по двум причинам. Во-первых, покупка старых ОФ на вторичном рынке также учитывается как ввод<sup>53</sup>. Во-вторых,

<sup>52</sup> С оговоркой, что при этом предполагается примерное соответствие между структурой вводов в этот период и структурой ОФ. См. раздел «Замораживание ОФ в период трансформационного спада».

<sup>53</sup> См. сноску 41. Другое дело, что такое перераспределение может рассматриваться как переход какого-либо элемента ОФ в состояние эффективного капитала – он был продан там, где оказался ненужным, и куплен для производства востребованной на рынке продукции. Таким образом, речь идет скорее о структурном, нежели о физическом обновлении.

именно ОФ «взяли на себя» в рамках модели весь спад выпуска в период 1991–1994 гг. и потому полученная оценка – скорее оценка сверху.

### 3.4. Оценка совокупной факторной производительности

Динамика темпов роста выпуска, занятости и эффективного капитала представлена на *рис. 3.4*. Для вычисления СФП использовалась производственная функция (ПФ) Кобба–Дугласа с единичной отдачей от масштаба и значениями эластичности выпуска по капиталу  $\alpha$  в интервале от 0,0 до 0,5.

При определении  $\alpha$  разные авторы используют различные значения. В работе (Solow 1957) при определении СФП для США использовалось значение  $\alpha = 0,3$ . То же значение выбрано в (Dolinskaya 2002) для России на основании, как указано в работе, неопубликованных исследований по данным субъектов Российской Федерации<sup>54</sup>. То же значение используется в (De Broeck, Koen 2000). В работе (Easterly, Fisher 1994), в которой рассматривается период 1970–1990 гг., указывается, что эластичность выпуска по капиталу в развивающихся странах выше, чем в развитых, а поскольку СССР, по мнению авторов, скорее относился к развивающимся странам, они предпочли оценку эластичности  $\alpha = 0,4$ .

В настоящей работе вопрос о том, какая должна быть эластичность выпуска по капиталу для России, дополнительно не рассматривается. Вместо этого учитывается некоторый диапазон эластичностей, что позволяет оценить чувствительность оценок СФП к изменениям этого параметра. Для сопоставления полученных результатов с оценками других авторов принималось выбранное в их работах значение эластичности.

Результаты вычисления СФП для  $\alpha = \{0,0; 0,3; 0,5\}$  и ОФ, построенных на основе различных функций дожития, представлены на *рис. 3.6*, а отдельно для функции дожития  $S_{PIM}$  – на *рис. 3.5*. Динамика СФП для всех функций дожития качественно имеет схожее поведение: участки с близким поведением кривых, соответствующих различным значениям  $\alpha$  в интервалах 1961–1990 гг. и 1995–2001 гг., и значительную зависимость от  $\alpha$  в интервале 1991–1994 гг. Чувствительность динамики СФП к  $\alpha$ , как представляется, зависит прежде всего от решения вопроса, чем в большей степени объясняется падение выпуска в период трансформационного спада 1991–1994 гг. – замораживанием ОФ или общим падением эффективности производства. Если допустить, что эластичности труда и капитала примерно одинаковы, то падение выпуска произошло в основном за счет изменения структуры спроса при переходе к рынку и замораживанию капитала. Если

---

<sup>54</sup> Subnational regions.

же эластичность капитала близка к нулю, то за счет общего падения эффективности производства, одной из причин которого может быть разрушение старых хозяйственных связей.

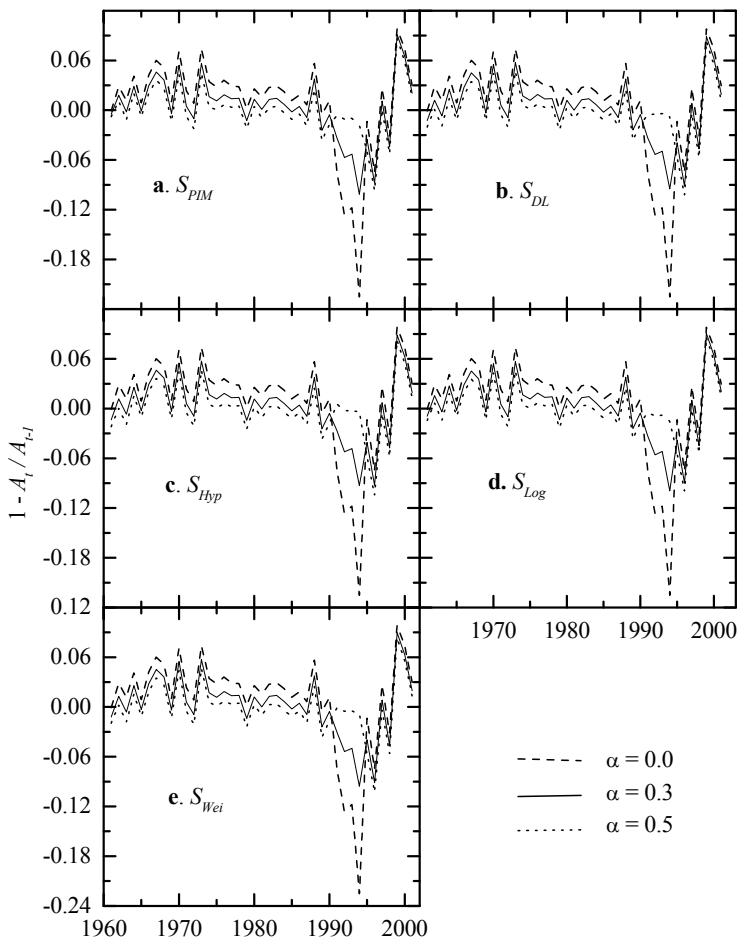


Рис. 3.6. Динамика СФП для различных функций дожития и значений эластичности выпуска по капиталу  $\alpha$



Усредненные значения СФП, выпуска и вклада факторов с учетом эластичностей по капиталу и труду 0,3 и 0,7 соответственно приведены в *табл. 3.4*.

В среднем за весь рассматриваемый период 1961–2001 гг. ростом факторов объясняется в среднем 84% темпов экономического роста, тогда как на СФП приходится 16%. Такое значение в сопоставлении с аналогичными показателями для США и экономически развитых стран<sup>55</sup> оказалось наименьшим. При этом важно отметить, что если в период 1961–1990 гг. значительная часть экономического роста в России объяснялась ростом факторов, то начиная с 1991 г. доля СФП существенно возросла. Таким образом, структура экономического роста после перехода к рыночной экономике стала больше соответствовать структуре экономического роста ряда экономически развитых государств.

*Таблица 3.4*

**Усредненные значения СФП, выпуска и вклада факторов с учетом эластичностей по капиталу и труду 0,3 и 0,7 соответственно**

	Годовые темпы прироста выпуска, средние за период, %	Вклад в выпуск, %	Значение СФП, среднее за период%	Вклад в выпуск, %	Темпы прироста выпуска за счет факторов производства, средние за период, %	Вклад в выпуск, %
1961–2001	2,06	100	0,34	16	1,72	84
1961–1974	6,78	100	1,91	28	4,87	72
1975–1984	4,02	100	0,94	23	3,08	77
1986–1990	1,24	100	0,03	2	1,21	98
1991–1994	–15,95	100	–6,13	38	–9,82	62
1995–1998	–4,15	100	–3,90	94	–0,24	6
1999–2001	7,42	100	5,88	79	1,54	21

<sup>55</sup> См., например, оценки для США и *табл. 3.1* во Введении к данному разделу.

Разбиение исследуемого периода на отдельные отрезки позволит подробнее проанализировать, как менялась структура темпов экономического роста. Периоды разбиения были выбраны так:

- 1961–1974 – развитие плановой экономики в условиях неблагоприятной внешнеэкономической конъюнктуры;
- 1975–1985 – развитие плановой экономики в условиях высоких цен на нефть и растущего экспорта сырья;
- 1986–1990 – разрушение хозяйственных механизмов плановой экономики;
- 1991–1994 – трансформационный спад;
- 1995–1998 – период, предшествующий финансовому кризису 1998 г. и неблагоприятной внешнеэкономической конъюнктуры;
- 1999 – 2001 – период экономического роста и благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры.

Одной из задач настоящего раздела было определение динамики СФП в период 1997–2001 гг. Из *табл. 3.4* видно, что в период 1999–2001 гг. значение СФП положительное, причем оценка СФП за период 1999–2001 гг. также дает положительное значение. Это соответствует предположению (Campos, Coricelli 2002) о положительном значении СФП и может свидетельствовать о завершении трансформационного спада.

Другим важным результатом проделанного анализа можно считать вывод о перераспределении вкладов прироста факторов и СФП в темпах экономического роста при переходе от плановой к рыночной экономике (см. *табл. 3.4*). Если в период максимальной эффективности плановой экономики в условиях неблагоприятной экономической конъюнктуры 1961–1974 гг. прирост СФП давал только 28% экономического роста, то в период 1999–2001 гг. именно динамика СФП более чем на три четверти определяла динамику выпуска. Таким образом, появляются основания предполагать, что экономический рост перестал быть экстенсивным.

Сопоставление оценок СФП с результатами, полученными в работах (De Broeck, Koen 2000; Dolinskaya 2002) представлены соответственно в *табл. 3.5* и *табл. 3.6*. Годовые значения СФП, вычисленные для всех пяти функций дожития, приведены в Приложении 5 к настоящему разделу (*табл. П5-1*).

Таблица 3.5

**Сопоставление полученных результатов  
с результатами (De Broeck, Koen 2000)**

	Темпы прироста выпуска, средние за период, %		Темпы прироста СФП, средние за период, %		Темпы прироста факторов, средние за период, %	
	<i>(De Broeck and Coen 2000)</i>	данная работа	<i>(De Broeck and Coen 2000)</i>	данная работа	<i>(De Broeck and Coen 2000)</i>	данная работа
<b>1971–97</b>	0,1	–0,1	–1,0	–0,7	1,1	0,6
<b>1971–80</b>	3,9	5,1	1,1	1,3	2,8	3,9
<b>1981–90</b>	1,3	2,1	–0,3	0,4	1,6	1,7
<b>1991–97</b>	–7,0	–10,8	–5,4	–5,1	–1,6	–5,7

Таблица 3.6

**Сопоставление с результатами (Dolinskaya 2002)**

	Темпы прироста выпуска, средние за период, %		Темпы прироста СФП, средние за период, %		Темпы прироста факторов, средние за период, %	
	<i>(Dolinskaya 2002)</i>	данная работа	<i>(Dolinskaya 2002)</i>	данная работа	<i>(Dolinskaya 2002)</i>	данная работа
<b>1992</b>	–19,4	–15,1	–12,6	–5,7	–6,8	–9,4
<b>1993</b>	–10,4	–13,4	–5,9	–5,3	–4,5	–8,1
<b>1994</b>	–11,6	–25,9	–5,1	–10,2	–6,5	–15,7
<b>1995</b>	–4,2	–4,3	–1,4	–3,5	–2,8	–0,8
<b>1996</b>	–3,4	–8,2	–1,4	–8,8	–2,0	0,6
<b>1997</b>	0,9	0,7	0,9	1,1	0,1	–0,4
Среднее	–8,0	–11,0	–4,3	–5,4	–3,8	–5,7
Доля в темпах роста	100	100	53	49	47	51

Несмотря на то, что результаты в целом согласуются, следует особо остановиться на тех моментах, связанных с оценкой СФП, которые заведомо выпали из нашего рассмотрения и должны стать предметом отдельных исследований.

1. Если допустить, что та часть ОФ, которая оказалась замороженной в период трансформационного спада, впоследствии использовалась, то это обстоятельство никак не было учтено в предложенном методе оценки СФП. Однако если такого рода оборудование сменило собственника или было сдано в лизинг, оно оказалось учтенным в вводах и потому попало в наше рассмотрение.

2. В рамках данной работы не удается дать ответ на вопрос о факторах, которые повлекли за собой трансформационный спад по двум причинам. Во-первых, требуются оценки эластичности выпуска по труду и капиталу, которые позволили бы отказаться от тех грубых оценок, которые доминируют сегодня в литературе. Во-вторых, необходим иной, отличный от предложенного в части 3.3, способ оценки доли замороженного основного капитала, поскольку объяснение падения выпуска эффектом замораживания капитала после оценки замороженного капитала по падению выпуска представляется несостоятельным. Такая оценка, как представляется, может быть сделана на микроуровне путем проведения специальных обследований предприятий.

3. В работе предполагается, что замораживание капитала имело место только с 1991 г., однако неполное использование производственных мощностей присутствовало и ранее. Его учет позволил бы получить более точные оценки производственной функции, СФП и повысил бы точность оценки замороженного капитала в период трансформационного спада. Это также может стать одним из направлений дальнейшей работы.

## **Выводы**

В рамках предпосылок, принятых в настоящем разделе, можно сделать следующие выводы.

Если в период 1961–1990 гг. бóльшая часть темпов экономического роста в России объяснялась ростом факторов, то с 1991 г. доля СФП существенно возросла. Таким образом, структура экономического роста стала меняться в сторону большего соответствия структуре экономического роста ряда экономически развитых государств.

Падение выпуска в период 1991–1994 гг., связанное с резким изменением структуры спроса, могло быть вызвано как замораживанием части капитала, так и общим падением эффективности производства. Решение вопро-

са о том, в какой степени подействовал каждый из этих факторов, сводится к определению эластичностей факторов и оценке на микроуровне доли, которую составил эффективный капитал в основных фондах, введенных до 1991 г.

Положительное среднее значение СФП за период 1999–2001 гг. в России согласуется с динамикой СФП в других странах с переходной экономикой.

Помимо перечисленных основных выводов по итогам работы можно сделать несколько дополнительных.

Переоценки ОФ в период 1992–1997 гг. привели к существенному завышению темпов роста ОФ.

Гипотеза о постоянстве физических характеристик оборудования позволяет объяснить динамику ОФ в период 1959–1989 гг. и получить оценки срока службы ОФ, близкие к оценкам, полученным на основе промышленных переписей и выборочных обследований предприятий.

Корректировка динамики ОФ на основе гипотезы о постоянстве физических характеристик оборудования и модели эффективного капитала позволяет получить динамику СФП, согласующуюся с результатами, полученными в других работах.

# Приложение 1

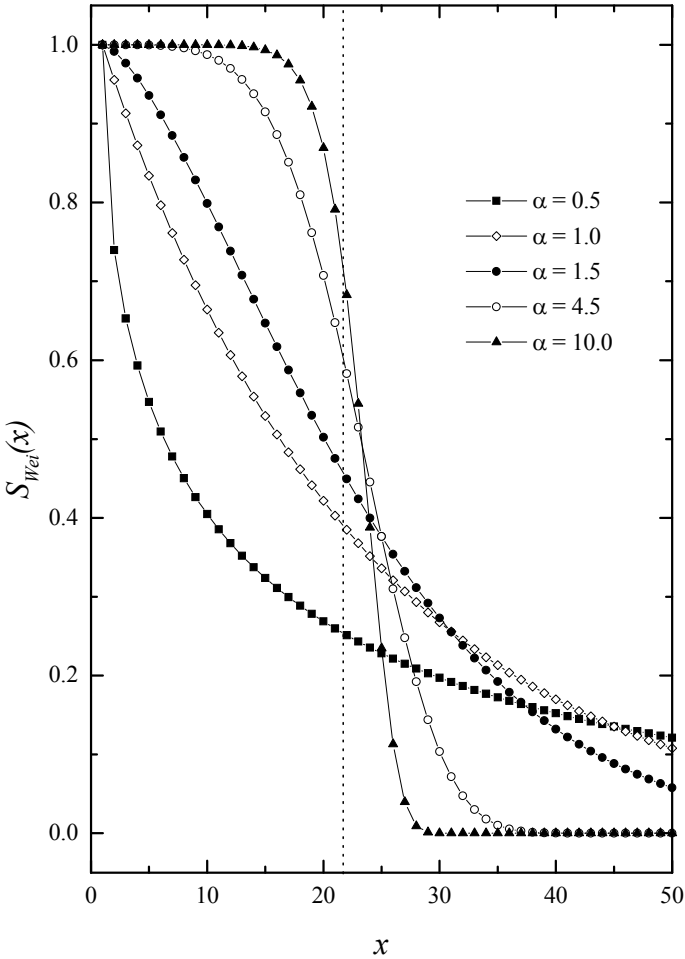


Рис. П1-1. Функция Вейбулла ( $S_{Wei}$ ) при  $d = 22$  и различных значениях параметра  $\alpha$

## Приложение 2

Таблица П2-1

**Коэффициенты обновления и основные фонды  
в период 1959–2001 гг. по состоянию на конец года в реальном  
выражении в сопоставимых ценах 1973 г.**

	Коэфф. обновле- ния, %	Коэфф. обновле- ния, модель (9)– (11), %	Основные фонды (1972 = 100)	Основные фонды $S_{PM}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Bl}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Hip}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Log}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Mci}$ (1972 = 100)
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1959	–	11,4	36,71	36,71	33,28	33,10	34,92	33,58
1960	–	11,2	40,05	39,41	36,77	36,72	38,21	37,05
1961	–	10,4	43,46	42,43	40,51	40,56	41,64	40,76
1962	–	10,7	47,15	45,47	44,22	44,32	44,96	44,39
1963	–	10,7	51,25	49,04	48,39	48,49	48,75	48,47
1964	–	10,5	55,71	53,07	52,93	52,95	52,95	52,92
1965	–	10,0	60,39	57,44	57,74	57,57	57,46	57,63
1966	–	10,1	64,50	62,03	62,68	62,18	62,19	62,48
1967	–	10,2	68,89	67,04	67,94	67,16	67,31	67,68
1968	–	9,8	73,85	72,59	73,61	72,62	72,96	73,33
1969	–	9,9	79,31	78,37	79,38	78,24	78,82	79,12
1970	10,2	10,5	85,73	84,75	85,65	84,39	85,24	85,42
1971	–	10,4	92,51	92,42	92,95	91,61	92,76	92,76
1972	–	9,9	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1973	–	10,1	107,90	108,75	108,54	107,19	108,91	108,51
1974	–	9,8	116,42	117,93	117,30	116,00	117,94	117,35
1975	9,0	9,9	125,51	127,28	126,39	125,19	127,26	126,52
1976	–	9,4	134,54	137,30	136,24	135,19	137,28	136,45
1977	–	9,1	143,82	147,16	146,04	145,17	147,16	146,32
1978	–	9,2	154,18	157,06	156,02	155,36	157,09	156,34
1979	–	8,6	164,51	167,36	166,86	166,41	167,78	167,19
1980	8,2	8,9	175,53	177,34	177,40	177,17	178,09	177,73

Продолжение таблицы П2-1

1	2	3	4	5	6	7	8	9
1981	–	8,3	187,12	188,39	189,04	189,00	189,42	189,32
1982	–	8,2	199,47	199,50	200,42	200,58	200,48	200,63
1983	–	8,2	212,63	210,88	212,23	212,61	212,00	212,39
1984	–	7,9	225,39	222,78	224,60	225,19	224,12	224,73
1985	7,6	7,6	237,79	234,72	236,95	237,74	236,26	237,05
1986	–	7,6	250,63	246,69	249,08	250,10	248,25	249,20
1987	–	7,8	262,91	259,30	261,81	263,07	260,90	261,96
1988	–	7,3	276,58	272,67	275,34	276,88	274,40	275,57
1989	–	7,1	290,13	285,53	288,09	289,99	287,12	288,42
1990	5,8	6,7	302,03	298,29	300,85	303,18	299,80	301,27
1991	5,0	4,9	312,30	309,50	312,70	315,56	311,48	313,21
1992	3,2	2,8	318,23	315,09	319,00	322,41	317,47	319,55
1993	2,1	2,4	319,82	314,14	318,53	322,64	316,60	319,13
1994	1,7	1,8	319,18	310,89	316,25	321,22	313,82	316,87
1995	1,6	1,7	319,50	305,05	311,32	317,32	308,31	311,96
1996	1,3	1,6	319,18	297,95	305,52	312,70	301,88	306,16
1997	1,1	1,5	317,90	290,35	298,80	307,31	294,51	299,45
1998	1,1	1,4	316,63	282,08	291,23	301,22	286,28	291,88
1999	1,2	1,5	316,95	272,50	282,84	294,43	277,24	283,54
2000	1,4	1,8	318,22	263,19	274,05	287,41	267,86	274,92
2001	1,5	2,0	319,81	253,52	265,64	281,00	258,86	266,78

Примечание: Источник данных в столбцах 2 и 4 – Госкомстат РФ; значения ОФ 1959 г. в столбцах 5–9 не соответствуют значению столбца 4 за 1959 г., поскольку после вычисления значений ОФ согласно модели (3.6)–(3.11) была проведена нормировка  $K_{1972} = 100$ .



## Приложение 3

### Результаты эконометрической оценки уравнений (3.12) и (3.13)

Уравнение (3.12) для пяти рядов ОФ, соответствующих различным функциям дожития, имеет вид:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \beta_2 \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) \quad (3.12)$$

С помощью статистики Уолда (Wald) проверялась гипотеза на наличие следующей линейной связи между коэффициентами:

$$H_0 : \beta_0 = 0; \beta_1 + \beta_2 = 1. \quad (ПЗ.1)$$

Результаты оценки (3.12) приведены в *табл. ПЗ-1*.

*Таблица ПЗ-1*

#### Результаты оценки регрессии (3.12) и проверки гипотезы (ПЗ.1)

Функция дожития	$\hat{\beta}_0$	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	DW	Wald
$S_{PIM}$	-0,039 (0,150)	1,136 (0,018)	0,376 (0,294)	2,751	3,428 (0,180)
$S_{DL}$	-0,036 (0,396)	1,116 (0,145)	0,127 (0,852)	2,335**	1,060 (0,589)
$S_{Hyp}$	-0,010 (0,805)	0,640 (0,385)	0,557 (0,386)	2,276**	0,566 (0,754)
$S_{Log}$	-0,052 (0,125)	1,391 (0,024)	0,059 (0,902)	2,650*	3,169 (0,205)
$S_{Wei}$	-0,043 (0,302)	1,238 (0,100)	0,060 (0,926)	2,396**	1,499 (0,473)

*Примечание:* В скобках под значениями для оценок коэффициентов и статистики Wald приводятся значения *p-value*; DW – значения статистики Дарбина–Уотсона. Проверка гипотез об отсутствии автокорреляции первого порядка осуществлялась по таблицам (Savin, White 1977).

\* – гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 1%;

\*\* – гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

Уравнение (3.13) с учетом ограничений (ПЗ.1) имеет вид:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) - \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) = \alpha \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L}\right), \text{ где } \alpha = \beta_I \quad (3.13)$$

Таблица ПЗ-2

**Результаты оценки уравнения (3.13) и теста Чоу (Chow)  
на устойчивость прогноза**

Функция дожития	$\hat{\alpha}$	DW	F <sub>Chow</sub>
$S_{PM}$	0,562 (0,000)	2,359**	5,180 (0,031)
$S_{DL}$	0,531 (0,000)	2,250**	4,211 (0,050)
$S_{Hyp}$	0,523 (0,000)	2,184**	4,058 (0,054)
$S_{Log}$	0,551 (0,000)	2,341**	4,781 (0,038)
$S_{Wei}$	0,534 (0,000)	2,267**	4,342 (0,047)

*Примечание:* В скобках под значениями для оценок коэффициентов и статистики  $F_{Chow}$  приводятся значения *p-value*; DW – значения статистики Дарбина–Уотсона. Для проверки гипотезы об отсутствии автокорреляции первого порядка в случае регрессии без свободного члена в соответствии с (Greene 2000, p. 539) использовались таблицы (Savin, White 1977, Farebrother 1980).

\* – гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 1%;

\*\* – гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

## Приложение 4

### Оценка эффективного капитала для различных функций дожития

Таблица П4-1

Эффективный капитал по состоянию на конец года в реальном выражении в сопоставимых ценах 1973 г.

	Основные фонды $S_{PIM}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{DL}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Typ}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Log}$ (1972 = 100)	Основные фонды $S_{Wei}$ (1972 = 100)
1990	298,29	300,85	303,18	299,80	301,27
1991	251,76	253,69	248,87	252,30	251,08
1992	187,27	185,56	181,02	186,61	183,98
1993	143,83	140,38	136,26	142,60	139,41
1994	79,66	74,66	71,48	77,92	74,46
1995	80,71	78,87	75,83	81,96	78,70
1996	82,33	82,64	79,74	85,40	82,45
1997	86,69	86,02	83,24	88,35	85,77
1998	91,09	89,07	86,38	90,93	88,72
1999	97,03	92,25	89,57	93,63	91,76
2000	104,85	96,29	93,51	97,23	95,62
2001	114,95	100,66	97,60	101,18	99,75

## Приложение 5

Оценки СФП в период 1961–2001 гг. для эластичности  $\alpha = 0,3$

Таблица П5-1

Значения СФП (%) в период 1961–2001 гг. соответствующие эластичности выпуска по капиталу  $\alpha = 0,3$  и вычисленные с использованием оценок эффективного капитала с различными функциями дожития

	$S_{PIM}$	$S_{DL}$	$S_{Hyp}$	$S_{Log}$	$S_{Wei}$
1	2	3	4	5	6
1961	-0,5	-1,3	-1,3	-0,9	-1,2
1962	1,8	1,2	1,2	1,6	1,3
1963	-0,2	-0,7	-0,7	-0,4	-0,6
1964	2,9	2,5	2,6	2,7	2,6
1965	-0,1	-0,4	-0,3	-0,2	-0,3
1966	3,0	2,8	2,9	2,9	2,8
1967	4,6	4,5	4,6	4,5	4,5
1968	3,6	3,6	3,7	3,6	3,6
1969	-0,4	-0,4	-0,3	-0,4	-0,4
1970	5,4	5,5	5,5	5,4	5,5
1971	0,5	0,6	0,6	0,5	0,6
1972	-1,0	-0,9	-0,9	-1,0	-0,9
1973	5,6	5,8	5,7	5,7	5,7
1974	1,6	1,7	1,7	1,7	1,7
1975	1,1	1,2	1,1	1,1	1,2
1976	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9
1977	1,4	1,4	1,3	1,4	1,4
1978	1,4	1,4	1,3	1,4	1,4
1979	-1,3	-1,4	-1,4	-1,3	-1,4
1980	1,3	1,2	1,2	1,3	1,2
1981	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0
1982	1,3	1,3	1,2	1,3	1,3

*Продолжение таблицы П5-1*

<b>1</b>	<b>2</b>	<b>3</b>	<b>4</b>	<b>5</b>	<b>6</b>
1983	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4
1984	0,7	0,6	0,6	0,7	0,6
1985	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2
1986	0,5	0,4	0,4	0,5	0,4
1987	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9
1988	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8
1989	-2,4	-2,4	-2,4	-2,4	-2,4
1990	-0,6	-0,5	-0,6	-0,5	-0,6
1991	-3,4	-3,3	-2,7	-3,3	-3,0
1992	-5,7	-5,3	-5,2	-5,6	-5,4
1993	-5,3	-4,9	-4,8	-5,2	-5,0
1994	-10,2	-9,5	-9,3	-9,9	-9,6
1995	-3,5	-3,9	-4,1	-3,8	-3,9
1996	-8,8	-9,1	-9,3	-9,0	-9,1
1997	1,1	0,8	0,7	1,0	0,8
1998	-4,4	-4,7	-4,7	-4,5	-4,6
1999	9,1	8,9	8,9	9,1	8,9
2000	6,5	6,2	6,2	6,4	6,3
2001	2,1	1,9	1,9	2,0	2,0

## **Раздел 4. Исследование структурных сдвигов в российской экономике на основе эконометрических методов анализа временных рядов**

В связи тем, что существует целый ряд исследований, которые связывают начало роста российского производства не с финансовым кризисом 1998 г., а относят его на более ранний период, то встает вопрос о выявлении моментов статистически значимых изменений в промышленном производстве России. Одним из довольно распространенных, а, кроме того, простых и наглядных методов моделирования таких изменений являются модели временных рядов со структурными сдвигами.

Модели временных рядов со структурными сдвигами позволяют ответить как минимум на два вопроса. Во-первых, такие модели дают возможность выявить статистически значимые изменения динамики экономических показателей во времени: смены периодов падения периодами роста или стагнации, изменений темпов роста или падения и т. д. Кроме того, данные модели позволяют определить моменты времени, в которые произошли эти изменения, в том числе и в случаях, когда точный момент структурного сдвига неизвестен. Отметим, что в современной экономической литературе большое количество работ посвящено именно этим проблемам: определению моментов и направлений структурных сдвигов и соответственно выявлению устойчивых долгосрочных тенденций<sup>56</sup>.

Во-вторых, проблема наличия структурных сдвигов во временных рядах тесно связана с проблемой нестационарности временных рядов. Как показали Нельсон и Пlossер (Nelson, Plosser 1982) в своей работе 1982 г., большинство макроэкономических рядов являются нестационарными<sup>57</sup>. В этой связи естественным образом встает вопрос о том, как лучше моделировать нестационарную компоненту случайного процесса. Как известно из теории временных рядов, случайный процесс может быть представлен суммой трендовой, сезонной, циклической и нерегулярной составляющих. В свою очередь, тренд может быть разложен на детерминированную и стохастическую составляющие. Различие между моделями детерминированного трен-

---

<sup>56</sup> Обзор некоторых работ по этой теме приведен в Приложении 1 к настоящему разделу.

<sup>57</sup> В этой работе авторы, в частности, показали, что 13 из 14 основных макроэкономических рядов США, рассмотренных за приблизительно столетний период, не являются слабо стационарными.

да и стохастического тренда заключается в том, что в первом случае влияние шоков является временным, в то время как во втором – это влияние постоянно и не убывает в течение всего отрезка времени, следующего за шоками. В связи с этим обстоятельством возникает ряд проблем, связанных с так называемыми «кажущимися регрессиями» («spurious regression»), свойства которых хорошо описаны в литературе (см. например, Yule 1926; Granger, Newbold 1974; Phillips 1986, 1996; Entorf 1997).

Прежде чем приступить к дальнейшему изложению, отметим, что в данном разделе под структурным сдвигом (structural break) понимается некоторое изменение параметров детерминированного линейного тренда: или изменение свободного члена, или изменение коэффициента наклона, или соответственно оба эти изменения, произошедшие в некоторый момент времени. Таким образом, при изменении параметров детерминированного тренда мы переходим от линейного детерминированного тренда к рассмотрению детерминированного сегментированного тренда (или просто сегментированного тренда). Отметим, что мы рассматриваем понятие структурного сдвига, принятое в эконометрике, в которой структурным сдвигом (или структурным изменением (structural change)) считается любое статистически значимое изменение каких-либо параметров модели, произошедшее в некоторый момент времени.

Одна из особенностей наличия структурных сдвигов в стохастических процессах заключается в том, что в этом случае статистики Дикки–Фуллера смещены в сторону неотвержения гипотезы о наличии единичного корня, даже если ряд не имеет единичного корня, т. е. увеличивается вероятность совершения ошибки второго рода, а именно, вероятность того, что нулевая гипотеза о нестационарности временного ряда не будет отклонена, в то время как она является ложной. Иными словами, снижается мощность (вероятность недопущения ошибки второго рода) критерия Дикки–Фуллера. Таким образом, тест Дикки–Фуллера может показать нестационарность ряда на всем рассматриваемом периоде, в то время как ряд является стационарным на каждом из двух (или более) непересекающихся подпериодов. Нестационарность же процесса на всем временном интервале является лишь следствием наличия структурного сдвига (или нескольких структурных сдвигов) за рассматриваемый период времени.

Одним из способов тестирования гипотезы о наличии структурных сдвигов может стать разбиение всего интервала времени на несколько подинтервалов с дальнейшим применением расширенного теста Дикки–Фуллера (ADF-теста) на каждом из них. Но такой подход не всегда приемлем, поскольку его следствием является уменьшение степеней свободы на

каждом из подпериодов. Поэтому более предпочтительным оказывается подход, при котором факт наличия структурных сдвигов отражен при анализе на всем временном интервале.

В качестве другого возможного решения проблемы тестирования нестационарности случайных процессов можно рассматривать подход, связанный с введением структурного сдвига в модель временного ряда, соответственно, со случайными процессами, являющимися стационарными около сегментированного тренда. Впервые подобный подход был предложен Перроном (Peron 1989) в работе 1989 г., в которой он, во-первых, показал, как уже упоминалось выше, что тест Дикки–Фуллера имеет невысокую мощность в том случае, когда истинный процесс является стационарным около тренда со структурным сдвигом. В такой ситуации часто не удается отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня при помощи теста Дикки–Фуллера. Впоследствии это явление получило название «феномен Перрона».

Во-вторых, Перрон предложил тест (первый из серии тестов на структурные сдвиги), в котором была учтена нестационарность такого типа, точнее, то обстоятельство, что случайный процесс может быть стационарным около детерминированного тренда с экзогенным структурным сдвигом. Результаты тестирования Перроном макроэкономических рядов, рассмотренных в работе Нельсона и Плоссера (Nelson, Plosser 1982), несколько отличались от выводов, полученных в работе последних: десять временных рядов оказались стационарными около детерминированного тренда с экзогенным структурным сдвигом одного из трех типов<sup>58</sup>.

В дальнейшем в ряде работ было проведено исследование поведения теста Дикки–Фуллера при наличии структурных сдвигов в случайных процессах, результаты которых описаны в Приложении 1 к данному разделу.

#### **4.1. Методика анализа и данные для исследования**

В данном разделе при помощи двух тестов (Эндрюса–Зивота и Льюмсдейна–Папеля) проводится анализ поведения некоторых временных рядов, отражающих состояние российской промышленности в течение последнего десятилетия, на наличие структурных сдвигов. Тем самым прове-

---

<sup>58</sup> Перрон рассмотрел три типа моделей временных рядов со структурными сдвигами: «*crash model*» (модель «краха» или «скачка») – модель, предполагающую изменение свободного члена; «*changing growth model*» (модель изменяющегося роста) – модель, характеризующую изменение коэффициента наклона линии тренда; и смешанную модель, допускающую изменения обоих типов.



ряются гипотезы об изменениях темпов роста (падения) отраслевых объемов производства. Учитывая изменения, произошедшие в российской экономике за последнее десятилетие, интересно рассмотреть модели обоих типов: и с одним, и с двумя структурными сдвигами. В обоих случаях мы пытаемся выявить те моменты времени, в которые происходили наиболее значимые изменения темпов роста, например, когда падение производства уступило место росту. Отметим, что модель с двумя структурными сдвигами, по нашему мнению, будет лучше описывать российские данные, поскольку визуальный анализ графиков временных рядов (см. Приложение 2 к данному разделу) показывает, что в течение последнего десятилетия в большинстве рядов присутствуют два основных изменения тенденций.

Всю процедуру эмпирического анализа можно условно разбить на несколько этапов. В первую очередь нами оценивалась наиболее общая, базовая модель (модель С – в случае модели с одним структурным сдвигом и модель СС – в случае модели с двумя структурными сдвигами) с 12 запаздываниями. Выбор такого количества запаздываний связан с тем, что исследуемые данные носят месячный характер и, несмотря на то, что календарно и сезонно скорректированы, можно предположить наличие некоторых сезонных зависимостей, одним из способов учета которых является включение сезонной компоненты в авторегрессионную модель. Далее, остатки базовых моделей проверялись на нормальность, гетероскедастичность и автокоррелированность<sup>59</sup>, так как и в модели Эндрюса–Зивота, и в модели Льюнстейна–Папеля предполагается, что случайные ошибки регрессии  $\varepsilon_t$  удовлетворяют условию  $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ .

Затем, если случайные ошибки регрессий удовлетворяют описанным выше условиям, мы выбирали наиболее адекватную модель исходя из значимости коэффициентов с моделях С и СС, характеризующих тип структурного сдвига, и соответственно либо переходили к более узкой модели (моделям А или В – в случае модели с одним структурным сдвигом, и моделям АА, АС или СА – в случае модели с двумя структурными сдвигами), либо сужали базовую модель за счет уменьшения количества запаздываний, включаемых в нее<sup>60</sup>. Случайные ошибки каждой модели проверялись на нормальность, гетероскедастичность и автокоррелированность.

---

<sup>59</sup> При проведении соответствующих тестов все гипотезы принимались или отвергались на уровне значимости 5%.

<sup>60</sup> Отметим, что в некоторых случаях приходилось увеличивать количество включаемых в модель лагов до 13, чтобы получить наиболее адекватную модель с точки зрения случайных ошибок регрессии. Заметим, что в работах Perron (1989), Zivot

В том случае, когда не удавалось подобрать модель, адекватную с точки зрения свойств случайных ошибок<sup>61</sup>, мы останавливали выбор на модели с устойчивым во времени структурным сдвигом, т. е. выбирали ту модель, у которой время и тип структурного сдвига (или структурных сдвигов, если рассматривалась модель с двумя структурными сдвигами) не зависел от количества лагов, включенных в модель.

В разделе проводится анализ индексов календарно и сезонно скорректированных объемов промышленного производства<sup>62</sup>, рассчитанных для следующих отраслей:

- промышленность в целом;
- электроэнергетика;
- нефтедобывающая промышленность;
- нефтеперерабатывающая промышленность;
- газовая промышленность;
- угольная промышленность;
- черная металлургия;
- цветная металлургия;
- машиностроение и металлообработка;
- химическая и нефтехимическая промышленность;
- лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность;
- промышленность строительных материалов;
- пищевая промышленность;
- легкая промышленность.

Поскольку в 1993 г. была введена новая методика расчета индексов объемов промышленного производства, все временные ряды рассматриваются на двух интервалах времени: 1991–2002 гг. и 1993–2002 гг.<sup>63</sup>.

---

(1992) выбор количества лагов, включаемых в авторегрессионную модель со структурным сдвигом, основывается на оценке значимости соответствующих коэффициентов.

<sup>61</sup> Подобрать адекватную модель с точки зрения свойств случайных ошибок не удалось лишь в нескольких случаях.

<sup>62</sup> *Источник:* ЦЭК при Правительстве РФ и ГУ–ВШЭ.

<sup>63</sup> Значение индекса в каждый конкретный момент времени равно проценту от некоторого базисного уровня. Для рядов, рассчитанных по старой методике, за базис принят январь 1990 г., причем 100% там равно значению ряда, для которого проведены календарная и сезонная корректировки и сглаживание. Для рядов, рассчитан-

## 4.2. Основные гипотезы, проверяемые в ходе исследования

При помощи изложенных выше методов была предпринята попытка изучить, с одной стороны, характер произошедших в российском производстве изменений, а с другой – устойчивость этих изменений. Если рассматривать общие тенденции этих изменений, то известно, что в первой половине 90-х гг. произошел сильнейший спад российского производства, затем наблюдалось замедление падения производства, а начиная с 1997–1998 гг. наметился рост объемов производства<sup>64</sup>. Таким образом, все отрасли можно условно разбить на три основные группы в соответствии с характером произошедших изменений в объемах продукции, производимой в этих отраслях.

К первой группе можно отнести те отрасли, в которых произошел наибольший спад в первой половине 90-х гг. Если рассматривать интервал 1991–2002 гг.<sup>65</sup>, то условно в эту попадают отрасли, объем промышленного производства в которых упал более чем на две трети по сравнению с январем 1990 г. В эту группу попадают следующие отрасли: легкая промышленность, промышленность строительных материалов, машиностроение и металлообработка, лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность и пищевая промышленность. Произошедший в этих отраслях спад был наиболее сильным, и практически ни одна из этих отраслей к настоящему времени не достигла и половины дореформенных объемов промышленного производства.

Ко второй группе можно отнести отрасли, объемы производства в которых уменьшились в интервале от двух третей до одной трети относительно базисного показателя. Сюда можно включить химическую и нефтехимическую промышленность, черную металлургию, нефтедобывающую промышленность, нефтеперерабатывающую промышленность и угольную промышленность. В эту же группу временных рядов попадает и ряд промышленности в целом.

---

ных по новой методике, за 100% принято значение аналогичного показателя в январе 1993 г.

<sup>64</sup> В Приложении 2 к настоящему разделу приведены графики исследуемых временных рядов за периоды 1991–2002 гг. и 1993–2002 гг.

<sup>65</sup> Если рассматривать меньший интервал 1993–2002 гг., то, учитывая сильное падение производства, произошедшее до 1993 г., основные тенденции изменения производства останутся такими же, что и в случае более широкого интервала, но несколько увеличится нижний уровень объемов промышленного производства, поскольку базовым месяцем в этом случае взят январь 1993 г.

И, наконец, к третьей, наиболее стабильной группе можно отнести электроэнергетику, газовую промышленность и промышленность цветных металлов. Причем, если в последнем случае до начала 1993 г. произошел спад до уровня двух третей от базового показателя, а впоследствии объемы промышленного производства восстановились до базового уровня, то спад в электроэнергетике и газовой промышленности был значительно меньшим, и объемы производства в этих отраслях довольно быстро достигли некоторого стабильного уровня: для электроэнергетики этот уровень составляет приблизительно 80% от объемов промышленного производства в январе 1990 г., для газовой промышленности – 95%.

Отметим, что в первую группу наиболее «неблагополучных» отраслей попали отрасли перерабатывающей промышленности, во вторую – как перерабатывающей, так и добывающей (причем падение производства в отраслях добывающей промышленности было несколько менее сильным, а последующий рост – чуть более быстрым). В третьей группе «благополучных» отраслей оказались отрасли добывающей промышленности и электроэнергетика.

Таким образом, можно сделать следующие предположения о характере и типе структурных сдвигов в зависимости от типа модели (с одним или двумя структурными сдвигами) и рассматриваемого интервала времени.

### **Модели с одним структурным сдвигом, 1991–2002 гг.**

В связи с сильнейшим падением производства в 1991–1993 гг. и отсутствием впоследствии изменений, сопоставимых по своей силе с падением, произошедшим в этот период, можно предположить, что момент структурного сдвига наиболее вероятно совпадет со временем окончания периода резкого падения объемов промышленного производства и придется на 1993–1994 гг. Причем до момента структурного сдвига тренд будет отрицательным (что отражает падение объемов промышленного производства), а после него – либо нулевой тренд<sup>66</sup>, либо положительный (что соответственно означает рост объемов промышленного производства).

---

<sup>66</sup> Под трендом в данном случае (т.е. после структурного сдвига) понимается некий «суммарный тренд». Например, если до момента структурного сдвига коэффициент наклона линии тренда был равен  $(-0,1)$ , а после него (коэффициент при соответствующей переменной  $DT$ ) –  $(+0,12)$ , то «суммарный тренд» после момента структурного сдвига имеет коэффициент наклона  $(+0,02)$ .

### **Модели с одним структурным сдвигом, 1993–2002 гг.**

Так как в данном случае большая часть периода наиболее резкого падения объемов производства исключена из рассмотрения, можно предположить, что моменты структурных сдвигов сместятся ближе к середине рассматриваемого временного промежутка (1996–1998 гг.) и соответственно будут отражать, с одной стороны, падение объемов промышленного производства до момента структурного сдвига, а с другой – некоторые положительные тенденции, имеющие место после него.

Что касается типа структурного сдвига, то в данном случае модели с одним структурным сдвигом логично предположить, что в большинстве случаев ею окажется наиболее общая модель С (либо, но это менее вероятно, модель В – модель изменения темпов роста (падения)), поскольку на рассматриваемых интервалах времени происходили, очевидно, структурные изменения обоих типов (и падения («скачки вниз»), и изменения темпов роста (падения)). Хотя вполне возможно, что итоговой моделью может оказаться модель А, т. е. «crash-model» (в терминах Перрона). В этом случае логично предположить, что такой тип структурного сдвига характерен для временных рядов, момент наиболее значимого структурного сдвига у которых приходится на начало рассматриваемого временного интервала (начальный промежуток от полугода до полутора лет), так как именно в это время происходили наиболее резкие падения объемов промышленного производства. Либо такой тип структурного сдвига может оказаться характерным для временных рядов с существенными изменениями в конце рассматриваемого интервала времени (последние год-два), в том случае если в течение этого подпериода происходили достаточно сильные, по сравнению со всеми предыдущими изменениями, скачки (положительные или отрицательные), не повлекшие за собой изменения темпа роста. Отметим, что структурный сдвиг такого типа вряд ли может произойти в середине рассматриваемых интервалов времени, так как в течение этого подпериода наблюдаются достаточно серьезные изменения темпов роста, что должно отражаться в изменении наклона линии тренда.

Переходя к рассмотрению моделей с двумя структурными сдвигами, можно предположить, что момент одного из структурных сдвигов совпадает с моментом структурного сдвига в модели Эндрюса–Зивота, либо близок к нему (т. е. разница соответствующих моментов времени составляет 3–4 месяца в ту или иную сторону относительно модели с одним структурным сдвигом). Стоит отметить, что в принципе возможны ситуации, при которых описанного выше совпадения моментов структурных сдвигов в моделях с одним и двумя структурными сдвигами не происходит. В этом случае

наиболее вероятно, что структурный сдвиг в модели Эндрюса–Зивота окажется между структурными сдвигами, полученными в модели Люмсейна–Папеля, и будет отражать как бы «суммарный» структурный сдвиг. Причем скорее всего структурные сдвиги в модели с двумя структурными сдвигами окажутся достаточно близки друг к другу по времени.

#### **Модели с двумя структурными сдвигами, 1991–2002 гг.**

В данной модели момент первого структурного сдвига наиболее вероятно будет зафиксирован до 1994 г., а второй – в период 1997–1998 гг. Причем до момента первого структурного сдвига и после него будет присутствовать отрицательный тренд, и в зависимости от того, насколько близко к началу временного интервала будет находиться структурный сдвиг, угол наклона тренда увеличится, если структурный сдвиг произошел достаточно близко к началу выборки, либо уменьшится – в противном случае. После второго структурного сдвига наиболее логично предположить наличие положительного суммарного тренда.

#### **Модели с двумя структурными сдвигами, 1993–2002 гг.**

Как и в случае модели с одним структурным сдвигом, то обстоятельство, что из рассмотрения исключен период 1991–1992 гг., не может не повлиять на характер моделей. Что касается момента первого структурного сдвига, то он, наиболее вероятно, будет зафиксирован до 1998 г. (в интервале 1995–1997 гг.), и в этом случае характер структурного сдвига будет отражать начало некоторой стабилизации (суммарный темп роста будет близок к нулю, и возможно, даже положительным). В то же время можно предположить, что второй структурный сдвиг будет отмечен в 1998 г. (момент времени в интервале 3–4 месяца до и после августовского кризиса), поскольку, с одной стороны, в это время произошел один из самых сильных шоков в российской экономике за период 1993–2002 гг., а с другой – этот шок вызвал увеличение объемов промышленного производства. Отметим, что существует возможность того, что второй структурный сдвиг будет зафиксирован после 1998 г. и в этом случае суммарный темп роста останется положительным, но будет ниже, чем на предыдущем подинтервале, т. е. отразит некоторое замедление роста объемов промышленного производства.

### 4.3. Результаты эмпирического анализа данных

Прежде чем приступить к детальному анализу результатов эмпирического анализа, наиболее общие из которых представлены в *табл. 4.1*<sup>67</sup>, отметим, что основной акцент будет сделан на результатах оценивания, полученных при использовании теста на два структурных сдвига (теста Люмсейна–Папеля). Во-первых, для большинства отраслевых временных рядов (на соответствующем интервале времени) момент структурного сдвига в модели Эндрюса–Зивота совпадает с моментом одного из структурных сдвигов в модели Люмсейна–Папеля (либо близок к нему). Либо этот структурный сдвиг находится между структурными сдвигами, рассчитанными в модели Люмсейна–Папеля. Лишь в четырех случаях<sup>68</sup> структурный сдвиг в модели Эндрюса–Зивота был зафиксирован более чем на полгода раньше первого структурного сдвига в модели Люмсейна–Папеля.

Во-вторых, учитывая структуру падения/роста объемов промышленного производства большинства отраслей на протяжении последних десяти лет (смена устойчивых тенденций падения/роста происходила как минимум дважды), модели с двумя структурными сдвигами гораздо лучше описывают происходившие изменения. Модели же с одним структурным сдвигом в данном контексте позволяют сделать вывод о том, в какой именно момент времени произошло наиболее сильное изменение основных тенденций по сравнению со всеми остальными изменениями.

Таблица 4.1

#### Отраслевые структурные сдвиги

Отрасль	1991–2002						
	1 структурный сдвиг			2 структурных сдвига			
	Тип модели	Момент СС*	**	Тип модели	Момент 1СС*	Момент 2СС*	**
1	2	3	4	5	6	7	8
Промышленность в	С	Май, 93	(-/+)	СС	Дек., 92	Май, 93	(-/-/+)

<sup>67</sup> В Приложении 3 к настоящему разделу представлены более детальные результаты исследования.

<sup>68</sup> Для периода 1991–2002 гг. такое смещение имело место для нефтедобывающей промышленности и нефтеперерабатывающей промышленности, а для периода 1993–2002 гг. – для угольной промышленности и промышленности строительных материалов.

целом							
-------	--	--	--	--	--	--	--

Продолжение таблицы 4.1

1	2	3	4	5	6	7	8
Электроэнергетика	С	Февр., 94	(-/+) СС	Февр., 94	Сент., 98		(-/+/)
Газовая промышленность	В	Май, 97	(-/+) СА	Февр., 97	Авг., 00		(-/+/)
Угольная промышленность	В	Апр., 97	(-/+) СС	Апр., 94	Апр., 98		(-/+/)
Нефтедобывающая промышленность	В	Май, 92	(-/+) СС	Окт., 93	Нояб., 99		(-/0/+)
Нефтеперерабатывающая промышленность	В	Июль, 93	(-/+) СС	Апр., 94	Дек., 98		(-/+/)
Химическая и нефтехимическая промышленность	С	Май, 93	(-/+) СС	Июль, 93	Сент., 98		(-/+/)
Черная металлургия	А	Нояб., 98	(-) СС	Май, 93	Нояб., 98		(-/+/)
Цветная металлургия	С	Нояб., 92	(-/+) СС	Нояб., 92	Февр., 99		(-/+/)
Машиностроение и металлообработка	С	Июль, 93	(-/+) СС	Нояб., 92	Июль, 93		(-/+/)
Промышленность строительных материалов	С	Нояб., 93	(-/+) СС	Нояб., 93	Июнь, 96		(-/+/)
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	В	Сент., 93	(-/+) СС	Дек., 93	Окт., 96		(-/+/)
Пищевая промышленность	В	Февр., 96	(-/+) СС	Апр., 94	Дек., 96		(-/+/)
Легкая промышленность	С	Март, 92	(-/+) СС	Март, 92	Окт., 93		(-/+/)

Продолжение таблицы 4.1

Отрасль	1993–2002						
	1 структурный сдвиг			2 структурных сдвига			
	Тип модели	Момент СС*	**	Тип модели	Момент СС*	Момент СС*	**
1	9	10	11	12	13	14	15
Промышленность в целом	С	Сент., 98	(-/+) СС	Дек., 97	Окт., 98		(-/+/)



Электроэнергетика	В	Июль, 98	(-/+)	СС	Янв., 95	Июль, 98	(-/-+)
-------------------	---	----------	-------	----	----------	----------	--------

*Продолжение таблицы 4.1*

1	9	10	11	12	13	14	15
Газовая промышленность	С	Апр., 97	(-/+)	АС	Март, 94	Апр., 97	(-/-+)
Угольная промышленность	С	Окт., 97	(-/+)	СА	Апр., 98	Нояб., 01	(-/+ +)
Нефтедобывающая промышленность	С	Апр., 99	(+/+)	СС	Дек., 96	Сент., 99	(-/-+)
Нефтеперерабатывающая промышленность	С	Дек., 97	(-/+)	АС	Апр., 94	Сент., 98	(-/-+)
Химическая и нефтехимическая промышленность	С	Сент., 98	(-/+)	СС	Сент., 98	Фев., 01	(-/+ +)
Черная металлургия	С	Май, 99	(-/+)	СС	Май, 98	Май, 00	(-/+ +)
Цветная металлургия	С	Нояб., 98	(+/+)	АС	Авг., 93	Нояб., 98	(-/-+)
Машиностроение и металлообработка	С	Дек., 98	(-/+)	АС	Дек., 98	Окт., 99	(-/+ +)
Промышленность строительных материалов	А	Сент., 95	(+)	СА	Окт., 96	Нояб., 98	(-/+ +)
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	С	Окт., 96	(-/+)	СС	Янв., 94	Май, 97	(-/-+)
Пищевая промышленность	В	Сент., 96	(-/+)	СА	Июнь, 96	Нояб., 97	(-/+ +)
Легкая промышленность	А	Янв., 99	(-)	СС	Авг., 98	Янв., 00	(-/+ +)

\* СС = «структурный сдвиг».

\*\* В данном столбце приведена информация о знаке коэффициента наклона линии тренда (т. е. темпе роста/падения). Знак «-» означает, что коэффициент наклона линии суммарного тренда на соответствующем подинтервале отрицателен, а знак «+» – что соответствующий коэффициент положителен, «0» – означает, что коэффициент при суммарном тренде равен 0.

**Модели с двумя структурными сдвигами, 1991–2002 гг.: общие черты**

За исключением газовой промышленности первый структурный сдвиг во временных рядах индексов объемов промышленного производства всех отраслей промышленности был зафиксирован в период с ноября 1992 г. по

апрель 1994 г., что отражает сильный спад, имевший место в начале 90-х гг. Все модели показывают, что темпы роста менялись как минимум дважды на исследуемом промежутке времени. Причем в большинстве моделей после момента первого структурного сдвига наблюдалось замедление темпов падения производства, а после второго структурного сдвига – рост. Такая тенденция характерна для промышленности в целом, электроэнергетики, угольной промышленности, нефтеперерабатывающей промышленности, химической и нефтехимической промышленности, черной металлургии, машиностроения и металлообработки, промышленности строительных материалов, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности и пищевой промышленности.

В остальных отраслях (нефтедобывающая промышленность, газовая промышленность, промышленность цветных металлов и легкая промышленность) уже после момента первого структурного сдвига наблюдается смена тенденций от падения производства к его росту или стабилизации около некоторого среднего уровня (нефтедобывающая промышленность).

Специально остановимся на особенностях модели, построенной для газовой промышленности. Как уже отмечалось выше, в данной отрасли как падение производства в первой половине 90-х гг., так и последующий рост были очень слабыми по сравнению со всеми остальными отраслями и промышленностью в целом. Как следствие, модель с двумя структурными сдвигами отражает фактически единственное<sup>69</sup> изменение темпов роста, произошедшее в первой половине 1997 г. (медленное падение сменилось медленным ростом).

### **Модели с двумя структурными сдвигами, 1993–2002 гг.: общие черты**

Как и предполагалось выше, исключение из рассматриваемого интервала времени 1991 и 1992 гг. приводит к существенному изменению в оценках моделей: моменты как первого, так и второго структурного сдвига смещаются вправо относительно моделей, оцениваемых на интервале 1991–2002 гг., либо практически совпадают с ними. Кроме того, если на более широком интервале наилучшими моделями оказались модели типа СС (за исключением газовой промышленности), то на интервале 1993–2002 гг. уже половина моделей предполагает единственное изменение в темпах роста, т. е. наилучшими оказываются модели типа АС или СА<sup>70</sup>. Это обстоя-

---

<sup>69</sup> Второй структурный сдвиг, зафиксированный в августе 2000 г., предполагает лишь некоторое падение уровня производства, но не изменение темпов роста.

<sup>70</sup> Модели с одним изменением в темпе роста оказались наилучшими, для следующих отраслей: газовая промышленность, нефтеперерабатывающая промышлен-

тельство в первую очередь может быть связано с тем, что из рассмотрения был исключен период наиболее сильного падения промышленного производства.

Исключение составляет лишь газовая промышленность: оба структурных сдвига сместились влево, причем момент второго структурного сдвига в модели для 1993–2002 гг. практически совпал со временем первого структурного сдвига в модели для 1991–2002 гг. При этом модели не противоречат друг другу: с весны 1997 г. в обеих моделях наблюдается рост объемов производства в газовой промышленности. Кроме того, обе модели – это фактически модели с одним структурным сдвигом в линии тренда, так как в каждой из них второй структурный сдвиг предполагает лишь изменение (и в обоих случаях наблюдалось некоторое падение) среднего уровня. В то же время отметим, что в моделях с одним структурным сдвигом перелом линии тренда был также зафиксирован весной 1997 г., что свидетельствует о наличии наиболее сильных изменений долгосрочных тенденций именно в этот период.

Интересно отметить, что в двух отраслях (машиностроение и металлообработка и легкая промышленность), принадлежащих к группе «наиболее неблагоприятных» отраслей, а также в промышленности в целом, можно отметить наличие трех (машиностроение и металлообработка) или даже четырех моментов (легкая промышленность и промышленность в целом), в которые происходило изменение долгосрочных тенденций. Для этих отраслей характерно наличие очень ранних структурных сдвигов в моделях, оцененных на интервале 1991–2002 гг. (оба структурных сдвига были зафиксированы в период 1992–1993 гг.) и относительно поздних структурных сдвигов в моделях, рассчитанных для интервала 1993–2002 гг. (можно считать, что оба структурных сдвига были отмечены в период с начала 1998 г. по конец 1999 г.).

Модели с двумя структурными сдвигами, оцененные для легкой промышленности, интересны еще и тем, что, несмотря на большой разрыв в моментах структурных сдвигов, в обоих случаях (и для интервала 1991–2002 гг., и для интервала 1993–2002 гг.) наблюдается отрицательный перелом в момент второго структурного сдвига, т. е. темп роста объемов производства в легкой промышленности снизился после второго перелома.

---

ность, угольная промышленность, промышленность строительных материалов, промышленность цветных металлов, пищевая промышленность и машиностроение и металлообработка.

Три отрасли – химическая и нефтехимическая промышленность, угольная промышленность и промышленность строительных материалов – образуют еще одну группу отраслей с похожими по своей структуре моделями. В этих случаях второй структурный сдвиг в модели, оцененной на интервале 1991–2002 гг., совпадает по времени (или очень близок<sup>71</sup>) с первым структурным сдвигом в модели, построенной на интервале 1993–2002 гг., т.е. можно говорить о наличии трех структурных сдвигов в рядах индексов объемов промышленного производства данных отраслей. Причем во всех трех случаях до момента среднего структурного сдвига происходит падение объемов промышленного производства, а после него – рост. Разница состоит лишь в том, что в моделях для угольной промышленности и промышленности строительных материалов последний структурный сдвиг предполагает изменение среднего уровня (падение), но не изменение темпа роста, в то время как в модели, построенной для химической и нефтехимической промышленности, последний структурный сдвиг предполагает как падение среднего уровня, так и уменьшение темпа роста.

Вообще говоря, к предыдущей группе отраслей можно отнести промышленность черных металлов и пищевую промышленность. В случае черной металлургии второй структурный сдвиг в модели 1991–2002 гг. зафиксирован в ноябре 1998 г., а первый в модели 1993–2002 гг. – в мае 1998 г. До момента второго структурного сдвига (условно говоря, произошедшего летом–осенью 1998 г.) наблюдалось падение, а после него – рост объемов промышленного производства данной отрасли, причем после последнего структурного сдвига темп роста значительно упал.

Аналогичная картина наблюдается в моделях, оцененных для пищевой промышленности: в модели для 1991–2002 гг. второй структурный сдвиг был отмечен в декабре 1996 г., а в модели для 1993–2002 гг. – в июне того же года. Только в данном случае последний структурный сдвиг не предполагает изменения темпа роста.

Одинаковые тенденции демонстрируют модели с двумя структурными сдвигами, построенные для электроэнергетики. Несмотря на то, что первый структурный сдвиг в модели для 1991–2002 гг. зафиксирован почти годом раньше первого структурного сдвига в модели, оцененной на интервале 1993–2002 гг.<sup>72</sup>, обе модели показывают сильное падение произ-

---

<sup>71</sup> Для промышленности строительных материалов – это июнь и октябрь 1996 г. соответственно.

<sup>72</sup> Первые структурные сдвиги в этих моделях произошли в феврале 1994 г. и январе 1995 г. соответственно.

водства до момента первого структурного сдвига, замедление падения после него и рост на последнем подинтервале (с сентября и июля 1998 г. соответственно).

Аналогичная ситуация наблюдается в случае с нефтеперерабатывающей промышленностью: первые структурные сдвиги в моделях, оцененных на обоих интервалах, совпадают (апрель 1994 г.), вторые зафиксированы в декабре и сентябре 1998 г. соответственно. Причем в обоих случаях рост наблюдается только после второго структурного сдвига.

В моделях для лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности моменты первого структурного сдвига практически совпадают (декабрь 1993 г. и январь 1994 г. соответственно), а вторые структурные сдвиги зафиксированы в октябре 1996 г. для модели, рассчитанной на интервале 1991–2002 гг., и в мае 1997 г. для модели 1993–2002 гг. Смена долгосрочных тенденций в обоих случаях происходит и после первого, и после второго структурного сдвига: сначала сильнейшее падение производства сменяется более умеренным падением, а после второго структурного сдвига на смену падению производства приходит рост.

К последней группе отраслей с похожими моделями можно отнести промышленность цветных металлов и нефтедобывающую промышленность. Для моделей, построенных для этих отраслей характерно, что моменты вторых структурных сдвигов практически совпадают<sup>73</sup>, в то время как моменты первых структурных сдвигов довольно сильно отличаются друг от друга: для цветной металлургии – это ноябрь 1992 г. и август 1993 г. (модели, оцененные на интервалах 1991–2002 гг. и 1993–2002 гг., соответственно), для нефтедобывающей промышленности – октябрь 1993 г. и декабрь 1996 г., соответственно. Как и ожидалось, после второго структурного сдвига в обеих моделях был отмечен рост.

## **Выводы**

В большинстве моделей с одним структурным сдвигом, оцененных на интервале 1991–2002 гг., структурный сдвиг был зафиксирован в промежутке времени с начала 1992 г. до начала 1994 г. Исключение составляют лишь угольная промышленность (апрель 1997 г.), черная металлургия (ноябрь 1998 г.), пищевая промышленность (февраль 1996 г.) и газовая про-

---

<sup>73</sup> Для цветной металлургии это февраль 1999 г. в модели, оцененной на интервале 1991–2002 гг., и ноябрь 1998 г. в модели, построенной для периода 1993–2002 гг. Для нефтедобывающей промышленности – ноябрь и сентябрь 1999 г. соответственно.

мышленность (май 1997 г.). Как и предполагалось, в моделях, оцененных на интервале 1993–2002 гг., структурные сдвиги сместились к середине рассматриваемого периода времени: все они были отмечены в промежутке осень 1995 г. – весна 1999 г.

За исключением трех случаев (промышленность черных металлов – модель 1991–2002 гг., промышленность строительных материалов и легкая промышленность – модели 1993–2002 гг.<sup>74</sup>), в моделях с одним структурным сдвигом (независимо от рассматриваемого интервала) наблюдаются отрицательные темпы роста промышленного производства до момента структурного сдвига и положительные – после него. Причем для моделей, оцененных на интервале 1991–2002 гг., характерны гораздо более низкие темпы роста на втором подинтервале по сравнению с моделями, рассматриваемыми на интервале 1993–2002 гг.

Результаты теста Эндрюса–Зивота<sup>75</sup> показывают, что в шести отраслях (газовой промышленности, угольной, нефтедобывающей, пищевой и лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности) смена отрицательных тенденций в производстве положительными произошла еще до кризиса 1998 г.

Моменты структурных сдвигов в моделях Эндрюса–Зивота, как правило, либо совпадают с одним из структурных сдвигов в модели Люмсейна–Папеля (или очень близки к нему), либо попадают в промежуток между двумя структурными сдвигами, зафиксированными в модели Люмсейна–Папеля. Исключение составляют: нефтедобывающая промышленность и нефтеперерабатывающая промышленность (модели, оцененные на интервале 1991–2002 гг.) и угольная промышленность и промышленность строительных материалов (модели, оцененные на интервале 1993–2002 гг.).

Практически во всех отраслях с 1998 г. был зафиксирован рост производства (в моделях с двумя структурными сдвигами), хотя в некоторых из них (в газовой промышленности, лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной, пищевой и промышленности строительных материалов) положительные тенденции наблюдаются уже с 1996–1997 гг. Исключением

---

<sup>74</sup> Отметим, что эти модели нельзя назвать вполне адекватными с точки зрения свойств остатков.

<sup>75</sup> В данном случае рассматриваются результаты оценивания моделей на интервале 1993–2002 гг., так как в моделях, оцененных на большем интервале (1991–2002 гг.), за исключением черной металлургии, структурный сдвиг был зафиксирован до 1998 г. Причем, как уже отмечалось выше, в большинстве случаев структурные сдвиги были отмечены до весны 1994 г.

из этих правил является нефтедобывающая промышленность, начало роста в которой было отмечено лишь осенью 1999 г.

В заключение хочется отметить, что данные модели не позволяют ответить на вопрос о причинах произошедших изменений, поэтому для выявления причин того, почему структурный сдвиг произошел в данный конкретный момент времени, за исключением некоторых очевидных случаев (например, если структурный сдвиг зафиксирован во второй половине 1998 г.), необходимо проведение дополнительных исследований, которые предполагают построение более сложных моделей. Отметим лишь, что, с одной стороны, причины, ведущие к изменению долгосрочных тенденций в отраслевом производстве, могут иметь внутренний характер и быть связаны, например, с реструктуризацией отрасли, изменением цен на продукцию отрасли и т. д. С другой стороны, такие изменения могут быть следствием изменения макроэкономической политики. Последнее обстоятельство представляется наиболее интересным, поскольку проведение соответствующего исследования позволило бы оценить влияние изменений макроэкономической политики на объемы отраслевого промышленного производства, если таковое присутствует.

## **Приложение 1**

### **Теоретический обзор**

#### *Особенности теста Дикки–Фуллера при наличии структурных сдвигов в детерминированном тренде*

Лейборн, Миллс и Ньюболд (Leybourne, Mills, Newbold 1998) показали, что если в нулевую гипотезу теста Дикки–Фуллера ввести структурный сдвиг, то возникают некоторые трудности при проведении теста Дикки–Фуллера. Точнее, в работе показано, что в случае, если случайный процесс является интегрированным первого порядка со структурным сдвигом, то нулевая гипотеза о наличии единичного корня при использовании теста Дикки–Фуллера довольно часто отвергается в пользу альтернативной о том, что процесс является стационарным вокруг сегментированного тренда, приводя к заключению о кажущейся стационарности процесса. Т.е. возникает ситуация, в определенном смысле обратная к традиционной при проведении теста Дикки–Фуллера: мы совершаем ошибку первого рода («Обратный феномен Перрона»). Тем не менее, если структурный сдвиг задать экзогенно (как в случае теста Перрона), то удастся избежать данной ошибки, так как структурный сдвиг введен и в нулевую гипотезу.

В статье Монтанеса и Рейеса (Montanes, Reyes 1998) анализируется асимптотическое распределение статистики Дикки–Фуллера при наличии структурного сдвига. В работе было показано, что когда истинный случайный процесс имеет перелом в линии тренда, то получаемый результат отличается от результата, полученного в работе Перрона (Petron, 1989). Правильные предельные значения нормированных оценок параметров авторегрессии позволяют отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня, особенно, когда структурный сдвиг имеет место в первой половине выборки. Однако вероятность этого довольно низка. Если же структурный сдвиг происходит в середине периода и во второй его половине, то практически невозможно отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня. Для случая скачка и перелома в линии тренда гипотезу о наличии единичного корня можно отвергнуть, только если структурный сдвиг происходит в начале рассматриваемого периода времени. Необходимо отметить, что нельзя распространять полученные в работе результаты на случай конечных выборок. Таким образом, результат Перрона о том, что тест Дикки–Фуллера смещен в сторону неотвержения гипотезы о наличии единичного корня, остается верным для практического применения.

В работе Лейборна и Ньюболда (Leybourne, Newbold 2000) анализируются предельные свойства распределения статистики Дикки–Фуллера в случае, если истинный процесс является стационарным вокруг сегментированного тренда. Показано, что влияние различных типов структурных сдвигов (изменение уровня и перелом тренда) носит разный количественный характер. Общий вывод: при наличии структурного сдвига уменьшается вероятность отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня. Более того, чем больше величина структурного сдвига (при прочих равных), тем реже отвергается нулевая гипотеза. Соответствующие распределения зависят от характера и величины структурного сдвига.

Следует отметить, что проблема наличия структурных сдвигов в детерминированном тренде тесно связана с понятием так называемого кажущегося структурного сдвига, т. е. ситуации, при которой можно обнаружить структурный сдвиг даже в том случае, если его в действительности не существует. В частности, в работе Баи (Baï 1998) показано, что если случайные ошибки регрессии соответствуют интегрированному процессу первого порядка, то существует тенденция обнаружения кажущегося структурного сдвига в параметрах детерминированного линейного тренда в середине выборки.

Использование тестов на структурные сдвиги получило достаточное распространение в течение последних 15 лет. Ниже приведен обзор литера-



туры, посвященной проблеме наличия структурных сдвигов во временных рядах, а также дан теоретический обзор основных тестов на единичные корни и структурные сдвиги.

### *Обзор тестов на структурные сдвиги*

Отметим сразу, что все работы можно логически разделить на две группы. К первой из них можно отнести работы, в которых основной акцент делается на проблему выявления типа временного ряда: содержит ли процесс единичный корень или является стационарным около детерминированного линейного тренда со структурным сдвигом.

Ко второму типу можно отнести работы, в которых основное внимание уделено проблемам устойчивости темпов роста. В таких работах выявляются любые изменения линейного тренда, которые интерпретируются как некоторое изменение режима роста.

### **Тест Перрона**

В работе Перрона (Peron 1989) впервые были предложены тесты на наличие структурных сдвигов трех типов. Причем структурный сдвиг в данном случае предполагается заданным экзогенно, т. е. время структурного сдвига в тестах такого типа выбирается исследователем, исходя из знания экономической ситуации в то или иное время. Это обстоятельство, очевидно, является недостатком такого рода моделей, поскольку структурный сдвиг не обязан совпадать со временем шока (и, как показывают эконометрические исследования, часто не совпадает с ним), т. е. может иметь место некий лаг между шоком и предполагаемым структурным сдвигом. Но необходимо отметить, что, даже несмотря на этот недостаток, работа Перрона была существенным продвижением в области исследования проблемы нестационарности временных рядов.

Перрон предложил следующую процедуру тестирования временных рядов на наличие единичных корней и структурных сдвигов. В первую очередь в нулевую гипотезу был введен структурный сдвиг одного из трех типов: скачок (изменение среднего уровня), перелом линии тренда (изменение темпа роста) или комбинация скачка и перелома линии тренда. Соответственно Перрон рассматривал три различные нулевые и соответствующие им альтернативные гипотезы:

Модель А:

$$y_t = \mu + dD(T_b)_t + y_{t-1} + e_t ;$$

Модель В:

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t ;$$

Модель С:

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

где  $D(T_B)_t = \begin{cases} 1, & t = T_B + 1 \\ 0, & t \neq T_B + 1 \end{cases}$ ,  $DU_t = \begin{cases} 1, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases}$ ,  $T_B$  – момент структурного сдвига.

Кроме того, предполагается, что остатки модели должны удовлетворять следующим условиям:  $A(L)e_t = B(L)v_t$ ,  $v_t \equiv iid(0, \sigma^2)$ , где  $A(L)$  и  $B(L)$  являются полиномами порядков  $p$  и  $q$ , соответственно, от оператора запаздывания  $L$ .

В качестве альтернативных были предложены следующие гипотезы:

Модель А:

$$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t,$$

Модель В:

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t,$$

Модель С:

$$y_t = \mu + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t,$$

где  $DT_t^* = \begin{cases} t - T_B, & t > T_B \\ 0, & t \leq T_B \end{cases}$

Таким образом, Перрон предложил рассматривать три типа моделей:

- «модель А», или «crash-model» – модель «краха», в которой нулевая гипотеза предполагает и наличие единичного корня, и структурный сдвиг типа «скачок» в заданный момент времени, а альтернативная – отсутствие единичного корня, но наличие структурного сдвига типа «скачок» в известный момент времени в терминах;
- «модель В», или «changing growth model» – модель с изменяющимся ростом, в которой проверяется гипотеза о наличии единичного корня и экзогенного структурного сдвига, предполагающего изменение коэффициента наклона линии тренда, против альтернативной гипотезы о стационарном процессе около тренда с переломом, случившимся в фиксированный момент времени;
- и, наконец, «модель С», предполагающая наличие изменений обоих типов (и скачок, и перелом) и в нулевой, и в альтернативной гипотезе.

Для формального тестирования наличия единичного корня Перрон рассматривал следующие спецификации моделей:

Модель А:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}^A t + \hat{d}^A D(T_B)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t,$$

Модель В:

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta} B t + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^B y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t,$$

Модель

$$C: y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C t + \hat{\gamma}^C DT_t^* + \hat{d}^C D(T_B)_t + \hat{\alpha}^C y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{e}_t,$$

и использовал стандартную  $t$ -статистику для тестирования гипотезы  $\alpha^i = 1$  в каждой модели  $i = A, B, C$ :

$$t_{\bar{\alpha}}(\lambda),$$

где  $\lambda = \frac{T_B}{T}$ . Тогда нулевая гипотеза отвергается, если

$$t_{\bar{\alpha}}(\lambda) < k_{\alpha}(\lambda),$$

где  $k_{\alpha}(\lambda)$  обозначает  $\alpha\%$  критическое значение асимптотического распределения  $t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$  для некоторого фиксированного значения точки сдвига  $\lambda$ . В качестве момента структурного сдвига Перрон выбирал либо 1929 г. – начало Великой депрессии, либо 1973 г. – нефтяной шок.

Как уже отмечалось выше, используя предложенную процедуру, Перрону удалось отвергнуть гипотезу о наличии единичного корня в пользу гипотезы о наличии структурного сдвига для 10 из 13 рядов, для которых первая гипотеза не была отвергнута Нельсоном и Плоссером.

### Тест Эндрюса–Зивота

Эндрюс и Зивот в своей работе (Zivot, Andrews 1992) предложили последовательный тест на наличие единичного корня (нулевая гипотеза) против альтернативной гипотезы о том, что временной ряд является стационарным около тренда с эндогенным структурным сдвигом (т. е. структурным сдвигом, произошедшим в неизвестный момент времени), и исследовали как асимптотические свойства теста, так и его свойства для случая конечных выборок (100 наблюдений). Во всех этих случаях авторы определили критические значения тестовой статистики.

Авторы рассматривали следующую «базовую» модель:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (П1.1)$$

где

$$DU_t(\lambda) = \begin{cases} 1, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases} \text{ – фиктивная переменная, показывающая нали-}$$

чие скачка,

$$DT_t^*(\lambda) = \begin{cases} t - T\lambda, & t > T\lambda \\ 0, & t \leq T\lambda \end{cases} \text{ – фиктивная переменная, отражающая из-}$$

менение угла наклона линии тренда,

$$\lambda = \frac{T_B}{T}, \text{ где } T_B \text{ – точка структурного сдвига, } T \text{ – длина ряда.}$$

Поскольку в данном случае рассматриваются модели с эндогенным структурным сдвигом, нулевая гипотеза, т. е. предположение о том, что процесс  $y_t$  является интегрированным первого порядка без экзогенных структурных сдвигов, имеет вид:

$$H_0: \theta = \beta = \gamma = 0, \alpha = 1$$

Авторы рассматривают три альтернативные гипотезы, в которых  $\{y_t\}$  является стационарным около тренда процессом с одним структурным сдвигом, случившимся в неизвестный момент времени. Т.е. рассматриваются следующие три типа моделей:

- «модель А» – модель, в которой структурный сдвиг – это изменение типа «скачок» или «crash-model» в терминах, предложенных Перроном (Perron, 1989);
- «модель В» – модель, в которой структурный сдвиг отражает «перелом» линии тренда в момент структурного сдвига;

<sup>76</sup> Предполагается, что случайные ошибки  $\varepsilon_t$  удовлетворяют следующим условиям:

$A(L)\varepsilon_t = B(L)v_t$ , где  $A(L)$  и  $B(L)$  являются лаговыми полиномами порядков  $p$  и  $q$ , соответственно, и удовлетворяют стандартным условиям о стационарности и обратимости;

$v_t \sim iid(0, \sigma_v^2)$  с условием  $E(|v_t|^{4+\xi}) < \infty$  для некоторой величины  $\xi > 0$ .

- и, наконец, «модель С», совпадающую с базовой моделью (П1.1), в которой происходят изменения обоих типов (и «скачок», и «перелом» линии тренда).

Таким образом, базовую модель можно переписать для каждого из трех описанных выше случаев:

Модель А:

$$H_A: y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Модель В:

$$H_B: y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$$

Модель С:

$$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t.$$

Тогда, исходя из этих трех моделей, можно в каждом из трех случаев, во-первых, переформулировать нулевую гипотезу, а во-вторых, сформулировать альтернативную.

Модель А:

$$H_0: \theta = \beta = 0, \alpha = 1$$

$$H_A: \alpha < 1$$

Модель В:

$$H_0: \beta = \gamma = 0, \alpha = 1$$

$$H_A: \alpha < 1$$

Модель С:

$$H_0: \theta = \beta = \gamma = 0, \alpha = 1$$

$$H_A: \alpha < 1$$

Таким образом, в данном случае проводится тест на наличие единичного корня против альтернативной гипотезы о стационарности ряда с неизвестным во времени структурным сдвигом одного из трех типов. Гипотеза  $H_0$  отвергается, если

$$t_{\bar{\alpha}}(\lambda_{\inf}^i) = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}}(\lambda) < k_{\inf, \alpha}^i \quad (i = A, B, C, \Lambda = [0,001; 0,999]),$$

где  $k_{\text{inf},\alpha}^i$  – критическое значение  $t$ -статистики, зависящее от  $\lambda$ ;  $\lambda_{\text{inf}}^i$  ( $i = A, B, C$ ) – точка, в которой минимизируется<sup>77</sup> значение левосторонней  $t$ -статистики для гипотезы  $\alpha^i = 1$  в модели  $i$  ( $i = A, B, C$ ). Критические значения<sup>78</sup> для асимптотического случая приведены в табл. ПП-1

Таблица ПП-1

**Асимптотические критические значения статистик Эндрюса–Зивота**

Модель	Уровень значимости								
	1,0%	2,5%	5,0%	10,0%	50,0%	90,0%	95,0%	97,5%	99,0%
Модель А	-5,34	-5,02	-4,80	-4,58	-3,75	-2,99	-2,77	-2,56	-2,32
Модель В	-4,93	-4,67	-4,42	-4,11	-3,23	-2,48	-2,31	-2,17	-1,97
Модель С	-5,57	-5,30	-5,08	-4,82	-3,98	-3,25	-3,06	-2,91	-2,72

Данный тест был использован для исследования характера 13 рядов Нельсона и Пlossера (Nelson, Plosser 1982) и временного ряда послевоенных квартальных данных реального ВВП США. На 10%-ном уровне значимости авторам удалось отвергнуть гипотезу о существовании единичного корня в пользу альтернативной о стационарности процесса около тренда со структурным сдвигом для 7 рядов. Интересным является тот факт, что результаты, полученные для шести рядов, противоположны результатам, которые получил Перрон (Peron 1989). Авторы отмечают, что такое изменение результатов не следует интерпретировать как свидетельство наличия единичного корня, так как мощность теста Эндрюса–Зивота, по их же мнению, довольно низка для небольших изменений в характере тренда.

В работе Маттиаса (Matthias 1997) при помощи тестов Перрона и Эндрюса–Зивота проводится исследование свойств рядов ВВП 31 развивающейся страны (например, Аргентины, Боливии, Греции, Испании, Израиля, Перу, Филиппин и др.) в послевоенный период. В качестве аппарата для

<sup>77</sup> Фактически минимизация проводится по переменной, характеризующей расположение точки структурного сдвига относительно начала рассматриваемого периода.

<sup>78</sup> Таблицы критических значений, рассчитанные Эндрюсом и Зивотом с использованием метода Монте-Карло, взяты из работы (Zivot, Andrews 1992) (таблицы 2, 3, и 4, с. 256–257) и приведены в Приложении 1 к настоящему разделу.

эмпирического анализа выбраны тесты Перрона и Эндрюса–Зивота. В тесте Перрона моментами структурных сдвигов были выбраны 1974 и 1980 гг., первый и второй нефтяной шоки соответственно. В результате гипотеза о наличии единичного корня была отвергнута для 5 стран, если структурный сдвиг принимался в 1974 г., и для 9 стран в случае 1980 г. В результате применения теста Эндрюса–Зивота моменты структурных сдвигов распределились в интервале с 1969 по 1983 гг. Гипотеза о наличии единичного корня была отвергнута для 7 стран в случае альтернативной гипотезы о стационарности процесса около тренда со структурным сдвигом типа «скачок», для 11 – в случае модели с изменяющимся темпом роста, и для 9 – в случае модели, предполагающей наличие изменений обоих типов. Таким образом, если учесть все пересечения, то гипотеза о существовании единичного корня в ряде ВВП отвергается для 18 развивающихся стран в пользу альтернативной гипотезы о стационарности временного ряда около тренда со структурным сдвигом некоторого типа.

### Тесты Банерджи, Люмсдейна и Стока

В работе Банерджи, Люмсдейна и Стока (Banerjee, Lumsdaine, Stock 1992) предложено три теста на наличие структурного сдвига в детерминированном тренде: рекурсивный (recursive), повторяющийся (rolling) и последовательный (sequential) (последний тест является аналогом теста Эндрюса–Зивота).

Авторы предложили следующую спецификацию модели и для нее вывели рекурсивную и повторяющуюся тестовые статистики:

Модель I:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L) \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (\text{П1.2}),$$

где  $t = \overline{1, T}$ ,  $\beta(L)$  – лаговый полином степени  $p$ , удовлетворяющий следующему условию: корни уравнения  $1 - \beta(L)L = 0$  лежат вне единичного круга. Ошибки  $\varepsilon_t$  являются мартингалом (martingale difference process), для которого выполняются следующие ограничения:  $E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \dots) = \sigma^2$ ,  $E(\varepsilon_t^i | \varepsilon_{t-1}, \dots) = k_i$ ,  $i = 3, 4$  и  $\sup_t E(\varepsilon_t^{4+\xi} | \varepsilon_{t-1}, \dots) = \bar{k} < \infty$  для некоторой постоянной величины  $\xi > 0$ .

Для того чтобы получить необходимые тестовые статистики, перепишем модель следующим образом:

$$y_t = \theta' Z_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где  $Z_t = [Z_t^1, Z_t^2, Z_t^3, Z_t^4]'$ ,  $Z_t^1 = (\Delta y_t - \bar{\mu}_0, \dots, \Delta y_{t-p+1} - \bar{\mu}_0)'$ ,  $Z_t^2 = 1$ ,  $Z_t^3 = (y_t - \bar{\mu}_0 t)$  и  $Z_t^4 = t + 1$ , где  $\bar{\mu}_0 = E(\Delta y_t) = \frac{\mu_0}{1 - \beta(1)}$ . Далее,

$\theta = (\theta_1', \theta_2, \theta_3, \theta_4)$ ,  $\theta_1 = (\beta_1, \dots, \beta_p)'$ ,  $\theta_2 = \mu_0 + (\beta(1) - \alpha)\bar{\mu}_0$ ,  $\theta_3 = \alpha$  и  $\theta_4 = \mu_1 + \alpha\bar{\mu}_0$ . При нулевой гипотезе о том, что процесс  $y_t$  содержит единственный корень, т. е.  $\alpha=1$  или соответственно  $\theta_3 = 1$ , новые переменные  $Z_t$

являются линейной комбинацией регрессоров из модели (П.1.2). При этом эта линейная комбинация выбрана так, чтобы изолировать друг от друга регрессоры с различными стохастическими свойствами. Например,  $Z_t^1 = (\Delta y_t - \bar{\mu}_0, \dots, \Delta y_{t-p+1} - \bar{\mu}_0)'$  – вектор стационарных регрессоров с нулевым средним; а  $Z_t^3 = (y_t - \bar{\mu}_0 t)$  – интегрированный процесс, не содержащий детерминированных компонент.

Определим матрицу  $Y_T = \text{diag}(T^{1/2}I_p, T^{1/2}, T, T^{3/2})$ , где  $I_p$  – единичная матрица, и  $\Omega_p$  как ковариационную матрицу  $\Delta y_t, \dots, \Delta y_{t-p}$ , т. е.  $\Omega_p = E\left(Z_t^1 Z_t^{1'}\right)$ . Тогда рекурсивная МНК-оценка вектора коэффициентов имеет вид:

$$\hat{\theta}(\delta) = \left( \sum_{t=1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z_{t-1}' \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^{[T\delta]} Z_{t-1} y_t \right),$$

где  $0 < \delta_0 \leq \delta \leq 1$ . Пусть, далее,  $V_T(\delta) = Y_T^{-1} \sum_{t=1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z_{t-1}' Y_T^{-1}$ . Тогда можно ре-

куррентным образом вычислить статистику Вальда  $\hat{F}_T(\delta)$  для проверки  $q$  гипотез  $R\theta = r$ , где без потери общности можно предположить, что  $R$  – блочная верхнетреугольная матрица, разбитая с учетом структуры вектора  $\theta$ , т. е. первая группа ограничений содержит коэффициенты при переменных, включенных в вектор  $Z_t^1$  (и, может быть,  $Z_t^2$ ,  $Z_t^3$ , и  $Z_t^4$ ), вторая – коэффициенты  $Z_t^2$  (и, возможно,  $Z_t^3$ , и  $Z_t^4$ ), и т. д. Аналогично, можно вы-



числить статистику Дикки–Фуллера (DF)  $\hat{t}_{DF}(\delta)$  для проверки гипотезы  $\alpha=1$ :

$$\hat{F}_T(\delta) = (R\hat{\theta}(\delta) - r)' \left[ R \left( \sum_{t=1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} \right)^{-1} R' \right] (R\hat{\theta}(\delta) - r) / q \hat{\sigma}^2(\delta)$$

и

$$\hat{t}_{DF}(\delta) = T \frac{\hat{\theta}_3(\delta) - 1}{\left( V_T(\delta)^{33} \hat{\sigma}^2(\delta) \right)^{1/2}},$$

где  $\delta_0 \leq \delta \leq 1$ ,  $\hat{\sigma}^2(\delta) = ([T\delta] - p - 3)^{-1} \sum_{t=1}^{[T\delta]} \left( y_t - \hat{\theta}(\delta)' Z_{t-1} \right)^2$  и  $V_T(\delta)^{ij}$  обозначает элемент (i, j) матрицы  $V_T(\delta)^{-1}$ .

Повторяющаяся МНК-оценка коэффициентов будет иметь вид:

$$\bar{\theta}(\delta; \delta_0) = \left( \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]+1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} \right)^{-1} \left( \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]+1}^{[T\delta]} Z_{t-1} y_t \right),$$

и аналогично случаю рекуррентного оценивания получим

$$\bar{F}_T(\delta, \delta_0) = (R\bar{\theta}(\delta, \delta_0) - r)' \left[ R \left( \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]+1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} \right)^{-1} R' \right] (R\bar{\theta}(\delta, \delta_0) - r) / q \bar{\sigma}^2(\delta, \delta_0)$$

и

$$\bar{t}_{DF}(\delta, \delta_0) = T \frac{\bar{\theta}_3(\delta, \delta_0) - 1}{\left( V_T(\delta, \delta_0)^{33} \bar{\sigma}^2(\delta, \delta_0) \right)^{1/2}},$$

где  $\delta_0 \leq \delta \leq 1$ ,  $V_T(\delta, \delta_0) = Y_T^{-1} \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]+1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} Y_T^{-1} = V_T(\delta) - V_T(\delta - \delta_0)$ ,

$V_T(\delta, \delta_0)^{ij}$  обозначает элемент (i, j) матрицы  $V_T(\delta, \delta_0)^{-1}$  и

$$\bar{\sigma}^2(\delta, \delta_0) = ([T(\delta - \delta_0)] - p - 3)^{-1} \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]+1}^{[T\delta]} \left( y_t - \bar{\theta}(\delta, \delta_0)' Z_{t-1} \right)^2.$$

Таким образом, статистика Вальда позволяет проверить гипотезу о наличии структурных сдвигов во временных рядах, а статистика Дикки–Фуллера гипотезу о том, что процесс содержит единичный корень.

Для вывода последовательной статистики авторы рассмотрели следующую модель:

Модель II:

$$y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L) \Delta y_{t-1} + \omega' x_{t-1}(k) + \varepsilon_t,$$

где  $t = \overline{1, T}$ ,  $\beta(L)$  – лаговый полином степени  $p$ ,  $x_{t-1}(k)$  – вектор, состоящий из  $m$  стационарных переменных с нулевым средним значением,  $\tau_{1t}(k)$  – переменная отражающая наличие структурного сдвига:

Случай А (модель с изменяющимся темпом роста):

$$\tau_{1t}(k) = \begin{cases} t-k, & t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$$

Случай В (модель с изменяющимся средним уровнем):

$$\tau_{1t}(k) = \begin{cases} 1, & t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$$

Аналогично предыдущему случаю, модель II можно переписать в виде:

$$y_t = \theta' Z_{t-1} + \varepsilon_t,$$

где  $Z_t = [Z_t^1, 1, (y_t - \bar{\mu}_0 t), \tau_{1t+1}(k), t+1]'$ ,  $Z_t^1 = (\Delta y_t - \bar{\mu}_0, \dots, \Delta y_{t-p+1} - \bar{\mu}_0 x_t(k)')$  и

$\bar{\mu}_0 = E(\Delta y_t)$ . Кроме того,  $\theta = (\theta_1', \theta_2, \theta_3, \theta_4, \theta_5)$ ,  $\theta_1 = (\beta', \omega')$ ,

$\theta_2 = \mu_0 + (\beta(1) - \alpha) \bar{\mu}_0$ ,  $\theta_3 = \alpha$  и  $\theta_4 = \mu_1$  и  $\theta_5 = \mu_2 + \alpha \bar{\mu}_0$ .

Тогда  $\delta_0 \leq \delta \leq 1 - \delta_0$  последовательная оценка коэффициентов дает следующий результат для:

$$\tilde{\theta}(\delta) = \left( \sum_{t=1}^T Z_{t-1} ([T\delta]) Z_{t-1} ([T\delta])' \right)^{-1} \left( \sum_{t=1}^T Z_{t-1} ([T\delta]) y_t \right),$$

где  $Z_{t-1}([T\delta])$  – вектор переменных, учитывающий наличие структурного сдвига типа А или В, произошедшего в момент  $[T\delta]$ . Статистики Вальда и Дикки–Фуллера вычисляются по формулам:

$$\tilde{F}_T(\delta) = (R\tilde{\theta}(\delta) - r)' \left[ R \left( \sum_{t=1}^T Z_{t-1}([T\delta]) Z_{t-1}'([T\delta]) \right)^{-1} R' \right] (R\tilde{\theta}(\delta) - r) / q\tilde{\sigma}^2(\delta)$$

и

$$\tilde{t}_{DF}(\delta) = T \frac{\tilde{\theta}_3(\delta) - 1}{(V_T(\delta)^{33} \tilde{\sigma}^2(\delta))^{1/2}},$$

где  $\tilde{\sigma}^2(\delta) = (T - m - p - 4)^{-1} \sum_{t=1}^T \left( y_t - \tilde{\theta}(\delta)' Z_{t-1}([T\delta]) \right)^2$ .

Отметим, что в работе исследованы как асимптотические свойства тестов, так и их особенности для случая конечных выборок, а также приведены критические значения тестовых статистик в каждом из трех случаев.

Данные тесты были применены к исследованию данных сезонно скорректированных объемов выпуска 7 стран OECD (более точно, исследовались ряды логарифмов сезонно скорректированных реальных объемов выпуска), в общем случае, на интервале с 1947 по 1989 г. Было показано, что лишь для рядов выпусков США и Великобритании ни один из предложенных тестов не позволяет отвергнуть нулевую гипотезу о наличии единичного корня.

В работе Ченга и Чина (Cheung, Chinn 1996) проводится анализ ВВП на душу населения 126 стран мира с использованием последовательного теста BLS. Авторы показали, что из 39 стран, ряды ВВП на душу населения которых можно рассматривать как нестационарные, исходя из результатов тестов Дикки–Фуллера и KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin 1992), только для 4 стран можно отвергнуть гипотезу о наличии единичного корня в пользу альтернативной о том, что процесс является стационарным около тренда со структурным сдвигом.

### Тесты Vogelsang

В статье Vogelsang (Vogelsang 1997) предложены тесты для определения эндогенных структурных сдвигов во временных рядах. Тесты базируются на средней (mean) и экспоненциальной (exponential) статистиках, предложенных в работе (Andrews, Ploberger 1994) и супремум-статистике Эндрюса (Andrews 1993). Результаты данных работ обобщены для случая наличия тренда и единичных корней во временных рядах.

Автор рассматривает следующую спецификацию модели:

$$y_t = f(t)\theta + g(t, T_b^c)\gamma + v_t, \quad (\text{П1.3})$$

$$A(L)y_t = e_t, \quad e_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2),$$

где

$f(t) = (1, t, t^2, \dots, t^p)$  – полиномиальный тренд степени  $p$ ,

$$g(t, T_b^c) = \begin{cases} (1, (t - T_b^c), (t - T_b^c)^2, \dots, (t - T_b^c)^p), & t > T_b^c \\ \underbrace{(0, \dots, 0)}_{(p+1) \delta a_c}, & t \leq T_b^c \end{cases} \text{ – функция, показы-}$$

вающая наличие структурного сдвига в неизвестный момент времени  $T_b^c$ ,

$\theta = (\theta_0, \theta_1, \dots, \theta_p)'$ ,  $\gamma = (\gamma_0, \gamma_1, \dots, \gamma_p)'$  – коэффициенты полиномиального тренда и функции структурного сдвига, соответственно,

$A(L) = 1 - a_1 L - \dots - a_{k+1} L^{k+1}$  – лаговый полином, содержащий не более одного действительного единичного корня, у которого все остальные корни лежат вне единичного круга. Тогда  $y_t$  есть авторегрессионный процесс либо стационарный около тренда порядка  $p$  со структурным сдвигом, либо процесс, содержащий и стохастический линейный тренд, и сегментированный детерминированный тренд порядка  $p$ . Тогда нулевая гипотеза об отсутствии структурного сдвига предполагает, что

$$H_0: \gamma = 0,$$

в то время как альтернативная гипотеза подразумевает, что по крайней мере одна из компонент детерминированного тренда содержит структурный сдвиг:

$$H_1: \gamma_i \neq 0,$$

по крайней мере для одного значения  $i=0, 1, \dots, p$ .

Выражение (П1.3) можно переписать, используя  $A(L)$  и свойства расширенного теста Дикки–Фуллера, в виде:

$$\Delta y_t = f(t)\beta + g(t, T_b^c)\delta + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t,$$

где  $\beta$  и  $\delta$  – некоторые векторы констант. Очевидно, что в этом случае нулевая гипотеза примет вид:

$$H_0: \delta = 0.$$

Тогда, если  $\lambda$  определяется из соотношения  $T_b = [\lambda T]$ , где  $\lambda \in [\lambda^*, 1 - \lambda^*] \subset (0, 1)$  и  $T_b$  – оценка  $T_b^c$ , то можно построить следующие тестовые статистики:

$$\text{Mean } W_T^p = \frac{1}{T} \sum_{T_i \in \Lambda} W_T^p \left( \frac{T_b}{T} \right),$$

$$\text{Exp } W_T^p = \log \left( \frac{1}{T} \sum_{T_i \in \Lambda} \exp \left( \frac{1}{2} W_T^p \left( \frac{T_b}{T} \right) \right) \right),$$

$$\text{Sup } W_T^p = \sup_{T_i \in \Lambda} W_T^p \left( \frac{T_b}{T} \right),$$

где  $\Lambda$  – множество всех возможных моментов структурных сдвигов  $T_b$ , а  $W_T^p$  – статистика Вальда для проверки гипотезы  $\delta = 0$ .

В работе приведены асимптотические результаты как для случая стационарных, так и для нестационарных ошибок. Когда ошибки являются высоко устойчивыми (persistent) и неизвестно, какая из асимптотических теорий (для стационарного или нестационарного случаев) обеспечивает лучшие результаты, предложен консервативный подход для случая квазиинтегрированных (near integrated) ошибок. Показано, что мощность средней статистики немонотонна относительно величины структурного сдвига и доминируется двумя другими статистиками. Также предложены версии тестов применительно к первым разностям процесса  $y_t$ .

Авторы работ Ben-David, Papell (1994, 1995) отмечают, что одной из предпосылок модели Калдора (Kaldor 1961), характеризующих послевоенный экономический рост, является предположение о том, что темп роста ВВП (как агрегированный, так и на душу населения) является устойчивым во времени. Данный факт является одной из характеристик неоклассической теории роста Солоу (Solow 1956). Но, начиная с работы Ромера (Romer 1986) по теории эндогенного роста, было показано, что темп роста ВВП не обязательно является константой и может расти или падать со временем. Эмпирические исследования не дают однозначного ответа на вопрос о неизменности темпов роста. Например, в работе Абрамовица (Abramovitz 1989) показано, что в период с 1870 по 1953 гг. в США наблюдалось снижение темпа роста. Напротив, в работе Ромера (Romer 1986) показано, что с 1840 по 1978 г. темп роста ВВП США увеличивался.

Тесты на структурные сдвиги во временных рядах позволяют естественным образом проверить гипотезу о постоянстве темпа роста во времени. В работе используется тест Вогельсанга (1997), который допускает наличие серийной корреляции и тренда в данных, и обоснован независимо от того, содержат ли данные единичный корень или нет. Данная предпосылка является важной, так как тесты на структурные сдвиги, предполагающие стационарность тестируемых временных рядов, могут оказаться неспособными различать стационарные процессы со структурными сдвигами и процессы с единичным корнем без структурного сдвига.

В работе рассматриваются данные по агрегированному ВВП и ВВП на душу населения 16 стран. Результат: нулевая гипотеза о наличии единичного корня была отвергнута для 15 рядов на уровне значимости не ниже 10%.

В работе Бен-Давида и Папеля (Ben-David, Papell 1997a) на примере рядов долей экспорта и импорта в ВВП (для 47 и 48 стран соответственно за период с 1948 по 1993 г.) предпринята попытка выяснить характер развития международной торговли в послевоенный период: являлось ли это развитие постепенным или происходили какие-либо резкие изменения. Для этого используется последовательный тест на структурные сдвиги Вогельсанга (Vogelsang 1997). Показано, что в международной торговле более чем 65% стран происходили значимые структурные изменения: нулевая гипотеза о наличии единичного корня была отвергнута для рядов «экспорт-ВВП» 32 стран и для рядов «импорт-ВВП» 37 стран.

Тест Вогельсанга применяется в работе Бен-Давида и Папеля (Ben-David, Papell 1997b) для исследования рядов ВВП на душу населения 74 стран (как развитых, так и развивающихся) за период с 1955 г. (или ранее) по 1990 г. В работе также используется тест Перрона (Petron 1994) на эндогенные структурные сдвиги. Показано, что в рядах ВВП на душу населения 54 стран существует значимый структурный сдвиг.

#### **Тест Люмсейна–Папеля на наличие двух структурных сдвигов**

В работе Люмсейна и Папеля (Lumsdaine, Papell 1997) был расширен тест Эндрюса–Зивота на случай двух эндогенных структурных сдвигов. Авторы предложили следующую «базовую» модель:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (\text{П1.4})$$

где  $t = 1, \dots, T$ ,  $c(L)$  – лаговый полином известного порядка  $k$ , такой, что все корни уравнения  $(1-c(L))L=0$  лежат вне единичного круга,

$$DU1_t = \begin{cases} 1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases}, \quad DT1_t = \begin{cases} 1 - TB1, & t > TB1 \\ 0, & t \leq TB1 \end{cases} \text{ и}$$

$$DU2_t = \begin{cases} 1, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases}, \quad DT2_t = \begin{cases} 1 - TB2, & t > TB2 \\ 0, & t \leq TB2 \end{cases} \text{ – фиктивные переменные,}$$

отражающие изменения в линии тренда (скачок и перелом) в моменты  $TB1$  и  $TB2$ <sup>79</sup>. Тогда нулевая гипотеза имеет вид:

$$H_0: \alpha = \beta = \theta = \gamma = \omega = \psi = 0.$$

Прежде чем сформулировать альтернативные гипотезы, необходимо остановиться на описании тех типов моделей, которые рассматривают авторы в своей работе. Поскольку возможны различные комбинации модели (П1.4) по типам структурных сдвигов (всего возможно 9 комбинаций), авторы остановились на четырех из них. Если следовать обозначениям, используемым в работе Zivot, Andrews (1992), то эти модели можно назвать:

- «модель АА» – модель, в которой оба структурных сдвига – это структурные сдвиги типа «скачок» или «crash-model» в терминах, предложенных Перроном (Perron, 1989), т. е. в модели (П1.4) пропущены  $DT1$  и  $DT2$ ;
- «модель СА» (или «модель АС») – модель, в которой первый (или второй) структурный сдвиг отражает и «скачок», и «перелом» линии тренда, а второй (или первый) – только «скачок», т. е. в базовой модели (П1.4) пропущена переменная  $DT2$  (или  $DT1$ );
- и, наконец, «модель СС», которая совпадает с базовой моделью (П1.4) и в которой в оба момента времени происходят изменения обоих типов (и «скачок», и «перелом» линии тренда).

Таким образом, базовую модель можно переписать для каждого из трех описанных выше случаев:

Модель АА:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Модель СА:

---

<sup>79</sup>  $\varepsilon_t$  является мартингалом (martingale difference process), для которого выполняются следующие ограничения:  $E(\varepsilon_t^i | \varepsilon_{t-1}, \dots) = k_i, i = 2, 3, 4$  и  $\sup_t E(\varepsilon_t^{4+\xi} | \varepsilon_{t-1}, \dots) = \bar{k} < \infty$  для некоторой постоянной величины  $\xi > 0$ .

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Модель АС:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Модель СС:

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t.$$

В каждом из этих случаев переформулируем нулевую гипотезу и сформулируем альтернативную:

Модель АА:

$$H_0: \alpha = \beta = \theta = \omega = 0$$

$$H_A: \alpha < 0$$

Модель СА:

$$H_0: \alpha = \beta = \theta = \gamma = \omega = 0$$

$$H_A: \alpha < 0$$

Модель АС:

$$H_0: \alpha = \beta = \theta = \omega = \psi = 0$$

$$H_A: \alpha < 0$$

Модель СС:

$$H_0: \alpha = \beta = \theta = \gamma = \omega = \psi = 0$$

$$H_A: \alpha < 0$$

Аналогично статистикам Эндрюса–Зивота в работе также были подсчитаны критические значения тестовых статистик для каждой из трех моделей Люмсейна–Папеля (см. *табл. П1-2*).

Авторы применили данную методику для исследования рядов Нельсона и Плоссера. Было показано, что чаще всего крупные структурные сдвиги совпадают по времени либо с Первой или Второй мировыми войнами, либо с Великой депрессией. Нулевую гипотезу о наличии единичного корня не удалось отвергнуть только для 4 рядов из 13.

В работе Бен-Давида, Люмсейна, Папеля (Ben-David, Lumsdaine, Papell 1998) используется тест Люмсейна–Папеля для анализа рядов агрегированного ВВП (в долларах США) и ВВП на душу населения 16 стран за пе-



риод 1860–1989 гг. Авторы показали, что после второго структурного сдвига темпы роста агрегированного ВВП и ВВП на душу населения в большинстве стран возрастали.

Таблица III-2

**Критические значения тестовых статистик Льюмсейна–Папеля**

Уровень значимости / Модель	1%	2,5%	5%	10%
AA	-6,94	-6,53	-6,24	-5,96
CA	-7,24	-7,02	-6,65	-6,33
CC	-7,34	-7,02	-6,82	-6,49

Источник: Lumsdaine, Papell 1997, с. 215–217.

**Сезонные структурные сдвиги**

В работе Харви, Лейборна, Ньюболда (Harvey, Leybourne, Newbold 2001) анализируются тесты на сезонные единичные корни (в случае и аддитивных, и инновационных выбросов) при предположении, что сезонный структурный сдвиг (скачок) присутствует в нулевой гипотезе. Когда величина скачка достаточно велика, моделирование показало, что в трех из четырех рассмотренных процедур эндогенно определенный структурный сдвиг был некорректно оценен, в результате чего нулевая гипотеза была неправильно отвергнута. Простое изменение одной из тестовых процедур позволило достичь значительного улучшения теста.

В работе Хасслера, Родригеса (Hassler, Rodrigues 2002) исследованы асимптотические свойства тестов Hyllerberg–Engle–Granger–Yoo (1990) (структурный сдвиг – изменение коэффициента при сезонной фиктивной переменной, как одновременный – аддитивный выброс, так и постепенный – инновационный выброс) и LM-варианта этого теста. Показано, что оба теста асимптотически устойчивы к наличию структурных сдвигов конечной величины. Кроме того, в работе предложен скорректированный LM-тест на наличие экзогенных сезонных структурных сдвигов для случая конечных выборок и показано, что он устойчив относительно наличия сезонного структурного сдвига, а также относительно неправильно специфицированного момента структурного сдвига.

В заключение, во-первых, суммируем основные теоретические результаты в таблице (см. табл. III.3). В ней приведены названия моделей (вве-

денные самими авторами в соответствующих работах), нулевые и альтернативные гипотезы, соответствующие каждой модели, и тестовые статистики, используемые для тестирования нулевых гипотез.

Во-вторых, отметим, что большой обзор литературы по проблемам существования единичных корней и структурных сдвигов во временных рядах приведен в работе (Maddala, Kim 1998). На русском языке особенностям спецификации моделей российских макроэкономических временных рядов посвящена работа (Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин 2001).

Таблица П1-3

### Тесты на структурные сдвиги

Тип модели	Нулевая гипотеза
1	2
<b>Тест Перрона (Perron 1989)</b>	
Модель А:	$y_t = \mu + dD(T_B)_t + y_{t-1} + e_t$
Модель В:	$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$
Модель С:	$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_B)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$
<b>Тест Эндриуса–Зивота (Zivot, Andrews 1992)</b>	
Модель А: Модель В: Модель С:	$y_t = \mu + y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$
<b>Тест Люмсейна–Папеля (Lumsdaine, Papell 1997)</b>	
Модель АА: Модель СА: Модель АС: Модель СС:	$\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$
<b>Тесты Банерджи, Люмсейна и Стока (Banerjee, Lumsdaine, Stock 1992)</b>	
Рекурсивный тест Повторяющийся тест	$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + y_{t-1} + \beta(L)\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
Последовательный тест Случай А $\tau_{1t}(k) = \begin{cases} t-k, & t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$	$y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + y_{t-1} + \beta(L)\Delta y_{t-1} + \omega' x_{t-1}(k) + \varepsilon_t$

Случай В $\tau_{1t}(k) = \begin{cases} t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$	
<b>Тест Вогельсанга (Vogelsang 1997)</b>	
Средняя статистика Экспоненциальная статистика Супремум-статистика	$\Delta y_t = f(t)\beta + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$

*Продолжение таблицы П1-3*

Тип модели	Альтернативная гипотеза
1	3
<b>Тест Перрона (Perron 1989)</b>	
Модель А:	$y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t$
Модель В:	$y_t = \mu + \beta t + (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$
Модель С:	$y_t = \mu + \beta t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t +$ $+ (\beta_2 - \beta_1)DT_t^* + e_t$
<b>Тест Эндрюса–Зивота (Zivot, Andrews 1992)</b>	
Модель А:	$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \alpha y_{t-1} +$ $+ \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$
Модель В:	$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) + \alpha y_{t-1} +$ $+ \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$
Модель С:	$y_t = \mu + \theta DU_t(\lambda) + \beta t + \gamma DT_t^*(\lambda) +$ $+ \alpha y_{t-1} + \sum_{j=1}^k c_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t$
<b>Тест Лямсдейна–Папеля (Lumsdaine, Papell 1997)</b>	
Модель АА:	$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t +$ $+ \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$

Модель СА:	$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
Модель АС:	$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
Модель СС:	$\Delta y_t = \mu + \beta t + \theta DU1_t + \gamma DT1_t + \omega DU2_t + \psi DT2_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$
<b>Тесты Банерджи, Льюмдейна и Стока (Banerjee, Lumsdaine, Stock 1992)</b>	
Рекурсивный тест	$y_t = \mu_0 + \mu_1 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L)\Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$ $y_t = \mu_0 + \mu_1 \tau_{1t}(k) + \mu_2 t + \alpha y_{t-1} + \beta(L)\Delta y_{t-1} + \omega' x_{t-1}(k) + \varepsilon_t$
Повторяющийся тест	
Последовательный тест	
Случай А $\tau_{1t}(k) = \begin{cases} t-k, & t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$	
Случай В $\tau_{1t}(k) = \begin{cases} \int, & t > k \\ 0, & t \leq k \end{cases}$	
<b>Тест Вогельсанга (Vogelsang 1997)</b>	
Средняя статистика	$\Delta y_t = f(t)\beta + g(t, T_b^c)\delta + \pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-1} + e_t$
Экспоненциальная статистика	
Супремум-статистика	

*Продолжение таблицы ПП-3*

Тип модели	Тестовые статистики
<b>1</b>	<b>4</b>
<b>Тест Перрона (Perron 1989)</b>	
Модель А: Модель В: Модель С:	<i>t</i> -статистика для проверки гипотезы на наличие единичного корня
<b>Тест Эндрюса–Зивота (Zivot, Andrews 1992)</b>	

Модель А: Модель В: Модель С:	<i>t</i> -статистика для проверки гипотезы на наличие единичного корня
<b>Тест Люмсейна–Папеля (Lumsdaine, Papell 1997)</b>	
Модель АА: Модель СА: Модель АС: Модель СС:	<i>t</i> -статистика для проверки гипотезы на наличие единичного корня
<b>Тесты Банерджи, Люмсейна и Стока (Banerjee, Lumsdaine, Stock 1992)</b>	
Рекурсивный тест	$\hat{F}_T(\delta) = (R\hat{\theta}(\delta) - r)'$ $\left[ R \left( \sum_{t=1}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} \right)^{-1} R' \right]$ $(R\hat{\theta}(\delta) - r) / q \hat{\sigma}^2(\delta)$ $\hat{t}_{DF}(\delta) = T \frac{\hat{\theta}_3(\delta) - 1}{(V_T(\delta)^{33} \hat{\sigma}^2(\delta))^{1/2}},$
Повторяющийся тест	$\bar{F}_T(\delta, \delta_0) = (R\bar{\theta}(\delta, \delta_0) - r)'$ $\left[ R \left( \sum_{t=[T(\delta-\delta_0)]}^{[T\delta]} Z_{t-1} Z'_{t-1} \right)^{-1} R' \right]$ $(R\bar{\theta}(\delta, \delta_0) - r) / q \bar{\sigma}^2(\delta, \delta_0)$ $\bar{t}_{DF}(\delta, \delta_0) = T \frac{\bar{\theta}_3(\delta, \delta_0) - 1}{(V_T(\delta, \delta_0)^{33} \bar{\sigma}^2(\delta, \delta_0))^{1/2}},$



## Приложение 2

Тест Эндрюса–Зивота: таблицы критических значений асимптотических распределений  $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$  и  $t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$  для фиксированного значения  $\lambda$ , ( $i = A, B, C$ ).

Таблица П2-1

**Критические значения асимптотического распределения  $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$  и  $t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$  для фиксированного значения  $\lambda$**

$\lambda$	1,0%	2,5%	5,0%	10,0%	50,0%	90,0%	95,0%	97,5%	99,0%
А. $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$									
	-5,34	-5,02	-4,80	-4,58	-3,75	-2,99	-2,77	-2,56	-2,32
Б. $t_{\bar{\alpha}}(\lambda)$ для фиксированного значения $\lambda$									
1	-4,30	-3,93	-3,68	-3,40	-2,35	-1,38	-1,09	-0,78	-0,46
2	-4,39	-4,08	-3,77	-3,47	-2,45	-1,45	-1,14	-0,90	-0,54
3	-4,39	-4,03	-3,76	-3,46	-2,42	-1,43	-1,13	-0,83	-0,51
4	-4,34	-4,01	-3,72	-3,44	-2,40	-1,26	-0,88	-0,55	-0,21
5	-4,32	-4,01	-3,76	-3,46	-2,37	-1,17	-0,79	-0,49	-0,15
6	-4,45	-4,09	-3,76	-3,47	-2,38	-1,28	-0,92	-0,60	-0,26
7	-4,42	-4,07	-3,80	-3,51	-2,45	-1,42	-1,10	-0,82	-0,50
8	-4,33	-3,99	-3,75	-3,46	-2,43	-1,46	-1,13	-0,89	-0,57
9	-4,27	-3,97	-3,69	-3,38	-2,39	-1,37	-1,04	-0,74	-0,47

Источник: Zivot, Andrews 1992, табл. 2, с. 256.

Критические значения асимптотического распределения  $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$ и  $t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$  для фиксированного значения  $\lambda$ 

$\lambda$	1,0%	2,5%	5,0%	10,0%	50,0%	90,0%	95,0%	97,5%	99,0%
$A. \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$									
	-4,93	-4,67	-4,42	-4,11	-3,23	-2,48	-2,31	-2,17	-1,97
$B. t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$ для фиксированного значения $\lambda$									
1	-4,27	-3,94	-3,65	-3,36	-2,34	-1,35	-1,04	-0,78	-0,40
2	-4,41	-4,08	-3,80	-3,49	-2,50	-1,48	-1,18	-0,87	-0,52
3	-4,51	-4,17	-3,87	-3,58	-2,54	-1,59	-1,27	-0,97	-0,69
4	-4,55	-4,20	-3,94	-3,66	-2,61	-1,69	-1,37	-1,11	-0,75
5	-4,55	-4,20	-3,96	-3,68	-2,70	-1,74	-1,40	-1,18	-0,82
6	-4,57	-4,20	-3,95	-3,66	-2,61	-1,71	-1,36	-1,11	-0,78
7	-4,51	-4,13	-3,85	-3,57	-2,55	-1,61	-1,28	-0,97	-0,67
8	-4,38	-4,07	-3,82	-3,50	-2,47	-1,49	-1,16	-0,87	-0,54
9	-4,26	-3,96	-3,68	-3,35	-2,33	-1,34	-1,04	-0,78	-0,43

Источник: Zivot, Andrews 1992, табл. 3, с. 256.



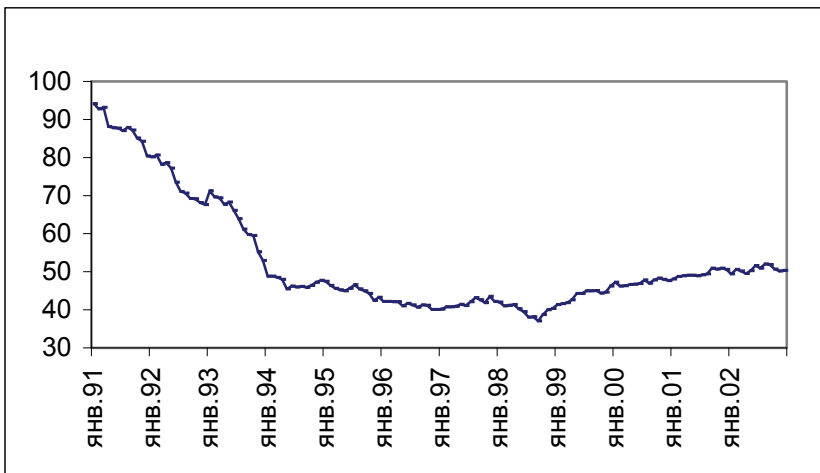
Критические значения асимптотического распределения  $\inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$ и  $t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$  для фиксированного значения  $\lambda$ 

$\lambda$	1,0%	2,5%	5,0%	10,0%	50,0%	90,0%	95,0%	97,5%	99,0%
$A. \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$									
	-5,57	-5,30	-5,08	-4,82	-3,98	-3,25	-3,06	-2,91	-2,72
$B. t_{\bar{\alpha}'}(\lambda)$ для фиксированного значения $\lambda$									
1	-4,38	-4,01	-3,75	-3,45	-2,38	-1,44	-1,11	-0,82	-0,45
2	-4,65	-4,32	-3,99	-3,66	-2,67	-1,60	-1,27	-0,98	-0,67
3	-4,78	-4,46	-4,17	-3,87	-2,75	-1,78	-1,46	-1,15	-0,81
4	-4,81	-4,48	-4,22	-3,95	-2,88	-1,91	-1,62	-1,35	-1,04
5	-4,90	-4,53	-4,24	-3,96	-2,91	-1,96	-1,69	-1,43	-1,07
6	-4,88	-4,49	-4,24	-3,95	-2,87	-1,93	-1,63	-1,37	-1,08
7	-4,75	-4,44	-4,18	-3,86	-2,77	-1,81	-1,47	-1,17	-0,79
8	-4,70	-4,31	-4,04	-3,69	-2,67	-1,63	-1,29	-1,04	-0,64
9	-4,41	-4,10	-3,80	-3,46	-2,41	-1,44	-1,12	-0,80	-0,50

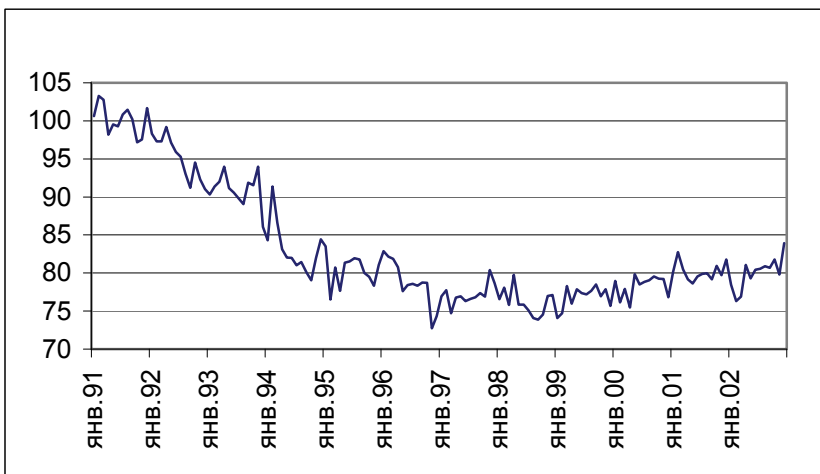
Источник: Zivot, Andrews 1992, табл. 4, с. 257.

### Приложение 3

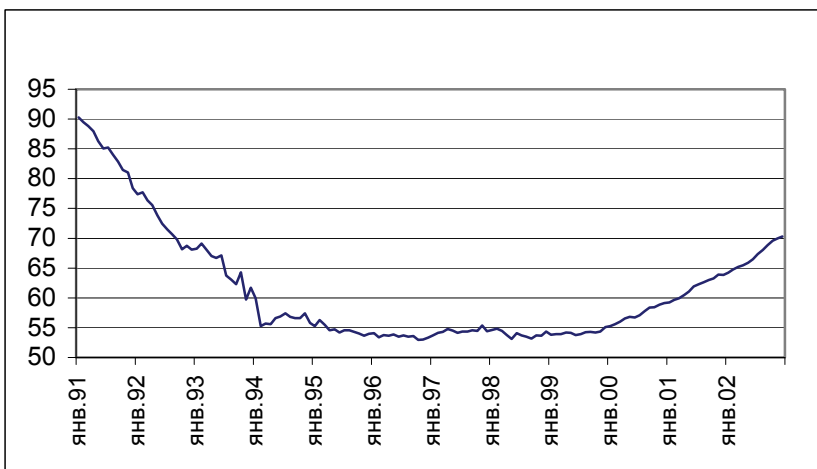
**Графики временных рядов отраслевых индексов календарно и сезонно скорректированных объемов промышленного производства за периоды 1991–2002 гг. и 1993–2002 гг.**



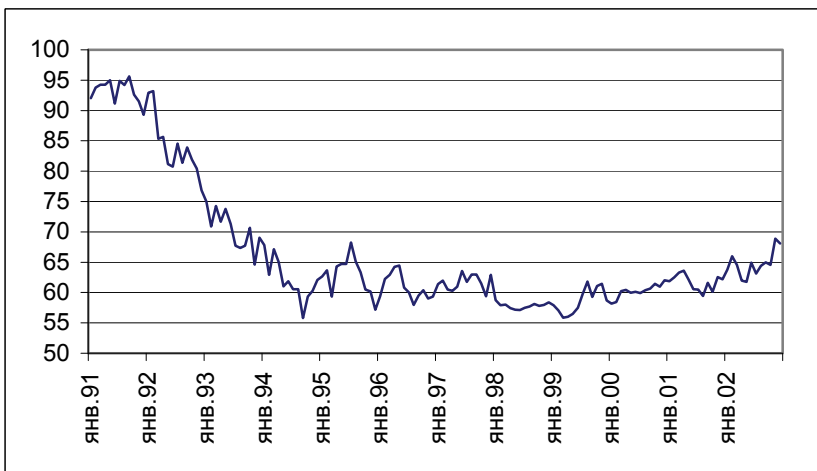
Промышленность в целом, 1991–2002 гг.



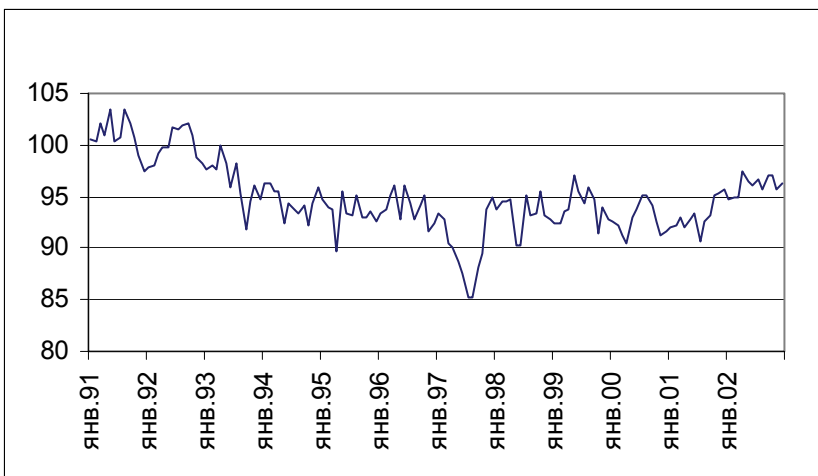
Электроэнергетика, 1991–2002 гг.



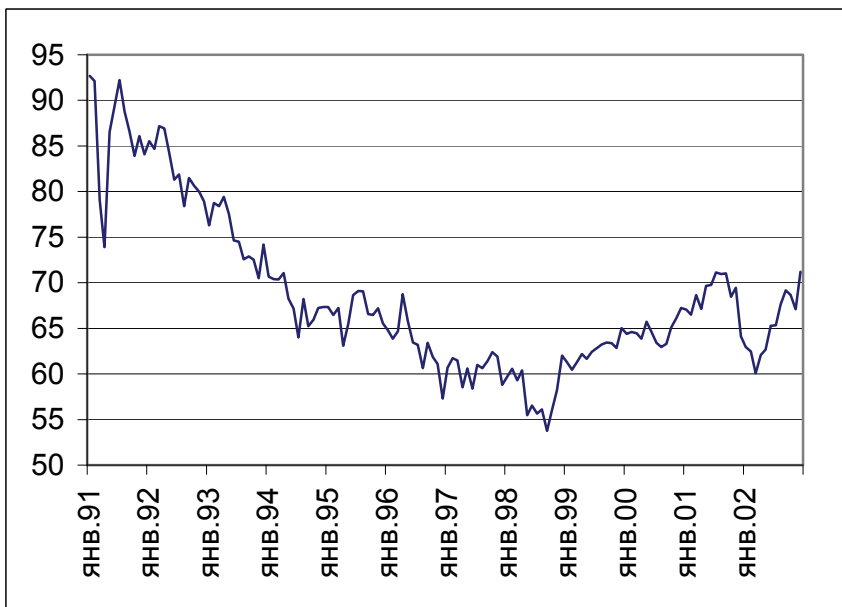
Нефтедобывающая промышленность, 1991–2002 гг.



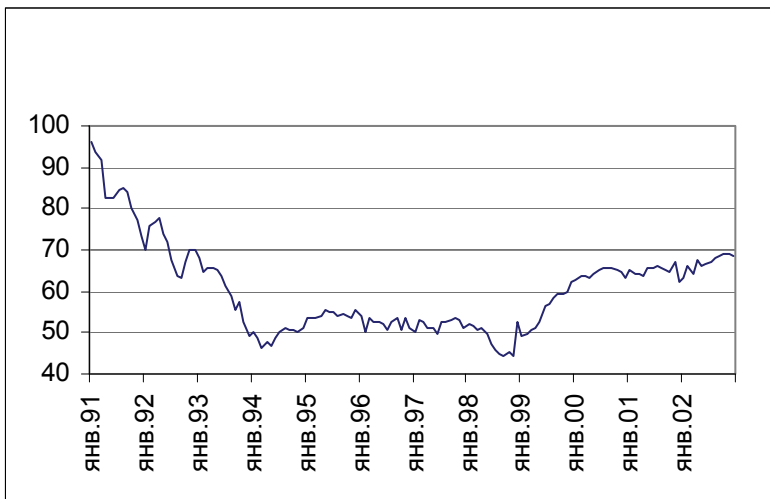
Нефтеперерабатывающая промышленность, 1991–2002 гг.



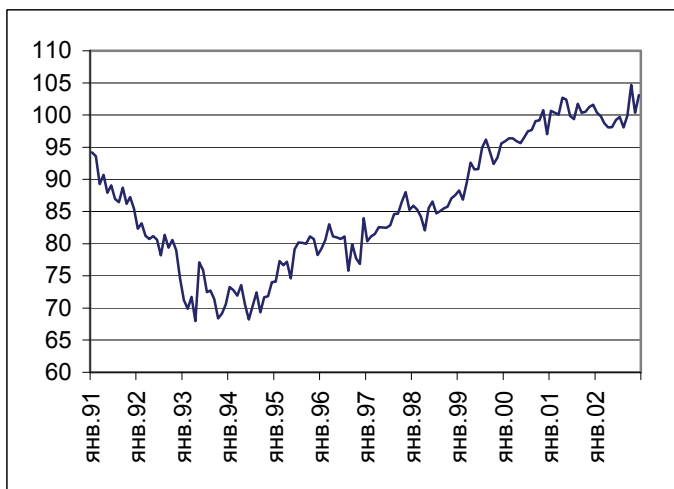
Газовая промышленность, 1991–2002 гг.



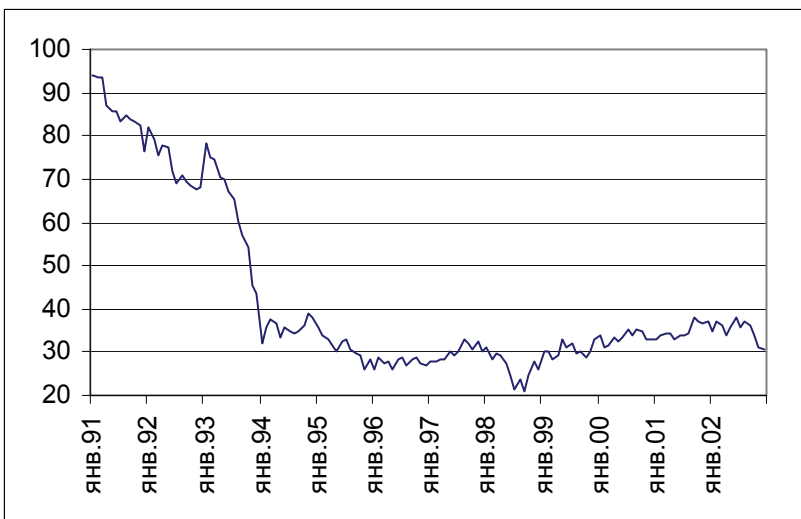
Угольная промышленность, 1991–2002 гг.



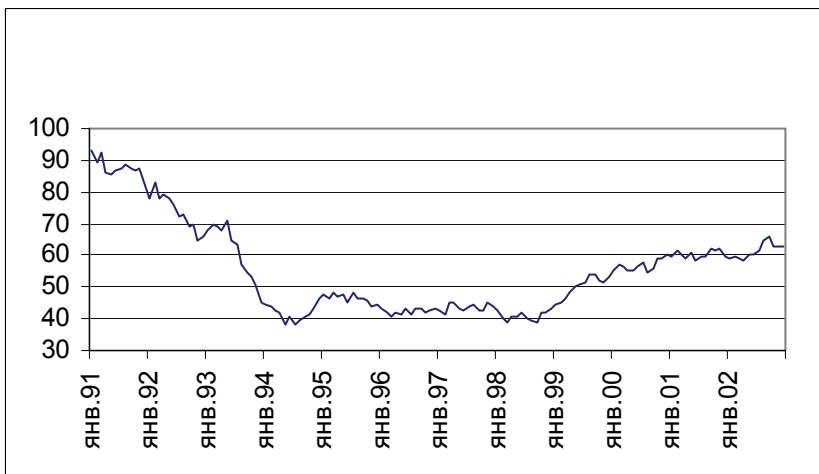
Черная металлургия, 1991–2002 гг.



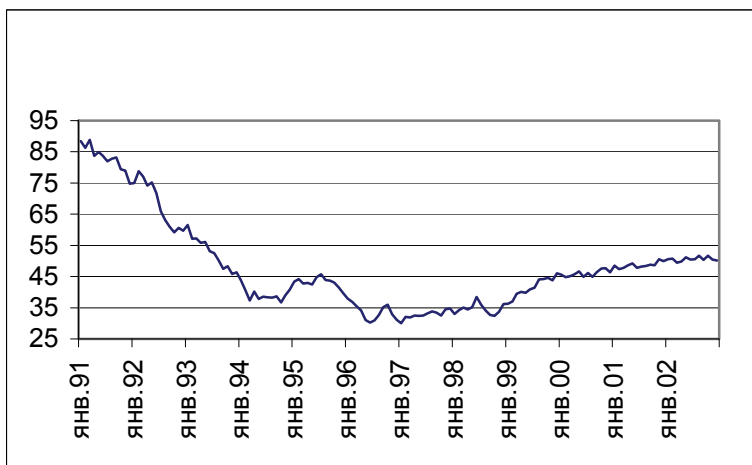
Цветная металлургия, 1991–2002 гг.



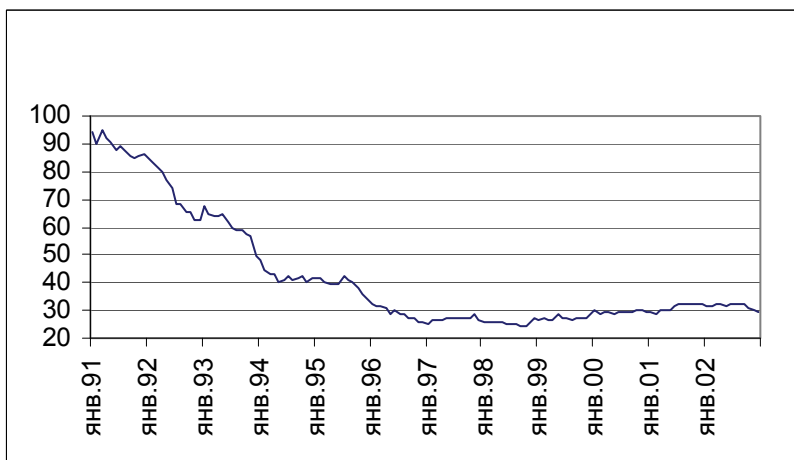
Машиностроение и металлообработка, 1991–2002 гг.



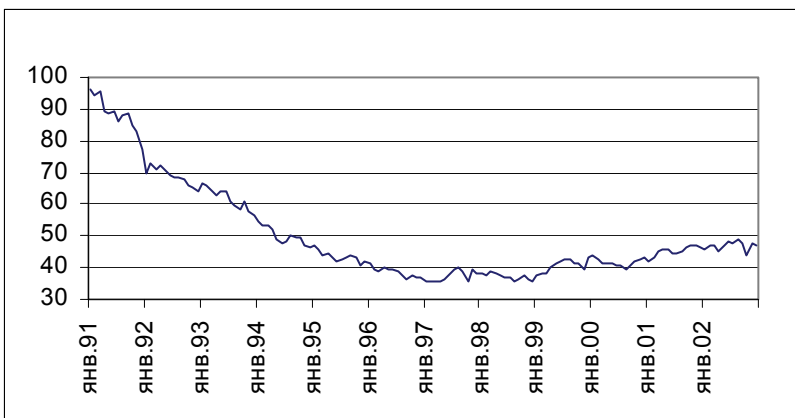
Химическая и нефтехимическая промышленность, 1991–2002 гг.



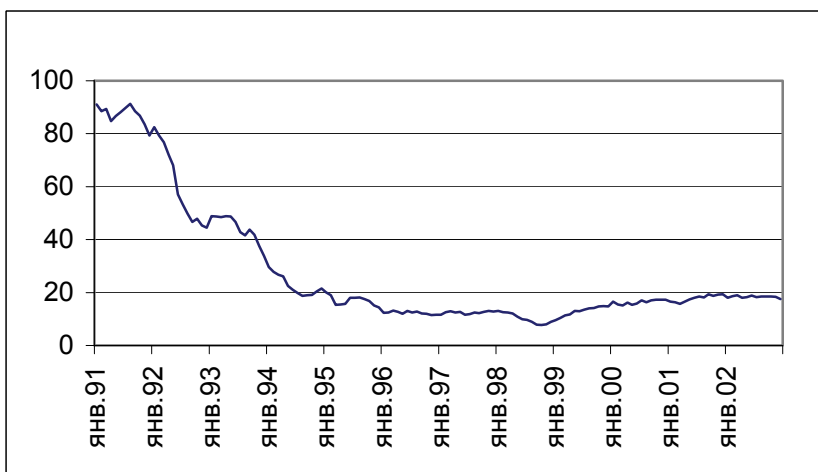
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность, 1991–2002 гг.



Промышленность строительных материалов, 1991–2002 гг.

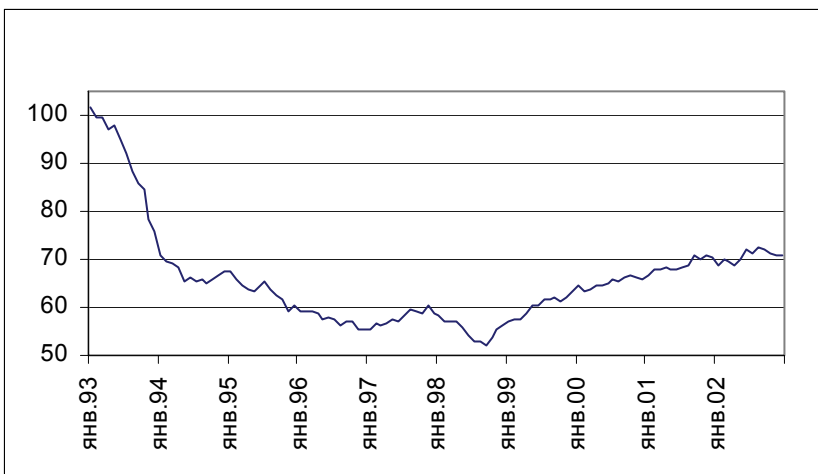


Пищевая промышленность, 1991–2002 гг.

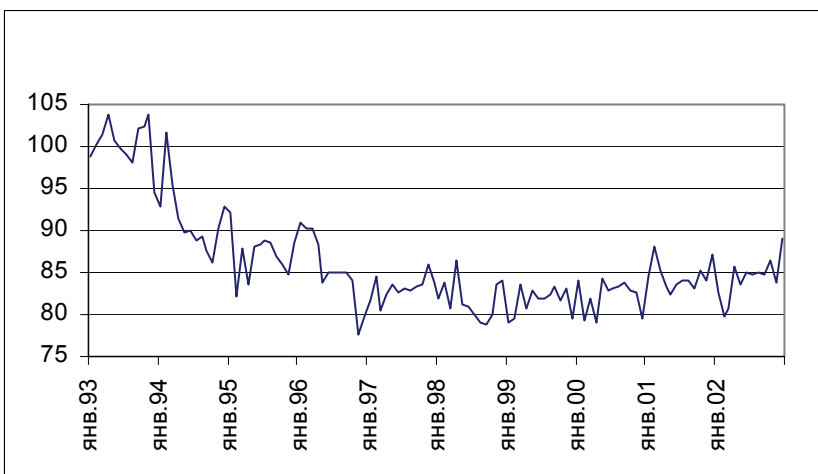


Легкая промышленность, 1991–2002 гг.

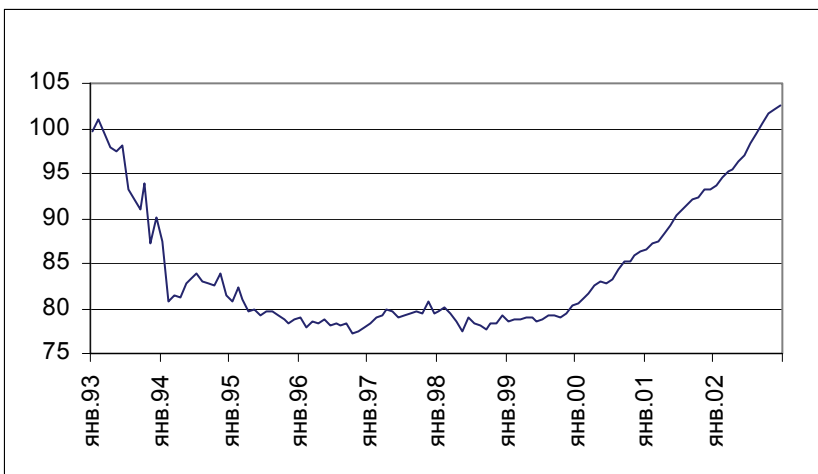




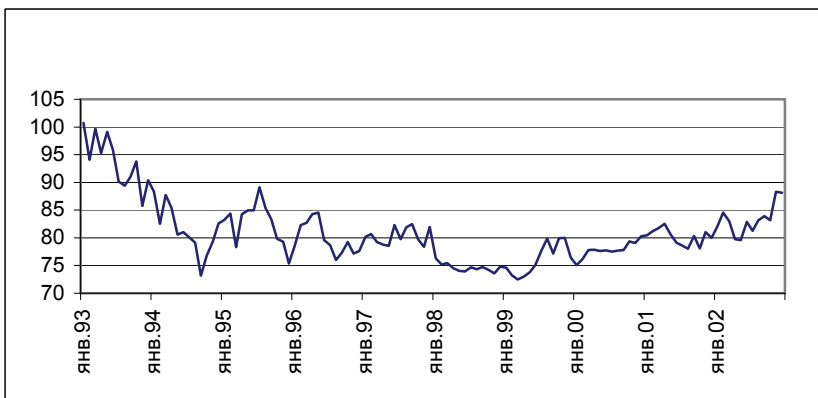
Промышленность в целом, 1993–2002 гг.



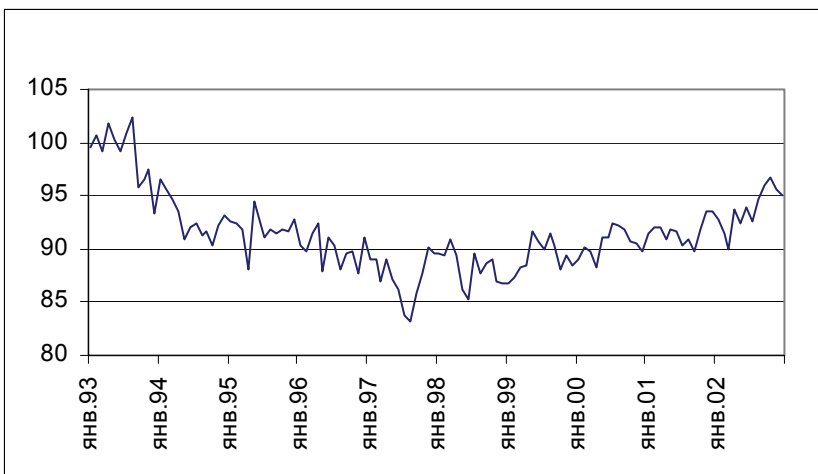
Электроэнергетика, 1993–2002 гг.



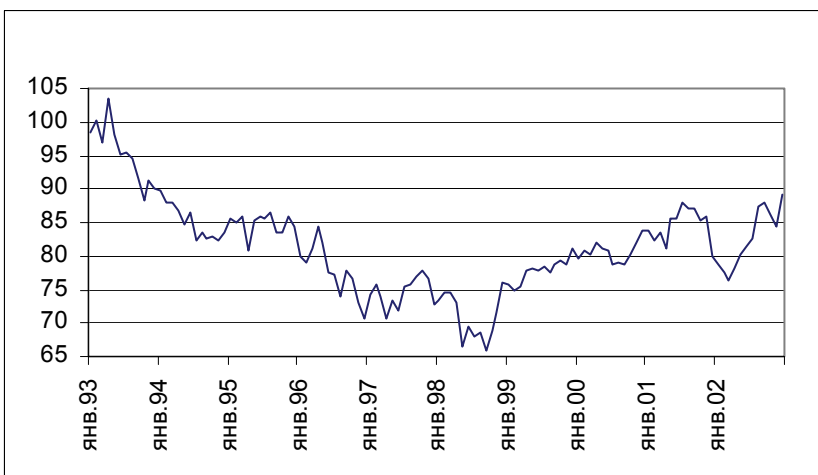
Нефтедобывающая промышленность, 1993–2002 гг.



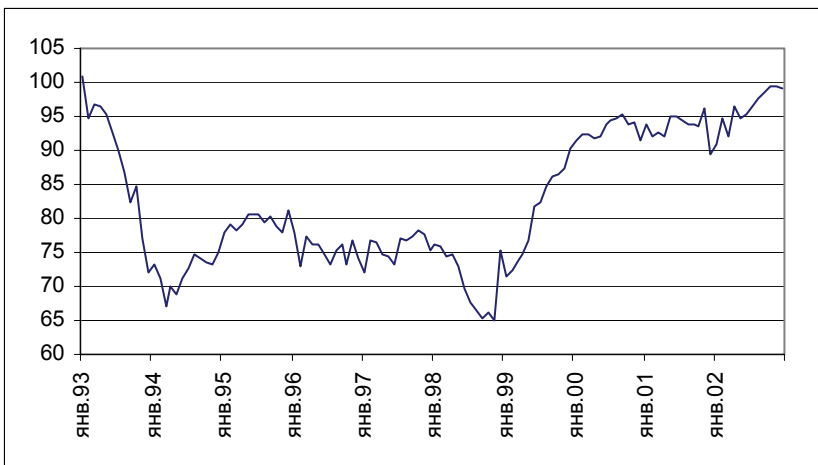
Нефтеперерабатывающая промышленность, 1993–2002 гг.



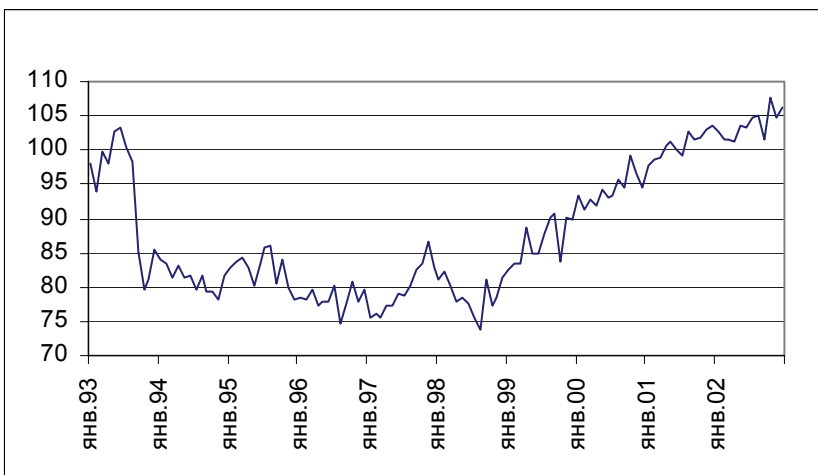
Газовая промышленность, 1993–2002 гг.



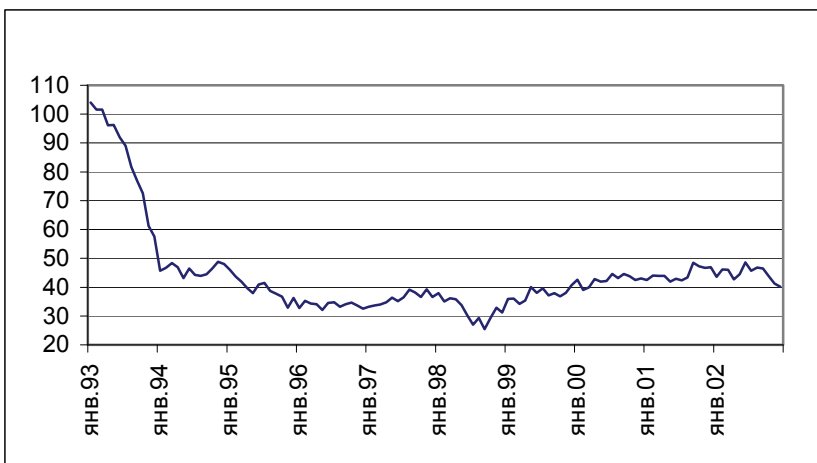
Угольная промышленность, 1993–2002 гг.



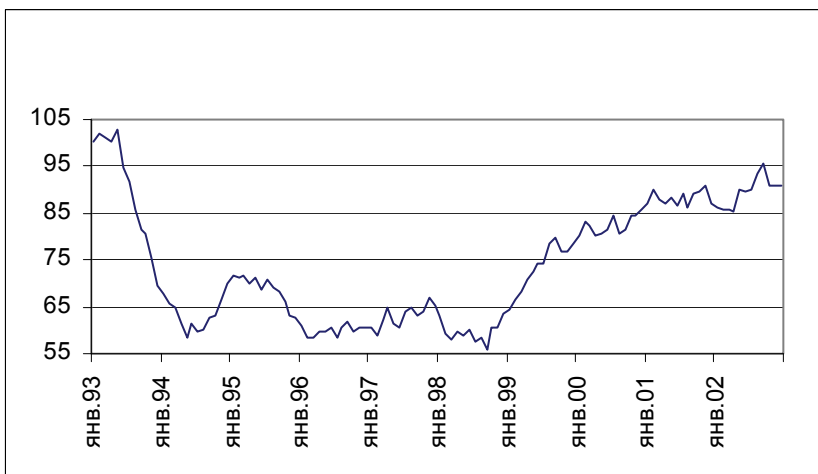
Черная металлургия, 1993–2002 гг.



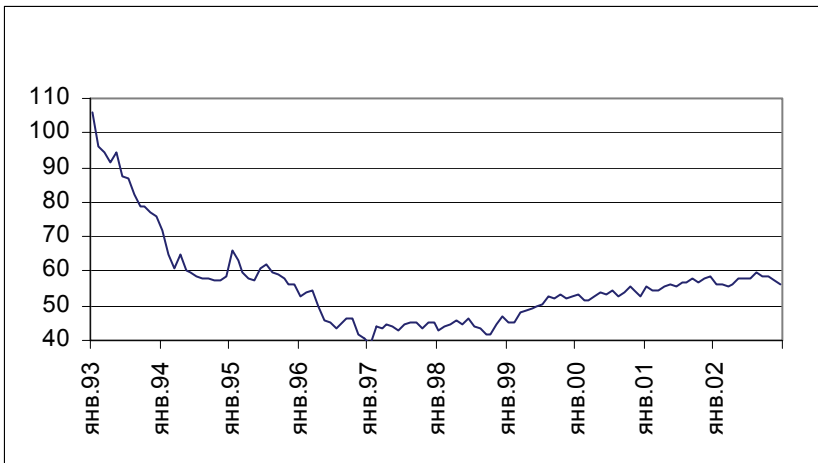
Цветная металлургия, 1993–2002 гг.



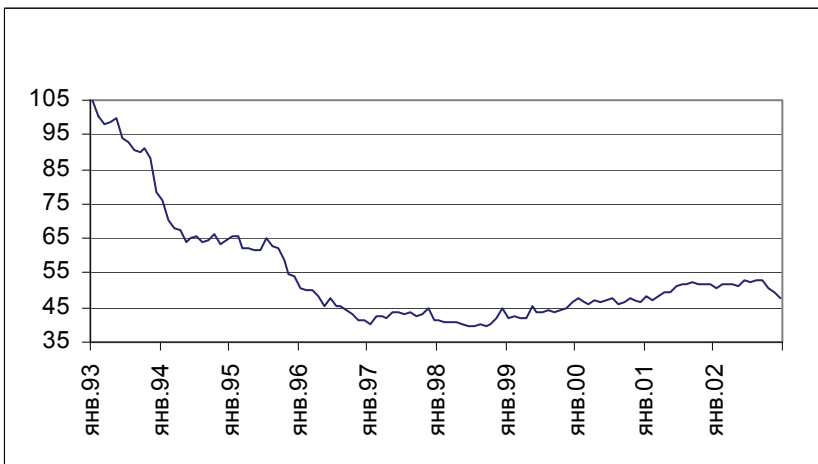
Машиностроение и металлообработка, 1993–2002 гг.



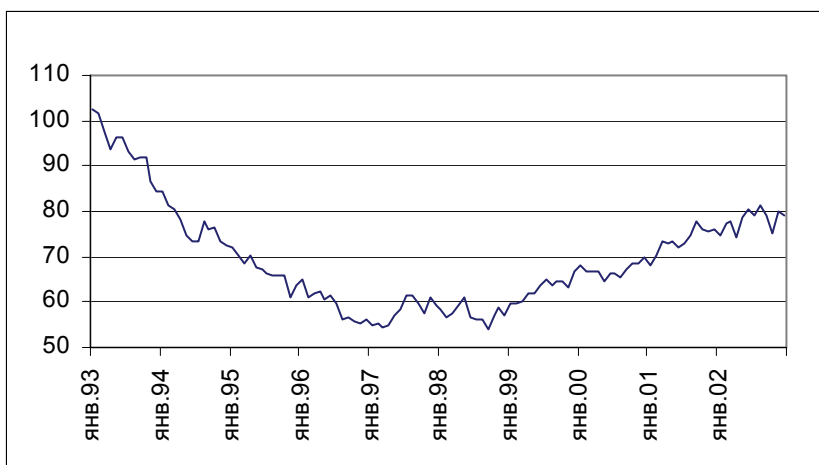
Химическая и нефтехимическая промышленность, 1993–2002 гг.



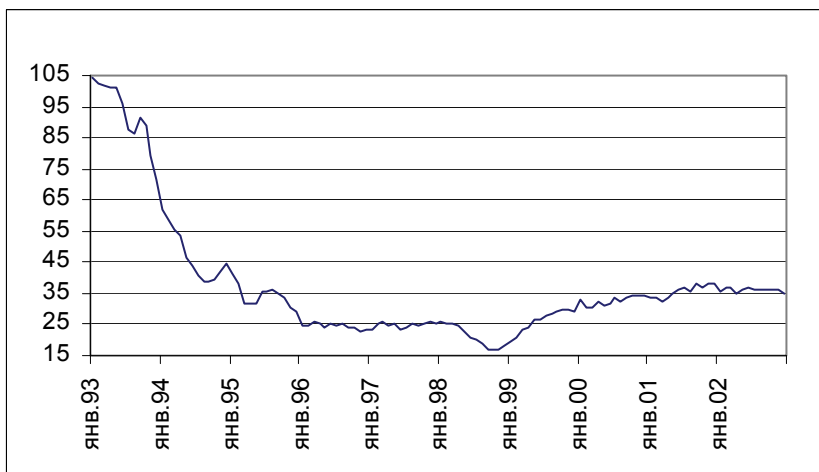
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозобумажная промышленность, 1993–2002 гг.



Промышленность строительных материалов, 1993–2002 гг.



Пищевая промышленность, 1993–2002 гг.



Легкая промышленность, 1993–2002 гг.

## Приложение 4

### Результаты тестирования временных рядов сезонно и календарно скорректированных отраслевых индексов объемов промышленного производства на наличие единичных корней

Отрасль	1991–2002			
	Модель с 1 структурным сдвигом		Модель с 2 структурными сдвигами	
	Тип СС*	Тестовая статистика	Тип СС*	Тестовая статистика
Промышленность в целом	С	-5,85 <sup>1%</sup>	СС	-6,91 <sup>5%</sup>
Машиностроение и металлообработка	С	-5,78 <sup>1%</sup>	СС	-6,67 <sup>10%</sup>
Химическая и нефтехимическая промышленность	С	-5,18 <sup>5%</sup>	СС	-7,27 <sup>2,5%</sup>
Угольная промышленность	В	-3,50 <sup>UR</sup>	СС	-7,18 <sup>2,5%</sup>
Промышленность строительных материалов	С	-4,31 <sup>UR</sup>	СС	-6,29 <sup>UR</sup>
Электроэнергетика	С	-3,74 <sup>UR</sup>	СС	-6,90 <sup>5%</sup>
Черная металлургия	А	-4,45 <sup>UR</sup>	СС	-6,59 <sup>10%</sup>
Пищевая промышленность	В	-3,26 <sup>UR</sup>	СС	-4,78 <sup>UR</sup>
Газовая промышленность	В	-3,66 <sup>UR</sup>	СА	-4,36 <sup>UR</sup>
Легкая промышленность	С	-5,13 <sup>5%</sup>	СС	-6,52 <sup>10%</sup>
Цветная металлургия	С	-4,99 <sup>10%</sup>	СС	-6,01 <sup>UR</sup>
Нефтедобывающая промышленность	В	-2,88 <sup>UR</sup>	СС	-5,19 <sup>UR</sup>
Нефтеперерабатывающая промышленность	В	-4,02 <sup>UR</sup>	СС	-5,44 <sup>UR</sup>
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	В	-3,29 <sup>UR</sup>	СС	-5,95 <sup>UR</sup>



Продолжение таблицы

Отрасль	1993–2002			
	Модель с 1 структурным сдвигом		Модель с 2 структурными сдвигами	
	Тип СС*	Тестовая статистика	Тип СС*	Тестовая статистика
Промышленность в целом	С	-5,94 <sup>1%</sup>	СС	-8,84 <sup>1%</sup>
Машиностроение и металлообработка	С	-4,84 <sup>10%</sup>	АС	-5,52 <sup>UR</sup>
Химическая и нефтехимическая промышленность	С	-5,87 <sup>1%</sup>	СС	-6,19 <sup>UR</sup>
Угольная промышленность	С	-4,99 <sup>10%</sup>	СА	-6,73 <sup>5%</sup>
Промышленность строительных материалов	А	-5,63 <sup>1%</sup>	СА	-6,12 <sup>UR</sup>
Электроэнергетика	В	-5,03 <sup>1%</sup>	СС	-6,01 <sup>UR</sup>
Черная металлургия	С	-5,92 <sup>1%</sup>	СС	-7,04 <sup>5%</sup>
Пищевая промышленность	В	-3,81 <sup>UR</sup>	СА	-5,10 <sup>UR</sup>
Газовая промышленность	С	-4,81 <sup>UR</sup>	АС	-6,09 <sup>UR</sup>
Легкая промышленность	А	-4,92 <sup>5%</sup>	СС	-5,81 <sup>UR</sup>
Цветная металлургия	С	-3,50 <sup>UR</sup>	АС	-8,73 <sup>1%</sup>
Нефтедобывающая промышленность	С	-3,72 <sup>UR</sup>	СС	-6,92 <sup>2,5%</sup>
Нефтеперерабатывающая промышленность	С	-4,11 <sup>UR</sup>	АС	-5,57 <sup>UR</sup>
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	С	-6,02 <sup>1%</sup>	СС	-7,29 <sup>2,5%</sup>

\* «Тип СС» = «Тип Структурного Сдвига»:

*Примечание:* Верхний индекс рядом со значением тестовой статистики означает, что на данном уровне значимости гипотеза о наличии единичного корня может быть отвергнута; индекс «UR» означает, что гипотеза о наличии единичного корня не может быть отвергнута даже на 10%-м уровне значимости.

## Раздел 5. Структурные сдвиги на рынке труда\*

### Введение

Как было показано в предыдущих разделах, трансформационные процессы, проходящие в российской экономике, существенным образом повлияли на структуру и динамику выпуска. Такие изменения не могли не сказаться на структуре рынка труда. В данном разделе изучается изменение межотраслевой структуры рабочей силы под воздействием макроэкономических шоков, в том числе, связанных с внешней торговлей.

В качестве базовой модели анализа в работе выбрана модель поиска, которая была модифицирована с учетом целей исследования межотраслевого перемещения рабочей силы. По результатам анализа были оценены зависимости заработной платы резервирования и вероятности перехода работника в новую отрасль от ключевых параметров: альтернативного заработка, издержек поиска, потребности в работниках, дисперсии распределения заработных плат.

По-видимому, наиболее существенную роль в процессах изменения отраслевой структуры выпуска играет внешняя торговля. При этом сырьевая направленность российского экспорта наряду с нестабильностью мировых цен на минеральные ресурсы в значительной степени определяют изменчивость условий торговли и могут приводить к отраслевым перетокам факторов производства, включая рабочую силу. Данные эффекты изучаются в рамках теории «голландской болезни», в соответствии с которой изменение цен на экспортируемое сырье влечет за собой два эффекта воздействия на экономику: «эффект перемещения ресурсов» и «эффект расходов» (Corden, Neary 1982)<sup>80</sup>.

---

\* Автор выражает глубокую благодарность И. Денисовой за плодотворные обсуждения и массу полезных комментариев при подготовке исследования, которое легло в основу данного раздела.

<sup>80</sup> Первый эффект происходит со стороны предложения. Бум в перерабатывающем секторе приводит к росту предельного продукта труда в этом секторе и перемещению факторов производства (труда) из остальных секторов. Со стороны спроса бум ведет к росту дохода и, следовательно, к росту спроса на все товары. Поскольку цены на торгуемые товары задаются на мировых рынках, то это вызывает рост цен на неторгуемые товары, приводя к дальнейшему укреплению реального обменного курса. В результате трудовые ресурсы перемещаются в сектор услуг.

Вообще говоря, слово «болезнь» не слишком хорошо подходит для определения тех эффектов, которые она вызывает. Все перемещение ресурсов между секторами происходит в ответ на изменение внешних условий, что обусловлено самой природой рыночной экономики. Ресурсы перетекают в сектора, обладающие большей отдачей. Однако в долгосрочном плане данные сектора обладают наименьшим потенциалом роста производительности, что может сказаться на долгосрочном экономическом росте страны.

Одной из целей данной работы является изучение эффектов перемещения трудовых ресурсов между отраслями в ответ на изменение реального обменного курса рубля. Предполагается, что изменение реального курса происходит под воздействием изменений условий торговли. Реальный обменный курс является основной уравнивающей переменной в международной торговле и платежном балансе страны – экспорт нефти и других сырьевых ресурсов способствует росту предложения иностранной валюты в стране, укреплению реального и номинального обменного курса рубля. Предполагается, что укрепление реального курса национальной валюты (в соответствии с гипотезой «голландской болезни») приводит к росту занятости в секторах, производящих сырье и услуги, и соответствующему отрицательному шоку занятости в отраслях, производящих продукцию более глубокой степени переработки. Для проверки данной гипотезы использовалась теоретическая модель межотраслевого перемещения рабочей силы. Эта модель затем тестируется на основе российских данных в межрегиональных уравнениях и в моделях векторной авторегрессии.

## **5.1. Модели отраслевой мобильности рабочей силы**

Класс моделей микроструктуры рынка труда, изучающих оптимальную стратегию поиска вакансии работником в стохастической постановке, называется моделями поиска. В данной работе модель поиска выступает в качестве базовой, поскольку она позволяет описать ситуацию, в которой в условиях информационной асимметрии и различных уровней потребности в рабочей силе в разных отраслях экономики формируется равновесие на рынке труда. В рамках модели, рассмотренной Даймондом (Diamond 1982), предполагается, что работник в каждом из последова-

---

Таким образом, наблюдается два эффекта деиндустриализации: прямой и косвенный. Первый происходит в результате прямого перетока факторов производства (в частности труда) в добывающий сектор из остальных. Косвенной деиндустриализацией называют переток факторов в сектор услуг, связанный с ростом спроса на неторгуемые товары вследствие общего увеличения доходов в стране от нефтяного бума.

тельных моментов времени получает случайный набор предложений рабочих мест. Число предложений в наборе и заработная плата каждого из предложений являются случайными переменными с известным распределением. В каждый момент времени работник выбирает между альтернативой продолжения поиска работы и альтернативой принятия одной из предложенных вакансий.

Поиск требует от работника определенных издержек. Издержки могут быть как прямыми (денежные и временные затраты на поиск), так и косвенными, фактически являющимися упущенной выгодой при отказе от вакансии. Кроме того, работник получает определенный нетрудовой доход. Задачей работника является нахождение оптимального момента времени остановки поиска работы. Решением задачи работника является выражение для заработной платы резервирования (т.е. минимальной заработной платы, получив которую, работник готов остановить поиск) через параметры модели. Кроме того, дополнительным условием является условие участия, предполагающее, что будущие потенциальные доходы работника превышают издержки поиска. Основные соотношения модели поиска приведены в Приложении к данному разделу.

В соответствии с моделью заработная плата резервирования положительно зависит от альтернативного заработка и отрицательно – от издержек смены работы. Зависимость заработной платы резервирования от темпа поступления вакансий и некоторой величины дисконта более неоднозначна. В том случае, если заработная плата резервирования меньше, чем средняя предлагаемая заработная плата, т.е. среднее по распределению предлагаемых заработных плат (и выполнено условие участия на рынке труда), то с ростом темпа поступления вакансий или со снижением дисконт-фактора заработная плата резервирования растет. Помимо этого, заработная плата резервирования увеличивается с ростом дисперсии предложения вакансий. Следует отметить, что ситуация, когда заработная плата резервирования больше средней предлагаемой заработной платы, не всегда противоречит условию участия.

Неявно используемыми предпосылками стандартной модели поиска являются неизменность во времени распределения заработных плат, которые может получать работник, а также отсутствие ограничений ликвидности. Между тем существуют исследования, свидетельствующие об амортизации человеческого капитала работника в процессе поиска, что приводит к выводу об изменении распределения предлагаемых вакансий. Как следствие, в процессе поиска происходит снижение заработной платы резервирования. Кроме того, существование ограничений ликвидности оказывает

существенное воздействие на протяженность времени поиска и заработной платы резервирования.

Базовая модель Даймонда может быть модифицирована для учета подобных особенностей и несовершенства рынка труда. В частности, примером такой модификации может служить работа (Danforth 1979), в которой предполагается, что работник сталкивается с ограничением ликвидности. Как показал Дэнфорт, заработная плата резервирования положительно зависит от размера денежного богатства в том случае, если работник является не склонным к риску агентом.

Моделирование предложения труда в условиях ограничений ликвидности делается также в работе (Lentz 2001). Автор предлагает модель максимизации ожидаемой полезности в условиях ограничения на объем располагаемого богатства в каждом периоде. Основные выводы модели состоят в том, что при условии, что потребление в то время, когда работник занят, выше, чем когда у него нет работы, а также, что в условиях безработицы оптимальное богатство текущего периода положительно зависит от величины богатства в предыдущем периоде, интенсивность поиска снижается с ростом богатства. Рост заработной платы вызывает рост интенсивности поиска при любом допустимом уровне богатства.

Далее автор калибрует построенную модель с помощью данных Центра рынка труда и социальных исследований Дании. Результаты оценки калиброванной модели согласуются с уровнем наблюдаемой в Дании безработицы и мобильностью рабочей силы.

Другим важным расширением модели является исследование равновесия в условиях монополии работодателя. Монополия на рынке труда вызывает возникновение ряда негативных эффектов. В первую очередь, это появление у работодателя возможности манипулировать заработными платами, что неизбежно влечет к потерям эффективности. В неоклассической модели монополии монополист приравнивает в своей оптимальной точке предельный продукт труда и предельные затраты.

Заработная плата, устанавливаемая монополистом, оказывается ниже конкурентной равновесной цены, и равновесная занятость также оказывается ниже равновесного уровня. В работе (Albrecht, Jovanovic 1986) показано, что монополия не влияет на эффективность поиска (и соответственно не вызывает соответствующих потерь общества) вопреки распространенному мнению. В то же время ей присущи классические монополистические потери эффективности.

Сложность, которая возникает при учете в модели монополии, заключается в том, что монополистическая модель определения заработной платы не может быть введена путем использования поправки к величине кон-

курентной рыночной заработной платы. В частности, в работе (Ballentine, Eris 1975) показано, что при равновесии труда и капитала в случае монополии иная модель ценообразования может привести к тому, что изменение конечных параметров в зависимости от изменения независимых переменных не будет пропорционально в конкурентном и неконкурентном случае.

Существенным недостатком моделей поиска является то, что поток заработных плат воспринимается в рамках этих моделей экзогенно. Эта проблема частично решается при переходе от моделей поиска к моделям сочетания усилий поиска (matching). Основой моделей двустороннего поиска является система двух оптимизационных задач: работника и работодателя, определяющих время остановки поиска (соответственно новой работы и нового работника). Формулировка задач аналогична задаче поиска в модели Даймонда, описанной выше. Связующим звеном между двумя задачами является так называемая функция сочетания усилий поиска (matching function), определяющая вероятность, с которой какая-то фиксированная вакансия, открытая фирмой, может быть предложена конкретному работнику. Кроме того, вводится ограничение на объем свободной рабочей силы. Задачей является нахождение равновесного уровня безработицы и числа вакантных мест.

Одной из первых работ, затрагивающих моделирование двустороннего поиска, была модель, представленная в работе (Jovanovic 1979). Автор предполагает, что работники могут обладать разными производительностями, работая в разных фирмах. Вначале автор показывает, что существует некоторый равновесный контракт для заработной платы работника. Этот оптимальный контракт таков, что в каждый момент времени заработная плата работника равна условному математическому ожиданию предельного продукта работника согласно всей доступной информации. На основании этого делается вывод о связи продолжительности пребывания работника на рабочем месте и продолжительности поиска работы, а также о связи времени пребывания работника на рабочем месте и его заработной платы. Модель Джовановича предсказывает, что работники остаются в тех фирмах, где их продуктивность относительно высока и самостоятельно покидают фирмы, где их производительность мала. Поскольку, согласно выявленному оптимальному контракту, заработная плата определяется ожидаемой производительностью работника, она увеличивается с ростом времени пребывания работника в определенной фирме. Кроме того, вероятность потери работы снижается со временем пребывания работника на ней. Это происходит потому, что неправильный выбор работника и работодателя в соответствии со свойствами оптимального решения выявляется работником и работодателем относительно рано.

Вообще говоря, кроме эффектов, указанных Джовановичем, заключающихся в росте заработной платы со временем пребывания работника на определенной работе и одновременным падением вероятности его увольнения, существует эффект накопления человеческого капитала во время работы. Этот человеческий капитал может быть как специфическим, так и универсальным, и соответственно применяться при переходе работника на другую должность. Примером исследования, учитывающего этот факт, является работа (Sabirianova 2000). Сабирьянова использует аналог модели поиска для описания изменения структуры занятости в России с 1994 г. по 1998 г. В работе Сабирьяновой модель поиска изменена следующим образом. Рассматривается модель текущей оплаты труда работника как функции накопленного человеческого капитала: в случае, когда работник не меняет места работы в момент  $t$ , его текущая заработная плата определяется некой фиксированной величиной  $E$ . Эта величина определяет отдачу базового образования работника и отдачу от человеческого капитала его определенного занятия  $i$   $w_t^i = E + r_i(K_t^i + \beta K_{t-1}^i) + \varepsilon_i$ . В случае же, когда работник меняет место работы, он неизбежно теряет часть накопленного капитала. Тем не менее часть капитала  $\gamma_{ij}$  может быть использована работником на его новой работе  $j$ , тогда заработная плата определяется следующим выражением:  $w_t^j = E + r_j(K_t^j + \gamma_{ij}\beta K_{t-1}^j)$ . Перемена места работы происходит в том случае, если выигрыш от такой перемены превышает соответствующие издержки:  $w_t^j - w_t^i > c$ . Таким образом, соответствующая вероятность перемены работы  $P\{w_t^j - w_t^i > c\}$ .

Полученные выражения позволили сделать выводы о зависимостях между основными экономическими параметрами. Из модели следует, что вероятность смены работы растет с падением дохода на текущем рабочем месте, с увеличением дохода на альтернативной работе, с ростом «переносимости» специфического человеческого капитала  $\gamma_{ij}$ , с падением издержек смены работы и снижением шока  $\varepsilon_i$ . Шок, связанный с совместимостью работника с занимаемой должностью, начинает играть важную роль в стационарных условиях.

Решение моделей поиска для реальных распределений заработных плат является довольно сложной задачей. Однако возможен расчет параметров равновесия при жестких предположениях о распределении параметров. Таким образом, тестируется не сама модель, а определяется зависимость конечных условий от параметров, влияющих на поведение работника.

Такой метод нашел применение в работах по изучению структуры безработицы. В работе (Eckstein, Wolpin 1990) используются данные о продол-

жительности безработицы и заработной плате, получаемой работниками по окончании периода безработицы. Проведенные авторами расчеты показали, что данные согласуются с выводами теоретической модели относительно продолжительности периода безработицы. В то же время данные о заработной плате не позволяют говорить о справедливости выводов модели, что, по-видимому, обусловлено различными оценками стоимости досуга разными индивидуумами.

Помимо оценки регрессионных моделей, некоторыми авторами также применяется калибровка моделей для последующего сравнения их результатов с фактическими данными. Примером такого анализа может служить работа (van den Berg, Ridder 1998), которая свидетельствует о том, что выводы модели поиска в целом верны.

Попытка введения в эмпирическом анализе предположения о неоднородности работников была использована в работе (Bowlus, Kiefer, Neumann 1997). Авторы предполагают наличие конечного числа различных типов работников с разными уровнями производительности труда. В результате оценки был сделан вывод о том, что распределение заработных плат в США для белого населения моложе 26 лет стохастически доминирует распределение для черного населения того же возраста, т.е. в среднем заработные платы белого населения превышают заработные платы черного населения. В то же время распределения потоков предложения вакансий оказались одинаковыми для этих двух групп.

Для нашего исследования представляют интерес работы, изучающие мобильность рабочей силы между секторами экономики. К ним, в частности, относится упомянутая выше работа Сабирияновой. В работе (Sabiria-pova 2000) обсуждается построение модели «доходности работы» в различных отраслях, а также зависимость вероятностей смены работы в зависимости от параметров «доходностей». Как показала оценка моделей, можно говорить, что структурные изменения экономики были основным детерминантом мобильности рабочей силы в России. Эмпирический анализ показал, что рост вероятности смены работы в основном определяется снижением заработной платы на первом месте работы. Как оказывается, вероятность смены работы имеет тенденцию к снижению с ростом опыта работы на аналогичной должности, времени пребывания на предприятии и прибыльностью предприятия. Сабириянова показала, что работники в результате воздействия негативных шоков со стороны спроса и низкой прибыльности фирм переходят на работу, где требуются меньшие навыки. Кроме того, как показал анализ, важную роль также играет неравное состояние рынка труда в российских регионах, что выражается в меньшей мобильности рабочей силы.



Другим примером анализа межотраслевой мобильности труда может служить работа (Jovanovic, Moffitt 1990). Джованович и Моффитт отмечают, что агрегированные данные о мобильности рабочей силы в значительной степени не отражают перемещения рабочей силы внутри секторов и между секторами. Они говорят о необходимости объединения секторального подхода с изучением безработицы, связанной со случайными шоками спроса на труд. Для эмпирического анализа авторы используют микроданные об индивидуумах. Исследование показало, что работники, потерявшие работу в результате случайного шока спроса на труд, как правило, возвращаются на работу в прежний сектор. Авторы работы строят модель спроса и предложения на рынке труда, схожую с моделями поиска. Проведенные тесты показывают справедливость построенной модели.

### *Модификация модели Сабирьяновой*

При анализе межотраслевой мобильности рабочей силы необходимо учитывать, что определяющим фактором перемещения работников между отраслями является не только решение конкретного работника, вынесенное на основании соотношения заработных плат в разных отраслях и издержек переобучения, но и потребность конкретной отрасли экономики в работниках. В отличие от модели Сабирьяновой модель поиска позволяет эксплицитно включить в модель потребность в работниках через параметр частоты поступления вакансий.

Можно модифицировать модель Даймонда на тот случай, когда индивидуум может искать работу не только по своей специальности, но и по смежным специальностям. При этом работа по смежной специальности будет требовать некоторых дополнительных издержек. В этом случае можно рассматривать, кроме потока предложения заработных плат  $w$ , некоторый параллельный поток заработных плат  $u$ -с, т. е. альтернативной заработной платы в другой отрасли за вычетом издержек переобучения. Роль, которую в модели Сабирьяновой играет специфический человеческий капитал, в модели поиска должна быть передана издержкам смены работы. В то же время различия в оплате труда, которые Сабирьянова интерпретировала как различную приспособляемость человеческого капитала в разных отраслях, в модели поиска будет интерпретироваться как различие распределений потоков предлагаемой заработной платы.

Будем считать предложение труда заданным экзогенно. В качестве характеристик предложения труда в базовой модели фигурирует распределение предложения заработных плат и частота поступления предложений работнику.

Была построена модель поиска с учетом возможности занятости работника в разных отраслях (т.е. смены специальности). При этом индивидuum выберет из трех вариантов поведения: продолжать поиск, начать работать по специальности или сменить специальность. Идея модели была заимствована в стандартной модели поиска. Условие участия не анализировалось и считалось выполненным автоматически.

Решить задачу работника можно получить из интуитивных соображений. Работник выбирает работу в определенной отрасли в том случае, если, с одной стороны, выбранное предложение дает ему максимум заработной платы из набора предложенных вакансий, а с другой стороны, превышает заработную плату резервирования. Таким образом, вероятность получения определенного уровня заработной платы в рассматриваемой отрасли, которая выше заработной платы резервирования, равна произведению условной вероятности получения такой заработной платы, при условии, что это значение максимально с учетом издержек, и вероятности того, что все остальные предложения оказались меньше.

На оптимальной траектории поиска, как и в одномерном случае, ожидаемый излишек заработной платы работника равен сумме ожидаемых издержек обучения с учетом дисконта<sup>81</sup>, издержек поиска и заработной платы резервирования за вычетом альтернативного заработка.

Необходимо отметить, что характер зависимости заработной платы резервирования от основных параметров значительно изменится в рассматриваемой модели по сравнению с одномерным случаем. Появляется два различных варианта зависимостей, связанных с величиной альтернативного заработка и величиной издержек переобучения. Другими словами, существует определенный уровень средних издержек переобучения, при превышении которого заработная плата резервирования снижается с ростом альтернативного заработка и растет с увеличением издержек поиска работы. Когда издержки переобучения достаточно малы, наблюдается та же зависимость, что и в одномерном случае. Кроме того, обнаруживается выявленная пороговая зависимость заработной платы резервирования от частоты поступления вакансий. При небольшом уровне издержек переобучения заработная плата резервирования увеличивается с ростом частоты поступления вакансий.

В том случае, когда издержки переобучения велики, заработная плата резервирования начинает снижаться с ростом частоты поступления вакан-

---

<sup>81</sup> Под дисконтом в данном случае понимается параметр функции полезности индивидуума (который считается нейтральным к риску), выражающий ценность для индивидуума доходов следующего периода в терминах дохода текущего периода.

сий. Можно предположить, что связь между издержками переобучения и заработной платой резервирования также не является однозначной. В случае, если издержки переобучения в среднем малы, а дисперсия распределения заработных плат достаточно велика, то заработная плата резервирования будет снижаться по мере роста этих издержек. По достижении средними издержками переобучения определенного уровня заработная плата резервирования начинает увеличиваться с ростом издержек переобучения.

Рассмотрим процесс перехода работников из отрасли в отрасль. Вероятность того, что работник остается работать в рассматриваемой отрасли, определяется тем, что предложенная ему заработная плата выше, чем в других отраслях с учетом издержек переобучения, и с учетом того, что она должна превышать заработную плату резервирования. В то же время вероятность перехода определяется тем, что предлагаемая заработная плата в той отрасли, куда переходит работник, выше с учетом издержек переобучения. Для каждой отрасли формируется свой уровень заработной платы резервирования. Будем предполагать, что по мере достижения равновесия заработные платы в разных отраслях имеют тенденцию к выравниванию.

Вероятности перехода из одной отрасли в другую составляют стохастическую матрицу  $N \times N$ :  $P = (p_{ij})$ .

Если в конкретный момент времени распределение работников по отраслям определяется вектором  $x$ , таким, что  $\sum_i x_i = 1$ , то, если считать, что

процесс перехода работников между отраслями дискретный, в следующий момент распределение окажется  $Px$ .

Таким образом, динамика распределения работников по отраслям определяется уравнением Маркова:  $x_{t+1} = Px_t$ .

Равновесное распределение является собственным вектором матрицы  $P$  (отличным от единицы).

Найдем, как зависят параметры матрицы перехода от параметров модели поиска. Можно заметить, что для вероятности  $p_{ij}$  и заработной платы резервирования существует простая связь:  $\frac{\partial p_{ij}}{\partial w^*} < 0$ .

Вероятность перехода снижается с ростом заработной платы резервирования. Таким образом, зависимость вероятности перехода работника между отраслями экономики от ключевых параметров модели противоположна зависимости для заработной платы резервирования.

Резюмируем систему зависимостей, которую обуславливает построенная модель, в виде *табл. 5.1*.

Таблица 5.1

**Зависимость вероятности перехода между отраслями  
экономики от ключевых параметров**

Параметр	Высокие издержки переобучения	Низкие издержки переобучения
Альтернативный доход	–	+
Издержки поиска работы	+	–
Частота поступления вакансий	–	+
Дисконт-фактор <sup>82</sup>	+	–
Дисперсия распределения заработной платы	–	+

Представленная таблица позволяет сформулировать систему гипотез относительно распределения рабочей силы между отраслями экономики, которая будет подробно обсуждаться в следующем разделе.

Следует отметить, что предлагаемая модель имеет как содержательные, так и методологические отличия от модели Сабирьяновой. Во-первых, модель явно учитывает влияние со стороны спроса на труд на равновесное распределение работников по отраслям. Во-вторых, построенная модель позволяет проводить ее оценку в динамической постановке, т.е. она позволяет моделировать переход от одного равновесия к другому. И наконец, в предложенной Сабирьяновой модели вероятностные свойства у процесса перехода работников между разными отраслями создаются искусственным введением дополнительного члена, отвечающего за соответствие работника занимаемой должности. В то же время модель поиска является стохастической по существу и позволяет оперировать непосредственно в терминах вероятности перехода работника между отраслями.

Как говорилось выше, решение задачи поиска может существенно измениться в том случае, если существуют ограничения ликвидности. Ситуация оказывается еще более сложной, когда ограничения ликвидности дополняются институциональными ограничениями. Серьезной проблемой могут являться также вопросы, связанные с возможностью миграции населения. Эта проблема представляет собой отдельную многоплановую задачу

---

<sup>82</sup> См. сноску 81.

и не входит в цели данного исследования. Более подробно эти вопросы в применении к российскому рынку труда рассматриваются в работе (Friebel, Guriev 2002).

## **5.2. Исследование структуры межотраслевых переходов на российском рынке труда во временном разрезе**

Структура построенной теоретической модели позволяет изучать процесс межотраслевого перехода работников на основе модели авторегрессии первого порядка (задаваемой уравнением Маркова). В таком случае при наличии достаточного количества наблюдений возможно построить модель векторной авторегрессии и исследовать с ее помощью направления и интенсивность потоков рабочей силы в России.

В приложении к данному разделу предлагаются подходы к оценке влияния макроэкономических факторов на межотраслевую структуру рабочей силы. В качестве модельного шока предполагается рассмотреть кризис 1998 г.

Теоретическая модель верифицировалась на основе данных Госкомстата РФ<sup>83</sup> о ежемесячных данных о межотраслевой структуре занятости населения. А также использовались данные о структуре занятости укрупненных отраслей по регионам РФ<sup>84</sup>. Отраслевые месячные данные анализировались в модели векторной авторегрессии, в то время как для региональных данных использовалась описываемая ниже методика оценки матриц вероятностей перехода работников между укрупненными отраслями.

Значительную проблему при работе с данными представляет то, что отраслевая разбивка, предоставляемая Госкомстатом, прерывается в июне 1999 г. и вплоть до апреля 2000 г. данные представлены в разбивке по более узкому кругу отраслей (по 17 отраслям).

### ***Группировка отраслей***

Небольшое число наблюдений не позволяет проводить исследования временных рядов с достаточно подробной межотраслевой разбивкой занятости. Для преодоления этой проблемы предлагались две методики укрупнения отраслей. Первый тип подразумевал трехгрупповое деление рабочей силы: отрасли, производящие торгуемые товары, отрасли, производящие неторгуемые товары, и безработица (см. *табл. 5.2*).

---

<sup>83</sup> Социально-экономическое положение России 1998–2003; Краткосрочные экономические показатели РФ, 2003 г.

<sup>84</sup> *Источник:* Труд и занятость в России. М., Госкомстат РФ, 2001.

Таблица 5.2

**Классификация отраслей экономики  
для трехгруппового агрегирования**

<b>Отрасль</b>	<b>Тип отрасли</b>
Промышленность	Отрасль, производящая торгуемые товары
Сельское хозяйство	Отрасль, производящая торгуемые товары
Лесное хозяйство	Отрасль, производящая торгуемые товары
Строительство	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Транспорт	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Связь	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Оптовая и розничная торговля, общественное питание	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Информационно-вычислительное обслуживание	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Общая коммерческая деятельность по обеспечению рынка и операции с недвижимым имуществом	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Жилищно-коммунальное хозяйство, непроектируемые виды бытового обслуживания населения	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Здравоохранение, физическая культура и социальное обеспечение	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Образование	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Культура и искусство	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Наука и научное обслуживание	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Финансы, кредит, страхование	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Управление	Отрасль, производящая неторгуемые товары
Другие отрасли	Отрасль, производящая неторгуемые товары

Таким образом, значительная часть отраслей в нашей разбивке относена к отраслям, производящим неторгуемые товары. В частности, к таким отраслям оказались отнесены отрасли, принадлежащие к сфере услуг. Такая разбивка мотивирована, в частности, необходимостью исследовать реак-

цию рынков труда в отраслях, находящихся в разных условиях в отношении условий торговли на макроэкономические шоки.

Второй тип разбивки предполагал разделение отраслей, производящих преимущественно продукцию низкой степени переработки (сырьевые отрасли), и отраслей, производящих продукцию высокой степени переработки (перерабатывающие отрасли). Кроме того, также рассматривалась занятость в сфере услуг (сфера услуг в свою очередь подразделялась на отрасли, производящие финансовые и нефинансовые услуги) и безработица.

Разбиение отраслей на «сырьевые» и те, которые производят конечную продукцию («перерабатывающие»), приведено в *табл. 5.3*.

*Таблица 5.3*

**Классификация отраслей экономики  
для пятигруппового агрегирования**

Отрасль	Тип отрасли
1	2
Электроэнергетика	Отрасль, производящая сырьевые товары
Нефтедобывающая промышленность	Отрасль, производящая сырьевые товары
Нефтеперерабатывающая промышленность	Отрасль, производящая сырьевые товары
Газовая (добыча и переработка)	Отрасль, производящая сырьевые товары
Угольная	Отрасль, производящая сырьевые товары
Черная металлургия	Отрасль, производящая сырьевые товары
Цветная металлургия	Отрасль, производящая сырьевые товары
Химическая и нефтехимическая	Отрасль, производящая продукты переработки
Машиностроение и металлообработка	Отрасль, производящая продукты переработки
Лесная, деревообрабатывающая	Отрасль, производящая продукты переработки
Производство строительных материалов	Отрасль, производящая продукты переработки
Стекольная и фарфоро-фаянсовая	Отрасль, производящая продукты переработки
Легкая	Отрасль, производящая продукты переработки

1	2
Пищевая	Отрасль, производящая продукты переработки
Микробиологическая	Отрасль, производящая продукты переработки
Мукомольно-крупяная и комбикормовая	Отрасль, производящая продукты переработки
Полиграфическая	Отрасль, производящая продукты переработки
Строительство	Отрасль, производящая продукты переработки
Сельское хозяйство	Отрасль, производящая сырьевые товары
Лесное хозяйство	Отрасль, производящая сырьевые товары

На основании этого разбиения были получены временные ряды для занятости в перерабатывающих и сырьевых отраслях.

### 5.3. Анализ мобильности рабочей силы для рассматриваемых групп отраслей

Рассмотрим модель, описывающую перетоки рабочей силы между тремя укрупненными отраслями: производством, услугами и безработицей. В соответствии с теоретической моделью рассматривался вектор распределения рабочей силы по отраслям в зависимости от запаздывающего на один период значения. Соответствующие оцениваемые коэффициенты этой зависимости будут являться оценками вероятностей межотраслевых переходов работников,  $P$ .

Модель формулировалась в виде векторной авторегрессии вида:

$$\begin{pmatrix} \text{Ид} \\ \text{О} \\ \text{А} \end{pmatrix}_t = P \begin{pmatrix} \text{Ид} \\ \text{О} \\ \text{А} \end{pmatrix}_{t-1},$$

Для учета возможной нестабильности коэффициентов модели (изменения компонент матрицы во времени) в нее вводилась фиктивная переменная, равная нулю до августа 1998 г. и единице – после августа 1998 г.



Сложность при подобной оценке состоит в том, что сумма компонент построенного вектора межотраслевого распределения рабочей силы равна единице в любой момент времени. Таким образом, переменные в правой части регрессии будут в сумме составлять единицу, а значит, не будут экзогенными. Таким образом, нельзя оценить соответствующую зависимость для построенного вектора непосредственно: одну из компонент при оценивании нужно отбросить.

Рассматривалось два варианта модели. В первом варианте исключенной переменной была доля занятых в отрасли услуг, во втором – доля занятых в производстве. Оценка уравнения векторной авторегрессии второго порядка показала незначимость коэффициентов перед лаговыми членами второго порядка. Данный результат свидетельствует в пользу гипотезы, в соответствии с которой динамика межотраслевого распределения рабочей силы в условиях устойчивой матрицы вероятностей перехода работников между отраслями описывается уравнением Маркова. Следует отметить, что оценка векторной авторегрессии для переменных доли занятых в производстве и в секторе услуг не проводилась, поскольку доли занятых в услугах и производстве оказываются сильно коррелированными.

В трехгрупповой модели используются временные ряды с 61 наблюдением, а в пятиотраслевой модели – временные ряды с 49 наблюдениями. Результаты оценки компонент матрицы перехода работников между отраслями для варианта с исключенной занятостью в отраслях, производящих услуги, приведены в *табл. 5.4*.

В таблице с оценками в строках приведены оценки коэффициентов уравнений с соответствующей объясняемой переменной. В столбцах приведены коэффициенты перед соответствующими регрессорами. Регрессоры, соответствующие долям занятости в отраслях, были взяты с единичными лагами. Таким образом, коэффициенты перед значениями долей отраслевой занятости, взятыми с лагом, соответствуют значениям матрицы вероятностей перехода работников между отраслями. При этом, например, коэффициент перед долей безработных в уравнении, объясняющем долю занятых в отраслях, производящих товары, интерпретируется как вероятность для безработного найти работу в отраслях, производящих товары.

Поскольку значимыми являются только диагональные элементы матрицы вероятностей перехода, а недиагональные элементы матрицы статистически незначительны, результаты оценки говорят о незначительности чистых перетоков рабочей силы между выделенными отраслями во времени. В частности, это может говорить о том, что более значительную роль играют потоки рабочей силы внутри выделенных отраслей.

Аналогичным образом оценим матрицу вероятностей перехода работников между отраслями, отбросив переменную доли занятости в производстве. Результаты оценки такой модели приведены во второй части *табл. 5.4*.

*Таблица 5.4*

**Результаты анализа мобильности рабочей силы в трехгрупповой модели (1)**

	Производство (с месячным лагом)	Безработица (с месячным лагом)	Бинарная переменная (с месячным лагом)	F-статистика уравнения
<b>Модель 1</b>				
Производство	0,991	0,027	0,002	104,79
	0,008***	0,203	0,802	
Безработица	0,001	0,977	0,001	930,45
	0,032	0,021***	0,001	
<b>Модель 2</b>				
Услуги	0,987	0,101	-0,001	123,14
	0,021***	0,132	0,003	
Безработица	0,003	0,955	0,000	949,15
	0,003	0,018***	0,001	

*Примечание:* Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

Аналогично с предыдущим случаем значимыми оценками являются лишь диагональные элементы матрицы. Следовательно, структура занятости характеризуется устойчивостью для данного круга отраслей.

По-видимому, ситуация может измениться при учете большего числа отраслей и введении в модель дополнительных факторов, влияющих на структуру спроса на труд. Сгруппируем отрасли промышленности по признаку сырьевые и перерабатывающие (см. *табл. 5.3*). Как упоминалось выше, подробная отраслевая разбивка занятости прерывается в статистике Госкомстата на одиннадцать месяцев. Это значительно ограничивает число отраслей, которое может быть рассмотрено одновременно.

Сгруппируем также группу отраслей услуг (см. *табл. 5.2*). Выделим при этом отдельно услуги финансового посредничества и государственного управления и прочие услуги.

Таким образом, экономически активное население было разделено на пять больших групп по отраслевой принадлежности. Эти группы включают: занятых в перерабатывающих отраслях промышленности, занятых в

сырьевых отраслях промышленности, занятых в отраслях услуг финансового посредничества и государственного управления, занятых в прочих отраслях, предоставляющих услуги, и безработных.

Поскольку корреляция между долями занятых в разных отраслях снизилась после проделанного разбиения, можно рассматривать межотраслевые перетоки рабочей силы, исключив долю безработного населения.

Приведенная форма рассматриваемого уравнения векторной авторегрессии имеет вид:

$$\begin{pmatrix} \tilde{N}\tilde{u}\tilde{d}\tilde{u}\tilde{a}\tilde{u}\tilde{a} \tilde{i}\tilde{o}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{e} \\ \tilde{I}\tilde{a}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{o}\tilde{u}\tilde{a}\tilde{a} \tilde{r}\tilde{u}\tilde{e}\tilde{a} \tilde{i}\tilde{o}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{e} \\ \tilde{O}\tilde{e}\tilde{i}\tilde{a}\tilde{i}\tilde{n}\tilde{u} \tilde{e}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{e}\tilde{o} \tilde{e} \tilde{o}\tilde{i}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{e}\tilde{a}\tilde{i}\tilde{e}\tilde{a} \\ \tilde{I}\tilde{o}\tilde{i}\tilde{-}\tilde{e}\tilde{a} \tilde{o}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{o}\tilde{a}\tilde{e} \end{pmatrix}_t = \mathbf{P} \begin{pmatrix} \tilde{N}\tilde{u}\tilde{d}\tilde{u}\tilde{a}\tilde{u}\tilde{a} \tilde{i}\tilde{o}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{e} \\ \tilde{I}\tilde{a}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{o}\tilde{u}\tilde{a}\tilde{a} \tilde{r}\tilde{u}\tilde{e}\tilde{a} \tilde{i}\tilde{o}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{e} \\ \tilde{O}\tilde{e}\tilde{i}\tilde{a}\tilde{i}\tilde{n}\tilde{u} \tilde{e}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{e}\tilde{o} \tilde{e} \tilde{o}\tilde{i}\tilde{d}\tilde{a}\tilde{a}\tilde{e}\tilde{a}\tilde{i}\tilde{e}\tilde{a} \\ \tilde{I}\tilde{o}\tilde{i}\tilde{-}\tilde{e}\tilde{a} \tilde{o}\tilde{n}\tilde{e}\tilde{o}\tilde{a}\tilde{e} \end{pmatrix}_{t-1} .$$

Оценка уравнения векторной авторегрессии второго порядка вновь показала незначимость членов с лагами второго порядка. Это свидетельствует в пользу спецификации уравнения динамики рабочей силы в виде соотношения Маркова. В связи с этим для анализа была выбрана модель векторной авторегрессии первого порядка. Результаты оценки модели приведены в *табл. 5.5*.

Бинарная переменная оказалась незначимой во всех уравнениях, вследствие чего она была исключена из модели.

Из результатов оценки следует, что чистые перетоки (то есть сальдо числа работников, приступающих к работе в данной отрасли и числа работников, уходящих из отрасли) рабочей силы из перерабатывающих отраслей в сырьевые, а также в отрасли, предоставляющие услуги, малы (соответствующие коэффициенты незначимы). Однако интересным фактом является то, что с достаточно высокой вероятностью (17,6%) рабочая сила перемещается из отраслей, предоставляющих прочие услуги (в которые были включены отрасли транспорта, связи, здравоохранения и образования), в отрасли, предоставляющие услуги финансового посредничества и управления

Исследуем теперь выход работников из состояния безработицы, выведем из модели переменную доли занятости в секторе услуг финансового посредничества и управления, включая переменную безработицы. Результаты оценки данной модели приведены в *табл. 5.6*.

**Результаты анализа мобильности рабочей силы  
в пятигрупповой модели (1)**

	Сырьевые отрасли (с месячным лагом)	Перерабатывающие отрасли (с месячным лагом)	Услуги финансового посредничества и управления (с месяч- ным лагом)	Прочие услуги (с ме- сячным лагом)	F-статистика уравне- ния
Сырьевые отрасли	0,975	0,013	0,005	-0,003	216,84
	0,15***	0,058	0,048	0,031	
Перерабатывающие отрасли	0,047	0,912	0,034	-0,017	154,78
	0,443	0,141***	0,039	0,032	
Услуги финансового посредничества и управления	-0,072	0,183	0,890	0,176	42,42
	0,29	0,476	0,110***	0,069***	
Прочие услуги	-0,137	0,038	0,109	0,654	10,11
	0,521	0,676	0,189	0,131***	

*Примечание:* под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

Можно заметить, что значимым оказывается коэффициент, описывающий вероятность перехода из состояния безработицы в отрасли, предоставляющие услуги. Кроме того, оказывается значимой бинарная переменная, описывающая изменения на российском рынке труда в результате кризиса 1998 г. В соответствии с полученными результатами кризис привел к росту вероятности перехода работников, с одной стороны, в состояние безработицы, а с другой стороны, в отрасли, предоставляющие услуги.

В остальном результаты оценки данной модели векторной авторегрессии аналогичны результатам, полученным при анализе других оцененных выше моделей.

Таблица 5.6

**Результаты анализа мобильности рабочей силы  
в пятигрупповой модели (2)**

	Сырьевые отрасли (с месячным лагом)	Перерабатываю- щие отрасли (с ме- сячным лагом)	Прочие услуги (с месячным лагом)	Безработица (с ме- сячным лагом)	Бинарная перемен- ная (с месячным лагом)	F-статистика урав- нения
Сырьевые отрасли	0,975	0,013	0,005	-0,003	-0,003	217,47
	0,15***	0,058	0,048	0,031	0,033	
Перерабатываю- щие отрасли	0,047	0,912	0,034	-0,017	-0,017	153,21
	0,45	0,14***	0,039	0,032	0,031	
Прочие услуги	-0,072	0,183	0,890	0,176	0,176	38,06
	0,289	0,487	0,112***	0,071***	0,073***	
Безработица	-0,137	0,038	0,109	0,654	0,654	516,82
	0,522	0,685	0,192	0,131***	0,132***	

*Примечание:* Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

***Анализ структурных моделей межотраслевой  
мобильности рабочей силы***

Проведенный выше анализ основан на гипотезе о том, что матрица вероятностей перехода работников неизменна во времени. Допускалось только воздействие на нее перманентного шока, вызванного кризисом 1998 г. Однако теоретическая модель, описанная ранее, говорит о том, что под влиянием изменения параметров рынка труда (например, частота поступления вакансий, структура распределения предлагаемых вакансий и др.) матрица вероятностей перехода работников может изменяться. В данном разделе исследуется изменение элементов матрицы перехода работников между отраслями в зависимости от изменения некоторых макроэкономических переменных.

Как уже говорилось, оценивание сложных моделей оказывается затруднено, поскольку имеется лишь 49 наблюдений для данных в более мелкой отраслевой разбивке, поэтому для таких моделей нужно выбирать более простые спецификации.

Рассматривалось три макроэкономических показателя, представляющих основные параметры модели. Регистрируемая в органах занятости потребность в работниках служила индикатором частоты поступления вакансий (к сожалению, нам не была доступна отраслевая структура потребности в рабочей силе). В качестве индикатора привлекательности работы в промышленных отраслях использовался объем промышленной продукции, в качестве индикатора альтернативного заработка – отношение средних доходов населения к средней заработной плате.

Эти показатели поочередно включались в модель (во избежание ее усложнения). Поскольку построенная модель является нелинейной, при оценке использовался обобщенный метод моментов. В качестве инструментов использовались взятые с лагом доли занятости в рассматриваемых отраслях (поскольку процесс описывается авторегрессией первого порядка и не обнаружено автокорреляции остатков).

Вначале исследование было проведено для трехгрупповой модели. Поскольку для этой модели можно оценить рассматриваемую систему уравнений на достаточно большом массиве данных (61 наблюдение во времени), была сделана попытка построения полной структурной модели.

Нелинейность модели учитывалась включением в нее парных произведений долей занятости в соответствующей отрасли и значений макроэкономических факторов. Это обеспечивало линейность модели зависимости вероятности перехода работника из одной отрасли в другую от изучаемых экзогенных параметров. Действительно, поскольку оцениваемое уравнение имеет вид:  $x_t = P x_{t-1} + Z_t x_{t-1}$ , то оно может быть преобразовано к виду  $x_t = (P + Z_t) x_{t-1}$ , а матрица вероятностей перехода зависит в такой постановке также и от матрицы экзогенных параметров  $Z_t$ .

Различные возможности включения экзогенных параметров в построенную модель позволяют значительно расширить рассматриваемый класс эмпирических зависимостей. Из множества построенных моделей была выбрана наилучшая по значимости коэффициентов модель, в которой введение экзогенных переменных производилось путем использования в качестве регрессоров попарных произведений параметров отраслевой структуры занятости и экзогенных переменных (как это указано выше). Согласно полученным оценкам, индикатор альтернативного дохода незначим в рассматриваемых уравнениях, что, в частности, может говорить о том, что работник может получать альтернативный доход, не переходя в состояние

безработицы (например, имея два места работы). Результаты оценки модели приведены в табл. 5.7.

Таблица 5.7

**Результаты анализа мобильности рабочей силы  
в трехгрупповой модели**

	Производство (с месячным лагом)	Услуги (с месяч- ным лагом)	Производство. По- требность в работ- никах (с месячным лагом)	Производство. Про- дужин (с месяч- ным лагом)	Услуги. Потреб- ность в работниках (с месячным ла- гом)	F-статистика уравнения
Производство	0,511	0,512	0,468	-0,179	-0,401	104,79
	0,202***	0,214***	0,233**	0,032***	0,23*	
Услуги	0,129	0,869	-0,070	0,136	-	930,45
	0,031***	0,032***	-0,021***	0,042***	-	

Примечание: Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

Для примера рассмотрим второе уравнение. В нем в число регрессоров кроме доли занятости в производстве и услугах входит сумма попарных произведений доли занятости в производстве и экзогенных переменных: потребности в работниках, заявленной в органах занятости и объема промышленной продукции. Группируя переменные таким образом, чтобы выражение с экзогенными переменными фигурировало в качестве коэффициента перед эндогенной переменной доли занятых в отраслях, производящих товары, можно заметить, что коэффициент перед долей занятых в отраслях, производящих товары, в уравнении для занятых в отраслях услуг равен:

$$0,129 - 0,070 \left( \frac{\dot{I} \ddot{o} \delta \delta \acute{a} \acute{a} \acute{i} \acute{i} \ddot{n} \delta}{\acute{a} \delta \acute{a} \acute{i} \acute{i} \delta \acute{i} \acute{e} \acute{e} \acute{a} \acute{a} \delta} \ddot{u} \right) + 0,136 \left( \frac{\dot{I} \acute{a} \acute{u} \acute{a} \acute{i}}{\dot{i} \delta \acute{i} \acute{a} \acute{o} \acute{e} \acute{o} \acute{e} \acute{e} \acute{e}} \acute{i} \acute{e} \right).$$

Этот коэффициент интерпретируется как вероятность перехода работников между отраслями. Следовательно, можно сделать вывод, что вероятность перехода работника из отраслей, производящих товары, в отрасли,

производящие услуги, снижается с ростом заявленной потребности в работниках и повышается с ростом объема промышленной продукции.

Можно заметить, что диагональные элементы матрицы стали значимыми. Таким образом, незначимость недиагональных элементов матрицы вероятностей перехода работников между отраслями обусловлена тем, что вероятности перехода между отраслями изменялись под влиянием изменения на рынке труда. Приведенные выше оценки позволяют сделать несколько важных выводов.

Коэффициенты при перекрестных произведениях демонстрируют, какой вклад в вероятность остаться в определенной отрасли дает рассматриваемый макроэкономический фактор, если его значение равно единице. Оказывается, что вероятность для работника остаться в отрасли производства увеличивается с ростом потребности в работниках. При этом, при более высоком уровне выпуска вероятность остаться в отрасли производства снижается (с ростом вероятности безработицы). Вместе с тем с ростом потребности в работниках снижается вероятность занятости в промышленности работников из отраслей, предоставляющих услуги.

С одной стороны, с ростом заявленной потребности в работниках снижается вероятность занятости в отраслях, производящих услуги, для работников производственных отраслей. С другой стороны, с ростом объема промышленной продукции вероятность занятости таких работников в отраслях, производящих услуги, растет.

Полученные результаты согласуются с теоретическими гипотезами, сформулированными на основе анализа теоретической модели. При этом снижение вероятности занятости в отраслях, предоставляющих услуги, по видимому, объясняется тем, что значительную долю заявок на работников в органах занятости составляют заявки от промышленных предприятий. В соответствии с этим вследствие роста частоты поступления заявок на рабочие места растет и занятость в промышленности.

Снижение вероятности занятости в промышленности с ростом объема промышленной продукции<sup>85</sup> говорит о том, что с ростом промышленного выпуска для работников снижается привлекательность работы в промышленных отраслях. Таким образом, можно сделать вывод о том, что в процессе экономического роста может происходить изменение структуры занятости с преобладанием доли занятых в сфере услуг.

---

<sup>85</sup> Следует заметить, что снижение вероятности не означает снижение фактических значений. Например, могло случиться, что занятость в производстве возрасла, но также усилился и чистый поток работников, что и привело к тому, что вероятность занятости в сфере производства снизилась.



Аналогично тому, как были рассмотрены потоки рабочей силы в трех-групповой модели, можно рассмотреть их на основе модели с пятью отраслями. Для пятигрупповой модели факторы, влияющие на элементы матрицы перехода работников между отраслями, считались экзогенными и использовались в качестве дополнительных объясняющих переменных в модели векторной авторегрессии. Переменная отношения доходов к заработной плате оказалась незначимой, поэтому она исключалась из рассмотрения.

Оцененное уравнение векторной авторегрессии с исключенной переменной доли безработных имело вид:

Таблица 5.8

**Результаты анализа мобильности рабочей силы  
в пятигрупповой модели (1)**

	Сырьевые отрасли (с месячным лагом)	Перерабатывающие отрасли (с месячным лагом)	Услуги финансового посредничества и управления (с месячным лагом)	Прочие услуги (с месячным лагом)	Сырьевые отрасли · Потребность в работниках (с месячным лагом)
1	2	3	4	5	6
Сырьевые отрасли	0,406	0,085	0,102	0,257	0,551
	0,09***	0,09	0,02***	0,03***	0,06***
Перерабатывающие отрасли	-0,261	0,932	0,04	0,179	0,394
	0,08***	0,08***	0,02**	0,03***	0,05***
Прочие услуги	0,240	0,259	0,647	0,328	-0,608
	0,18	0,17	0,07***	0,04***	0,11***
Услуги финансового посредничества и управления	0,346	-0,249	0,034	0,151	0,005
	0,16***	0,15**	0,04	0,06***	0,10

Продолжение таблицы 5.8

	Перерабат. Отрасл. · Объем пром. Продукции (с месячным лагом)	Прочие услуги · Потребность в работниках (с месячным лагом)	Услуги фин. посредн. · Потребность в работниках (с месячным лагом)	F-статистика уравнения
1	7	8	9	10
Сырьевые отрасли	-0,129	-0,256	-0,053	216,84
	0,03***	0,03***	0,03*	
Перерабатывающие отрасли	-0,021	-0,198	-0,019	154,78
	0,08	0,03***	0,03***	
Прочие услуги	0,023	0,381	-0,475	10,11
	0,06	0,06***	0,05	
Услуги финансового посредничества и управления	0,091	-0,187	1,130	10,11
	0,05	0,05***	0,05***	

*Примечание:* Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

Из приведенной таблицы можно видеть, что после введения в модель экзогенных переменных стали значимыми некоторые недиагональные элементы матрицы перехода работников между отраслями.

Как оказывается, вероятность для работника сохранить работу в сырьевых отраслях растет с повышением регистрируемой в органах занятости потребности в работниках. При этом вероятность перехода из перерабатывающих отраслей в сырьевые снижается с ростом объема промышленной продукции.

Кроме того, можно заметить, что также снижается вероятность перехода из отраслей услуг в сырьевые отрасли с ростом потребности в работниках, зарегистрированной в органах занятости.

С ростом зарегистрированной потребности в работниках также растет вероятность перехода из сырьевых отраслей в перерабатывающие, но снижается вероятность перехода в перерабатывающие отрасли работников из отраслей, предоставляющих услуги. С ростом зарегистрированной потребности в работниках повышается вероятность для работников сохранить работу в отраслях, предоставляющих услуги, но при этом вероятность перехода в отрасли, предоставляющие услуги финансового посредничества и управления, из других отраслей услуг, снижается.

Одной из задач данной работы является изучение влияния условий торговли на отраслевое распределение занятости. В качестве характеристики, определяющей конкурентоспособность отечественного производства на мировом рынке, при исследовании временных рядов занятости в данном разделе является реальный валютный курс. Для исследования зависимости процесса межотраслевого перелива трудовых ресурсов от реального валютного курса он (курс) включался в модель в качестве одной из экзогенных переменных. В уравнение векторной авторегрессии были включены попарные произведения реального валютного курса и эндогенных переменных модели. В качестве переменной реального валютного курса при этом использовался курс рубля по отношению к доллару, дефлированный при помощи индекса потребительских цен.

В *табл. 5.9* приведены результаты оценки полученной модели векторной авторегрессии.

*Таблица 5.9*

**Результаты анализа мобильности рабочей силы  
в пятигрупповой модели (2)**

	Сырьевые отрасли (с месячным лагом)	Перерабатывающие отрасли (с месячным лагом)	Прочие услуги (с ме- сячным лагом)	Услуги финансового посредничества и управления (с месяч- ным лагом)	Перерабат. отрасл Объем пром. Произв- ции (с месячным ла- гом)	Сырьевые отрасл По- требность в работниках (с месячным лагом)	Прочие услуги По- требность в работни- ках (с месячным ла- гом)
1	2	3	4	5	6	7	8
Сырьевые отрасли	0,106	0,358	0,231	0,085	-0,009	0,262	-0,204
	0,10*	0,11***	0,03***	0,02***	0,02	0,06***	0,03***

Продолжение таблицы 5.9

1	2	3	4	5	6	7	8
Перерабатывающие отрасли	-0,016	0,583	0,271	0,094	0,0005	0,144	-0,164
	0,12	0,12***	0,03***	0,02***	0,02	0,07**	0,03***
Прочие услуги	0,058	0,655	0,474	0,210	0,034	-0,155	-0,001
	0,14	0,15***	0,04***	0,02***	0,03	0,08*	0,04
Услуги финансово-посредничества и управления	0,075	0,023	0,088	-0,001	-0,020	0,133	0,0007
	0,21	0,23	0,06	0,04	0,05	0,13	0,06

Продолжение таблицы 5.9

	Услуги фин. посредн. Потребность в работниках (с месячным лагом)	Перерабат. отрасл Реальный курс доллара (с месячным лагом)	Сырьевые отрасл Реальный курс доллара (с месячным лагом)	Прочие услуги Реальный курс доллара (с месячным лагом)	Услуги фин. посредн. Реальный курс доллара (с месячным лагом)	F – статистика уравнения
1	9	10	11	12	13	14
Сырьевые отрасли	0,474	-0,024	0,074	-0,016	-0,055	216,84
	0,14***	0,01*	0,01***	0,004***	0,01***	
Перерабатывающие отрасли	0,578	0,067	-0,020	-0,023	-0,066	154,78
	0,15***	0,02***	0,01	0,004***	0,01***	
Прочие услуги	0,470	-0,081	0,005	0,062	-0,062	11,02
	0,18***	0,02***	0,01	0,005***	0,02***	
Услуги финансово-посредничества и управления	0,407	-0,035	-0,003	0,003	0,147	10,14
	0,28*	0,02	0,02	0,01	0,03***	

Примечание: Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

По результатам оценки зависимости, наблюдавшиеся в предыдущей модели, в целом не изменились. При этом достаточно высокозначимым оказалось влияние реального курса рубля на динамику безработицы. По мере укрепления национальной валюты происходит повышение вероятности занятости в сырьевых отраслях промышленности и снижается вероятность занятости в обрабатывающих отраслях. При этом также повышается вероятность занятости работника в отраслях, предоставляющих услуги. Можно заметить, что укрепление рубля отрицательно сказывается на интенсивности межотраслевых потоков рабочей силы (поскольку влияние роста реального курса рубля состоит в снижении вероятности занятости в этих отраслях), что согласуется с гипотезой, сформулированной на основе анализа теоретической модели о том, что снижение частоты поступления вакансий отрицательно влияет на вероятность занятости (при невысоких издержках смены работником отраслей).

Модель векторной авторегрессии позволяет изучить некоторые частные характеристики, которые описывают динамические свойства межотраслевой мобильности работников. Одной из таких характеристик является функция импульсного отклика, которая описывает динамику эндогенных переменных модели под влиянием шоков одной из эндогенных переменных. Функции импульсного отклика были построены для модели, представленной в *табл. 5.9*. Из приведенной ниже диаграммы отклика на изменение занятости в сырьевой промышленности можно заметить, что рассматриваемая динамическая система переходит к новому состоянию равновесия с более высокими значениями занятости во всех остальных отраслях. Этот факт, кроме того, означает снижение уровня безработицы с положительным шоком занятости в сырьевых отраслях.

Аналогичная ситуация возникает и при росте занятости в обрабатывающих отраслях.

При изменении занятости в отраслях, предоставляющих услуги, общая картина занятости будет несколько иной. Из приведенной ниже диаграммы можно заметить, что такое изменение проявляется в относительном снижении занятости во всех отраслях, предоставляющих услуги, и повышении занятости в отраслях промышленности.

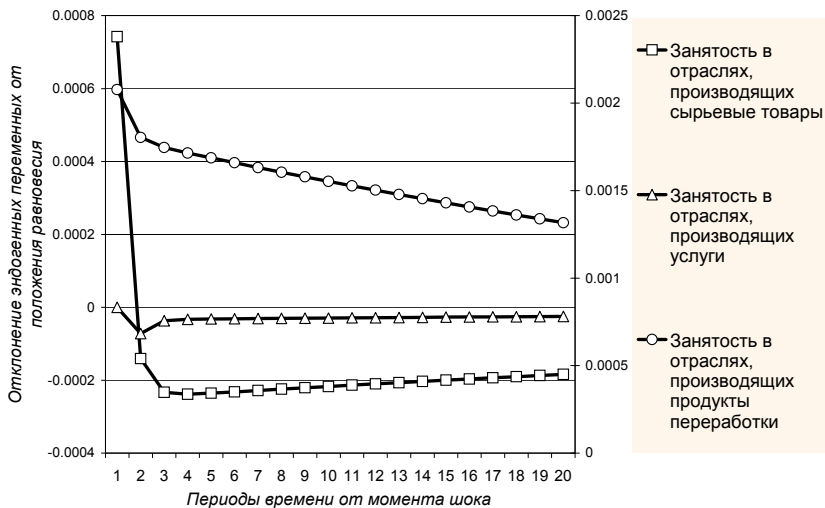


Рис. 5.1. Функции импульсного отклика на положительный шок занятости в отраслях, производящих сырьевые товары

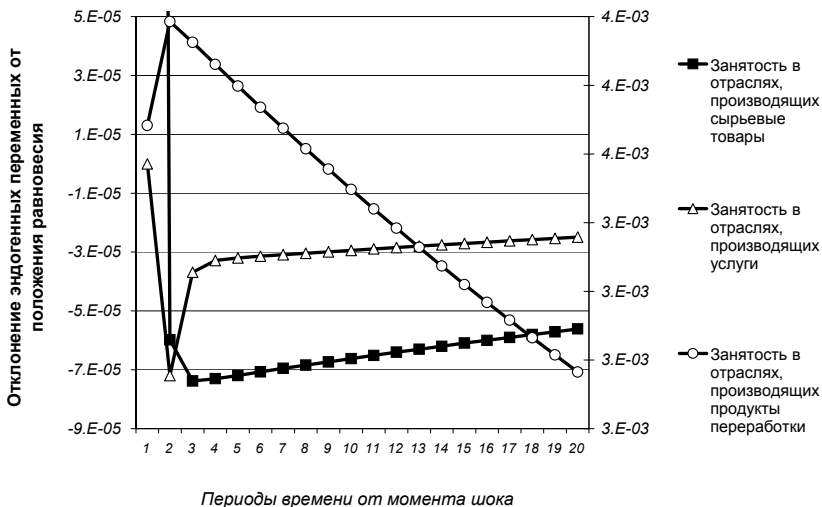


Рис. 5.2. Функции импульсного отклика на положительный шок занятости в отраслях, производящих услуги

Описанная модель векторной авторегрессии предполагает, что условия торговли могут в одинаковой степени воздействовать на производство товаров во всех отраслях. Иначе говоря, не делается различия между торгуемыми и неторгуемыми товарами. Между тем в некоторых отраслях, таких как строительство или электроэнергетика, экспорт оказывается близким к нулевому. В соответствии с этим продукцию этих отраслей, наряду с услугами, следует отнести к неторгуемым товарам. Таким образом, производилось выделение четырех групп: отрасли, производящие торгуемые сырьевые товары, отрасли, производящие торгуемые товары более высокой степени переработки, отрасли, производящие неторгуемые товары, безработица.

В качестве экзогенной переменной, как и в предыдущей модели, использовались попарные произведения реального курса рубля и объясняющих переменных. В *табл. 5.10* приведена оценка полученного уравнения векторной авторегрессии.

Приведенная таблица показывает, что в целом тенденции, которые можно было проследить на основе других моделей, также имеют место и в данном представлении. Как оказывается, с укреплением курса рубля происходит рост вероятности перехода работников в отрасли, производящие сырьевые торгуемые товары из отраслей, производящих торгуемые товары более высокой степени переработки. Вероятность обратного перехода при этом снижается с ростом вероятности сохранить работу в отраслях, производящих торгуемые товары более высокой степени переработки. Укрепление рубля также вызывает снижение вероятности перехода из отраслей, производящих сырьевые торгуемые товары, в отрасли, производящие неторгуемые товары. В то же время вероятность сохранить работу в отраслях, производящих неторгуемые товары, с укреплением национальной валюты растет, в то время как вероятность перехода из отраслей, производящих торгуемые товары более высокой степени переработки, оказывается независимой от величины реального валютного курса.

Факт согласования выводов разных моделей (в частности, для представленной модели с разбиением на отрасли, производящие торгуемые и неторгуемые товары и предыдущей модели) свидетельствует о высокой устойчивости обнаруженных зависимостей.

Таблица 5.10

	Отрасли, производящие сырьевые торгуемые товары (с месячным лагом)	Отрасли, производящие торгуемые товары более высокой степени переработки (с месячным лагом)	Отрасли, производящие неторгуемые товары (с месячным лагом)	Отрасли, производящие сырьевые торгуемые товары. Реальный курс рубля (с месячным лагом)	Отрасли, производящие торгуемые товары более высокой степени переработки. Реальный курс рубля (с месячным лагом)	Отрасли, производящие неторгуемые товары. Реальный курс рубля (с месячным лагом)	F-статистика уравнения
Отрасли, производящие сырьевые торгуемые товары	1.350	-0.242	-0.012	-0.027	0.024	-0.001	108,89
	0,161**	0,101**	0,022	0,021	0,010*	0,002	
Отрасли, производящие торгуемые товары более высокой степени переработки	1.750	-0.244	-0.027	-0.177	0.141	-0.004	463,69
	0,271**	0,162	0,031	0,032**	0,024**	0,003	
Отрасли, производящие неторгуемые товары	4.189	0.819	-0.023	-0.382	0.052	0.103	97,07
	0,584**	0,351*	0,062	0,061*	0,042	0,006***	

*Примечание:* Под значениями коэффициентов приведены их стандартные ошибки.

\* – значимость коэффициента на уровне 90%.

\*\* – значимость коэффициента на уровне 95%.

\*\*\* – значимость коэффициента на уровне 99%.

## Некоторые выводы

В работе проведен анализ тенденций в перераспределении рабочей силы между отраслями (группами отраслей) экономики. Исследование проводилось на временных рядах и региональных (панельных) данных. По результатам исследования основные тенденции в динамике занятости, получен-



ные на различных данных, совпадают с результатами анализа временных рядов. Такая согласованность эмпирических результатов свидетельствует в пользу правомерности использования выбранной теоретической модели. Можно говорить, что эмпирические результаты согласуются (не противоречат) с лежащей в основе тестов теоретической моделью.

При исследовании временных рядов строились зависимости для занятости в разных отраслях без учета экзогенных параметров. Основным выводом такой оценки являлось то, что наиболее устойчивыми зависимостями являются авторегрессии для занятости в каждой из отраслей. При этом незначительность недиагональных элементов матриц вероятностей перехода работников между отраслями могла быть обусловлена тем, что эти элементы могут меняться во времени под воздействием изменений на рынке труда. Диагональность оцененной матрицы вероятностей перехода работников между отраслями может быть обусловлена также относительно высокой устойчивостью распределения рабочей силы между разными отраслями.

При включении в модель экзогенных переменных недиагональные элементы матриц вероятностей перехода стали статистически существенными. Это свидетельствует в пользу нашего предположения о том, что под воздействием изменений в структуре рынка труда может изменяться и структура межотраслевого перехода работников. Значимыми макроэкономическими факторами оказались выпуск промышленной продукции, зарегистрированная в органах занятости потребность в работниках и реальный обменный курс рубля. В соответствии с полученными оценками с ростом спроса на труд растет вероятность сохранить работу во всех рассматриваемых отраслях. С ростом выпуска промышленной продукции растет вероятность перехода работников в отрасли, связанные с производством услуг.

Исследование векторных авторегрессий показало, что отраслевая структура рабочей силы достаточно устойчива. При этом, однако, оказалось, что влияние переменных, связанных с условиями торговли, достаточно устойчиво и позволяет говорить о тенденциях к повышению занятости в сфере услуг и сырьевых отраслях наряду с ухудшением условий торговли.

Укрепление курса рубля, как показывают расчеты, увеличивает вероятность перехода рабочей силы в сырьевые отрасли и отрасли, предоставляющие услуги. Кроме того, при этом снижается вероятность сохранения занятости для работника (повышается вероятность смены отрасли). Вывод о влиянии реального курса рубля на распределении занятости между отраслями соответствует эмпирическим наблюдениям о повышении концентрации производства в сфере услуг и сырьевых отраслях при укреплении курса национальной валюты. Таким образом, несмотря на достаточно высокую

устойчивость межотраслевого распределения рабочей силы, тенденции, связанные с условиями торговли, оказывают значительное влияние на это распределение.

## Приложение 1

### Основные свойства модели поиска

Даймонд (Diamond 1982) рассмотрел следующую модель. Предположим, что в  $n$  последовательных периодах работник получает случайный набор предложений работы с заработными платами  $w_1, \dots, w_n$ . Задача работника состоит в выборе момента, в который он сможет получить максимальную заработную плату из этого набора предложений. Будем предполагать, что распределение заработной платы  $w$  описывается непрерывной функцией распределения  $F^{86}$ , известной работнику, не исключающей получение работником предложения нулевой заработной платы. Если  $b$  – альтернативный доход работника, издержки поиска для работника равны  $c$ , дисконт-фактор к концу  $i$ -го периода равен  $\beta(i)$ ,  $W(w)$  – издержки остановки поиска при поступлении на работу с заработной платой  $w$ ,  $V(\cdot)$  – дисконтированная стоимость поиска,  $\Omega(t)$  – совокупность информации, доступной на момент  $t$ , то задачу работника можно представить в виде уравнения Беллмана.

$$V(\Omega(t)) = (b - c)i + \beta(i)E[\max\{V(\Omega(t+i)), W(w_{t+i})\} | \Omega(t)]$$

Если распределение заработной платы предложения, наилучшего в выборке из  $n$ , описывается функцией распределения  $G(w, n)$ , а вероятность получения  $n$  (ненулевых) предложений в период длины  $i$  описывается пуассоновским распределением, т.е.  $q(i, n)^{87} = e^{-\lambda i} \frac{(\lambda i)^n}{n!}$ , то уравнение Беллмана для стационарного во времени решения можно переписать в виде:

$$(1 - \beta(i))V = (b - c)i + \beta(i) \sum_{j=1}^{\infty} q(i, j) \int_0^{\infty} \max[0, W(w_{t+i}) - V] dG(w_{t+i}, j).$$

<sup>86</sup> Функция распределения предлагаемых вакансий, очевидно, должна зависеть от характеристик работника (уровень образования, опыт работы и др.). Для однородной группы работников распределение заработных плат частично должно отражать распределение предлагаемых вакансий.

<sup>87</sup> Распределение числа вакансий, приходящих в единицу времени, характеризует доступность работы для рассматриваемого работника. В частности, если эта вероятность мала, то можно говорить о насыщении рынка труда работниками рассматриваемого типа.

Поиск оптимальной стратегии поиска сводится при этом к нахождению зарплаты резервирования, то есть такого стационарного уровня заработной платы  $w^*$ , что любое предложение заработной платы выше этого уровня будет принято работником. Предполагая, что для дисконтирующего множителя справедливо  $\beta(i) = e^{-ri}$ , и устремляя длину одного периода к нулю (заметим, что при этом пуассоновское распределение приближается к дискретному с вероятностью «успеха»  $\lambda$ ), можно получить для первоначальной задачи выражение:  $rV = b - c + \lambda \int_0^{\infty} \max\{0, W(x) - V\} dF(x)$ .

Это уравнение позволяет найти величину заработной платы резервирования:  $w^* = rV$ . В таком случае, мы получаем:  $\frac{\lambda}{r} \int_{w^*}^{\infty} [x - w^*] dF(x) = c + w^* - b$ .

Отсюда, считая, что величина  $\int_0^{w^*} x dF(x)$  мала, можно получить выражение для зарплаты резервирования через параметры модели:

$$w^* = \frac{\lambda}{\lambda + r} \int_0^{\infty} x dF(x) + \frac{r}{\lambda + r} (b - c).$$

Учитывая, что рациональный индивидум будет предлагать свой труд на рынке только в случае, когда получаемая им заработная плата превышает его альтернативный доход, можно получить условие участия индивидума на рынке труда:  $\frac{\lambda}{r} \int_0^{\infty} [x - b] dF(x) > c$ .

Рассмотрим результаты изменения основных параметров модели на заработную плату резервирования подробнее.

Предельная заработная плата по альтернативному доходу оказывается равной предельной заработной плате резервирования по издержкам поиска, взятой с обратным знаком:  $\frac{\partial w^*}{\partial b} = \frac{r}{\lambda[1 - F(w^*)] + r} = -\frac{\partial w^*}{\partial c}$ . Это означает, что снижение издержек поиска рабочих мест (например, повышение информационной обеспеченности безработных) в рамках рассматриваемой модели эквивалентно повышению пособия по безработице. Можно рассмотреть предельную заработную плату по частоте поступления вакансий и дисконфактору, а также проследить связь между предельной заработной платой

резервирования по темпу поступления вакансий и предельной заработной платой по дисконт-фактору:  $\frac{\partial w^*}{\partial \lambda} = \frac{1}{\lambda[1-F(w^*)]+r} \int_{w^*}^{\infty} [x-w^*]dF(x) > 0$ .

Таким образом, заработная плата резервирования возрастает с ростом частоты поступления предлагаемых вакансий. Кроме того, можно получить выражение для второй производной:  $\frac{\partial^2 w^*}{\partial \lambda^2} = -$

$\frac{\int_{w^*}^{\infty} [x-w^*]dF(x)}{\lambda[1-F(w^*)]+r} \{2[1-F(w^*)] + \lambda \frac{dF(w^*)}{dx} \int_{w^*}^{\infty} [x-w^*]dF(x)\} < 0$ . Таким образом, с ростом частоты поступления вакансий предельный прирост заработной платы резервирования снижается.

Для предельной заработной платы резервирования по дисконт-фактору выражение имеет вид:  $\frac{\partial w^*}{\partial r} = -\frac{\lambda}{r} \frac{\int_{w^*}^{\infty} [x-w^*]dF(x)}{\lambda[1-F(w^*)]+r} < 0$ .

Таким образом, заработная плата резервирования имеет тенденцию к росту с уменьшением дисконт-фактора. В самом деле, дисконт-фактор может быть интерпретирован как вероятность в единицу времени прекращения в следующий момент текущего потока доходов. С ростом этой вероятности, очевидно, должен снижаться «порог участия» на рынке труда, определяемый заработной платой резервирования.

Между предельной заработной платой резервирования по частоте поступления вакансий и предельной заработной платой по дисконт-фактору существует простая зависимость:

$$\lambda \frac{\partial w^*}{\partial \lambda} + r \frac{\partial w^*}{\partial r} = 0 \text{ или для суммы эластичностей } \mathcal{E}_{w^*}^{\lambda} + \mathcal{E}_{w^*}^r = 0.$$

Важным моментом является исследование зависимости заработной платы резервирования от дисперсии предложения вакансий. Дифференцируя выражение для заработной платы резервирования, можно получить:

$\frac{\partial w^*}{\partial \sigma} = \frac{\lambda \int_{w^*}^{\infty} \frac{\partial F}{\partial \sigma} dx}{r + \lambda[1-F(w^*)]} > 0$  для гладких распределений. Таким образом, заработная плата резервирования растет с повышением дисперсии предложения вакансий.

## Приложение 2

### Модификация модели Сабирьяновой

В данном случае поток заработных плат, предложения которых получает индивидуум, работающих в отрасли  $j$ , представляет собой набор векторов  $w_1, \dots, w_n$  (каждая координата представляет собой предложение заработной платы в конкретной отрасли). При этом индивидуум имеет выбор из трех вариантов поведения: продолжать поиск, начать работать по специальности или сменить специальность. Тогда уравнение для поиска оптимума имеет вид

$$V(\Omega(t)) = (b - c)i + \beta(i)E[\max\{V(\Omega(t+i)), W(w_{t+i}), W(\max_k [w_{t+i}^k - c_{kj}])\} | \Omega(t)].$$

Издержки переобучения, которые необходимо затратить работнику из отрасли  $j$ , чтобы перейти в отрасль  $k$ , будем обозначать  $c_{jk}$ , предполагая  $c_{jj}=0$ .

Будем искать стационарное решение задачи поиска. Вновь предполагая, что процесс предложения заработных плат подчиняется пуассоновскому закону, для стационарного решения можно записать:

$$(1 - \beta)V = (b - c)i + \beta \sum_{k=1}^{\infty} \dots \sum_{j=1}^{\infty} q(i, j) \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \max[0, W(w_{t+i}) - V, \dots, W(w_{t+i}^k) - c_k, -V] dG(w_{t+i} \cdot j) \dots dG(\dots)$$

Отсюда, вновь устремляя длину периода к нулю, можно получить альтернативное соотношение:

$$rV = (b - c) + \int_0^{\infty} \dots \int_0^{\infty} \max[0, \lambda_1 \{W(x_1 - c_{1j}) - V\}, \dots, \lambda_j \{W(x_j - c_{jj}) - V\}] dF_1(x_1) \dots dF_j(x_j).$$

Отсюда можно определить соотношение для заработной платы резервирования в предположении о том, что при одновременном поступлении нескольких вакансий работник предпочитает ту, в которой выше заработная плата с учетом издержек переобучения.

Не приводя формального доказательства, попробуем найти выражение для решения задачи многомерной максимизации. Работник выбирает работу в отрасли  $k$  в том случае, если, с одной стороны, выбранное предложение дает ему максимум заработной платы из набора предложенных вакансий, а с другой стороны, превышает заработную плату резервирования. Таким образом, вероятность получения заработной платы  $x$  в отрасли  $k$ , которая выше заработной платы резервирования, равна произведению условной вероятности получения заработной платы  $x$ , при условии, что это

значение максимально с учетом издержек, и вероятности того, что все остальные предложения оказались меньше.

Тогда можно получить следующее уравнение для нахождения заработной платы резервирования у работника с основной работой в отрасли  $j$ :

$$\begin{aligned} & \frac{\lambda_j}{r} \int_{w^*}^{\infty} [x - w^*] \left( \prod_{k \neq j} F_k(x - c_{jk}) \right) dF_j(x) + \\ & \frac{\lambda_j}{r} \int_{w^*}^{\infty} [x - c_{j1} - w^*] \left( \prod_{k \neq 1} F_k(x - c_{jk}) \right) dF_1(x - c_{j1}) + \dots + \\ & = \frac{\lambda_j}{r} \int_{w^*}^{\infty} [x - c_{jN} - w^*] \left( \prod_{k \neq N} F_k(x - c_{jk}) \right) dF_N(x - c_{jN}) = c + w^* - b. \end{aligned}$$

Таким образом, уравнение для нахождения заработной платы резервирования для работников в отрасли  $i$  имеет вид:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{r} \int_{w^*}^{\infty} [x - w^*] \left( \prod_k F_k(x - c_{jk}) \right) d \left( \sum_i \lambda_i \ln \{F_i(x - c_{ji})\} \right) = \\ & = \frac{1}{r} \int_{w^*}^{\infty} \left( \prod_k F_k(x - c_{jk}) \right) d \left( \sum_i c_{ji} \lambda_i \ln \{F_i(x - c_{ji})\} \right) + \tilde{n} + w^* - b \end{aligned}$$

Таким образом, на оптимальной траектории поиска ожидаемый излишек доходов работника равен сумме ожидаемых издержек обучения с учетом дисконта, издержек поиска и заработной платы резервирования за вычетом альтернативного заработка.

Решение задачи для нахождения заработной платы резервирования, в предположении того, что заработная плата ниже заработной платы резервирования, предлагается работнику достаточно редко (что эквивалентно тому, что справедливо соотношение  $P\{x < w^*\} < 1$ ), имеет вид для работника, работающего в  $j$ -й отрасли:

$$w^* = \frac{\lambda^*}{r + \lambda^*} E(x - c_{ij}) + \frac{r}{r + \lambda^*} (b - c)^{88}.$$

Необходимо отметить, что характер зависимости заработной платы резервирования от основных параметров значительно изменится в рассматриваемой модели по сравнению с одномерным случаем. Как оказывается, появляется два различных варианта зависимостей. Рассмотрим зависимость заработной платы резервирования от издержек поиска и альтернативного заработка.

---

<sup>88</sup> Здесь  $\lambda^*$  – эффективная частота поступления вакансий (средний темп по всем отраслям).

Для предельной заработной платы резервирования по альтернативному доходу получаем<sup>89</sup>:  $\frac{\partial w^*}{\partial b} = -$

$$\frac{\partial w^*}{\partial c} = \frac{r}{r + \int_{w^*}^{\infty} \left( \prod_k F_k(x) \right) d \sum_l \lambda_l d \ln \{F_l(x)\} - \left( \prod_k F_k(w^*) \right) \sum_l c_{ij} \lambda_l \frac{\partial \ln F_l(w^*)}{\partial x}}$$

Можно заметить, что зависимость заработной платы резервирования от альтернативного заработка зависит от величины издержек переобучения. Существует определенный уровень средних издержек переобучения, такой, что в том случае, если средние издержки переобучения выше этого уровня, заработная плата резервирования снижается с ростом альтернативного заработка и повышается с ростом издержек поиска работы. Когда издержки переобучения достаточно малы, наблюдается та же зависимость, что и в одномерном случае.

Предельная заработная плата резервирования по частоте поступления вакансий из отрасли  $i$  оказывается равной:

$$\frac{\partial w^*}{\partial \lambda_i} = \frac{\int_{w^*}^{\infty} [x - w^* - c_{ij}] \left( \prod_k F_k(x) \right) d \ln \{F_i(x)\}}{r + \int_{w^*}^{\infty} \left( \prod_k F_k(x) \right) d \sum_l \lambda_l d \ln \{F_l(x)\} - \left( \prod_k F_k(w^*) \right) \sum_l c_{ij} \lambda_l \frac{\partial \ln F_l(w^*)}{\partial x}}$$

Из приведенного выражения вновь обнаруживается выявленная пороговая зависимость заработной платы резервирования от частоты поступления вакансий. При небольшом уровне издержек переобучения заработная плата резервирования повышается с ростом частоты поступления вакансий. В том случае, когда издержки переобучения велики, заработная плата резервирования начинает снижаться с ростом частоты поступления вакансий.

Реакция заработной платы резервирования на величину издержек переобучения для перехода в отрасль  $i$  равна:

---

<sup>89</sup> Здесь и далее в подынтегральных выражениях опускается поправка получаемой заработной платы на величину издержек переобучения, что обусловлено стремлением уменьшить громоздкость выражений.

$$\frac{\partial w^*}{\partial c_{ij}} = \frac{\int_{w^*}^{\infty} \{ [x - w^* - c_{ij}] \left\{ \frac{d^2 \ln F(x)}{dx^2} - \frac{d \ln F(x)}{dx} \right\} \left( \prod_k F_k(x) \right) \lambda_i dx + \sum_l \int_{w^*}^{\infty} [x - w^* - c_{ij}] \left( \prod_k F_k(x) \right) \frac{d \ln F(x)}{dx} \lambda_l d \ln F_l(x) \}}{r + \int_{w^*}^{\infty} \left( \prod_k F_k(x) \right) d \sum_l \lambda_l d \ln F_l(x) - \left( \prod_k F_k(w^*) \right) \sum_l c_{ij} \lambda_l \frac{\partial \ln F(w^*)}{\partial x}}$$

Можно заметить, что связь между издержками переобучения и заработной платой резервирования также не является однозначной. В том случае, если издержки переобучения в среднем малы, а дисперсия распределения заработных плат достаточно велика, то заработная плата резервирования будет снижаться по мере роста этих издержек. По достижении средними издержками переобучения определенного уровня заработная плата резервирования начинает расти с повышением издержек переобучения.

### Приложение 3

#### Изучение отраслевой мобильности рабочей силы на региональных данных

Для тестирования эмпирических зависимостей в первую очередь нужно построить адекватные оценки изучаемых показателей. Оценку вероятностей перехода можно производить на основании уравнения Маркова в предположении дискретности процесса перехода работников между отраслями. Таким образом, располагая данными о распределении работников по отраслям за  $k$  лет, можно произвести оценку системы авторегрессионных уравнений вида  $x_{t+1} = P x_t$ . Поскольку распределение в конкретный год  $t$  зависит только от распределения в году  $t-1$ , в качестве метода оценки можно избрать метод инструментальных переменных, применяя в качестве инструмента распределение в году  $t-2$ .

Необходимо отметить, что матрица перехода  $P$  априори несимметрична. Как следствие возникает необходимость оценки всех ее  $N^2$  компонент. Учитывая, что матрица является стохастической, для данных за  $k$  лет можно получить  $(k+1)N$  уравнений для оценки коэффициентов. Для того чтобы решение было единственно, необходимо, чтобы  $N \leq k+1$ . Значительной сложностью является то, что отраслевые данные в региональном разрезе доступны только до 2000 г. Это ограничивает количество рассматриваемых отраслей, поскольку предполагается сравнивать модели межотраслевого распределения работников до и после кризиса. Наличие данных только за два года после кризиса ограничивает число отраслей тремя.



В результате оценки можно получить компоненты матриц межотраслевого перехода для рассматриваемого круга регионов РФ.

Согласно выводам нашей модели, в том случае, если начальное распределение вероятностей для числа поступления вакансий в единицу времени описывается пуассоновским распределением, то переход работников между отраслями будет описываться стабильной матрицей переходов  $\mathbf{P}$ . Следовательно, если распределение работников по отраслям в момент  $t-1$  описывается вектором  $x_{t-1}$ , то распределение в момент  $t$  находится согласно уравнению Маркова  $x_t = \mathbf{P}x_{t-1}$ .

Матрица  $\mathbf{P}$  определялась параметрами модели, так что  $\mathbf{P} = (p_{ij})$ , где

$$p_{ij} = \int_0^{\infty} \left( \prod_{k=1}^n F_k(x - c_{kj}) \right) \lambda_i d \ln F_i(x - c_{ij}) .$$

Проблема эмпирической оценки на российских данных состоит в том, что на основании достаточно коротких временных рядов нельзя говорить о тестировании таких свойств как порядок авторегрессии. Тем не менее можно предложить процедуру, которая позволит косвенно выяснить порядок влияния распределения работников по отраслям в конкретный момент времени на распределение работников в следующий момент.

Действительно, в основе нашего теоретического анализа лежала гипотеза о том, что число вакансий, предлагаемых работнику в единицу времени, описывается распределением Пуассона. При устремлении интервалов времени к нулю оказывается, что вероятность поступления предложения рабочего места описывается экспоненциальным распределением. Экспоненциальным распределением должно описываться также время ожидания работником вакансии.

Следовательно, если удастся выяснить, что время ожидания вакансии описывается экспоненциальным распределением, то из этого автоматически будет следовать справедливость формулы Маркова для распределения работников по отраслям экономики.

### *Изучение вероятностей перехода работников между отраслями в региональном разрезе*

Для исследования распределения времени поиска работы использовались данные Госкомстата РФ о продолжительности поиска работы безработными<sup>90</sup> гражданами.

Тестировалась гипотеза о равенстве эмпирической функции распределения работников по времени поиска работы и равенстве функции экспоненциального распределения со средним значением ожидания вакансии, равным эмпирическому среднему по данным Госкомстата РФ.

Тест проводился для распределений по каждому из регионов РФ. При тестировании были получены следующие результаты (см. *табл. ПЗ-1*).

*Таблица ПЗ-1*

<b>Уровень значимости</b>	<b>Число регионов</b>	<b>Число регионов, для которых была отвергнута гипотеза о равенстве эмпирического распределения экспоненциальному</b>
10%-ный уровень	85	2
5%-ный уровень	85	5
1%-ный уровень	85	12

В таблице указано соответственно число регионов, участвовавших в тесте, и число регионов, для которых была отвергнута нулевая гипотеза о

---

<sup>90</sup> Согласно методике Госкомстата, «к безработным, согласно определениям Международной Организации Труда (МОТ), относятся лица в возрасте, установленном для измерения экономической активности населения, которые в рассматриваемый период удовлетворяли одновременно следующим критериям: не имели работы (доходного занятия); занимались поиском работы, т.е. обращались в государственную или коммерческую службу занятости, использовали или помещали объявления в печати, непосредственно обращались к администрации предприятия или работодателю, использовали личные связи и т.д. или предпринимали шаги к организации собственного дела; были готовы приступить к работе. Учащиеся, студенты, пенсионеры и инвалиды учитываются – качестве безработных, если они занимаются поиском работы и были готовы приступить к ней. Продолжительность безработицы (продолжительность поиска работы) – это промежуток времени, в течение которого лицо, будучи незанятым, ищет работу, используя при этом любые способы. Продолжительность безработицы имеет две характеристики: продолжительность завершенной (законченной) безработицы, которая учитывает время с момента начала поиска работы до момента трудоустройства, и продолжительность незавершенной безработицы – время с момента начала поиска работы до момента фиксации безработицы. Средняя продолжительность безработицы (среднее время поиска работы) рассчитывается как средневзвешенная величина для рассматриваемого состава безработных». См.: Экономическая активность населения России (по результатам выборочных обследований). М., 2002.

том, что распределение времени поиска работы в этих регионах является экспоненциальным.

Таким образом, можно сделать вывод, что для большей части регионов РФ гипотеза о равенстве распределения времени ожидания поступления вакансий не отвергается на 5%-ном уровне значимости.

Следовательно, можно говорить о справедливости уравнения для распределения рабочей силы по отраслям экономики.

### *Расчет компонент матрицы вероятностей перехода работников между отраслями экономики*

Проведенное выше исследование распределения времени ожидания поступления вакансии показало, что гипотеза о соответствии этого распределения экспоненциальному не отвергается. В рамках нашей модели это позволяет использовать уравнение Маркова для анализа перетока рабочей силы между отраслями экономики.

Рассмотрим общую задачу поиска матрицы  $P$  на основе  $k$  наблюдений реализации распределения работников по отраслям  $x_1, \dots, x_k$ . Наблюдения позволяют нам построить  $k-1$  уравнений для расчета компонент матрицы  $P$  вида  $x_N = P x_{N-1} = P^2 x_{N-2} = \dots = P^{N-1} x_1$ . Кроме того, поскольку матрица  $P$  является стохастической, для нее выполнено свойство  $P \cdot 1 = 1$

В детерминированной ситуации в том случае, когда матрица  $P$  имеет размерность  $N \times N$ , то в случае, когда  $N > k$ , компоненты матрицы невозможно определить однозначно. Когда  $N < k$ , то однозначное восстановление компонент матрицы  $P$  возможно только если среди  $k$  векторов распределения есть ровно  $N$  линейно независимых. В общем случае восстановление матрицы  $P$  в детерминированном случае возможно, лишь когда  $N = k$ . В этом случае систему уравнений можно записать в матричной форме:  $P(x_1 \ x_2 \dots x_{k-1} \ 1) = (x_2 \ x_3 \dots x_k \ 1)$ . Тогда решение находится как  $P = (x_2 \ x_3 \dots x_k \ 1) \cdot (x_1 \ x_2 \dots x_{k-1} \ 1)^{-1}$ .

Более общая задача стоит, когда векторы  $x$  содержат некоторую случайную составляющую. Обозначим  $X_{k-1} = (x_1 \ x_2 \dots x_{k-1} \ 1)$  и  $X_k = (x_2 \ x_3 \dots x_k \ 1)$ .

### *Процедура оценивания компонент матрицы перехода*

Непосредственный расчет матрицы вероятностей перехода работников из одной отрасли в другую приводит к парадоксальным результатам: часть вероятностей оказывается большей единицы или меньшей нуля. Это происходит в первую очередь вследствие того, что исходные данные содержат значительную долю ошибок, а также из-за того, что под влиянием определенных внешних факторов процесс перехода работников между отраслями может отклоняться от марковского. Для обеспечения дополнительных сте-

пеней свободы, а также для приведения исходной задачи к более простой в вычислительном плане задаче оптимизации на линейных ограничениях исходная задача  $P(x_1, x_2, \dots, x_{k-1}, 1) = (x_2, x_3, \dots, x_k, 1)$  приводилась к виду:

$$\sum_i p_{ij} \rightarrow \max \text{ для всех } j.$$

При условиях  $P(x_1, x_2, \dots, x_{k-1}) = (x_2, x_3, \dots, x_k)$  и  $0 \leq p_{ij} \leq 1$ .

Данная задача линейного программирования решалась с помощью пакета GAUSS методом перебора вершин получающегося многогранника. Дополнительным шагом, который может показаться не вполне корректным, было то, что ограничение  $P(x_1, x_2, \dots, x_{k-1}) = (x_2, x_3, \dots, x_k)$  в случае переопределенности условий на матрицу  $P$  (для данных с 1995 по 1998 г.) заменялось на ограничение в виде нестрогого неравенства.

Таким образом, для регионов РФ были получены матрицы перехода работников между рассматриваемыми отраслями до и после кризиса 1998 г.

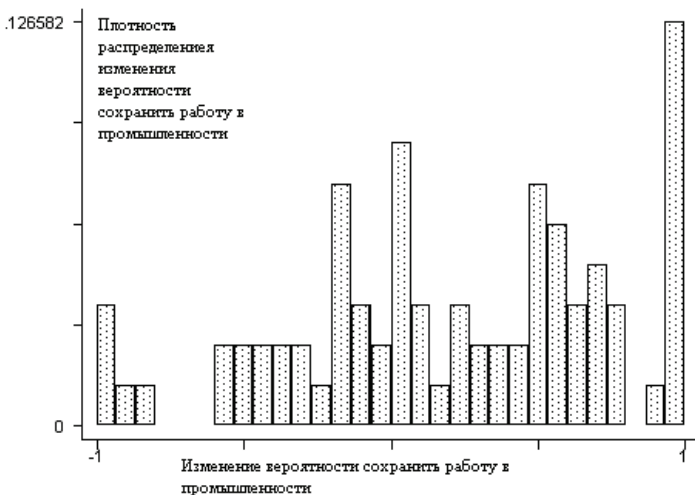
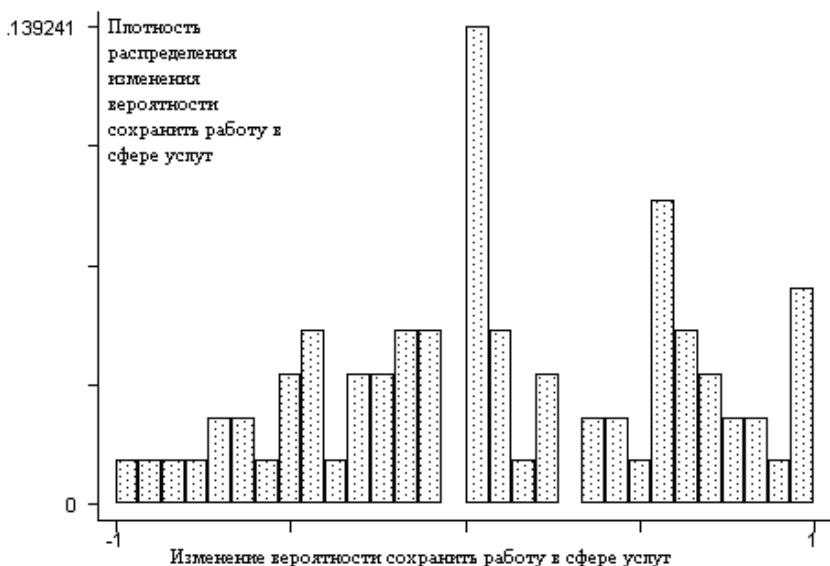


Рис. ПЗ.1. Гистограмма распределения изменения вероятности остаться в отрасли промышленности, производящей товары<sup>91</sup>

<sup>91</sup> На оси абсцисс этой и следующих гистограмм указано изменение вероятности остаться на работе в данной отрасли после кризиса 1998 г. по сравнению с соответствующим докризисным значением. На оси ординат указано плотность вероятности такого изменения (т.е. доля регионов, в которых изменение вероятности было в том же диапазоне).

Как можно заметить из *рис. ПЗ.1*, имеет место тенденция к росту вероятности перехода в производственную отрасль, поскольку значительная доля наблюдений концентрируется в области с положительными изменениями вероятности перехода.



*Рис. ПЗ.2.* Гистограмма распределения изменения вероятности остаться в сфере услуг

Сравнение *рис. ПЗ.1* и *ПЗ.2* позволяет отметить, что тенденция к росту вероятности остаться на прежнем месте для работников отрасли услуг значительно менее явная, чем для производственной отрасли. Распределение вероятностей близко к симметричному, хотя среднее значение этой вероятности оказывается положительным.

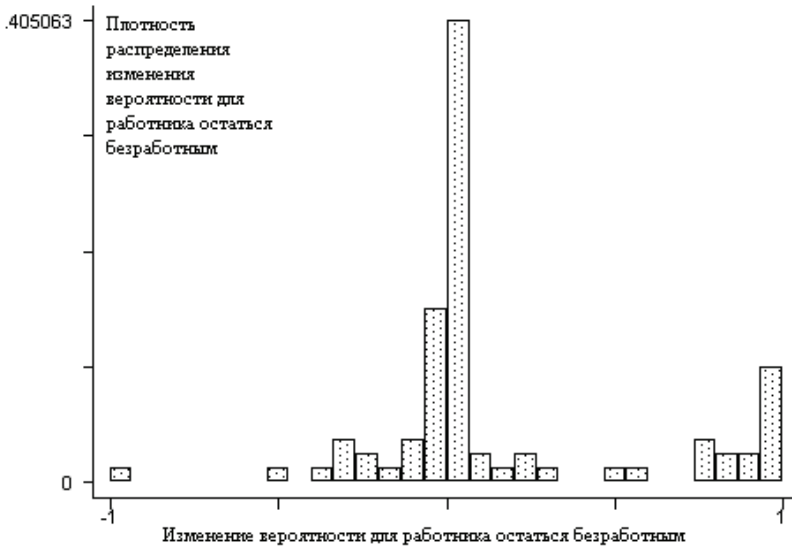


Рис. ПЗ.3. Гистограмма распределения изменения вероятности продолжить состояние безработицы

Рис. ПЗ.3 показывает, что вероятность оставаться безработным имеет тенденцию к росту, хотя в значительном числе регионов она осталась без изменений.

Из приведенных диаграмм можно сделать вывод о том, что на фоне повышения вероятности сохранить работу в отрасли производства вероятность остаться на работе в отрасли услуг не имела определенной тенденции к изменению. В то же время вероятность продолжить состояние безработицы осталась прежней в подавляющем большинстве регионов.

**Определение круга переменных для тестирования многомерной модели поиска**

В работе в рамках теоретической модели была исследована зависимость заработной платы резервирования и вероятности перехода работников из одной отрасли в другую нескольких используемых в модели факторов: альтернативной заработной платы работников, издержек, связанных с поиском работы, частоты поступления вакансий, дисконт-фактора и дисперсии предлагаемых вакансий. В частности, был получен результат о нелинейной зависимости вероятности перехода работника из отрасли в отрасль от этих параметров. Возникающая нелинейность связывается нами с издержками переобучения работника: в том случае, если эти издержки достигают опре-

деленного значения, характер зависимости заработной платы резервирования от перечисленных параметров изменяется. Важным фактом является также то, что определяющим фактором является не величина издержек переобучения в различных секторах, а средний уровень таких издержек.

Необходимо выбрать экономические показатели, которые могут описать переменные модели. Можно выделить четыре основных группы таких переменных. Первая группа показателей должна отражать возможности альтернативного заработка работников, причем как величину пособия по безработице, так и возможности заработка в отраслях, не входящих в основную отраслевую разбивку, в частности, занятость в неформальном секторе. Вторая группа показателей должна отражать издержки переобучения для работников. Такие издержки должны, по-видимому, зависеть от «близости» отраслей и квалификации конкретного работника. Третья группа переменных должна описывать частоту поступления вакансий работнику. Частота поступления вакансий, по-видимому, отражает общую ситуацию на рынке труда: более развитый рынок труда обеспечивает более интенсивное поступление новых вакансий, для более квалифицированных работников эта частота выше. Кроме того, как упоминалось выше, с изменением условий торговли изменяется соотношение частот поступления новых вакансий от отраслей, которые находятся в разных условиях. И, наконец, четвертая группа переменных должна показывать неопределенность на рынке труда. В частности, в нее должны входить факторы, определяющие разброс заработной платы, предлагаемой работнику разными работодателями.

Используемые нами данные предполагают достаточно высокую степень агрегированности, и при этом исчезает возможность использования индивидуальных характеристик работников (таких, как квалификация, опыт работы и др.). Таким образом список показателей, которые могут быть использованы нами для построения модели, сужается.

Приведенные рассуждения позволяют выбрать показатели для дальнейшего эмпирического анализа. В качестве альтернативы работы на крупных и средних предприятиях, входящих в отраслевую разбивку Госкомстата РФ, по-видимому, может служить работа в малом бизнесе. В качестве меры, отражающей развитость сферы малого бизнеса, нами используется показатель отношения численности населения, занятого в малом бизнесе, к среднегодовой численности работающего населения. Смысл использования этого показателя состоит в том, что с ростом числа занятых в малом бизнесе в нем также существуют возможности занятости для остальных работников. Развитость рынка труда и привлекательность работы в одном из сегментов рынка труда представлялась целой группой показателей. Основными показателями потребности в работниках служат ВРП на душу насе-

ления и рентабельность предприятий региона. В то время как первый показатель отражает абсолютную потребность в работниках, второй может служить показателем эффективности использования рабочей силы на предприятиях региона. Действительно, может оказаться справедливой гипотеза о том, что предприятия, имеющие неблагоприятные финансовые показатели, менее эффективно используют факторы производства, в частности труд. Показателями привлекательности работы в сфере производства (как уже говорилось, для описания привлекательности в сфере услуг могут быть использованы обратные величины) служили отношение заработной платы в промышленности к средней заработной плате и доля экспорта в ВРП региона. В то время как первая переменная является интуитивно обоснованной, использование второй переменной требует дополнительного обоснования. Гипотеза, которая позволила нам включить эту переменную в уравнение, состояла в том, что более экспортоориентированные регионы имеют более надежные рынки сбыта. Как следствие, регионы с большей долей экспорта в валовом региональном продукте имеют более устойчивый рынок труда. В качестве показателя, описывающего структуру рынка труда в регионах, была использована доля ВРП, произведенного в промышленности. В частности, подразумевается, что в тех регионах, где доля ВРП в промышленности выше, выше и потребность в работниках промышленных предприятий.

В качестве одной из групп показателей, которые необходимо использовать при эмпирическом исследовании модели, была отмечена группа показателей, связанная с неопределенностью на рынке труда. К сожалению, для российского рынка труда не рассчитываются на регулярной основе индексы, аналогичные «индексу потребительских настроений», отражающих субъективную оценку неопределенности. Более того, характеристики регионального распределения заработной платы по регионам РФ, предоставляемые Госкомстатом РФ, являются не вполне точными. В качестве приближения для показателей неопределенности предложения вакансий использовался показатель фактического распределения заработной платы – децильный коэффициент дифференциации начисленной заработной платы по регионам РФ.

### *Регрессионный анализ основных зависимостей*

Выше описывалась процедура расчета и построения матрицы вероятностей перехода работников из одной отрасли в другую. Здесь же будет изучаться зависимость полученных вероятностей перехода работников между выделенными отраслями в 79 регионах РФ.

В предыдущем параграфе были выбраны основные переменные для нашего исследования. Эти переменные используются в качестве регрессо-



ров в уравнениях, в которых производится оценка влияния факторов, которые, согласно выводам теоретической модели, должны оказывать влияние на вероятности перехода работников между выделенными отраслями.

Теоретическая модель позволяет сделать некоторые выводы относительно зависимости вероятности перехода работников между отраслями от ключевых параметров. При этом при эмпирической оценке не используются экономические показатели, непосредственно отражающие параметры модели, а используются некоторые переменные, являющиеся индикаторами параметров модели. Поэтому необходимо определить, каково может быть направление связи вероятностей перехода работников между отраслями и выбранных экономических переменных.

Проведем рассуждение для случая низких издержек работника на переобучение. Основные экономические переменные, используемые нами для описания вероятности перехода работников между отраслями, – это, во-первых, показатель альтернативного заработка – доля работающих в сфере малого бизнеса. Во-вторых, это показатели потребности в рабочей силе: ВРП региона на душу населения, рентабельность фирм в регионе. В-третьих, были выбраны показатели привлекательности работы в сфере производства: отношение заработной платы промышленно-производственного персонала к средней заработной плате в регионе и доля экспорта в ВРП региона. В-четвертых, в качестве показателя структуры регионального рынка труда использовалась доля добавленной стоимости, произведенной в отраслях, производящих товары. И, наконец, в качестве показателя неопределенности на рынке труда использовался децильный коэффициент дифференциации заработной платы в регионах РФ.

Согласно выводам теоретической модели, следует ожидать, что доля работающих в малом бизнесе должна положительно сказываться на вероятности остаться в следующий период в том же секторе (за исключением безработицы) и отрицательно повлиять на вероятность перехода работников (за исключением перехода работников из состояния безработицы в одну из производящих отраслей). Уровень ВРП на душу населения и уровень рентабельности должны положительно повлиять на вероятность перехода между отраслями (за счет интенсификации рынка труда при более высоких уровнях производства), при этом отрицательно влияя на вероятность для работника остаться в той же отрасли в следующий период. Поскольку доля добавленной стоимости, произведенной в промышленности, характеризует структуру производства и, следовательно, структуру спроса на труд в регионе, рост доли ВРП в промышленности ведет к росту частоты поступления вакансий из этой отрасли. Как следствие, она оказывает положительное влияние на вероятность для работника остаться в отрасли производства и

перейти в эту отрасль из других отраслей. В то же время влияние отраслевой структуры ВРП на вероятность для работника остаться в отрасли производства услуг и остаться безработным должно оказаться отрицательным. Рост децильного коэффициента дифференциации заработных плат, призванного отражать дисперсию предлагаемых зарплат, должен приводить к росту заработной платы резервирования, а как следствие – снижению вероятности остаться в определенной отрасли и к росту вероятности перехода работника из этой отрасли в другую.

Для полученных на основе описанного выше метода значений вероятности перехода работников между выделенными отраслями была проведена оценка зависимости этих вероятностей от описанных макроэкономических переменных. Поскольку данные имели региональную структуру, использовалась модель с фиксированными эффектами. Результаты полученных оценок приведены в *табл. ПЗ-2*.

*Таблица ПЗ-2*

<b>Макроэконом. переменные</b>	$P_{11}$	$P_{12}$	$P_{13}$	$P_{21}$
Вероятности				
1	2	3	4	5
ВРП на душу населения	-0,302	0,051	0,534	0,521
	[1,65]	[0,31]	[4,31]**	[3,27]**
Доля экспорта в ВРП региона	0,306	-0,074	-0,309	0,429
	[1,16]	[0,37]	[1,99]*	[1,31]
Рентабельность предприятий в регионе	-55,897	59,331	-26,491	18,487
	[2,78]**	[4,95]**	[2,12]*	[1,40]
Децильный коэффициент дифференциации зарплат	-0,003	0,004	0,001	0,013
	[0,70]	[1,17]	[0,38]	[2,70]**
Доля занятых в малом бизнесе	-1,49	0,387	1,113	-0,649
	[1,94]	[0,87]	[3,00]**	[0,76]

Продолжение таблицы ПЗ-2

1	2	3	4	5
Отношение зарплаты в промышленности к средней зарплате	-0,46	0,306	0,119	-0,554
	[2,68]**	[2,44]*	[1,62]	[3,04]**
Добавленная стоимость в промышленности	0,008	-0,004	-0,006	0,003
	[2,87]**	[2,51]*	[3,82]**	[0,89]
Константа	1,088	-0,074	0,175	0,689
	[4,02]**	[0,40]	[1,14]	[2,11]*
Число наблюдений	157	157	157	157
Число групп	79	79	79	79

Продолжение таблицы ПЗ-2

Макроэконом. переменные	$P_{22}$	$P_{23}$	$P_{31}$	$P_{32}$	$P_{33}$
Вероятности					
1	6	7	8	9	10
ВРП на душу населения	-0,567	-0,138	0,064	-0,401	-0,167
	[2,25]*	[1,15]	[0,34]	[2,85]**	[0,87]
Доля экспорта в ВРП региона	0,074	-0,058	-1,189	-0,208	0,401
	[0,15]	[0,29]	[2,84]**	[0,59]	[1,58]
Рентабельность предприятий в регионе	-11,039	24,45	5,288	-23,669	-0,3
	[0,40]	[2,92]**	[0,28]	[1,81]	[0,02]
Децильный коэффициент дифференциации зарплат	-0,014	-0,002	-0,01	0,009	0
	[3,03]**	[0,86]	[2,55]*	[2,27]*	[0,12]
Доля занятых в малом бизнесе	1,134	-0,337	1,102	0,668	-0,337
	[1,57]	[1,04]	[1,50]	[0,80]	[1,30]
Отношение зарплаты в промышленности к средней зарплате	0,631	0,072	0,431	-0,286	-0,026
	[3,72]**	[0,95]	[3,66]**	[1,49]	[0,34]

Продолжение таблицы ПЗ-2

1	6	7	8	9	10
Добавленная стоимость в промышленности	-0,008	-0,006	-0,004	0,008	0,005
	[2,45]*	[4,14]**	[1,50]	[3,02]**	[2,45]*
Константа	0,553	0,339	0,028	0,113	0,712
	[1,78]	[3,13]**	[0,11]	[0,42]	[4,88]**
Число наблюдений	157	157	157	157	157
Число групп	79	79	79	79	79

Примечание: В квадратных скобках *t*-статистика.

\* – значимость на уровне 90%.

\*\* – значимость на уровне 95%.

Полученные в результате эконометрической оценки зависимости можно свести в табл. ПЗ-3

Таблица ПЗ-3

	Производство	Услуги	Безработица
Производство	Рентабельность (-), Относительная зарплата (-), Доля добавл. стоимости в промышленности (+)	Рентабельность (+), Относительная зарплата (+), Доля добавл. стоимости в промышленности (-)	ВРП (+), Доля экспорта в ВРП (-), Рентабельность (-), Доля занятых в малом бизнесе (+), Доля добавл. стоимости в промышленности (-)
Услуги	ВРП (+), Децильный коэффициент дифференциации (+), Относительная зарплата (-)	ВРП (-) Децильный коэффициент дифференциации (-) Относительная зарплата (+) Доля добавл. стоимости в промышленности (-)	Рентабельность (+), Доля добавл. стоимости в промышленности (-)
Безработица	Доля экспорта в ВРП (-), Децильный коэффициент дифференциации (-), Относительная зарплата (+)	ВРП (-), Децильный коэффициент дифференциации (+), Доля добавл. стоимости в промышленности (+)	Доля добавл. стоимости в промышленности (+)

Можно заметить, что гипотезы, сформулированные выше, относительно основных зависимостей подтвердились. Это может служить свидетельством в пользу построенной теоретической модели.

Необходимо отметить, что знаки некоторых коэффициентов (например, коэффициент перед показателем доли добавленной стоимости, произведенной в промышленном секторе) на первый взгляд не вполне согласуются с интуитивными соображениями. Такая ситуация возникает вследствие того, что данный результат должен интерпретироваться не в терминах равновесия спроса и предложения на рынке труда, а в терминах влияния соответствующих переменных на заработную плату резервирования у работника. Поскольку между заработной платой резервирования и соответствующей вероятностью межотраслевого перехода существует обратная связь, теоретические знаки коэффициентов можно получить из модифицированной модели поиска.

Выше обсуждался вопрос о возможном влиянии условий торговли на структуру производства и использование факторов производства. Полученные результаты позволяют нам рассмотреть эффект воздействия изменений условий торговли на структуру отраслевого распределения рабочей силы. В результате кризиса 1998 г. реальный курс рубля значительно снизился. Результаты оценки, таким образом, можно интерпретировать так: в какой степени вероятности перехода работников между отраслями изменяются под воздействием изменения условий торговли при условии, что значения рассматриваемых макроэкономических факторов зафиксированы. В такой интерпретации оценки также свидетельствуют в пользу высказанной гипотезы: в регионах с более высоким уровнем ВРП произошло снижение вероятности перехода из производства в услуги с улучшением условий торговли (снижением реального курса рубля). Аналогичный вывод можно сделать при анализе показателя доли добавленной стоимости, произведенной в промышленных отраслях регионов.

## Литература

Abramovitz (1956) – *Abramovitz M.* Resource and Output Trends in the United States since 1870. New York: NBER, 1956.

Abramovitz (1989) – *Abramovitz M.* Thinking About Growth. Cambridge University Press, Cambridge, 1989.

Abramovitz (1993) – *Abramovitz M.* The Search for Sources of Growth: Areas of Ignorance, Old and New // *The Journal of Economic History*. 1993. Vol. 53. № 2. P. 217–243.

Adams (1990) – *Adams J.D.* Fundamental Stocks of Knowledge and Productivity Growth // *The Journal of Political Economy*. 1990. № 4. P. 673–702.

Agell, Lindh, Ohlsson (1997) – *Agell J., Lindh T., Ohlsson H.* Growth and the public sector: a critical review essay // *European Journal of Political Economy*. 1997. Vol. 13. P. 33–51.

Agenor (2000) – *Agenor P.-R.* The Economics of Adjustment and Growth. San Diego: Academic Press, 2000.

Aghion, Howitt (1992) – *Aghion P., Howitt P.* A Model of Growth Through Creative Destruction // *Econometrica*. 1992. № 60. P. 323–353.

Albrecht, Jovanovic (1986) – *Albrecht J., Jovanovic B.* The Efficiency of Search Under Competition and Monopsony // *The Journal of Political Economy*. 1986. Vol. 94. Iss. 6. P. 1246–1287.

Alesina, Grilli, Milesi-Ferretti (1994) – *Alesina A., Grilli V., Milesi-Ferretti G. M.* The Political Economy of Capital Controls // Leonardo Leiderman and Assaf Razin (eds.) Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment and Growth, Cambridge: Cambridge University Press, 1994.

Alesina, Rodrik (1994) – *Alesina A., Rodrik D.* Distributive Politics and Economic Growth // *The Quarterly Journal of Economics*. 1994. Vol. 109. Iss. 2. P. 465–490.

Alesina, La Ferrara (2000) – *Alesina A., La Ferrara.* The Determinants of Trust // *NBER Working Paper*. 2000. № 7621.

Andrews (1993) – *Andrews D.W.K.* Tests for Parameter Instability and Structural Change with Unknown Change Point // *Econometrica*. 1993. № 61. P. 821–856.

Andrews, Ploberger (1994) – *Andrews D.W.K., Ploberger W.* Optimal Tests when a Nuisance Parameter is Present Only under the Alternative // *Econometrica*. 1994. № 62. P. 1383–1414.

Arrow (1962) – *Arrow K.* The Economic Implications of Learning by Doing // *Review of Economic Studies*. 1962. № 29. P. 155–173.

Arteta, Eichengreen, Wyplosz (2001) – *Arteta C., Eichengreen B., Wyplosz C.* When Does Capital Account Liberalization Help More than it Hurts? // *NBER Working Paper*. 2001. № 8414.

Åslund, Boone, Johnson (1996) – *Åslund A., Boone P., Johnson S.* How to Stabilize: Lessons from Post-Communist Countries. *Brookings Papers on Economic Activity*: 1, Brookings Institution. 1996. P. 217–313.

Azariadis, Drazen (1990) – *Azariadis C., Drazen A.* Threshold Externalities in Economic Development // *Quarterly Journal of Economics*. 1990. № 105(2). P. 501–526.

Bai (1998) – *Bai J.* A Note on Spurious Break // *Econometric Theory*. 1998. № 14. P. 663–669.

Baily (1981) – *Baily M. N.* The Productivity Growth Slowdown and Capital Accumulation // *The American Economic Review*. 1981. Vol. 71. P. 326–331.

Baily (1986) – *Baily M. N.* Productivity Growth and Materials Use in U.S. Manufacturing // *Quarterly Journal of Economics*. 1986. Vol. 101. № 1. P. 185–195.

Ballentine, Eris (1975) – *Ballentine J.G., I.Eris.* On the General Equilibrium Analysis of Tax Incidence // *The Journal of Political Economy*. 1975. Vol. 83. Iss. 3.

Barro (1991) – *Barro R.* Economic Growth in a Cross Section of Countries // *Quarterly Journal of Economics*. 1991. № 106. P. 407–444.

Barro (1997) – *Robert J. Barro.* Determinants of Economic Growth: A Cross-Country Empirical Study (MIT Press, 1997).

Barro, Becker (1989) – *Barro R., Becker G.* Fertility Choice in a Model of Economic Growth // *Econometrica*. 1989. № 57. P. 481–502.

Barro, Sala-I-Martin (2003) – *Barro R., Sala-I-Martin X.* Economic Growth. Second Edition. MIT, 608 p.

Barro, Sala-i-Martin (1995) – *Barro R., Sala-i-Martin X.* Economic growth. New York : McGraw-Hill, 1995.

Bartelsman, Doms (2000) – *Bartelsman E., Doms M.* Understanding Productivity: Lessons from Longitudinal Microdata. 2000.March.

Beaudry, Green (2001) – *Beaudry P., Green D. A.* Population Growth, Technological adoption and Economic Outcomes: a Theory of Cross-Country Differences for the information ERA // *NBER Working Paper*. 2001. № 8149.

Ben-David, Lumsdaine, Papell (1998) – *Ben-David D., Lumsdaine R.L., Papell D.H.* Unit Roots, Postwar Slowdowns and Long-Run Growth: Evidence from Two Structural Breaks // *NBER Working Paper*. 1998. № 6397.

Ben-David, Papell (1995) – *Ben-David D., Papell D.H.* The Great Crash and Steady State Growth: Some New Evidence About an Old Stylized Fact // *Journal of Monetary Economics*. 1995. № 36. P. 453–475.

Ben-David, Papell (1994) – *Ben-David D., Papell D.H.* The Great Wars, the Great Crash, and Steady State Growth: Some New Evidence About New Stylized Fact // *NBER WP.* 1994. № 4752.

Ben-David, Papell (1997a) – *Ben-David D., Papell D.H.* International Trade and Structural Change // *NBER Working Paper.* 1997. № 6096.

Ben-David, Papell (1997b) – *Ben-David D., Papell D.H.* Slowdowns and Meltdowns: Postwar Growth Evidence from 74 Countries // *NBER Working Paper.* 1997. № 6266.

Berg, Borensztein, Sahay, Zettelmeyer (1999) – *Berg A., Borensztein E., Sahay R., Zettelmeyer J.* The Evolution of Output in the Transition Economies: Explaining the Differences // *IMF Working Paper.* 1999. №99/73 (Washington: International Monetary Fund).

Bertolini, Drazen (1997) – *Bertolini L., Drazen A.* Capital Account Liberalization as a Signal // *American Economic Review.* 1997. № 87. P. 138–154.

Bessonova, Kozlov, Yudaeva (2002) – *Bessonova E., Kozlov K., Yudaeva K.* Trade Liberalization, Foreign Direct Investment, and Productivity of Russian Firms. The paper presented at the NES conference, Moscow, December 20.

Blanchard, Kremer (1997) – *Blanchard O., Kremer M.* Disorganization // *The Quarterly Journal of Economics.* 1997. Vol. 112. № 4. P. 1091–1126.

Blanchard (1997) – *Blanchard O.* The economics of post-communist transition. Oxford: Clarendon Press, 1997.

Bordo, Eichengreen (1998) – *Bordo M., Eichengreen B.* Implications of the Great Depression for the Development of the International Monetary System / Michael Bordo, Claudia Goldin and Eugene White (eds.). *The Defining Moment: The Great Depression and the American Economy in the Twentieth Century*, Chicago: University of Chicago Press, 1998. P. 403–454.

Bordo, Eichengreen, Klingebiel, Martinez-Peria (2001) – *Bordo M., Eichengreen B., Klingebiel D., Martinez-Peria S. M.* Is the Crisis Problem Growing More Severe? // *Economic Policy.* 2001. № 24. P. 51–82.

Borensztein, De Gregorio, Lee (1994) – *Borensztein E., De Gregorio J., Lee J.-W.* How Does Direct Foreign Investment Affect Economic Growth? // *IMF Working Paper.* 1994. № 94/110, September.

Bourguignon (1981) – *Bourguignon F.* Pareto Superiority of Unequalitarian Equilibria in Stiglitz' Model of Wealth Distribution With Convex Saving Function // *Econometrica.* 1981. № 49.

Bowlus, Kiefer, Neumann (1997) – *Bowlus A.J., Kiefer N.M., Neumann G.R.* Equilibrium Search Models and the Transition from School to Work // Working Paper, Dept. of Economics, 1997.



Brubaker (1968) – *Brubaker E.R.* Embodied Technology, the Asymptotic Behavior of Capital's Age, and Soviet Growth // *The Review of Economics and Statistics*. 1968. Vol 50. № 3. P. 304–311.

Bruno (1982) – *Bruno M.* World Shocks, Macroeconomic Response and the Productivity Puzzle / Slower Growth in the Western World, R.C.O. Methews, ed., London: Heinemann, 1982.

Bruno, Sachs (1982) – *Bruno M., Sachs J.* Input Price Shocks and the Slowdown in Economic Growth: The Case of U.K. Manufacturing // *The Review of Economic Studies*. 1982. Vol. 49. P. 679–705.

Calvo, Coricelli (1993) – *Calvo G., Coricelli F.* Output Collapse in Eastern Europe: The Role of Credit // *IMF Staff Papers*. 1993. № 40:1. P. 32–52.

Calvo, Coricelli (1996) – *Calvo G., Coricelli F.* Credit Market Imperfections and Low-Output Equilibria in Economies in Transition / Financial Factors in Economic Stabilization and Growth. Mario Blejer, Zvi Eckstein, Zvi Hercowitz, Leonardo Leiderman (eds.) Cambridge: Cambridge University Press, 1996. P. 75–102.

Campos (2000) – *Campos N.* Context Is Everything: Measuring Institutional Change in Transition Economies // *World Bank Policy Research Working Paper*. 2000. № 2269.

Campos, Coricelli (2002) – *Campos N., Coricelli F.* Growth in Transition: What We Know, What We Don't, and What We Should // *Journal of Economic Literature*. 2002. Vol. XL. P. 793–836.

Caselli, Coleman (2001) – *Caselli F., Coleman W. J.* Cross-country technology diffusion: the case of computers // *American Economic Review*. 2001. № 91. P. 328–335.

Caves, Christensen, Diewert (1982a) – *Caves D.W., Christensen L., Diewert W. E.* Multilateral Comparisons of Output, Input, and Productivity Using Superlative Index Numbers // *Economic Journal*. 1982. Vol. 92 (365). P. 73–86.

Caves, Christensen, Diewert (1982b) – *Caves D.W., Christensen L., Diewert W. E.* The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity // *Econometrica*. 1982. Vol. 50(6). P. 1393–1414.

Chase (1998) – *Chase R.S.* Markets for Communist Human Capital: Returns to Education and Experience in the Czech Republic and Slovakia // *Industrial and Labor Relations Review*. 1998. № 51(3). P. 401–423.

Cheung, Chinn (1996) – *Cheung Y.W., Chinn M.D.* Deterministic, Stochastic, and Segmented Trends in Aggregate Output: a Cross-Country Analysis // *Oxford Economic Papers*. 1996. № 48. P. 134–162.

Cobb, Douglas (1928) – *Cobb C. W., Douglas P. H.* A Theory of Production // *American Economic Review*. 1928. Vol. 18. № 1. P. 139–165.

Coe, Helpman (1995) – *Coe D. T., Helpman E.* International R&D Spillovers // *European Economic Review*. 1995. № 39. P. 859–887.

Copeland (1937) – *Copeland M.A.* Concepts of National Income. Studies in Income and Wealth. 1937. Vol. 1 (National Bureau of Economic Research, New York). P. 3–63.

Corden, Neary (1982) – *Corden W. M., Neary J. P.* Booming Sector and De-Industrialization in a Small Open Economy // *The Economic Journal*. 1982. Vol. 92. Iss. 368.

Costello (1993) – *Costello D. M.* A Cross-Country, Cross-Industry Comparison of Productivity Growth // *The Journal of Political Economy*. 1993. Vol. 101. № 2. P. 207–222.

Danforth (1979) – *Danforth J.P.* On the Role of Consumption and Decreasing Absolute Risk Aversion in the Theory of Job Search. Studies in the Economics of Search. North-Holland, 1979.

De Broeck, Koen (2000) – *De Broeck M., Koen V.* The Great Contractions in Russia, the Baltics, and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side // *IMF Working Paper*. 2000. № 00/32.

de la Fuente (1997) – *de la Fuente A.* Fiscal policy and growth in the OECD. Centre for Economic Policy Research, 1997. Discussion Paper № 1755.

De Melo, Denizer, Gelb (1997) – *De Melo M., Denizer C., Gelb A.* From Plan to Market: Patterns of Transition. Chapter 1 / Macroeconomic Stabilization / Transition Economies, ed. By Mario Bléjer and Marko Skreb. Cambridge, Massachusetts: Cambridge University Press, 1997.

Denison (1962) – *Denison E.F.* The Sources of Economic Growth in the United States and Alternatives Before Us. New York: Committee for Economic Development, 1962.

Denison (1974) – *Denison E.F.* Accounting for United States Economic Growth 1929–1969. Washington, Brookings Institution, 1974.

Denison (1978) – *Denison E.F.* Capital Formation and the Recent Productivity Slowdown: Discussion // *The Journal of Finance*. 1978. Vol. 33. № 3. Papers and Proceedings of the Thirty-Sixth Annual Meeting American Finance Association, New York City December 28–30, 1977. 1978. P. 1006–1010.

Denison (1980) – *Denison E.F.* The Contribution of Capital to Economic Growth // *The American Economic Review*. 1980. Vol. 70, № 2. Papers and Proceedings of the Ninety-Second Annual Meeting of the American Economic Association, 220–224.

Denison (1985) – *Denison E.F.* Trends in American Economic Growth, 1929–1982. Washington (DC): The Brookings Institute, 1985.

Denison (1972) – *Denison E.F.* Some major issues in productivity analysis: an examination of estimates by Jorgenson and Griliches // *The Survey of Current Business*. 1972. Vol. 52. № 5. P. 37–64.

Denison, Griliches, Jorgenson (1972) – *Denison E.F., Griliches Z., Jorgenson D.W.* The Measurement of Productivity // *The Survey of Current Business*. 1972. Vol. 52. № 5. P. 1–111.

Diamond (1982) – *Diamond P.A.* Wage determination and efficiency in Search equilibrium // *Review of Economic Studies*. 1982. № 49. P. 221–227.

Diamond (1965) – *Diamond P. A.* National Debt in a Neoclassical Growth Model // *American Economic Review*. 1965. № 55. P. 1126–1150.

Diewert, Nakamura (2002) – *Diewert W. E., Nakamura A.O.* A Survey of Empirical Methods of Productivity Measurements. 1998, November 20 (draft <http://lilg.sps.uchicago.edu/~klmjenni/london/Papers/diwnak.PDF>)

Djankov, Murrell (2000) – *Djankov S., Murrell P.* Enterprise Restructuring in Transition: A Quantitative Survey (unpublished; College Park, Maryland: University of Maryland), 2000.

Dobozi, Pohl (1995) – *Dobozi I., Pohl G.* Real Output Decline in Transition Economies: Forget GDP, Try Power Consumption Data! // *Transition*. January/February. № 6. C. 17–18.

Dolinskaya (2001) – *Dolinskaya I.* Explaining Russia's Output Collapse // *IMF Staff Papers*. 2001. Vol. 49. № 2. P. 155–174.

Dolinskaya (2002) – *Dolinskaya I.* Explaining Russia's Output Collapse // *IMF Staff Paper*. № 49:2. P. 155–174.

Domar (1947) – *Domar E.* Expansion and Employment // *American Economic Review*. 1947. Vol. 37. № 1. P. 343–355.

Douglas (1928) – *Douglas P.H.* A Theree Laws of Production? // *American Economic Review*. 1928. Vol. 38. № 1. P. 1–41.

Dowrick, Akmal (2001) – *Dowrick S., Akmal M.* Contradictory Trends in Global Income Inequality: A Tale of Two Biases. Mimeo. Australian National University, March 2001.

Durlauf (1993) – *Durlauf S.* Nonergodic Economic Growth // *Review of Economic Studies*. 1993. № 60(2). P. 349–366.

Durlauf, Quah (1998) – *Durlauf S. N., Quah D. T.* The new Empirics of Economic Growth // *NBER Working Paper*. 1998. № 6422.

Easterly, Fisher (1994) – *Easterly W. R., Fisher S.* The Soviet Economic Decline: Historical and Republican Data // *NBER Working Paper*. 1994. № 4735.

Easterly, Kremer, Pritchett, Summers (1993) – *Easterly W. R., Kremer M., Pritchett L., Summers L.* Good Policy or Good Luck? Country Growth Performance and Temporary Shocks // *Journal of Monetary Economics*. 1993. № 32. P. 459–484.

Easterly, Rebelo (1993) – *Easterly W., Rebelo S.* Marginal income tax rates and economic growth in developing countries // *European Economic Review*. 1993. Vol. 37. P. 409–417.

Eastrin, Urga (1997) – *Eastrin S., Urga G.* Testing for Ongoing Convergence in Central and Eastern Europe, 1970–95 // *CEPR discuss. Paper*. 1997. № 1616.

Eaton, Kortum (2001a) – *Eaton J., Kortum S.* Trade in capital goods // *European Economic Review*. 2001. № 45(7). P. 1195–1235.

Eaton, Kortum (2001b) – *Eaton J., Kortum S.* Technology, geography, and trade. Mimeo, Boston University, May 2001.

Eckstein, Wolpin (1990) – *Eckstein Z., Wolpin K.I.* Estimating a Market Equilibrium Search Model from Panel Data on Individuals // *Econometrica*. Vol. 58. № 4. P. 783–808.

Edwards (2001) – *Edwards S.* Capital Flows and Economic Performance: Are Emerging Economies Different? // *NBER Working Paper*. 2001. № 8076.

Eichengreen, Leblang (2002) – *Eichengreen B., Leblang D.* Capital Account Liberalization and Growth: Was Mr. Mahathir Right? // *NBER Working Paper*. 2002. № 9427.

Engen, Skinner (1996) – *Engen E. M., Skinner J.* Taxation and Economic Growth // *NBER Working Paper*. 1996. № 5826.

Entorf (1997) – *Entorf H.* Random Walks with Drifts: Nonsense Regression and Spurious Fixed-Effect Estimation // *Journal of Econometrics*. 1997. № 80. P. 287–296.

Epstein, Denny (1980) – *Epstein L., Denny M.* Endogenous Capital Utilization in a Short-Run Production Model // *Journal of Econometrics*. 1980. Vol. 12. P. 189–207.

Evenson, Kislev (1975) – *Evenson R.E., Kislev Y.* Agricultural Research and Productivity. New Haven, Conn.: Yale University Press, 1975.

Farebrother (1980) – *Farebrother R.W.* The Durbin–Watson Test for Serial Correlation when there is no Intercept in the Regression // *Econometrica*. 1980. № 48:6. P. 1553–1564.

Ferreira, Lloyd-Braga (2002) – *Ferreira R., Lloyd-Braga T.* Can Market Power Sustain Endogenous Growth in Overlapping-Generations Economies? // *Economic Theory*. 2002. № 20. P. 199–205.

Fieller (1944) – *Fieller C.E.* A Fundamental Formula in the Statistics of Biological Assay and Some Applications // *Quarterly Journal of Pharmacy*. 1944. № 17:2. P. 117–123.

Fischer, Sahay (2000) – *Fischer S., Sahay R.* The Transition Economies After Ten Years // *NBER Working Paper*. 2000. № 7664.

Fischer, Sahay, Végh (1996a) – *Fischer S., Sahay R., Végh C.* Stabilization and Growth in Transition Economies: The Early Experience // *Journal of Economic Perspectives*. 1996. Vol. 10. P. 45–66.

Fischer, Sahay, Végh (1996b) – *Fischer S., Sahay R., Végh C.* Economies in Transition: The Beginnings of Growth // *American Economic Review*. 1996. Vol. 86. № 2 (AEA Papers and Proceedings). P. 229–233.

Fischer, Sahay, Végh (1998) – *Fischer S., Sahay R., Végh C.* From Transition to Market: Evidence and Growth Prospects // *IMF Working Paper*. 1998. № 98/52 (Washington: International Monetary Fund).

Frankel, Romer (1996) – *Frankel J., Romer D.* Trade and Growth: An Empirical Investigation // *NBER Working Paper*. 1996. № 5476, Cambridge, June.

Frankel, Romer (1999) – *Frankel J., Romer D.* Does Trade Cause Growth? // *American Economic Review*. 1999. № 89. P. 379–399.

Friebel, Guriev (2002) – *Friebel G., Guriev S.* Should I Stay or Can I Go? – Attacking Workers through In-kind Payments // *SITE Working Paper*. (<http://www.nes.ru/~sguriev/attachment.pdf>).

Galor, Zeira (1993) – *Galor O., Zeira J.* Income Distribution and Macroeconomics // *Review of Economic Studies*. 1993. № 60. P. 35–52.

Gavrilencov (2002) – *Gavrilencov E.* Economic Growth and Crises: Evidence from Russia and Some Other Hysteretic Economies // *The Carnegie Moscow Center Working Paper*. 2002. № 5.

Gavrilencov, Koen (1995) – *Gavrilencov E., Koen V.* How Large Was the Output Collapse in Russia? Alternative Estimates and Welfare Implications. Staff Studies for the World Economic Outlook. Washington: International Monetary Fund, September 1995.

Gelb, Hillman, Ursprung (1996) – *Gelb A., Hillman A., Ursprung H.* Rents and Transition. Background Paper, World Bank Development Report, 1996.

Girma, Wakelin (2001) – *Girma S., Wakelin K.* Regional underdevelopment: Is FDI the solution? A semi-parametric analysis. GEP Research Paper 2001/11, University of Nottingham, U.K.

Gomulka (2000) – *Gomulka S.* Macroeconomic Policies and Achievements in Transition Economies, 1989–1999. Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science, November 2000.

Gordon (1990) – *Gordon R.J.* The Measurement of Durable Goods Prices. Chicago: University of Chicago Press, 1990.

Granger, Newbold (1974) – *Granger C.W.J., Newbold P.* Spurious Regression in Econometrics // *Journal of Econometrics*. 1974. № 2. P. 111–120.

Greene (2000) – *Greene W.H.* Econometric Analysis, 4th ed. Prentice Hall Int., 2000.

Gregory, Denis (1973) – *Gregory R.G., Denis W.J.* Do New Embody Best Practice Technology? // *Economic Journal*. 1973. Vol. 83. P. 1133–1155.

Griliches (1961) – *Griliches Z.* Hedonic Price Indexes for Automobiles: An Econometric Analysis of Quality Change. New York: NBER. 1961. P. 137–196.

Griliches (1963) – *Griliches Z.* The Sources of Measured Productivity Growth: United States Agriculture, 1940–1960 // *The Journal of Political Economy*. 1963. Vol. 71. № 4. P. 331–346.

Griliches (1980) – *Griliches Z.* R&D and Productivity Slowdown // *American Economic Review*. 1947. Vol. 70. № 2. P. 343–348.

Griliches (1996) – *Griliches Z.* // *Journal of Economic Literature*. 1996. Vol. 34. № 3. P. 1324–1330.

Griliches, Jorgenson (1967) – *Griliches Z., Jorgenson D.W.* The Explanation of Productivity Change // *The Review of Economic Studies*. Vol. 34. № 3. P. 249–283.

Griliches, Jorgenson (1972) – *Griliches Z., Jorgenson D.W.* The Explanation of Productivity Change, The Survey of Current Business 1972. Vol. 52. № 5. P. 3–6. Reprinted with corrections from *The Review of Economic Studies*. 1967. Vol. 34. № 3. P. 249–283.

Griliches, Jorgenson (1972) – *Griliches Z., Jorgenson D.W.* Issues in growth accounting: a reply to Edward F. Denison // *The Survey of Current Business*. 1972. Vol. 52. № 5. P. 65–94.

Griliches, Lichtenberg (1984) – *Griliches Z., Lichtenberg F.* Interindustry Technology Flows and Productivity Growth: A Reexamination // *The Review of Economics and Statistics*. 1984. Vol. 66. № 2. P. 324–329.

Griliches, Mairesse (1983) – *Griliches Z., Mairesse J.* Comparing Productivity Growth // *European Economic Review*. 1983. № XXI. P. 89–119.

Grilli, Milesi-Ferretti (1995) – *Grilli V., Milesi-Ferretti G. M.* Economic Effects and Structural Determinants of Capital Controls // *Staff Papers*. 1995. № 42. P. 517–551.

Gronau (1974) – *Gronau R.* Wage Comparison – Selectivity Bias // *The Journal of Political Economy*. 1974. Vol. 82. Iss. 6. P. 1119–1143.

Grossman, Kim (1995) – *Grossman H., Kim M.* Swords or Plowshares? A Theory of Security Claims to Property // *Journal of Political Economy*. 1995. № 103 (6). P. 1275–1288.

Grossman, Helpman (1991) – *Grossman G. M., Helpman E.* Innovation and Growth in the Global economy. Cambridge: MIT Press, 1991.

Gullickson, Harper (1986) – *Gullickson W., Harper M.* Multifactor Productivity Measurement for Two-Digit Manufacturing Industries. Washington: BLS, 1986.

Hall (1968) – *Hall R.E.* Technical Change and Capital from the Point of View of Dual // *The Review of Economic Studies*. 1968. Vol. 35. P. 34–46.

Hanushek, Kom (1995) – *Hanushek E., Kom D.* Schooling, Labor Force Quality, and Economic Growth // *Working Paper*. 1995. № 411. Rochester Center for Economic Research.

Harberger (1998) – *Harberger A. C.* A Vision of the Growth Process // *The American Economic Review*. 1998. Vol. 88. № 1. P. 1–32.

Harrod (1942) – *Harrod R. F.* Toward a Dynamic Economics: Some Recent Developments of Economic Theory and their Application to Policy. London: Macmillan, 1942.

Harvey, Leybourne, Newbold (2001) – *Harvey D.I., Leybourne S.J., Newbold P.* Seasonal Unit Root Tests with Seasonal Mean Shifts. ERP (CIFER). 2001. 01/5, July.

Hassler, Rodrigues (2002) – *Hassler U., Rodrigues P.M.M.* Seasonal Unit Root Tests under Structural Breaks (<http://www.wiwi.uni-frankfurt.de/~hassler/lm-hegy-ao7.pdf>).

Havrylyshyn (2001) – *Havrylyshyn O.* Recovery and Growth in Transition: A Decade of Evidence // *IMF Staff Papers*. 2001. Vol. 48. Special Issue.

Havrylyshyn, Izvorski, van Rooden (1998) – *Havrylyshyn O., Izvorski I., van Rooden R.* Recovery and Growth in Transition Economies 1990–97: Stylized Regression Analysis // *IMF Working Paper*. 1998. № 98/141.

Havrylyshyn, McGettigan (2000) – *Havrylyshyn O., McGettigan D.* Privatization in Transition Countries // *Post-Soviet Affairs*. 2000. Vol. 16. P. 257–286.

Havrylyshyn, van Rooden (2000) – *Havrylyshyn O., van Rooden R.* Institutions Matter in Transition, but So Do Policies // *IMF Working Paper*. 2000. № 00/70.

Havrylyshyn, Wolf, Berengaut, Castello-Branco, van Rooden, Mercer-Blackman (2000) – *Havrylyshyn O., Wolf T., Berengaut J., Castello-Branco M., van Rooden R., Mercer-Blackman V.* Growth Experience in Transition Countries, 1990–98 // *IMF Occasional Paper*. 2000. № 184.

Hazan, Berdugo (2002) – *Hazan M., Berdugo B.* Child Labor, Fertility, and Economic Growth // *The Economic Journal*. 2002. Vol. 112. № 482. P. 810–828.

Hernández-Catá (1997) – *Hernández-Catá E.* Liberalization and the Behavior of Output During the Transition from Plan to Market // *IMF Staff Papers*. 1997. Vol. 44 (December). P. 405–429.

Hicks (1932) – *Hicks J.* The Theory of Wages. London: Macmillan, 1932.

Howitt (2000) – *Howitt P.* Endogenous Growth and Cross-Country Income Differences // *American Economic Review*. 2000. № 90. P. 829–846.

Howitt, Mayer-Foulkes (2002) – *Howitt P., Mayer-Foulkes D.* R&D, Implementation and Stagnation: A Schumpeterian Theory of Convergence Clubs // *NBER Working Paper*. 2000. № 9104.

Hulten (1992) – *Hulten C.R.* Growth Accounting When Technical Change is Embodied in Capital // *The American Economic Review*. 1992. Vol. 82. № 4. P. 964–980.

Hulten (2000) – *Hulten C.R.* Total Factor Productivity: A Short Biography // *NBER Working Paper*. 2000. № w7471.

Hsieh (2002) – *Hsieh Chang-Tai.* What Explains the Industrial Revolution in East Asia? Evidence from the Factor Markets // *American Economic Review*. 2002. № 92. P. 502–526.

Hyllerberg, Engle, Granger, Yoo (1990) – *Hyllerberg S., Engle R.F., Granger C.W.J., Yoo B.S.* Seasonal Integration and Cointegration // *Journal of Econometrics*. 1990. № 44. P. 215–238.

Islam (1995) – *Islam N.* Growth Empirics: A Panel Data Approach // *Quarterly Journal of Economics*. 1995. № 110 (443). P. 1127–1170.

Jafarey, Lahiri (2002) – *Jafarey S., Lahiri S.* Will Trade Sanctions Reduce Child Labour? The Role of Credit markets // *Journal of Development Economics*. 2002. Vol. 68. P. 137–156.

Johnson, Stafford (1999) – *Johnson G., Stafford F.* The Labor Market Implications of International Trade. Handbook of Labor Economics. Ch. 34. Vol. 3B. North-Holland, 1999.

Jones (1995) – *Jones C.* R&D-Based Models of Economic Growth // *Journal of Political Economy*. 1995. № 103. P. 759–784.

Jones, Manuelli (1992) – *Jones L., Manuelli R.* Finite lifetimes and Growth // *Journal of Economic Theory*. 1992. № 58. P. 171–197.

Jones (2002) – *Jones, Charles.* Introduction to economic growth. Second edition. Stanford University. W/W/Norton & Company, New York, London, 2002.

Jorgenson (1966) – *Jorgenson D.W.* The embodiment Hypothesis // *The Journal of Political Economy*. 1966. Vol. 74. № 1. P. 1–17.

Jorgenson (1988) – *Jorgenson D.W.* Productivity and Postwar U.S. Economic Growth // *The Journal of Economic Perspectives*. 1988. Vol. 2. № 4. P. 23–41.

Jorgenson, Gollop (1987) – *Jorgenson D.W., Gollop F., Fraumeni B.* Productivity and U.S. Economic Growth. Cambridge, Mass.: Harvard University Press, 1987.

Jorgenson, Yip (2002) – *Jorgenson Dale, Yip Eric.* Whatever Happened to Productivity Growth? // *Econometrics. Vol. 3. Economic Growth in the Information Age*. Cambridge: The MIT-Press, 2002. P. 179–210.

Jovanovic (1979) – *Jovanovic B.* Job Matching and the Theory of Turnover // *The Journal of Political Economy*. 1979. Vol. 87. Iss. 5. Part 1. P. 972–990.



Jovanovic, Moffitt (1990) – *Jovanovic B., Moffitt R.* An Estimate of a Sectoral Model of Labor Mobility // *The Journal of Political Economy*. 1990. Vol. 98. Iss. 4. P. 827–852.

Kaldor, Mirrlees (1962) – *Kaldor N., Mirrlees J.* A New Model of Economic Growth // *Review of Economic Studies*. 1962. № 29. P. 174–192.

Kaldor (1961) – *Kaldor N.* Economic Growth and Capital Accumulation / F. Lutz and D.C. Hague, eds. *The Theory of Capital*. London: Macmillan, 1961.

Kaufman, Jacoby (1986) – *Kaufman R. T., Jacoby R. A.* The Stock Market and the Productivity Slowdown: International Evidence // *Review of Economics and Statistics*. Vol. 68, No. 1. (Feb., 1986), pp. 18-23.

Kaufman, Kaliberda (1995) – *Kaufman D., Kaliberda A.* Integrating the Unofficial Economy into the Dynamics of Post-Socialist Economies: A Framework of Analysis and Evidence. Mimeo. World Bank, Kyiv office, 1995.

Keller (2000) – *Keller W.* Do trade patterns and technology flows affect productivity growth? // *World Bank Economic Review*. 2000. № 14. P. 17–47.

Keller (2001a) – *Keller W.* Do the new information and trade links of the 1990s lead to convergence or divergence? – paper presented at the NBER Summer Institute, Cambridge, MA, August 2001.

Keller (2001b) – *Keller W.* International Technology Diffusion // *NBER Working Paper*. 2001. № 8573.

Kendrick (1956) – *Kendrick J.W.* Productivity Trends: Capital and Labor // *Review of Economics and Statistics*. 1956. Vol. 38. № 3. 248–257.

Kendrick (1961) – *Kendrick J.W.* Productivity Trends in the United States. Princeton University Press, Princeton, NJ, 1961.

King, Levine (1993) – *King R. G., Levine R.* Finance and Growth: Schumpeter Might be Right // *Quarterly Journal of Economics*. 1993. № 108(3). P. 717–737.

Koester, Kormendi (1989) – *Koester R., Kormendi R.* Taxation, aggregate activity and economic growth: cross-country evidence on some supply-side hypotheses // *Economic Inquiry*. 1989. Vol. 27. P. 367–386.

Kornai (1994) – *Kornai J.* Transformational Recession: The Main Causes // *Journal of Comparative Economics*. 1994. Vol. 19. № 1. P. 39–63.

Kuznets (1971) – *Kuznets Simon.* Economic Growth of Nations. Cambridge(MA): Harvard University Press, 1971.

Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin (1992) – *Kwiatkowski D., Phillips P.C.B., Schmidt P., Shin Y.* Testing of the Null Hypothesis of Stationary against the Alternative of a Unit Root // *Journal of Econometrics*. 1992. № 54. P. 159–178.

Leblang (2001) – *Leblang D. A.* To Devalue or To Defend: The Political Economy of Exchange Rate Policy in the Developing World, unpublished manuscript. University of Colorado, Boulder, 2001.

Lee, Pesaran, Smith (1997) – *Lee K., Pesaran M., Smith R.* Growth and Convergence in a Multi-Country Empirical Stochastic Solow Model // *Journal of Applied Econometrics*. 1997. № 12(4). P. 357–392.

Lentz (2001) – *Lentz R.* Unemployment Insurance in a Structurally Estimated Job Search Model with Savings // *Working Paper*, Northwestern University, 2001. Nov. 14.

Leybourne, Mills, Newbold (1998) – *Leybourne S.J., Mills T.C., Newbold P.* Spurious Rejections by Dickey-Fuller Tests in the Presence of a Break under the Null // *Journal of Econometrics*. 1998. № 87. P. 191–203.

Leybourne, Newbold (2000) – *Leybourne S.J., Newbold P.* Behavior of Dickey-Fuller t-Tests when there is a Break under the Alternative Hypothesis // *Econometric Theory*. 2000. № 16. P. 779–789.

Loungani, Sheets (1997) – *Loungani P., Sheets N.* Central Bank Independence, Inflation, and Growth in Transition Economies // *Journal of Money, Credit and Banking*. 1997. Vol. 29. Iss. 3.

Lucas (1967) – *Lucas R.E.* Tests of Capital-Theoretic Model of Technological Change // *The Review of Economic Studies*. 1967. Vol. 34. P. 175–189.

Lucas (1988) – *Lucas R.E.* On One Mechanics of Economic Development // *The Journal of Monetary Economy*. 1988. Vol. 22. № 7.

Lumsdaine, Papell (1997) – *Lumsdaine R.L., Papell D.H.* Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis // *The Review of Economics and Statistics*. 1997. 72(2). P. 212–218.

Maddala, Kim (1998) – *Maddala G.S., Kim In-Moo.* Unit Roots, Cointegration, and Structural Change, Cambridge University Press, 1998.

Maddison (1991) – *Maddison A.* Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long Run Comparative View. Oxford: Oxford University. Press, 1991.

Maddison (2001) – *Maddison A.* The World Economy: A Millennial Perspective. Development Centre Studies. Paris: OECD, 2001.

Mankiw, Romer, Weil (1992) – *Mankiw G., Romer D., Weil D.* A Contribution to the Empirics of Economic Growth // *Quarterly Journal of Economics*. 1992. № 107. P. 407–437.

Mansfield, Schwartz, Wagner (1981) – *Mansfield E., Schwartz M., Wagner S.* Imitation Costs and Patents: An Empirical Study // *Economic Journal*. 1981. № 91. P. 907–918.

Maoz, Moav (1999) – *Maoz Y., Moav O.* Intergenerational Mobility and the Process of Development // *The Economic Journal*. 1999. № 109. P. 677–697.

Marin, Schnitzer (1999) – *Marin D., Schnitzer M.* Dis-organization and Financial Collapse // *CEPR Discussion Paper*. 1999. № 2245.

Matthias (1997) – *Matthias G. L.* Unit-Roots versus Segmented Trends in Developing Country Output Series. Dept. of Economics, University of Sussex & Institute of Economics, University of St. Gallen, 1997.

Meinen, Verbiest, de Wolf (1998) – *Meinen G., Verbiest Piet, de Wolf Peter-Paul.* Perpetual Inventory Method. Service lives, Discard patterns and Depreciation methods. CBS Statistics Netherlands, July 1998.

Mendoza, Milesi-Ferretti, Asea (1997) – *Mendoza E., Milesi-Ferretti G. M., Asea P.* On the ineffectiveness of tax policy in altering long-run growth: Harberger's superneutrality conjecture // *Journal of Public Economics*. 1997. Vol. 66. P. 99–126.

Mincer (1974) – *Mincer J.* Schooling Experience and Earnings. Columbia University Press, N.Y., 1974.

Moav (2001) – *Moav O.* Cheap Children and the Persistence of Poverty // *CEPR Discussion Paper*. 2001. № 3059.

Montanes, Reyes (1998) – *Montanes A., Reyes M.* Effect of a Shift in the Trend Function in Dickey-Fuller Unit Root Tests // *Econometric Theory*. 1998. № 14. P. 355–363.

Morrison (1988) – *Morrison C.J.* Quasi-Fixed Inputs in U.S. and Japanese Manufacturing: A Generalized Leontief Restricted Cost Function Approach // *Review of Economics and Statistics*. 1988. Vol. 70. P. 275–287.

Murphy, Shleifer, Vishny (1989) – *Murphy K., Shleifer A., Vishny R.* Industrialization and the Big Push // *Journal of Political Economy*. 1989. № 97(4). P. 1003–1026.

Myles (2000) – *Myles G. D.* Taxation and Economic Growth // *Fiscal Studies*. 2000. Vol. 21. P. 141–168.

Nadiri (1970) – *Nadiri M.* Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey // *Journal of Economic Literature*. 1970. Vol. 8. № 4. P. 1137–1177.

Nadiri (1980) – *Nadiri M.* Sectoral Productivity Slowdown // *The American Economic Review*. 1980. Vol. 70. P. 349–352.

Nadiri, Schankerman (1981) – *Nadiri M., Schankerman M.* Technical Change, Returns to Scale, and the Productivity Slowdown // *A.E.R. Papers and Proc.* 1981. Vol. 71. P. 314–319.

Nelson, Plosser (1982) – *Nelson C.R., Plosser C.I.* Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications // *Journal of Monetary Economics*. 1982. № 10. P. 139–162.

Nelson (1964) – *Nelson R.* Aggregate Production Functions and Medium Range Projections // *American Economic Review*. 1964. Vol. 54. P. 548–606.

OECD (1998) – OECD Economic Surveys, Czech Republic, May 1998, OECD.

OECD (2000) – OECD Economic Surveys, Czech Republic, February 2000, OECD.

Ofer (1987) – *Ofer G. Soviet Economic Growth: 1928–85 // Journal of Economic Literature*. 1987. № 25: 4. P. 1767–1833.

Okun (1962) – *Okun A.M. Potential GNP: Its Measurement and Significance*. Proceedings of the Business and Economic Statistic Section of the American Statistical Association. 1962. P. 98–104.

Parente, Prescott (1994) – *Parente S., Prescott E. Barriers to Technology Adoption and Development // Journal of Political Economy*. 1994. № 102. P. 298–321.

Pentecost (2000) – *Pentecost E.J. Macroeconomics. An open economy approach*. London: Macmillan Press, 2000.

Perron (1989) – *Perron P. The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis // Econometrica*. 1989. № 57. P. 1361–1401.

Perron (1994) – *Perron P. Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables*. Mimeo, University of Montreal, 1994.

Phelps (1962) – *Phelps E.S. The New view of Investment: A Neoclassical Analysis // A Quarterly Journal of Economics*. 1962. Vol. 76. P. 548–567.

Phillips (1986) – *Phillips P.C.B. Understanding Spurious Regression in Econometrics // Journal of Econometrics*. 1986. № 33. P. 311–340.

Phillips (1996) – *Phillips P.C.B. Spurious Regression Unmasked*. Cowles Foundation, Yale University // *Discussion Papers*. 1996. № 1135.

Plosser (1993) – *Plosser C. The search for growth. Policies for Long Run Growth*, symposium series, Kansas City: Federal Reserve of Kansas City, 1993.

Polishchuk, Savvateev (1997) – *Polishchuk L., Savvateev A. Spontaneous Emergence of Property Rights: A Critical Analysis*, mimeo, 1997.

Prescott (1998) – *Prescott E. C. Lawrence R. Klein Lecture 1997 Needed: A Theory of Total Factor Productivity // International Economic Review*. 1998. Vol. 39. № 3. P. 525–551.

Pritchett (1997) – *Pritchett L. Divergence, Big-Time // Journal of Economic Perspectives*. 1997. Vol. 11. P. 3–17.

Quah (1997) – *Quah D T. Empirics for Growth and Distribution: Stratification, Polarization, and Convergence Clubs // Journal of Economic Growth*. 1997. № 2. P. 27–59.

Quah (1993) – *Quah D T. Empirical Cross-Section Dynamics in Economic Growth // European Economic Review*. 1993. № 37. P. 426–434.

Quinn (1997) – *Quinn D. P.* The Correlates of Changes in International Financial Regulation // *American Political Science Review*. 1997. № 91. P. 531–551.

Rebello (1991) – *Rebello S.* Long-Run Policy Analysis and Long-Run Growth // *Journal of Political Economy*. 1991. № 99(3). P. 500–521.

Rodrik (1998) – *Rodrik D.* Who Needs Capital-Account Convertibility? / Peter Kenen (ed.). Should the IMF Pursue Capital Account Convertibility? Essays in International Finance no. 207, Princeton: Princeton University Press, May 1998.

Roland (2001) – *Roland G.* Ten Years After...Transition and Economics // *IMF Staff Papers*. 2001. Vol. 48, Special Issue.

Romer (2001) – *Romer D.* Advanced Macroeconomics. University of California, Berkley. McGraw-Hill Higher Education, 2001.

Romer (1990) – *Romer P. M.* Endogenous Technological Change // *Journal of Political Economy*. 1990. № 98(5). P. 71–102.

Romer (1986) – *Romer P. M.* Capital Accumulation in the Theory of Long Run Growth. / R. Barro, ed. Modern Business Cycle Theory. Harvard University Press, Cambridge, 1986.

Rosenberg (1976) – *Rosenberg N.* Perspectives on Technology. Cambridge: Cambridge University Press, 1876.

Sabirianova (2000) – *Sabirianova K.* The Great Human Capital Reallocation A Study of Occupational Mobility in Transitional Russia // *EERC Working Paper*. 2000. № 2K/11.

Sabirianova (1995) – *Sabirianova K.* Natural Resource Abundance and Economic Growth // *NBER Working Paper*. 1995. № 5398.

Sachs (1996) – *Sachs J.* The Transition at Mid-Decade // *American Economic Review*, Papers and Proceedings. 19896. Vol. 86 (May). P. 128–133.

Sachs, Warner (1997) – *Sachs J., Warner A.* Natural Resource Abundance and Economic Growth. Center for International Development and Harvard Institute for International Development, Harvard University, Cambridge MA, 1997.

Sala-i-Martin (2001) – *Sala-i-Martin X.* 15 Years of New Growth Economics: What Have We Learnt? Fifth Annual Conference of the Central Bank of Chile «The Challenges of Economic Growth», November 2001.

Savin, White (1977) – *Savin N.E., White K.J.* The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors // *Econometrica*. 1977. № 45. P. 1989–1996.

Schankerman (1981) – *Schankerman M.* The Effect of Double-Counting and Expensing on the Measured Returns to R&D // *The Review of Economics and Statistics*. 1981. Vol. 63. P. 454–458.

Schmitz (1989) – *Schmitz J.A.* Imitation, Entrepreneurship, and Long-Run Growth // *The Journal of Political Economy*. 1989. Vol. 97. P. 721–739.

Selowsky, Ricardo (1997) – *Selowsky M., Ricardo M.* Policy Performance and Output Growth in the Transition Economies // *American Economic Review, Papers and Proceedings*. 1997. Vol. 87 (May). P. 349–353.

Sherer (1982) – *Sherer F.M.* Inter-Industry Technology Flows and Productivity Growth // *The Review of Economics and Statistics*. 1982. Vol. 64. P. 627–634.

Shleifer (1995) – *Shleifer A.* Joseph Schumpeter Lecture: Government in Transition // *European Economic Review*. 1995. № 41 (3–5). P. 385–410.

Skinner (1988) – *Skinner J.* Taxation and Output Growth in Africa. Policy, Planning, and Research Working Paper №73. World Bank, 1988.

Solow (1956) – *Solow R. M.* A Contribution to the Theory of Economic Growth // *Quarterly Journal of Economics*. 1956. № 70. P. 65–94.

Solow (1957) – *Solow R. M.* The technical Change and the Aggregate Production Function // *The Review of Economics and Statistics*. 1957. Vol. 39. № 3. P. 312–320.

Solow (1962) – *Solow R. M.* The technical Progress, Capital Formation, and Economic Growth // *American Economic Review*. 1962. Vol. 52. № 3. P. 76–86.

Solow (1969) – *Solow R. M.* Investment and Technical Change / Kenneth J. Arrow et al., eds. *Mathematical Methods in the Social Sciences*, Palo Alto, Stanford University Press, 1969.

Solow (1970) – *Solow R.M.* Growth Theory: An Exposition. New York: Oxford University Press, 1970.

Spolaore, Wacziarg (2002) – *Spolaore E., Wacziarg R.* Borders and Trade // *NBER Working Paper*. 2002. № 9223.

Staehr (2003) – *Staehr K.* Reforms and Economic growth in Transition Economies: Complementarity, Sequencing and Speed. Bank of Finland Institute for Economies in Transition. Discussion Papers. 2003. № 1.

Stigler (1947) – *Stigler G.J.* Trends in Output and Employment. National Bureau of Economic Research. New York, 1947.

Svejnár (1999) – *Svejnár J.* Labor Markets in the Transitional Central and Eastern European Economies / Ashenfelter O. and D. Card (eds.) *Handbook of Labor Economics*. 1999. Vol. 3B. North Holland.

Temple (1999) – *Temple J.* The New Growth Evidence // *Journal of Economic Literature*. 1999. Vol. 37. № 1 (March). P. 112–156.

Tinbergen (1942) – *Tinbergen J.* Zur Theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung // *Weltwirtschaftliches Archiv*. 1942. V. 55. № 1. S. 511–549; English translation (1959): On the Theory of Trend Movements / Jan

Tinbergen, Selected Papers, eds. Leo H. Klaassen, Leendert M. Koyck and Hendrikus J. Witteveen (North-Holland, Amsterdam). P. 182–221.

Uzawa (1965) – *Uzawa H.* Optimal Technical Change in an Aggregative Model of Economic Growth // *International Economic Review*. 1965. № 6. P. 18–31.

van den Berg, Ridder (1998) – *van den Berg G.J., Ridder G.* An Empirical Equilibrium Search Model of Labor Market // *Econometrica*. 1998. Vol. 66. № 5. P. 1183–1221.

Vogelsang (1997) – *Vogelsang T.J.* Wald-Type Tests for Detecting Breaks in the Trend Function of a Dynamic Time Series // *Econometric Theory*. 1997. № 13. P. 818–849.

Wolf (1999) – *Wolf H.* Transition Strategies: Choices and Outcomes. Princeton Studies in International Finance. 1999. № 85.

Xu (1994) – *Xu B.* Tax Policy Implications in Endogenous Growth Models // *IMF Working Paper*. 1994. № 94/38.

Xu (2000) – *Xu B.* Multinational Enterprises, Technology Diffusion, and Host Country Productivity Growth // *Journal of Development Economics*. 2000. № 62. P. 477–493.

Young (1995). – *Young A.* The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience // *Quarterly Journal of Economics*. 1995. № 110:3. P. 641–680.

Yule (1926) – *Yule G.U.* Why Do We Sometimes Get Nonsense Correlation Between Time Series? A Study in Sampling and the Nature of Time Series // *Journal of Royal Statistical Society*. 1926. № 89. P. 1–64.

Zinnes, Eilat, Sachs (2001) – *Zinnes C., Eilat Y., Sachs J.* The Gains from Privatization in Transition Economies: Is Change of Ownership Enough? // *IMF Staff Papers*. 2001. Vol. 48 (Special Issue). P. 146–170.

Zivot, Andrews (1992) – *Zivot E., Andrews D.W.K.* Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis // *Journal of Business and Economic Statistics*. 1992. № 10. P. 251–270.

Бессонов (1998) – *Бессонов В.А.* О смещениях в оценках роста российских потребительских цен // *Экономический журнал ВШЭ*. 1998. Т. 2. № 1. С. 31–66.

Бессонов (2000) *Бессонов В.А.* О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // *Экономический журнал ГУ–ВШЭ*. 2000. № 3:1. С. 42–81.

Бессонов (2001) – *Бессонов В.А.* Трансформационный спад и структурные изменения в российском промышленном производстве. М.: ИЭПП. – 109 с. (*Bessonov V.A.* Transformational Recession and Structural Changes in

Russian Industrial Production // *Problems of Economic Transition*. 2002. Vol. 45. № 4. P. 6–93.)

Бессонов (2002a) – *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.

Бессонов (2002b) – *Бессонов В.А.* О точности сводных показателей экономической динамики в российской переходной экономике / Количественные методы в теории переходной экономики. М.: ЖУРНАЛ «Экономика и математические методы». 2002. С. 113–127.

Бессонов, Цухло (2002) – *Бессонов В.А., Цухло С.В.* Анализ динамики российской переходной экономики. М.: ИЭПП. 2002.

Вишневская, Гимпельсон, Захаров и др. (2002) – *Вишневская Н.Т., Гимпельсон В.Е., Захаров С.В., Капелюшников Р.И., Коршунова Т.Ю., Кудюкин П.М., Малева Т.М., Полетаев А.В.* Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991–2000 гг.). М.: ТЕИС, 2002. – 352 с.

Дробышевский, Носко, Энтов, Юдин (2001) – *Дробышевский С., Носко В., Энтов Р., Юдин А.* Эконометрический анализ динамических рядов основных макроэкономических показателей. М.: ИЭПП, 2001.

Иванов (1999) – *Иванов Ю.Н.* (под ред.) Экономическая статистика. М., 1999.

Кваша (1979) – *Кваша Я.Б.* Фактор времени в общественном производстве. М., 1979.

Корнаи (2000) – *Корнаи Я.* Социалистическая система. Политическая экономия коммунизма. М.: ИП «Журнал Вопросы экономики», 2000. – 672 с.

Кендрик (1967) – *Кендрик Дж.* Тенденции производительности в США: пер. с англ. С.А. Батасова. Под ред. и с предисловием Я.Б. Кваша. М., 1967. С. 5–12. Предисловие приводится также в книге: *Кваша Я.Б.* Избранные труды. Т. 1. М., 2003. С. 553–559.

Корпев (2001) – *Корпев А.К.* Потенциал производства и динамика относительных цен на продукцию отраслей промышленности // *Проблемы прогнозирования*. 2001. № 6.

Материально-техническое обеспечение народного хозяйства СССР. М., 1989.

Моисеев (1999) – *Моисеев А.* Анализ влияния голландской болезни и налоговой политики на экономическое благосостояние на примере российской экономики. М., 1999.

Народное хозяйство РСФСР. Сборники за различные годы.

Народное хозяйство СССР. Сборники за различные годы.



Национальные счета в России в 1991–1998 гг. М.: Госкомстат России, 1999.

Национальные счета в России в 1994–2001 гг. М.: Госкомстат России, 2002.

Полетаев (1997) – *Полетаев А.В.* Инвестиции в системе национальных счетов. Специальный доклад / Обзор экономики России. М., 1997. С. 235–248.

Полтерович (1996) – *Полтерович В.М.* Трансформационный спад в России // *Экономика и математические методы*. 1996. Т. 32. № 1. С. 54–69.

Пономаренко (2002) – *Пономаренко А.Н.* Ретроспективные национальные счета России. 1961–1990. М., 2002.

Попов (1999) – *Попов В.* Экономическая цена демократии / Экономический рост и институциональное развитие. Уроки российских реформ. Отчет о Третьей ежегодной конференции РПЭИ (Москва, 11 декабря 1999 г.). М.: РПЭИ. 2000 г.

Российский статистический ежегодник. 2001. М.: Госкомстат России, 2001. 679 с.

Российский статистический ежегодник. 2002. М.: Госкомстат России, 2002. 690 с.

Россия–2003: экономическая конъюнктура. М.: Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации, 2003.

Селиверстова (1997) – *Селиверстова Н.Н.* Спад промышленных мощностей в ходе рыночных реформ в России и его долговременные последствия // *Проблемы прогнозирования*. 1997. № 5.

Сельское хозяйство в России. 1998. М.: Госкомстат России, 1998.

Сельское хозяйство в России. 2002. М.: Госкомстат России, 2002.

Сонин (2000) – *Сонин К. И.* Неравенство, защита прав собственности и экономический рост в переходных экономиках: теория и российская действительность. М.: РПЭИ, 2000.

Статистический бюллетень. 2003. О состоянии, обновлении и использовании основных фондов в 2001 г. М.: Госкомстат России. 9(93) январь. С. 20–33.

Фальцман (1989) – *Фальцман В.К.* Статистика перестройки и перестройка статистики // *Известия АН СССР. Серия экономическая*. № 4. 1989. С. 34.

Харрод (1959) – *Харрод Р.Ф.* К теории экономической динамики. М., 1959.

Шухгальтер (1991) – *Шухгальтер М.А.* Основные фонды СССР и США: проблемы сопоставления // *Проблемы прогнозирования*. 1991. № 5. С. 48–68.

Эйсмонт, Куралбаева (1998) – *Эйсмонт О., Куралбаева К.* Истощение природных ресурсов и долгосрочные перспективы российской экономики. Научный доклад EERC № 99/07.