

***ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ  
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА***

**Научные труды  
№ 42Р**

**Анализ экономической динамики  
российской переходной экономики**

**Москва  
2002**

### **Институт экономики переходного периода**

Работа «Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике» посвящена исследованию проблем построения производственных зависимостей для российской переходной экономики. Показано, что построение производственных функций в российских условиях в принципе возможно. Построены примеры производственных функций по данным, описывающим динамику российской переходной экономики. Вместе с тем использование стандартного набора факторов (фонды и труд) не позволяет получить сколько-нибудь приемлемых результатов, поскольку данные официальной статистики не дают рыночной оценки капитала и реально используемого труда. Использование данных об уровне загрузки производственных фондов дает обнадеживающие результаты. Использование инвестиций в основной капитал в реальном выражении вместо фактора капитала позволяет получить вполне приемлемые оценки. Проведен анализ динамики совокупной факторной производительности.

В работе «Особенности формирования производственных и ценовых планов (прогнозов) предприятий российской промышленности в 1993–2001 гг.» используются модели формирования ожиданий, которые давно и хорошо исследованы в экономической теории. Но если их результаты для стран с устоявшейся рыночной экономикой имеют скорее академический интерес, то для переходных экономик исследование таких моделей способно ответить на вопрос: произошло ли изменение принципов проведения производителей. Показаны результаты применения этих моделей для описания формирования ценовых и производственных планов российских промышленных предприятий в 90-е гг. XX в. Эмпирической основой проверки моделей стали результаты ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП, проводимых по европейской гармонизированной методике с 1992 г.

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 5-93255-088-0

Лицензия на издательскую деятельность Серия ИД № 02079 от 19 июня 2000 г.

125993, Москва, Газетный пер., 5  
Тел. (095) 229–6413, FAX (095) 203–8816  
E-MAIL – root @iet.ru, WEB Site – <http://www.iet.ru>  
© Институт экономики переходного периода 2002.

## Оглавление

**В. А. Бессонов**

### **Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике**

<b>Введение</b> .....	5
<b>1. Некоторые сведения о производственных функциях</b> .....	9
1.1. Производственная функция.....	9
1.2. Свойства линейно-однородной производственной функции .....	10
1.3. Производственная функция с постоянной эластичностью замещения.....	12
1.4. Фактор времени в производственной функции .....	15
1.5. Экономическая область .....	16
<b>2. Методика анализа</b> .....	20
2.1. Специфика российской переходной экономики .....	20
2.2. Нормировка исходных данных .....	22
2.3. Производственная функция как функция осреднения .....	23
2.4. Анализ простейших зависимостей.....	28
2.5. Анализ изоквант .....	30
2.6. Анализ факторных эластичностей.....	32
2.7. Анализ относительной капиталоемкости.....	34
2.8. Оценивание параметров производственной функции.....	35
<b>3. Построение производственных функций для российской переходной экономики</b> .....	38
3.1. Анализ периода, предшествующего переходному.....	38
3.2. Анализ переходного периода .....	45
3.3. Учет уровня загрузки мощностей .....	47
3.4. Учет инвестиций в качестве фактора производства.....	50
3.5. Анализ с использованием квартальных данных .....	55
<b>4. Анализ совокупной факторной производительности</b> .....	61
4.1. Совокупная факторная производительность .....	61
4.2. Особенности анализа динамики совокупной факторной производительности в рассматриваемых условиях.....	63
4.3. Анализ динамики совокупной факторной производительности .....	65

4.4. Учет уровня загрузки мощностей .....	69
4.5. Учет инвестиций в качестве фактора производства.....	70
<b>Заключение</b> .....	73
<b>Литература</b> .....	77
<b>Приложение 1. Таблицы исходных данных</b> .....	81
<b>Приложение 2. Некоторые результаты оценивания параметров</b> .....	85

**Цухло С.В.**

**Особенности формирования производственных  
и ценовых планов (прогнозов) предприятий  
российской промышленности в 1993–2001 гг.**

<b>Введение</b> .....	90
<b>1. Постановка проблемы</b> .....	92
<b>2. Модели формирования планов (прогнозов)</b> .....	95
<b>3. Эмпирические данные и методы анализа</b> .....	98
<b>4. Модели формирования производственных планов</b> .....	105
4.1 Экстраполяционные модели формирования производственных планов .....	105
4.2. Адаптивные модели формирования планов производства .....	117
4.3. Обучения на ошибках модели формирования планов производства .....	129
<b>5. Модели формирования ценовых планов</b> .....	144
5.1 Экстраполяционные модели формирования ценовых планов .....	144
5.2. Адаптивные модели формирования ценовых планов .....	159
5.3 Обучения на ошибках модели формирования ценовых планов .....	169
<b>Заключение</b> .....	181
<b>Литература</b> .....	184
<b>Приложение. Анкета конъюнктурного опроса ИЭПП</b> .....	185

В. А. Бессонов

# Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике

## Введение\*

Важнейшей составной частью агрегированной модели экономического роста является производственная функция, связывающая выпуск с объемами основных фондов, затратами труда и, возможно, с иными факторами производства. Односекторные модели такого рода используются в качестве инструмента, применяемого как для прогнозирования экономики на горизонты, превышающие достижимые с использованием моделей временных рядов, основанных на экстраполяции существующих тенденций, так и для проведения ретроспективного анализа макроэкономических процессов. Представляется, что последнее никак не менее важно, чем первое. Так, известный результат ряда исследователей экономики СССР [1–10], состоящий в том, что эластичность замещения труда фондами в послевоенной советской экономике была существенно меньше единицы, имел чрезвычайную важность в аналитическом плане, поскольку означал неизбежность тупика, в который вела проводившаяся экономическая политика. Таким образом, агрегированную производственную функцию можно рассматривать как инструмент и прогнозирования, и ретроспективного анализа.

Целью данного исследования является изучение проблем построения производственных зависимостей для российской переходной экономи-

---

\* Автор выражает признательность Р.М.Энтову, С.Г.Синельникову-Мурылеву, В.В.Дашкееву, С.М.Дробышевскому, П.А.Кадочникову, О.В.Луговому, А.Н.Пономаренко и анонимному рецензенту за плодотворные обсуждения и полезные замечания.

ки. Ставится задача выяснения возможности использования аппарата производственных функций (или родственного ему) для адекватного описания процессов в российской переходной экономике. В связи с этим представляется необходимым:

- выявить факторы, определяющие в первом приближении динамику выпуска;
- исследовать характер связи выпуска с этими факторами;
- исследовать однородность этой связи во времени (т.е. выяснить, не изменяется ли характер связи со временем, в частности, не распадается ли исследуемый временной интервал на периоды с разным характером связи);
- провести содержательный анализ получаемых выводов.

Решение этих задач позволило бы сделать вывод о возможности использования аппарата производственных функций для прогнозирования в условиях российской переходной экономики.

Аппарат производственных функций достаточно хорошо разработан для развитых рыночных экономик, этой теме посвящена обширная литература. Вместе с тем условия переходной экономики (а до этого – и условия плановой экономики) приносят существенную специфику в проблематику, связанную с построением производственных функций. Так, в переходной экономике проблематичным является даже получение сколь угодно достоверных данных о затратах факторов производства – фондов и труда, причем эти проблемы упираются не только в технические трудности, но в еще большей мере – в принципиальные. Дело в том, что в переходной экономике затруднительно, а зачастую и невозможно, дать рыночную оценку производственных фондов (какова рыночная цена «стройки коммунизма», производившей продукцию, не востребованную рынком?). Затратные оценки фондов в нерыночных или не вполне рыночных условиях едва ли годятся на роль факторов, способных объяснить динамику производства. Схожие трудности возникают и с оценкой затрат труда в условиях эффекта *придерживания рабочей силы (labor hoarding)*, когда работники учитываются по формальному признаку – официальному месту работы, а не по фактическим затратам труда. В условиях интенсивных структурных сдвигов, характерных для переходной экономики, сводные экономические индексы, используемые при построении производственных функций, могут не содержать некоторой существенной информации о движении всей совокупности индивидуальных индексов, что может порождать неоднозначность результатов [11,12]. Также является вопросом, насколько уместно в переходной экономике (а до этого – в плановой) использовать именно эти

факторы производства (фонды и труд) и именно ту функциональную форму, которую и представляет собой обычная производственная функция.

В рыночной экономике этот выбор отнюдь не произволен и базируется на некотором теоретическом фундаменте, что, в свою очередь, позволяет определенным образом содержательно интерпретировать характеристики производственных функций (скажем, сопоставлять частную производную выпуска по труду с заработной платой). Однако вопрос о том, насколько этот теоретический базис адекватен более общему случаю переходной экономики, является дискуссионным. Представляется, что это дает основания для использования в случае переходной экономики вместо понятия производственной функции более общего понятия *производственной зависимости*, под которой будем понимать функциональную зависимость более общего вида, которая, например, может учитывать не только абсолютные величины, но и темпы роста, либо в ней может быть использован нетрадиционный набор факторов производства, скажем, вместо фондов могут быть использованы инвестиции. Именно в этом направлении развивался аппарат производственных функций в странах с плановой экономикой (см., например, [13]).

Исследования проблем построения производственных функций для российской (а до этого – советской) экономики имеют более чем тридцатилетнюю историю. До этого проведение подобных работ сдерживалось недостаточным уровнем развития средств вычислительной техники и состоянием советской экономической статистики. За рубежом специалисты в области анализа советского экономического роста стали проявлять интерес к данной проблематике тогда, когда работы по построению производственных функций для развитых рыночных экономик стали массовыми. Исследователей занимали, главным образом, проблемы прогнозирования перспектив советского экономического роста (см. [1–10]). В их работах отмечалась и специфика советской экономики как в связи с доминированием в ней плановых начал, так и в связи со скудностью и недостоверностью доступных статистических данных.

Параллельно с этим проводились исследования и в Советском Союзе. Отчасти они имели характер «диффузии» современных экономико-математических методов из-за рубежа (см., например, [14–19]), отчасти были посвящены построению производственных функций для советской экономики (см., например, [20,13,21–23]). При этом в ряде работ предлагались модификации производственных функций, учитывающих взаимосвязи между темпами факторов (см., например, [20,13,24,25]), что можно рассматривать как попытки учесть специфику, присущую именно советской экономике того периода.

С началом российских экономических реформ проблематика исследований претерпела существенные изменения [26–29]. Помимо уже упоминавшихся проблем измерения динамики факторов производства в условиях переходной экономики, возникли проблемы, связанные с резким ухудшением, на первых порах, качества экономической статистики, с разрывом преемственности с предыдущим периодом планового развития, доминированием трансформационных эффектов, когда возникла проблема идентификации влияния факторов производства на динамику производства на фоне трансформационного спада. В этих условиях предпринимаются попытки модификации традиционного набора факторов производства, в частности, путем использования инвестиций в качестве одного из таких факторов [26,27,29].

Работа имеет следующую структуру. В **1** приводятся некоторые сведения о производственных функциях, необходимые для дальнейшего изложения. В **2** дается развернутое описание используемой методики анализа, вводится система индикаторов экономической динамики, позволяющая проводить предварительный анализ данных, необходимый для построения производственных функций в рассматриваемых условиях. Раздел **3** посвящен собственно построению производственных функций для российской переходной экономики. В нем сначала рассматриваются некоторые проблемы построения производственных функций для периода плановой экономики, предшествовавшего переходному периоду, а затем анализируется возможность построения производственных функций в условиях переходного периода, для чего используются различные варианты факторов производства и виды производственных зависимостей. В **4** проводится анализ динамики совокупной факторной производительности. Полученные результаты обсуждаются в заключении. Там же формулируются выводы и определяются направления дальнейших исследований.



# 1. Некоторые сведения о производственных функциях

Приведем некоторые сведения о производственных функциях, необходимые для дальнейшего изложения.

## 1.1. Производственная функция

*Производственная функция (ПФ)*

$$(1.1) \quad Y = F(K, L; t)$$

определяет взаимосвязь выпуска  $Y$  с факторами производства – капиталом  $K$  и трудом  $L$ , для которой существенны возможность и ограниченность замещения между факторами. Эта взаимосвязь, вообще говоря, может изменяться со временем  $t$ .

Предположение о том, что выпуск описывается производственной функцией (1.1) означает, что  $Y$  предполагается зависящим лишь от  $K$  и  $L$  и не зависящим от других факторов и от предыстории. Это является достаточно сильным допущением, учитывая, что «законы природы написаны на языке дифференциальных уравнений». Согласно этому предположению из всего множества возможных факторов производства определяющими являются только два,  $K$  и  $L$ , причем именно в том виде, в котором они взяты.

Обычно полагают, что:

- функция  $F(K, L; t)$  непрерывна;
- функция  $F(K, L; t)$  дважды дифференцируема по аргументам  $K$  и  $L$ ;
- производство невозможно при отсутствии хотя бы одного ресурса, т.е.  $F(0, L; t) = F(K, 0; t) = 0$ ;
- увеличение затрат любого из факторов при неизменных количествах другого приводит к увеличению выпуска, т.е.  $\partial F / \partial K > 0$ ,  $\partial F / \partial L > 0$ ;
- можно сохранить выпуск постоянным, замещая некоторое количество одного фактора дополнительным использованием другого, при этом

необходимо не уменьшающееся количество первого фактора для замещения равных количеств второго, т.е.  $\partial^2 F / \partial K^2 \leq 0$ ,  $\partial^2 F / \partial L^2 \leq 0$ .

Последнее предположение о замещаемости, являющееся отражением известного закона убывающей отдачи, определяет форму *производственной поверхности* в пространстве  $(Y, K, L)$  и постулирует, что *изокванты*, т.е. зависимости  $(K, L)|_Y$  – кривые равного выпуска, являются монотонно убывающими и выпуклыми функциями  $K(L)$  или  $L(K)$ .

Обычно полагают, что ПФ (1.1) – *однородна* по аргументам  $K$  и  $L$ , т.е. существует такое  $\gamma > 0$  (*степень однородности*), что для произвольного  $\lambda > 0$  справедливо

$$F(\lambda K, \lambda L; t) = \lambda^\gamma F(K, L; t) .$$

Весьма часто считают, что ПФ (1.1) *линейно-однородна*, т.е. что пропорциональное увеличение затрат факторов приводит к росту выпуска в той же пропорции. В этом случае  $\gamma = 1$ .

Легко показать, что для однородной степени  $\gamma$  по аргументам  $K$  и  $L$  производственной функции  $F(K, L; t)$  в любой точке области определения выполняется уравнение Эйлера

$$\frac{\partial \ln F(K, L; t)}{\partial \ln K} + \frac{\partial \ln F(K, L; t)}{\partial \ln L} = \gamma$$

или

$$E_K + E_L = \gamma ,$$

где  $E_K = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln K}$  – *эластичность выпуска по фондам*,  $E_L = \frac{\partial \ln F}{\partial \ln L}$  – *эластичность выпуска по труду*.

В простейшем (и весьма распространенном) случае считается, что производственная функция не зависит явно от времени.

## 1.2. Свойства линейно-однородной производственной функции

Рассмотрим некоторые свойства не зависящей явно от времени линейно-однородной ПФ (см., например, [30–33])

$$(1.2) \quad Y = F(K, L) .$$

Поскольку ПФ (1.2) – линейно-однородна, то ее можно представить в виде

$$y = f(k)$$

или

$$g = q(l) ,$$

где  $y = Y/L$  – средняя производительность труда,  $g = Y/K$  – средняя фондоотдача,  $k = K/L$  – средняя фондовооруженность,  $l = 1/k = L/K$  – средняя трудообеспеченность фондов,  $f(k) = F(k,1)$ ,  $q(l) = F(1,l)$ .

Согласно предположению о том, что увеличение затрат любого из факторов увеличивает выпуск, функции  $f(k)$  и  $q(l)$  являются монотонно возрастающими, т.е. с учетом дифференцируемости (1.2),  $f' > 0$ ,  $q' > 0$ . Согласно предположению о взаимной замещаемости и с учетом дважды дифференцируемости (1.2),  $f'' \leq 0$ ,  $q'' \leq 0$  (рис. 1.1, 1.2).

Согласно предположению о замещаемости, изокванты (линии уровня) ПФ (1.2) – монотонно убывающие и выпуклые функции  $K(L)$  и  $L(K)$  (рис. 1.3).

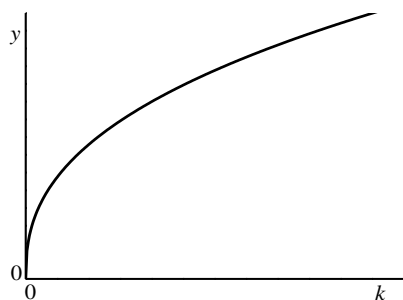


Рис. 1.1. Зависимость  $(y,k)$  для ПФ (1.2)

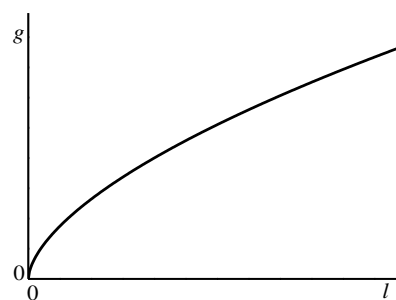


Рис. 1.2. Зависимость  $(g,l)$  для ПФ (1.2)

Предельной нормой замещения труда фондами называют

$$S = - \left( \frac{\partial K}{\partial L} \right)_y = \frac{\partial F / \partial L}{\partial F / \partial K} ,$$

а относительной капиталоемкостью –

$$\kappa = - \left( \frac{\partial \ln K}{\partial \ln L} \right)_Y = \frac{\partial \ln F / \partial \ln L}{\partial \ln F / \partial \ln K} = \frac{E_L}{E_K} .$$

Эластичность замещения труда фондами есть

$$\sigma = \frac{\partial \ln k}{\partial \ln S} .$$

Известно, что если  $\sigma \in (0,1)$ , то с ростом средней фондовооруженности  $k$  наблюдается падение в пределе до нуля эластичности выпуска по фондам  $E_K$  (и, соответственно, рост эластичности выпуска по труду  $E_L = 1 - E_K$  в пределе до единицы). С уменьшением  $\sigma$  кривая  $(E_K, k)$  имеет все более крутой сопрягающий участок, вплоть до вертикального при  $\sigma = 0$  (рис. 1.5). При  $\sigma = 1$   $E_K = \text{const}$ , а случай  $\sigma > 1$  характеризуется ростом  $E_K$  с ростом  $k$ .

Зависимость эластичности выпуска по труду  $E_L$  от средней трудообеспеченности фондов  $l$  описывается аналогичным образом.

Справедливо соотношение

$$\frac{\partial \ln \kappa}{\partial \ln k} = \frac{1}{\sigma} - 1 .$$

Поэтому, если  $\sigma = \text{const}$ , то график зависимости  $(\ln \kappa; \ln k)$  представляет собой прямую линию с угловым коэффициентом равным  $\rho = \frac{1}{\sigma} - 1$  (рис. 1.6).

Аналогично, при  $\sigma = \text{const}$  прямой линией является и график  $(\ln k; \ln S)$ , где  $S$  – предельная норма замещения.

### 1.3. Производственная функция с постоянной эластичностью замещения

На практике часто используют ПФ, принадлежащие к классу CES-функций (*constant elasticity of substitution*), т.е. ПФ с *постоянной эластичностью замещения* [34]

$$(1.3) \quad Y = A \left( bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho} \right)^{-\gamma/\rho} , \\ A > 0, \quad b \in [0,1], \quad \rho \in [-1,0) \cup (0,+\infty), \quad \gamma > 0 .$$

Эластичность замещения функции (1.3) постоянна и равна  $\sigma = 1/(1+\rho)$ .

Положив в (1.3)  $Y = \text{const}$ , получим выражение для изокванты CES-функции

$$bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho} = \left(\frac{Y}{A}\right)^{-\rho/\gamma} .$$

Легко показать, что изокванты ПФ (1.3) являются монотонно убывающими выпуклыми функциями. Чем выше  $\rho$  (т.е. чем ниже  $\sigma$ ), тем больше кривизна сопрягающего участка (рис. 1.3). Если  $\sigma > 1$ , то имеется возможность полного замещения одного фактора производства другим при сохранении выпуска неизменным, что противоречит предположению о невозможности производства при отсутствии хотя бы одного ресурса. Если  $\sigma \leq 1$ , то возможности полного замещения одного фактора другим не существует.

Семейство изоквант CES-функции для разных значений эластичности замещения  $\sigma$  в координатах  $(K, L)$  представлено на рис. 1.3. Представляет также интерес анализ изоквант и в координатах  $(K^{-1}, L^{-1})$ , это будет обсуждаться ниже в 2.5. Семейство изоквант в координатах  $(K^{-1}, L^{-1})$  представлено на рис. 1.4.

Из (1.3) для эластичности выпуска по фондам получаем

$$(1.4) \quad E_K = \frac{\gamma}{1 + \frac{1-b}{b} k^\rho} .$$

Зависимости  $(E_K, k)$  для разных значений  $\rho$  представлены на рис. 1.5. Таким образом, для CES-функции эластичность выпуска по фондам  $E_K$  (как и эластичность выпуска по труду  $E_L$ ) является функцией средней фондовооруженности  $k$ , причем – *монотонной* функцией. Вместе с тем не всякая монотонная зависимость  $(E_K, k)$  может быть описана производственной функцией, обладающей традиционным набором свойств. Так, невозможен рост  $E_K$  с ростом  $k$  быстрее, чем имеющий место для линейной ПФ, у которой  $\sigma = \infty$  (рис. 1.5), поскольку это означало бы, что эластичность замещения  $\sigma < 0$  и нарушается требование неположительности вторых частных производных ПФ, вытекающее из закона убывающей отдачи.

Из (1.4) и из уравнения Эйлера  $E_K + E_L = \gamma$  получаем

$$(1.5) \quad \kappa = \frac{E_L}{E_K} = \frac{1-b}{b} k^\rho ,$$

т.е. для CES-функции  $\kappa$  связано с  $k$  степенной зависимостью, откуда

$$(1.6) \quad \ln \kappa = \ln \frac{1-b}{b} + \rho \ln k ,$$

т.е. график  $(\ln k, \ln k)$  для CES-функции представляет прямую линию (рис. 1.6).

Накладыванием дополнительных ограничений на величину эластичности замещения  $\sigma$  можно получить некоторые частные виды CES-функции (см., например, [15,14,16]).

Если в (1.3) величину  $\rho$  устремить к нулю, то в пределе (по правилу Лопиталья) получим функцию Кобба-Дугласа

$$(1.7) \quad Y = AK^{b\gamma}L^{(1-b)\gamma}.$$

Ей соответствует значение  $\sigma = 1$ . Нетрудно убедиться, что в (1.7) показатели степени  $b\gamma$  и  $(1-b)\gamma$  равны эластичностям выпуска по факторам. Таким образом, в этом случае  $E_K$  и  $E_L$  постоянны (не зависят от  $k$ ).

Если в (1.3) величину  $\rho$  устремить к бесконечности, то в пределе получим производственную функцию с фиксированными пропорциями (функцию Леонтьева)

$$Y = A \min(K, L)^\gamma,$$

которую чаще записывают в виде

$$(1.8) \quad Y = A \min\left(\frac{K}{K_0}, \frac{L}{L_0}\right)^\gamma.$$

ПФ Леонтьева (1.8) не является дифференцируемой в точке  $K = K_0$  и  $L = L_0$ . Ей соответствует значение  $\sigma = 0$ . В этом случае факторы производства обладают *свойством дополняемости* (в отличие от свойства замещаемости при  $\sigma > 0$ ; см. [35]), согласно которому между ними имеются определенные пропорции, при отклонении от которых избыток фактора не вносит вклада в выпуск. Это свойство наглядно демонстрирует график изокванты (рис. 1.3).

Если в (1.3) величину  $\rho$  положить равной  $-1$ , получим производственную функцию с линейными изоквантами

$$(1.9) \quad Y = A(bK + (1-b)L)^\gamma,$$

которую даже при  $\gamma \neq 1$  часто называют просто линейной. Ей соответствует значение  $\sigma = +\infty$ , что свидетельствует о неограниченных возможностях замещения (возможно даже полное замещение одного фактора другим). Изокванта ПФ (1.9) является прямой линией (рис. 1.3).

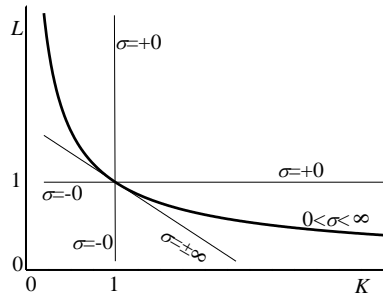


Рис. 1.3. Изокванты CES-функции для разных значений эластичности замещения  $\sigma$

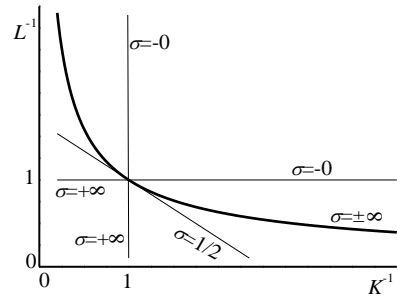


Рис. 1.4. Изокванты CES-функции для разных значений эластичности замещения  $\sigma$

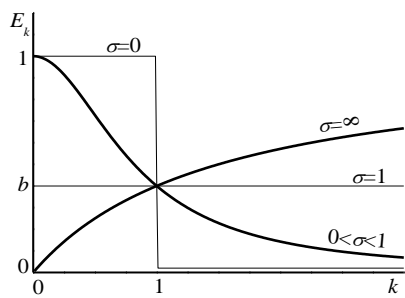


Рис. 1.5. Зависимости  $(E_k, k)$  для разных значений эластичности замещения  $\sigma$

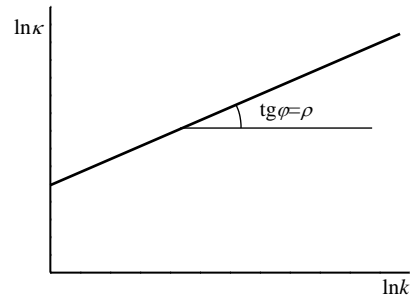


Рис. 1.6. Зависимость  $(\ln k, \ln k)$  при  $\sigma = \text{const}$ .

#### 1.4. Фактор времени в производственной функции

Фактор времени в функции  $F(K, L; t)$  вводится, в частности, для учета влияния совокупности всех других, не фигурирующих непосредственно в списке аргументов ПФ, факторов (которые часто связывают с *техническим прогрессом*, см., например, [36–39]).

Поскольку

$$\frac{dF}{dt} = \frac{\partial F}{\partial t} + \frac{\partial F}{\partial K} \dot{K} + \frac{\partial F}{\partial L} \dot{L},$$

где точка над переменной обозначает дифференцирование по времени, то

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\partial \ln F}{\partial t} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln K} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln L} \frac{\dot{L}}{L}$$

или

$$\delta_Y = p + E_K \delta_K + E_L \delta_L ,$$

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  $p = \frac{\partial \ln F}{\partial t}$  – член, учитывающий вклад прогресса в темп выпуска (его часто называют также *темпом автономного технического прогресса*).

Если  $p = \text{const}$ , то ПФ (1.1) может быть представлена в виде

$$Y = e^{pt} F(K, L) .$$

## 1.5. Экономическая область

Иногда полагают, что свойство замещаемости выполняется не на всей области определения производственной функции, а лишь в пределах некоторого ее подмножества, которое называют *экономической областью* [32,16]. В этом случае при неизменном  $L$  увеличение  $K$  лишь до некоторого значения  $K^*(L)$  приводит к увеличению выпуска (рис. 1.7). Аналогично, при неизменном  $K$  увеличение  $L$  лишь до некоторого  $L^*(K)$  приводит к увеличению выпуска (рис. 1.7). Экономической областью является множество таких точек  $(K,L)$ , для которых  $\frac{\partial F}{\partial K} > 0$  и  $\frac{\partial F}{\partial L} > 0$  (рис. 1.8). Для границ эконо-

номической области (*разделяющих линий*) выполнено  $\frac{\partial F}{\partial K} = 0$  или  $\frac{\partial F}{\partial L} = 0$ .

Использование факторов  $K$  и  $L$  в сочетаниях, не попадающих в экономическую область, бессмысленно с экономической точки зрения, поскольку за пределами экономической области всегда можно сэкономить на издержках, не уменьшив выпуск. В пределах же экономической области сокращение использования одного фактора при неизменном количестве другого всегда приводит к уменьшению выпуска.

Изокванты ПФ с ограниченной экономической областью (т.е. с экономической областью, не совпадающей с областью определения ПФ)



можно рассматривать как функции  $K(L)$  или  $L(K)$  лишь в пределах экономической области (рис. 1.7, 1.8).

Из рассмотренных выше производственных функций все, за исключением ПФ Леонтьева (1.8), имеют неограниченную экономическую область. Экономическая область ПФ Леонтьева вырождена в прямую  $\frac{K}{K_0} = \frac{L}{L_0}$  (с которой можно считать совпадающими обе разделяющих ли-

нии), за пределами которой либо  $\frac{\partial F}{\partial K} = 0$ , либо  $\frac{\partial F}{\partial L} = 0$ . Для ПФ Леонтьева

существует лишь единственное сочетание факторов (единственная рациональная структура производственных ресурсов [16]), попадающее в экономическую область, поэтому эту ПФ называют также *производственной функцией с постоянными (фиксированными) пропорциями*. В случае же, когда экономическая область ограничена, но не вырождена, существует определенный диапазон сочетаний факторов, могущих быть в некотором смысле рациональными.

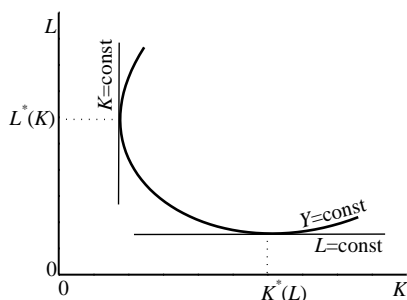


Рис. 1.7. Изокванта ПФ с ограниченной экономической областью



Рис. 1.8. Ограниченная экономическая область производственной функции

Если ПФ  $F(K,L)$  – линейно-однородна и имеет ограниченную экономическую область, то функция  $y = f(k)$  ограничена сверху, т.е. существует такое  $\bar{y} \in (0, \infty)$ , что для любого  $k$   $f(k) \leq \bar{y}$ . Аналогично, ограничена сверху и функция  $g = q(l)$ , т.е. существует такое  $\bar{g} \in (0, \infty)$ , что для любого  $l$   $g(l) \leq \bar{g}$ . Это свойство отражает ограниченность возможностей замещения одного фактора другим и означает, что увеличением фондовооруженности

$k$  нельзя добиться неограниченного роста производительности труда  $y$ . Следствием этого свойства является снижение фондоотдачи  $g$  в пределе до нуля при неограниченном увеличении фондовооруженности  $k$ , поскольку  $g = \frac{Y}{K} = \frac{y}{k} \leq \frac{\bar{y}}{k}$ . Аналогично, увеличением трудообеспеченности фондов  $l$  нельзя добиться неограниченного роста фондоотдачи  $g$ , а неограниченное увеличение трудообеспеченности фондов  $l$  приводит к снижению производительности труда  $y$  в пределе до нуля, поскольку  $y = \frac{Y}{L} = \frac{g}{l} \leq \frac{\bar{g}}{l}$ .

Как правило, на практике используют ПФ с неограниченной экономической областью (исключение составляет ПФ Леонтьева, которая хотя и имеет ограниченную экономическую область, но является пределом последовательности производственных функций, имеющих неограниченную экономическую область). По всей видимости, это обусловлено тем, что рыночная экономика, с наличием на микроуровне эффективных механизмов саморегулирования, каковой бы ни была ее производственная функция, функционирует в пределах экономической области. Поэтому не играет особой роли, как ПФ будет доопределена в области тех значений  $(K, L)$ , в которых она реально не бывает, – чтобы определить, ограничена ли экономическая область, нужно выйти за ее пределы. Представляется поэтому, что проблема возможной ограниченности экономической области не является актуальной для случая рыночной экономики.

В плановой же экономике ситуация иная. В силу отсутствия на микроуровне эффективных механизмов обратной связи, возвращающих систему в равновесие, в плановой экономике выход за пределы экономической области представляется вполне реальным. Хорошо известно, что для российской плановой экономики были характерны различные диспропорции, такие, как избыточная занятость или избыточные фонды.

В переходной экономике априори также нельзя исключать возможности выхода за пределы экономической области. Во-первых, это обусловлено тем, что переходная экономика в какой-то мере наследует свойства плановой экономики. Во-вторых, с началом рыночных реформ и возникновением спросовых ограничений многие ресурсы становятся невостребованными рынком, продолжая в то же время требовать издержек на их поддержание (скажем, занятость, которая искусственно поддерживается на избыточном уровне с целью снижения социальной напряженности, или недостаточно загруженное оборудование). В-третьих, переходная экономика может обладать собственными свойствами, отличающими ее как от плановой, так и от рыночной экономики. Например, возникающие в процессе

трансформации неэффективные устойчивые институты – *институциональные ловушки* [40] могут существенно снижать эффективность функционирования экономики и, возможно, выводить ее за пределы экономической области. Такие *трансформационные эффекты*, как трансформационный спад [41,42,12] и мощные структурные сдвиги [11,12] также могут сопровождаться выходом за пределы экономической области. Наконец, переходный процесс может быть настолько неравновесным, что возникает наложение *провалов рынка (market fails)* и *провалов государства (state fails)*, когда государство уже не справляется с управлением, а эффективные рыночные механизмы саморегулирования еще не сформировались.

## 2. Методика анализа

### 2.1. Специфика российской переходной экономики

Попытки построения агрегированной производственной функции для российской переходной экономики наталкиваются на серьезные трудности, обусловленные особенностями переходной экономики как объекта исследования. Возникает необходимость адекватного учета этой специфики на уровне используемой методики анализа.

В чем состоит эта специфика и какие способы можно предложить для ее адекватного учета? Во-первых, она состоит в крайней скудности и недостаточной достоверности информационной базы, описывающей развитие российской (а до этого советской) экономики на макроуровне. Данные представлены достаточно короткими временными рядами, что делает проблематичным получение надежных эконометрических оценок и вынуждает искать иные способы извлечения полезной информации из имеющихся данных. Применение совокупности таких методов и приемов, которые будут подробно описаны ниже, будем называть предварительным анализом данных. Не всегда высокая точность исходных данных зачастую вынуждает ограничиваться использованием сравнительно простого инструментария, предъявляющего менее высокие требования к качеству исходных данных (скажем, оценивать параметры функции Кобба-Дугласа, а не CES). Это может потребовать отказа от анализа оценок «параметров второго порядка» (т.е. параметров, основанных на использовании вторых производных, таких, как эластичность замещения) и ограничиться лишь анализом сравнительно «грубых» свойств экономической системы.

Во-вторых, специфика российской переходной экономики состоит в том, что принципы ее функционирования могут отличаться от принципов функционирования рыночной экономики. Отчасти это может быть обусловлено наследием плановой экономики, в которой доминировали ресурсные, а не спросовые ограничения, отчасти, как уже отмечалось выше, играют роль трансформационные эффекты, присущие именно переходной экономике. Все это также должно получить адекватное отражение в ис-

пользуемой методике анализа. Отсутствие эффективных механизмов, приводящих экономику в равновесие, может способствовать возникновению длительных по времени и значительных по масштабу отклонений от равновесия. Большая роль и более значительные возможности государственного вмешательства в экономику усугубляют эту проблему. Возможность существования таких масштабных флуктуаций необходимо учитывать при проведении анализа. С одной стороны, это может вынудить учитывать нелинейные эффекты (например, связанные с выходом за пределы экономической области), с другой стороны, длительные флуктуации значительного масштаба способны существенно снижать качество эконометрических оценок.

В-третьих, в плановой, а, следовательно, и в переходной экономике затруднено использование данных о долях капитала и труда в качестве прямых (т.е. полученных на основе соответствующей статистической информации, а не путем проведения эконометрических расчетов) оценок факторных эластичностей. Это сужает арсенал адекватных методов и особенно затрудняет анализ совокупной факторной производительности. В ряде случаев становится проблематичной даже идентификация долгосрочных тенденций совокупной факторной производительности (более подробно этот вопрос рассматривается в 4). К этой же группе проблем отнесем и уже упоминавшиеся проблемы адекватного измерения капитала и труда.

В-четвертых, всякая экономика является развивающейся системой и это порождает известные трудности проведения межвременных сопоставлений в ней, создаваемые необходимостью сравнения, вообще говоря, разных систем. Эта проблема резко усугубляется в переходной экономике, экономике быстрых изменений, процессы в которой резко (порой на порядки) интенсифицируются по сравнению со стабильно развивающимися экономиками. Это отражает известный общесистемный принцип, согласно которому переходные процессы в системах самой разной природы являются быстротекущими по сравнению с периодами достаточно стабильного развития (и, в частности, поэтому переходные процессы хуже изучены). В стабильной экономике эту проблему пытаются обходить, полагая (чаще всего – справедливо), что темп изменений в системе невелик, поэтому система в каждом следующем периоде почти не отличается от системы в предыдущем периоде, а существующие отличия могут быть учтены путем введения незначительных поправок. Низкие темпы изменений позволяют получить число членов временных рядов, соответствующих системе с почти неизменными свойствами, достаточное для проведения корректного эконометрического анализа. В переходной экономике ситуация существенно иная. Резкая интенсификация процессов приводит к гораздо более быст-

рой, чем в стабильной экономике, утрате сопоставимости между соседними членами временных рядов. В естественных науках и в технике в таких случаях производят сгущение сетки путем увеличения частоты проведения измерений, однако, в случае анализа макроэкономической динамики возможности увеличения частоты измерений ограничиваются существующей системой государственной статистики. Система государственной статистики складывается десятилетиями и может быть адекватной лишь потребностям стабильно развивающейся экономики. В частности, технологии сбора и обработки информации ориентированы на характерные времена процессов, присущие стабильной экономике. В переходной экономике процессы интенсифицируются, их характерные времена уменьшаются. В результате возникающего рассогласования характерных времен объекта измерения и системы измерения часть информации об объекте может оказаться за пределами полосы пропускания системы измерения. В результате соседние члены временных рядов могут соответствовать существенно различающимся системам, что резко затрудняет использование эконометрических методов.

Все рассмотренные проблемы приводят к ухудшению качества эконометрических оценок и вынуждают уделять большее внимание предварительному анализу данных.

Методику анализа, в особенности, предварительного анализа данных, представляется целесообразным рассмотреть на простом и удобном примере, дающем наглядный результат. В качестве основы для такого примера хорошо подходят данные по СССР из широко известной работы М. Вейцмана [1, с. 677], представленные временными рядами годовых значений с 1950 по 1966 гг. в процентах к их значению в 1960 г. Данные приведены в Приложении 1 (табл. П1.1). Вопрос их адекватности рассматривать не будем (см. [1, с. 686–692], [2]), поскольку цель данного раздела состоит в описании используемой ниже техники анализа, а не в исследовании развития советской экономики 1950–1960-х гг.

## 2.2. Нормировка исходных данных

За исключением частных случаев, исходные данные, используемые для построения производственной функции, должны быть представлены *индексами*, т.е. относительными (и, следовательно, безразмерными) величинами. Это требование обусловлено тем, что во многих спецификациях ПФ (скажем в формуле CES-функции) используется операция возведения в степень, в общем случае не являющуюся целым числом. Очевидно, эта операция является корректной лишь для безразмерных величин. В некото-

рых случаях требование использования индексов необходимо для согласования размерностей (например, в формуле ПФ Леонтьева (1.8)). Если же по каким-либо причинам необходимо использовать данные, не являющиеся безразмерными, то производственная функция может быть представлена в виде

$$\frac{Y}{Y_0} = F\left(\frac{K}{K_0}, \frac{L}{L_0}; t\right),$$

где  $Y_0, K_0, L_0$  – нормировочные константы, которые можно считать также единицами измерения. Это представление эквивалентно переводу исходных данных в базисные индексы.

Выше в 1 необходимости использования индексов не уделялось внимания, поскольку обсуждались лишь свойства производственных функций. При описании же методики анализа экономической динамики необходимо подчеркнуть, что исходные данные должны быть представлены *временными рядами экономических индексов*.

Заметим также, что оценки некоторых параметров производственных функций зависят от нормировки исходных данных, т.е. от выбора констант  $Y_0, K_0$  и  $L_0$  (единиц измерения), определяемого, например, выбором периода, используемого в качестве базисного во временных рядах  $Y, K$  и  $L$ , и от выбора масштаба времени и начала его отсчета. Например, при оценивании параметров CES-функции

$$Y = Ae^{pt} \left( bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho} \right)^{-1/\rho},$$

оценка параметра  $A$  зависит от нормировки исходных данных, а также от того, какому периоду соответствует начало отсчета времени  $t = 0$  и в каких единицах оно измеряется (в годах, месяцах и т.п.). Оценка параметра  $p$  зависит от выбора единицы измерения времени, а оценка параметра  $b$  – от нормировки исходных данных (выбора единиц измерения). Поэтому необходимо проявлять осторожность при содержательной интерпретации оценок и особенно при сопоставлении оценок, полученных по различным масштабам данных.

### 2.3. Производственная функция как функция осреднения

Традиционная линейно-однородная производственная функция  $Y = F(K, L)$  есть не просто функция, связывающая индекс выпуска  $Y$  с ин-

дексами капитала  $K$  и труда  $L$ , а функция, определяющая индекс выпуска  $Y$  как *среднее* индексов капитала  $K$  и труда  $L$ . Действительно, в соответствии с выражением ПФ с линейными изоквантами

$$Y = A(bK + (1-b)L),$$

индекс выпуска  $Y$  есть взвешенное среднее арифметическое индексов капитала  $K$  и труда  $L$  с весами  $Ab$  и  $A(1-b)$ . В данном случае сумма весов не равна 1, но это не более чем вопрос выбора единиц измерения. Всегда можно перенормировать исходные данные так, что сумма весов будет равна 1 (в данном случае для этого достаточно в качестве ряда выпуска использовать  $Y_1 = Y(t)/A$ ).

Функция Кобба-Дугласа

$$Y = AK^b L^{1-b}$$

определяет индекс выпуска  $Y$  как взвешенное среднее геометрическое индексов капитала  $K$  и труда  $L$  с весами  $b$  и  $1-b$ . Параметр  $A$ , как и в предыдущем случае, определяется нормировкой исходных данных, которая может быть выбрана так, чтобы он обратился в 1.

Функция CES

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

определяет индекс выпуска  $Y$  как взвешенное среднее степенное степени  $-\rho$  индексов капитала  $K$  и труда  $L$  с весами  $b$  и  $1-b$ , как на это указывали и сами авторы работы [34], в которой была предложена CES-функция. Различные виды средних величин подробно рассмотрены в работе К. Джини [43], опираясь на которую, можно предложить большое количество спецификаций производственных функций.

Производственные функции  $F(\cdot)$  с показателем однородности  $\gamma$ , отличным от единицы, очевидно, могут быть представлены в виде  $F(\cdot) = F_1^\gamma(\cdot)$ , где  $F_1(\cdot)$  – линейно-однородная ПФ, являющаяся функцией осреднения. В этом случае индекс  $Y_1 = Y^{1/\gamma}$  есть среднее индексов капитала  $K$  и труда  $L$ . Если же  $Y = e^{pt} F_1^\gamma(K, L)$ , то  $Y_1 = (Ye^{-pt})^{1/\gamma}$  есть среднее индексов капитала  $K$  и труда  $L$ .

В том, что традиционная ПФ является функцией осреднения факторов или может быть приведена к такой функции простым преобразованием исходных данных, нет ничего удивительного, поскольку основная идея ПФ, состоящая в том, что факторы производства в известных пределах мо-



гут замещать друг друга, сохраняя результат (выпуск) неизменным, – та же, что и идея, лежащая в основе функций осреднения. Таким образом, с формальной точки зрения производственная функция – не более чем функция осреднения факторов, определяющая индекс выпуска  $Y$  как среднее индексов капитала  $K$  и труда  $L$ .

Из того факта, что  $F(\cdot)$  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  $t$  временной ряд индекса выпуска  $Y$  должен быть расположен *между* временными рядами индексов капитала  $K$  и труда  $L$ .

Если в выражении  $Y = F(K, L)$  перейти от абсолютных величин к темпам, то получим

$$(2.1) \quad \delta_Y = E_K \delta_K + E_L \delta_L ,$$

где для линейно-однородной производственной функции, в соответствии с уравнением Эйлера,  $E_L = 1 - E_K$  и, следовательно, выражение (2.1) 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-однородная производственная функция является функцией осреднения не только базисных индексов, но и их темпов, откуда следует, что на графике зависимостей  $\delta_Y$ ,  $\delta_K$  и  $\delta_L$  от времени временной ряд  $\delta_Y$  должен быть расположен *между* временными рядами  $\delta_K$  и  $\delta_L$ . Заметим, что в этом случае проблемы нормировки (выбора единиц измерения) не возникает.

Для производственной функции с показателем однородности  $\gamma$  справедливо

$$\frac{1}{\gamma} \delta_Y = \frac{1}{\gamma} E_K \delta_K + \frac{1}{\gamma} E_L \delta_L ,$$

т.е.  $\frac{1}{\gamma} \delta_Y$  есть взвешенное среднее арифметическое  $\frac{1}{\gamma} E_K$  и  $\frac{1}{\gamma} E_L$  с неотрицательными весами  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , дающими в сумме единицу. Если же ПФ учитывает и автономный технический прогресс с темпом  $p$ , то  $(\delta_Y - p)/\gamma$  есть среднее  $\delta_K$  и  $\delta_L$ . В этих случаях производственная функция может быть

приведена к функции осреднения темпов простым преобразованиям исходных данных.

Для того чтобы проиллюстрировать, как обсуждавшиеся выше свойства выполняются на практике, обратимся к рис. 2.1 и рис. 2.2, построенным по исходным данным из работы М. Вейцмана [1]. Видим (рис. 2.1), что график базисного индекса  $Y$  расположен вблизи границы области, задаваемой графиками индексов  $K$  и  $L$ , причем в первой половине 1950-х гг. рост  $Y$ , хотя и незначительно, но опережает рост  $K$  – наиболее быстро растущего фактора. Более четко это видно на графике темпов (рис. 2.2).

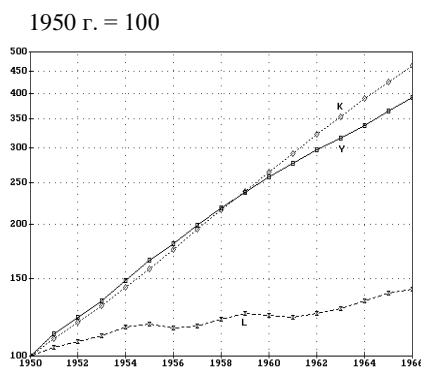


Рис. 2.1. Пример динамики индексов  $Y$ ,  $K$  и  $L$

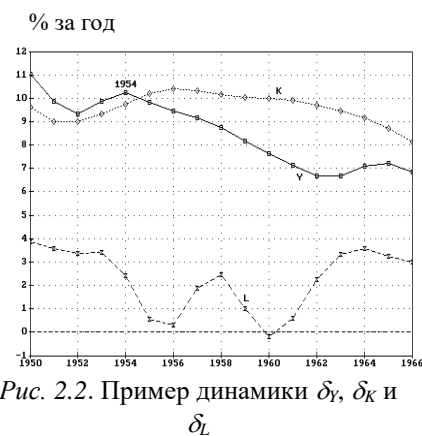


Рис. 2.2. Пример динамики  $\delta_Y$ ,  $\delta_K$  и  $\delta_L$

Здесь и ниже, если это не оговорено особо, темпы рассчитаны по формуле центральных разностей

$$(2.2) \quad \delta_{X,t} = \begin{cases} \frac{\bar{X}_{t+1} - \bar{X}_t}{\bar{X}_t}, & t = 1, \\ \frac{\bar{X}_{t+1} - \bar{X}_{t-1}}{2\bar{X}_t}, & t = \overline{2, n-1}, \\ \frac{\bar{X}_t - \bar{X}_{t-1}}{\bar{X}_t}, & t = n \end{cases}$$

после сглаживания

$$(2.3) \quad \tilde{X}_t = \begin{cases} \frac{3}{4}X_t + \frac{1}{2}X_{t+1} - \frac{1}{4}X_{t+2}, & t=1, \\ \frac{1}{4}X_{t-1} + \frac{1}{2}X_t + \frac{1}{4}X_{t+1}, & t=\overline{2, n-1}, \\ -\frac{1}{4}X_{t-2} + \frac{1}{2}X_{t-1} + \frac{3}{4}X_t, & t=n, \end{cases}$$

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 (2.3) 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 (2.2)–(2.3) дает более точную аппроксимацию логарифмической производной, чем, скажем, по формуле темпов прироста.

Вернемся к рис. 2.2. В 1950–1954 гг. темп выпуска был выше максимального из темпов фондов и труда, после чего  $\delta_Y$  перешел в область между  $\delta_K$  и  $\delta_L$ . Поскольку до 1954 г. темп выпуска  $\delta_Y$  был *выше*, чем темпы факторов  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , следовательно, функция, связывающая  $\delta_Y$  с  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , *не может быть функцией осреднения*, как не может быть функцией осреднения и функция, связывающая  $Y$  с  $K$  и  $L$ . Такая совместная динамика рассматриваемых временных рядов может быть описана лишь производственной функцией, имеющей степень однородности  $\gamma > 1$ , либо ПФ, учитывающей помимо  $K$  и  $L$  еще какие-либо факторы, приводящие к опережающему росту выпуска по сравнению с ростом факторов  $K$  и  $L$ . Если вклад таких факторов описывать мультипликативным членом  $e^{pt}$  при линейно-однородной функции  $F(\cdot)$ , т.е. в виде

$$Y = e^{pt} F(K, L),$$

то оценка  $p$  в этом случае должна быть положительной. В этом случае можно говорить о существовании положительного «остатка» в том смысле, что факторы  $K$  и  $L$  не полностью описывают динамику выпуска  $Y$ . К этому вопросу мы вернемся ниже.

В любом случае, ситуация

$$(2.4) \quad \delta_{Y,t} > \max(\delta_{K,t}, \delta_{L,t})$$

означает, что в окрестности периода  $t$  развитие экономики происходит достаточно эффективно в смысле использования факторов производства (разумеется, если факторы выбраны рационально с содержательной точки зрения и измерены достаточно точно). Такую ситуацию часто интерпрети-

руют в терминах высокой отдачи на масштаб ( $\gamma > 1$ ) или положительного технического прогресса, мерой которого можно считать оценку  $p$ .

Напротив, ситуация

$$(2.5) \quad \delta_{Y,t} < \min(\delta_{K,t}, \delta_{L,t})$$

означает, что в окрестности периода  $t$  факторы используются неэффективно. В этом случае ситуацию часто объясняют в терминах низкой отдачи на масштаб ( $\gamma < 1$ ), либо отрицательного технического прогресса ( $p < 0$ ). Обе ситуации (2.4) и (2.5) означают, что в окрестности периода  $t$  линейно-однородная ПФ неприменима.

Ситуация

$$(2.6) \quad \delta_{Y,t} \in [\min(\delta_{K,t}, \delta_{L,t}), \max(\delta_{K,t}, \delta_{L,t})]$$

не противоречит гипотезе замещения и означает, что в окрестности периода  $t$  не исключена возможность описания совместной динамики временных рядов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  линейно-однородной производственной функцией. Именно эта ситуация и наблюдается в рассматриваемом примере с 1955 г. (рис. 2.2).

Таким образом, анализ графиков базисных индексов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  и темпов  $\delta_Y$ ,  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , типа приведенных на рис. 2.1, 2.2, позволяет уже на этапе предварительного анализа данных ответить на вопрос о применимости линейно-однородной производственной функции на всем анализируемом интервале времени и на отдельных его подпериодах, а также получить некоторую информацию об уровне и динамике эффективности производства в терминах наличия необъясняемого остатка и его знака.

## 2.4. Анализ простейших зависимостей

Как отмечено в 1.2, если ПФ  $Y = F(K, L)$  – линейно-однородна, то ее можно представить как в виде функции  $y = f(k)$  средней производительности труда  $y = Y/L$  от средней фондовооруженности  $k = K/L$ , так и в виде функции  $g = q(l)$  средней фондоотдачи  $g = Y/K$  от средней трудооруженности фондов  $l = L/K = 1/k$ . Если же такая ПФ удовлетворяет еще и стандартным требованиям  $\partial F/\partial K > 0$ ,  $\partial F/\partial L > 0$ ,  $\partial^2 F/\partial K^2 \leq 0$ ,  $\partial^2 F/\partial L^2 \leq 0$ , то  $f' > 0$ ,  $q' > 0$  и  $f'' \leq 0$ ,  $q'' \leq 0$ . Для проверки по исходным данным выполнения предположения о положительности первых и неположительности вторых производных функций  $f(k)$  и  $q(l)$  достаточно лишь предположения о линейной однородности ПФ: в случае, если зависимости  $(y, k)$  и  $(g, l)$  будут возрастающими и нестрого вогнутыми, то эти предположения выполняются. Здесь и ниже зависимость будем считать выпуклой, если множество, огра-

ниченное снизу графиком этой зависимости, является выпуклым. Соответственно, вогнутой будем считать зависимость, если выпуклым является множество, ограниченное этой зависимостью сверху.

Заметим, что поскольку исходные данные соответствуют дискретным периодам времени, то на практике без ограничения общности можно считать производственную функцию дифференцируемой необходимое количество раз. Действительно, данные в непрерывном времени могут быть получены из исходных данных в дискретном времени лишь с использованием методов интерполяции или аппроксимации, причем многими способами, среди которых всегда можно подобрать обладающие необходимыми свойствами (скажем, для этого можно использовать аппарат сплайн-функций).

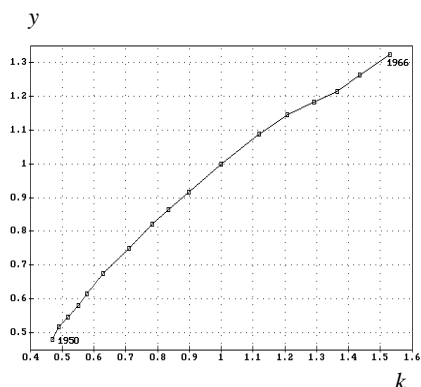


Рис. 2.3. Пример зависимости  $(y,k)$

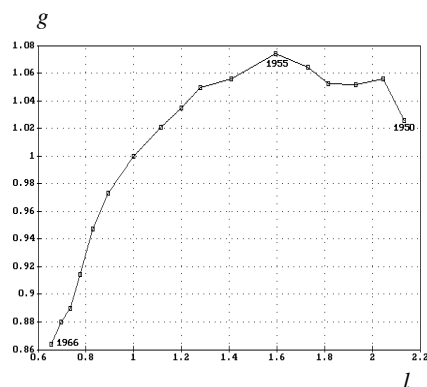


Рис. 2.4. Пример зависимости  $(g,l)$

Рис. 2.3, 2.4 иллюстрируют эти зависимости для рассматриваемого примера. Зависимость  $(y,k)$  демонстрирует рост  $y$  с ростом  $k$  для всего анализируемого интервала времени. Зависимость  $(g,l)$ , напротив, демонстрирует рост  $g$  с ростом  $l$  лишь на интервале 1955–1966 гг. (реально имело место падение  $g$  с падением  $l$ ). На интервале же 1950–1955 гг. наблюдалось падение  $g$  с ростом  $l$  (реально – рост  $g$  с падением  $l$ ), что не соответствует свойствам линейно-однородной ПФ с положительными первыми производными.

Зависимости  $(y,k)$  и  $(g,l)$ , графики которых приведены на рис. 2.3, 2.4, являются, в целом, вогнутыми, что соответствует свойствам ПФ. Однако в 1951–1955 гг. и в 1962–1965 гг. эти зависимости – выпуклые

(это особенно отчетливо заметно на графике  $(g,l)$ , рис. 2.4), что не согласуется с предположением об убывающей отдаче.

Таким образом, анализ зависимостей  $(y,k)$  и  $(g,l)$  позволяет констатировать, что в рассматриваемом случае линейно-однородная ПФ с положительными первыми производными может быть построена на интервале 1955–1966 гг. и не может быть построена на интервале 1950–1955 гг. При этом на интервале 1962–1965 гг. следует ожидать нарушения свойства неположительности ее вторых производных, которое связывают с законом убывающей отдачи. Попытка же построения линейно-однородной ПФ на всем интервале заведомо приведет к невысокому качеству аппроксимации и положительной автокорреляции остатков.

## 2.5. Анализ изоквант

Если ПФ  $Y = F(K,L)$  – линейно-однородна, то для произвольного  $c > 0$   $F\left(c \frac{K}{Y}, c \frac{L}{Y}\right) = c = \text{const}$ . Следовательно, зависимости  $\left(c \frac{L}{Y}, c \frac{K}{Y}\right)$  для такой производственной функции будут изоквантами (линиями равного выпуска). Поскольку изокванты однородной ПФ гомотетичны, то достаточно рассматривать лишь одну (любую) из них, например кривую  $(L/Y, K/Y)$ .

Таким образом, для построения изокванты по реальным данным достаточно только той информации о производственной функции, что она линейно-однородна. Поэтому зависимость средней трудоемкости выпуска  $L/Y$  от его средней капиталоемкости  $K/Y$  можно использовать на этапе предварительного анализа данных для получения информации о возможном виде функции  $F(K,L)$ . Так, близость изокванты, построенной по реальным данным, к прямой линии свидетельствует о высоком значении эластичности замещения  $\sigma$ . Напротив, если такая изокванта имеет крутой сопрягающий участок, то можно говорить о низком уровне замещаемости, т.е.  $\sigma$  близка к нулю. Если кривая  $(L/Y, K/Y)$  выпукла, то  $\sigma > 0$ . Если же эта кривая вогнута, то  $\sigma < 0$ , и, следовательно, ПФ с неположительными вторыми частными производными в данном случае неприменима. Таким образом, анализируя график зависимости  $(L/Y, K/Y)$ , построенный по реальным данным, можно в рамках предположения о линейной однородности ПФ по направлению выпуклости определять участки с  $\sigma > 0$ ,  $\sigma = \pm\infty$ ,  $\sigma < 0$ .

График этой зависимости для рассматриваемого примера приведен на рис. 2.5. Для того, чтобы реальную траекторию  $\{Y, K, L\}_t$  можно было описать линейно-однородной производственной функцией, необходимо,

чтобы зависимость  $(L/Y, K/Y)$  удовлетворяла свойствам изоквант такой ПФ. На рис. 2.5 видно, что кривая  $(L/Y, K/Y)$  является монотонно убывающей лишь на интервале 1955–1966 гг., причем в середине 1960-х гг. кривая вогнута, что соответствует отрицательной эластичности замещения.

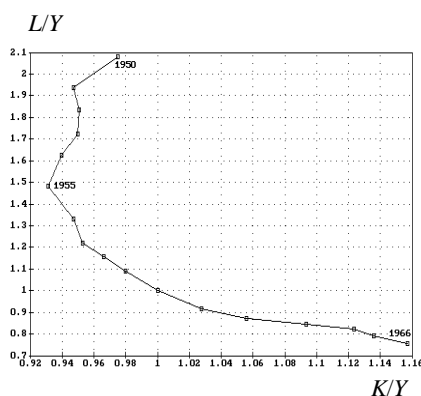


Рис. 2.5. Пример зависимости  $(L/Y, K/Y)$

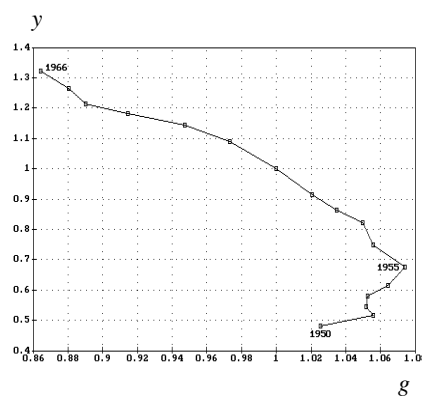


Рис. 2.6. Пример зависимости  $(y, g)$

Наклон кривой на участке 1950–1955 гг. соответствует случаю, когда выпуск сохраняется неизменным при уменьшающихся затратах факторов, что не соответствует свойствам линейно-однородной ПФ. Тот факт, что к 1960-м гг. участок изокванты, построенной в предположении линейной однородности ПФ, становится почти горизонтальным, свидетельствует о том, что в эти годы труд становится лимитирующим фактором производства, тогда как в 1950-е гг. лимитирующим фактором был капитал.

Поскольку зависимости  $(L/Y, K/Y)$  являются изоквантами линейно-однородной ПФ в координатах  $(L, K)$ , то зависимости  $(y, g)$  будут изоквантами в координатах  $(L^{-1}, K^{-1})$ .

Если в выражении CES-функции (1.3) положить  $\gamma = 1$ , т.е. если она линейно-однородна, то

$$bg^\rho + (1-b)y^\rho = A^\rho .$$

Если, кроме того,  $\rho = 1$  (т.е.  $\sigma = 1/2$ ), то

$$bg + (1-b)y = A ,$$

т.е. средняя производительность труда  $y$  и средняя фондоотдача  $g$  связаны в этом случае линейной зависимостью. Таким образом, анализируя график зависимости  $(y,g)$ , построенной по реальным данным, можно в рамках предположения о линейной однородности ПФ по направлению выпуклости определять участки с  $\sigma > 1/2$ ,  $\sigma = 1/2$  и  $\sigma < 1/2$ . Следовательно, построение зависимости  $(y,g)$  представляет интерес для предварительного анализа данных. Семейство кривых  $(y,g)$  для разных значений эластичности замещения  $\sigma$  представлено на рис. 1.4.

График  $(y,g)$ , построенный по данным рассматриваемого примера, приведен на рис. 2.6. Судя по направлению выпуклости, участок 1955–1966 гг. в целом может быть описан линейно-однородной ПФ с  $\sigma < 1/2$ . Участок 1950–1955 гг. характеризуется одновременным ростом средней производительности труда и средней фондоотдачи, что не соответствует свойствам линейно-однородной ПФ.

Таким образом, анализ зависимости  $(y,g)$  позволяет заключить, что если выбирать ПФ из класса CES, то эластичность замещения такой функции должна быть несколько меньше  $1/2$ . Это означает, в частности, что функция Кобба-Дугласа (у которой эластичность замещения равна 1) не подходит для описания траектории  $\{Y,K,L\}_t$  на рассматриваемом периоде.

## 2.6. Анализ факторных эластичностей

Если ПФ  $Y = F(K,L)$  дифференцируема и линейно-однородна, то справедливы следующие два равенства

$$(2.7) \quad \begin{cases} \delta_{K,t} E_{K,t} + \delta_{L,t} E_{L,t} = \delta_{Y,t} , \\ E_{K,t} + E_{L,t} = 1 , \end{cases}$$

которые для каждого момента  $t$  образуют систему из двух линейных уравнений относительно  $E_{K,t}$  и  $E_{L,t}$ . Эта система при  $\delta_{K,t} \neq \delta_{L,t}$  имеет решение

$$(2.8) \quad \begin{cases} E_{K,t} = \frac{\delta_{Y,t} - \delta_{L,t}}{\delta_{K,t} - \delta_{L,t}} , \\ E_{L,t} = \frac{\delta_{K,t} - \delta_{Y,t}}{\delta_{K,t} - \delta_{L,t}} = 1 - E_{K,t} . \end{cases}$$

Если в (2.8) подставить аппроксимации логарифмических производных  $\delta_{Y,t}$ ,  $\delta_{K,t}$  и  $\delta_{L,t}$ , полученные по формулам (2.2)–(2.3), получим показатели  $\varepsilon_{K,t}$  и  $\varepsilon_{L,t}$ , которые являются оценками факторных эластичностей  $E_{K,t}$  и  $E_{L,t}$  в предположении линейной однородности производственной функции. По-



этому, если зависимость  $(\varepsilon_K, k)$  соответствует одной из изображенных на рис. 1.5, то это свидетельствует о применимости производственной функции типа CES; в противном случае CES-функция неприменима. Если  $\varepsilon_K \approx \text{const}$ , то можно использовать функцию Кобба-Дугласа, а если  $\varepsilon_K$  монотонно убывает с ростом  $k$ , то в этом случае траектория  $\{Y, K, L\}_t$  на соответствующем интервале должна хорошо описываться функцией CES с эластичностью замещения  $\sigma < 1$ . Таким образом, анализируя график зависимости  $(\varepsilon_K, k)$ , построенной по реальным данным, можно в рамках предположений о дифференцируемости и линейной однородности ПФ определять участки с  $\sigma > 1$ ,  $\sigma = 1$  и  $\sigma < 1$ .

График  $(\varepsilon_K, k)$  для рассматриваемого примера приведен на рис. 2.7. Видно, что до 1963 г. наблюдается резкое падение  $\varepsilon_K$  с ростом  $k$ . Это свидетельствует о том, что эластичность замещения  $\sigma$  заметно меньше 1 и, следовательно, ПФ Кобба-Дугласа не подходит для описания траектории  $\{Y, K, L\}_t$  на данном интервале времени. При этом до 1954 г.  $\varepsilon_K$  превышало 1, что не соответствует свойствам линейно-однородной ПФ и может быть проинтерпретировано в терминах технического прогресса. На периоде 1963–1966 гг. наблюдается возрастание  $\varepsilon_K$  с ростом  $k$ , что может быть описано CES-функцией, у которой эластичность замещения превышает 1, либо отрицательна.

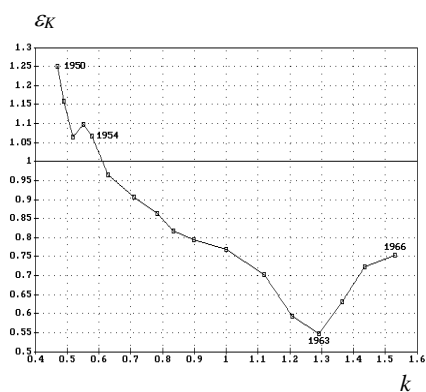


Рис. 2.7. Пример зависимости  $(\varepsilon_K, k)$

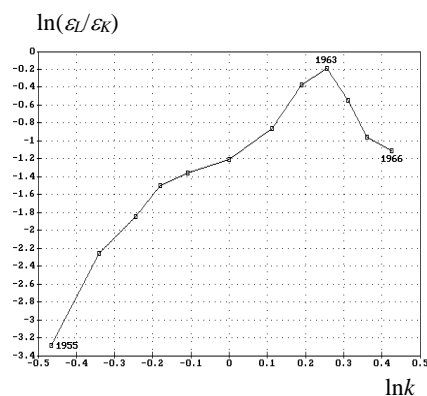


Рис. 2.8. Пример зависимости  $(\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K), \ln k)$

Таким образом, анализ зависимости  $(\varepsilon_K, k)$  позволяет заключить, что линейно-однородная ПФ может быть построена на интервале

1955–1963 гг., причем ее эластичность замещения меньше 1. Если включить в спецификацию ПФ член  $e^{pt}$ , то линейно-однородная ПФ с  $0 < \sigma < 1$  может быть построена на интервале 1950–1963 гг., причем оценка параметра  $p$  будет положительна. Если же вместо этого включить степень однородности  $\gamma$  в число оцениваемых параметров, то оценка  $\gamma$  будет больше 1. Период 1963–1966 гг. демонстрирует динамику, характерную для ПФ с  $\sigma > 1$  или  $\sigma < 0$ . Попытка построения CES-функции на всем рассматриваемом интервале 1950–1966 гг. заведомо приведет к невысокому качеству аппроксимации и к положительной автокорреляции остатков, поскольку CES-функция описывает лишь случай монотонной зависимости  $(\varepsilon_K, k)$ .

## 2.7. Анализ относительной капиталоемкости

Если ПФ  $Y = F(K, L)$  дифференцируема и линейно-однородна, то  $\frac{\partial \ln \kappa}{\partial \ln k} = \rho = \text{const}$ , где  $\kappa = \varepsilon_L / \varepsilon_K$  – относительная капиталоемкость (см. 1.2), и график зависимости  $(\ln \kappa, \ln k)$  представляет собой прямую линию с угловым коэффициентом  $\rho$  (рис. 1.6). Но если ПФ дифференцируема и линейно-однородна, то, согласно (2.8),

$$(2.9) \quad \kappa_t = \frac{\delta_{K,t} - \delta_{Y,t}}{\delta_{Y,t} - \delta_{L,t}}.$$

Если в (2.9) подставить аппроксимации  $\delta_{Y,t}$ ,  $\delta_{K,t}$  и  $\delta_{L,t}$  по формулам (2.2)–(2.3), получим, что  $\varepsilon_L / \varepsilon_K$  есть оценка  $\kappa$  в предположении линейной однородности ПФ. Поэтому, если зависимость  $(\ln(\varepsilon_L / \varepsilon_K), \ln k)$  близка к линейной, то это свидетельствует о том, что эластичность замещения близка к константе, т.е. может быть использована CES-функция. По углу наклона зависимости  $(\ln(\varepsilon_L / \varepsilon_K), \ln k)$  можно оценить значение эластичности замещения  $\sigma$ . Таким образом, анализируя график зависимости  $(\ln(\varepsilon_L / \varepsilon_K), \ln k)$ , построенной по реальным данным, можно в рамках предположений о дифференцируемости и линейной однородности ПФ определять участки с постоянной эластичностью замещения.

График  $(\ln(\varepsilon_L / \varepsilon_K), \ln k)$  для рассматриваемого примера приведен на рис. 2.8. На интервале 1950–1954 гг.  $\varepsilon_L / \varepsilon_K < 0$ , поэтому  $\ln(\varepsilon_L / \varepsilon_K)$  не определен. Участки 1955–1963 гг. и 1963–1966 гг. могут быть аппроксимированы линейными зависимостями вида

$$(2.10) \quad \ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K) = \ln \frac{1-b}{b} + \rho \ln k ,$$

где свободный член взят в виде, удобном для сравнения с параметром  $b$  CES-функции. Значения параметров  $\rho$  и  $b$  в уравнении (2.10) легко оценить методом линейной регрессии.

Таким образом, анализ зависимости  $(\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K), \ln k)$  позволяет заключить, что линейно-однородная CES-функция может быть построена на интервале 1955–1963 гг., причем на этом интервале  $\rho > 0$  (т.е.  $\sigma = 1/(1+\rho) < 1$ ). Также линейно-однородная CES-функция может быть построена для 1963–1966 гг., причем на этом интервале  $\rho < 0$ , хотя, очевидно, для идентификации ее параметров этот интервал времени – слишком короткий.

Заметим, что последние два вида предварительного анализа данных (анализ факторных эластичностей и относительной капиталоемкости) предъявляют более высокие требования к качеству исходных данных, поскольку требуют дифференцирования временных рядов исходных данных. Их можно назвать методами первого порядка, по числу необходимых операций дифференцирования, тогда как все прочие рассмотренные методы можно считать методами нулевого порядка. Если качество данных невысоко (что особенно характерно для российского переходного периода), то методы первого порядка могут ничего не дать для предварительного анализа данных. По этой же причине не будем рассматривать и методы порядка выше первого. Вообще, использование темповых зависимостей предъявляет более высокие требования к качеству исходных данных.

## 2.8. Оценивание параметров производственной функции

Проведение предварительного анализа данных позволяет перейти к оцениванию параметров CES-функции. Поскольку исходные данные представлены короткими временными рядами, то результаты оценивания требуют очень осторожной интерпретации. Они суммированы в табл. П2.1–П2.3 Приложения 2.

Выше было показано, что траектория  $\{Y, K, L\}_t$  на интервале 1950–1963 гг. может быть описана линейно-однородной ПФ, включающей член  $e^{pt}$ , причем в этом случае оценка параметра  $p$  должна быть положительной. Результаты оценивания, приведенные в строках 1 табл. П2.1–П2.3, согласуются с этим выводом. В строках 2 приведены результаты для интервала 1950–1966 гг. с учетом зависимости ПФ от времени, описываемой

членом  $e^{pt}$ . Эти оценки несколько хуже предыдущих, как и было выяснено на этапе предварительного анализа данных. Во всех случаях оценка эластичности замещения  $\sigma$  лежит в интервале от 0.22 до 0.28, т.е.  $\sigma$  существенно меньше 1.

Еще раз подчеркнем, что полученные оценки параметров регрессионных зависимостей нельзя считать удовлетворительными в силу малой длины временных рядов. Именно поэтому основное внимание ниже будет уделяться предварительному анализу данных, оценки же параметров, даже там, где их можно считать удовлетворительными, носят вспомогательный характер. Подчеркнем, что выводы, существенные для содержательного анализа экономической динамики, могут быть получены еще на этапе предварительного анализа данных.

Таким образом, описываемая техника анализа включает проведение предварительного анализа данных, предшествующего этапу оценивания параметров специфицированной зависимости. Фактически речь идет не просто о построении ПФ, а о проведении анализа макроэкономической динамики с привлечением понятий и концепций, разработанных в теории производственных функций.

В данном случае уже предварительный анализ данных позволяет получить основные содержательные выводы, минуя этап идентификации параметров производственной функции. Но важность проведения предварительного анализа данных определяется не только этим. Предварительный анализ данных позволяет выделить *периоды*, характеризующиеся различным поведением исходных данных, идентифицировать *поворотные точки* (границы периодов), т.е. выявить *хронологию* процесса. Именно такого рода анализ затруднительно проводить на этапе идентификации параметров.

Смысл предварительного анализа данных состоит, во-первых, в проведении периодизации (выявлении хронологии), причем это – главное, и, во-вторых, в получении информации о применимости конкретных спецификаций производственных функций на основе лишь самых общих допущений о свойствах ПФ (типа предположения о линейной однородности ПФ).

Приведенная система индикаторов соответствует случаю линейно-однородной ПФ, не зависящей явно от времени. Она легко может быть модифицирована на случай ПФ с другими свойствами, например, обобщена для ПФ с произвольным заданным значением степени однородности и/или для ПФ с автономным прогрессом, заданным определенным значением соответствующего параметра.

Анализ индикаторов такой системы является не только вспомогательным средством для построения ПФ, но может иметь и самостоятель-

ную ценность, поскольку для ответа на многие вопросы его вполне достаточно. Такая техника анализа данных родственна разведочному анализу данных, которому посвящена известная работа Дж.Тьюки [44].

### 3. Построение производственных функций для российской переходной экономики

#### 3.1. Анализ периода, предшествующего переходному

При исследовании переходной экономики, как и всякого другого переходного процесса, едва ли можно анализировать лишь сам переход, не уделив внимания описанию того состояния, из которого он начался. Российская переходная экономика наследует плановой экономике Советского Союза, поэтому начать анализ проблем построения производственных функций для российской переходной экономики с краткого анализа аналогичных проблем для предшествовавшего периода сравнительно стабильного развития представляется не только естественным, но и необходимым. Для этого будем использовать временные ряды произведенного национального дохода в сопоставимых ценах, всех основных фондов в сопоставимых ценах и численности рабочих и служащих. Данные представлены годовыми значениями с 1958 г. по 1990 г. в процентах к их значению в 1970 г. Данные получены на основе [45] и приведены в Приложении 1 (табл. П1.2).

На рис. 3.1–3.8 приведены графики для этих данных, аналогичные приведенным выше рис. 2.1–2.8. Видим (рис. 3.1), что график базисного индекса  $Y$  расположен между графиками индексов  $K$  и  $L$ . Это же наблюдается и для темпов на графике динамики  $\delta_Y$ ,  $\delta_K$  и  $\delta_L$  (рис. 3.2). Такая совместная динамика рассматриваемых временных рядов не противоречит возможности ее описания линейно-однородной производственной функцией.

Вместе с тем динамика  $\delta_Y$  отличается заметно большей подвижностью, чем динамика  $\delta_K$  и  $\delta_L$  (рис. 3.2). Это означает, что динамика  $\delta_Y$  не может быть в точности (без значительного остатка) описана функцией осреднения  $\delta_K$  и  $\delta_L$ , поскольку временной ряд  $\delta_Y$  содержит высокочастотные составляющие динамики, тогда как ряды  $\delta_K$  и  $\delta_L$  таких составляющих не содержат. Это означает, что попытка построения производственной функции

с неизменными параметрами для всего рассматриваемого интервала времени неизбежно приведет к высокой автокорреляции остатков.

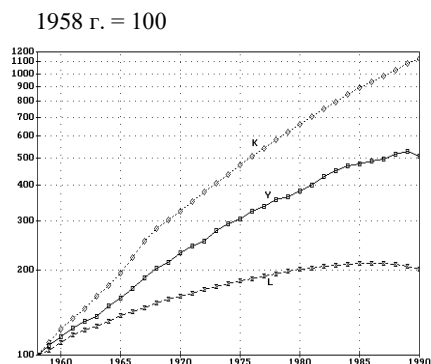


Рис. 3.1. Динамика индексов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  для СССР

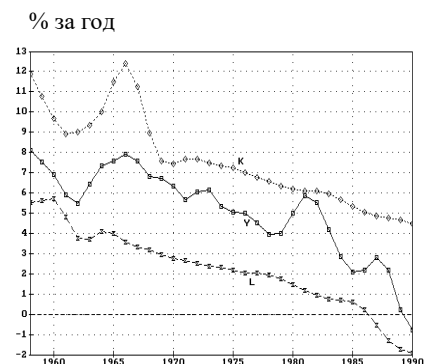


Рис. 3.2. Динамика  $\delta Y$ ,  $\delta K$  и  $\delta L$  для СССР

Можно использовать, по крайней мере, два подхода к решению этой проблемы. В соответствии с первым из них более высокая подвижность темпа выпуска может быть объяснена изменениями параметров производственной функции с течением времени. Этот подход состоит в построении и анализе *краткосрочной* производственной функции. Второй подход предполагает отказ от попыток объяснить более высокую подвижность темпа выпуска эволюцией параметров ПФ, в соответствии с ним строится *долгосрочная* производственная функция, параметры которой неизменны на протяжении достаточно длительного периода времени. Высоочастотные составляющие темпа выпуска остаются в этом случае в составе остатка, не объясняемого динамикой факторов производства. Динамика этого остатка затем интерпретируется содержательно, при этом изменения объясняются причинами, не связанными с динамикой факторов производства.

Заметим, что эти два подхода не противоречат друг другу, несмотря на то, что в соответствии с ними получаются разные производственные функции, поскольку краткосрочная и долгосрочная производственные функции, вообще говоря, и не должны совпадать.

Возможны и другие подходы. Так, можно идти по пути усложнения спецификации ПФ в надежде описать ею динамику выпуска. Этот подход, в сущности, эквивалентен первому из рассмотренных выше. Можно попытаться ввести в производственную функцию дополнительные факторы

с тем, чтобы устранить необъяснимый остаток. Такой подход близок ко второму из рассмотренных выше.

В данном разделе будем проводить анализ в соответствии с первым подходом. Второй будет использован ниже в разделе 4, посвященном анализу совокупной факторной производительности.

Перейдем к проведению предварительного анализа данных. Зависимость  $(y,k)$  демонстрирует в целом рост  $y$  с ростом  $k$  (рис. 3.3), а зависимость  $(g,l)$  – рост  $g$  с ростом  $l$  (рис. 3.4), что также соответствует свойствам линейно-однородной ПФ. Вместе с тем, эти зависимости имеют участки, где графики – выпуклые, что не соответствует свойствам линейно-однородной ПФ, поскольку означает нарушение предположения об убывающей отдаче.

Зависимость  $(L/Y,K/Y)$  является в целом убывающей (рис. 3.5), что соответствует свойствам изокванты линейно-однородной ПФ, однако на графике наблюдаются участки, где кривая вогнута, что противоречит свойствам такой ПФ и означает, что на этих участках эластичность замещения  $\sigma < 0$ .

Зависимость  $(y,g)$  является в целом убывающей и выпуклой (рис. 3.6), откуда следует, что на всем рассматриваемом интервале эластичность замещения  $\sigma > 1/2$ , т.е. достаточно высока, учитывая результаты [1] и приведенные выше наши оценки, полученные по тем же данным. Вместе с тем, на графике  $(y,g)$  четко просматриваются участки, на которых кривая вогнута, что соответствует значениям эластичности замещения  $\sigma < 1/2$  на этих участках.

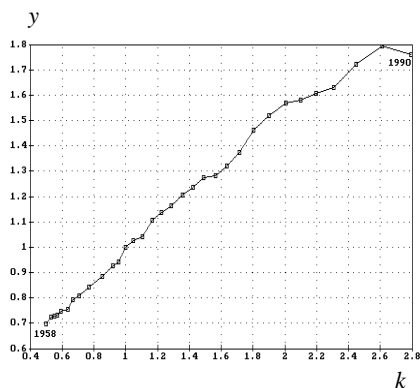


Рис. 3.3. Зависимость  $(y,k)$  для СССР

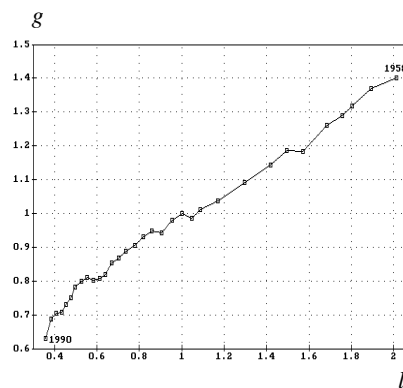


Рис. 3.4. Зависимость  $(g,l)$  для СССР



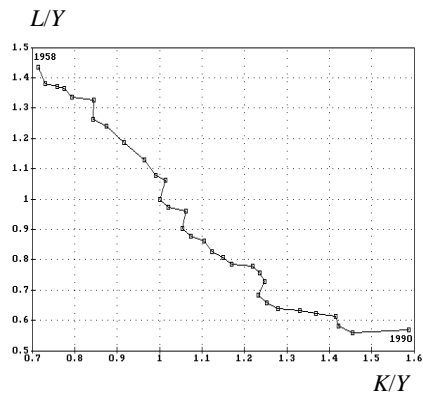


Рис. 3.5. Зависимость  $(L/Y, K/Y)$  для СССР

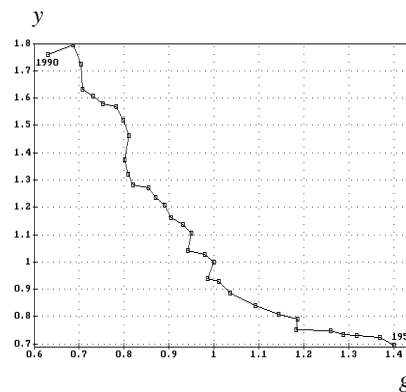


Рис. 3.6. Зависимость  $(y, g)$  для СССР

Наиболее информативными представляются графики, приведенные на рис. 3.7, 3.8. На обоих этих графиках выделяются периоды, описываемые производственными функциями с существенно разными параметрами. Так, до 1961 г. наблюдалось падение  $\varepsilon_K$  с ростом  $k$  (рис. 3.7) и, соответственно, рост  $\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K)$  с ростом  $\ln k$  (рис. 3.8), что соответствует случаю линейно-однородной ПФ с параметром  $\rho > 0$  (т.е.  $0 < \sigma < 1$ ). Затем с 1961 г. по 1969 г. наблюдается период роста  $\varepsilon_K$  с ростом  $k$  и падения  $\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K)$  с ростом  $\ln k$ , что может быть описано линейно-однородной ПФ с параметром  $\rho < 0$  (т.е. с  $\sigma > 1$  или  $\sigma < 0$ ). Экономическая динамика на этих двух периодах вполне согласуется с рассмотренным выше примером анализа исходных данных из работы М.Вейцмана [1]. Единственное отличие состоит в идентификации момента смены тенденции: выше (рис. 2.7, 2.8) поворотная точка соответствует 1963 г., здесь же (рис. 3.7, 3.8) она соответствует 1961 г. В этом расхождении нет ничего удивительного, поскольку, во-первых, использованы разные исходные данные, а, во-вторых, всякая оценка, в том числе и оценка момента смены тенденции, имеет некоторую погрешность. Расхождение между разными оценками может дать некоторое представление об их точности. Оба массива данных позволяют заключить, что в окрестности 1962 г. произошла смена тенденции.

Следующая смена тенденции произошла в окрестности 1969 г. (рис. 3.7, 3.8), после чего до 1978–1979 гг. траектория  $\{Y, K, L\}_t$  может быть описана линейно-однородной ПФ с эластичностью замещения  $0 < \sigma < 1$ . С

конца 1970-х гг. макроэкономическая динамика характеризуется флуктуациями значительно большего масштаба, чем прежде (рис. 3.7, 3.8). Можно по-разному выделять периоды для идентификации на них параметров производственной функции. Так, период с 1980 г. до 1990 г. может быть описан линейно-однородной ПФ с  $0 < \sigma < 1$ , причем оценка эластичности замещения на этом периоде будет ниже, чем на интервале 1969–1979 гг. и качество ее оценки будет хуже в силу гораздо большего масштаба флуктуаций. Можно оценивать параметры линейно-однородной ПФ и на интервале 1969–1990 гг., причем и в этом случае следует ожидать, что  $0 < \sigma < 1$ , а качество оценки будет невысоким. Кроме того, поскольку оценка параметра  $\rho$  определяется угловым коэффициентом регрессионной прямой на графике  $(\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K), \ln k)$ , то на интервале 1969–1990 гг. оценка  $\rho$  будет ниже (т.е. оценка  $\sigma$  – выше), чем на интервале 1980–1990 гг. (рис. 3.8).

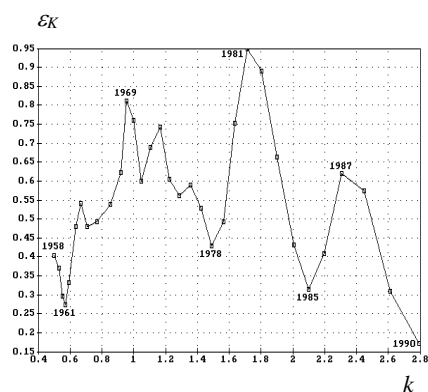


Рис. 3.7. Зависимость  $(\varepsilon_K, k)$  для СССР

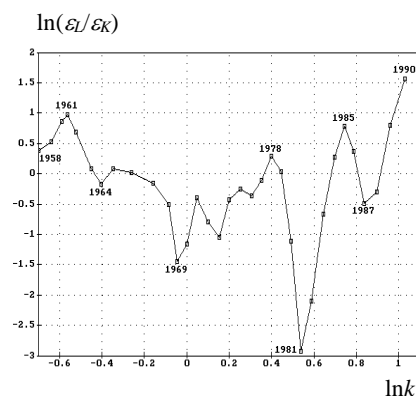


Рис. 3.8. Зависимость  $(\ln(\varepsilon_L/\varepsilon_K), \ln k)$  для СССР

Наконец, можно сделать попытку идентификации параметров линейно-однородной ПФ и на всем анализируемом интервале с 1958 г. по 1990 г., но, очевидно, оценка эластичности замещения здесь будет хотя и достаточно высокой (нельзя исключать возможности использования даже и ПФ Кобба-Дугласа), но ненадежной, поскольку производственные функции с постоянной эластичностью замещения описывают лишь случай монотонной зависимости  $\varepsilon_K$  от  $k$ .

Выделенные периоды содержат слишком малое число наблюдений, поэтому соответствующие оценки параметров CES-функции здесь не приводятся. Для всего анализируемого интервала наблюдается положительная

автокорреляция остатков, что находится в полном согласии с выводами, полученными на этапе предварительного анализа данных. Оценки параметров ПФ Кобба-Дугласа для всего анализируемого интервала времени приведены в табл. П2.4. Статистика Дарбина-Уотсона указывает на наличие положительной автокорреляции остатков и, следовательно, на смещенность оценок (строка 1). Использование процедуры Кохрейна-Оркутта позволило устранить автокорреляцию остатков (строка 2). Соответствующие оценки по временным рядам темпов приведены в строке 1 табл. П2.5.

Здесь необходимо отметить, что для разных задач целесообразно использовать различные формулы, аппроксимирующие логарифмические производные. Для предварительного анализа данных имеет смысл использовать формулу центральных разностей (2.2), дающую более точную аппроксимацию логарифмической производной, чем обычная формула темпов прироста, после незначительного сглаживания (2.3), позволяющего уменьшить влияние нерегулярной составляющей динамики на оценку темпа. Но для использования временных рядов темпов в регрессионных зависимостях такое дифференцирование подходит плохо, поскольку оно искусственно привносит автокорреляцию между соседними членами временного ряда, что соответствующим образом ухудшает качество эконометрических оценок и, в частности, снижает значение критерия Дарбина-Уотсона. Поэтому для проведения регрессионного анализа темпы будем аппроксимировать по обычной формуле темпов прироста. Табл. П2.5 демонстрирует влияние разных формул дифференцирования на результаты оценивания. Сравнение строк 1 и 2 этой таблицы показывает, что использование центральных разностей резко снижает значение критерия Дарбина-Уотсона, хотя и увеличивает оценку  $R^2$ .

Обсудим полученные результаты. Бросающейся в глаза особенностью советской макроэкономической динамики является наличие периодов, которые описываются производственными функциями с существенно разными наборами параметров. Достаточно длительные периоды с весьма низкой эластичностью замещения чередуются с периодами, когда наблюдается динамика, аномальная с точки зрения свойств производственных функций. Так, до начала 1960-х гг. (см. также 2.8) наблюдалось низкое значение эластичности замещения, затем на интервале 1960–1970 гг. оценка параметра  $\sigma$  – отрицательна, что является нарушением свойства убывающей отдачи, затем на протяжении 1970-х гг. вновь наблюдалось низкое значение  $\sigma$ , после чего на рубеже 1970-х – 1980-х гг. произошел резкий рост эластичности выпуска по фондам, аномальный с точки зрения свойств ПФ, который снова сменился длительным периодом, в целом характеризующимся слабыми возможностями замещения труда фондами. Хорошо про-

смаывается влияние проводимой экономической политики на макроэкономическую динамику (что не удивительно, учитывая плановый характер советской экономики).

Заметим, что такая неоднородность протекания макроэкономических процессов влияет на технику анализа экономической динамики, особенно в краткосрочном плане.

Следствием наличия таких периодов является существенная зависимость получаемых оценок параметров ПФ от выбора интервала оценивания и от заданного масштаба времени, на котором проводится ретроспективный анализ. Существенная зависимость оценок параметров ПФ от интервала оценивания делает предварительный анализ данных не просто полезным, но и совершенно необходимым этапом построения ПФ, в противном случае можно получить практически произвольные оценки параметров из достаточно широкого диапазона.

Именно наличие таких периодов, по нашему мнению, объясняет кажущийся парадокс кардинального отличия оценки эластичности замещения, значительно меньшей единицы, полученной в пионерской работе М.Вейцмана [1] и подтвержденной рядом других авторов, от нашей близкой к единице оценки  $\sigma$  (о чем свидетельствует приемлемое качество оценок параметров ПФ Кобба-Дугласа). Эти различия влияют на содержательные выводы даже на качественном уровне, поскольку если оценка  $\sigma$  существенно меньше единицы, то политика форсированного наращивания основных фондов является тупиковой, а если  $\sigma$  достаточно близко к единице, то такая политика тупиковой не является. Просто оценки М.Вейцмана соответствуют вполне определенному периоду и вполне определенному масштабу времени. Для другого периода и другого (большого) масштаба времени оценки – существенно иные. На больших интервалах времени советская экономика демонстрировала гораздо большие возможности замещения труда фондами, чем на отдельных периодах, соответствующих меньшим масштабам времени (именно один из таких периодов и попал в поле зрения автора [1]).

Заметим также, что большинство оценок эластичности замещения  $\sigma$ , полученных на основе временных рядов, меньше единицы, тогда как оценки, полученные по пространственным данным, обычно выше и близки к единице (см., например, [46]). Таким образом, полученные рядом авторов низкие оценки эластичности замещения для периода планового развития, отражают не только низкие возможности замещения труда капиталом, но и, вполне вероятно, смещения, типичные для оценок, получаемых по временным рядам.

Таким образом, на интервалах времени разного масштаба система демонстрирует различные свойства: локальная (на малых временах) неустойчивость оценок параметров производственной функции сочетается с глобальной (на протяжении нескольких десятилетий) устойчивостью, когда оценки параметров изменяются в окрестности определенного значения (скажем, в окрестности оценок параметров ПФ Кобба-Дугласа), не выходя за пределы некоторой области в множестве значений параметров (хорошую иллюстрацию дают рис. 3.7, 3.8). Заметим, что такое поведение является типичным для сложных нелинейных систем, демонстрирующих хаотическую динамику (см., например, [47]).

Существенная зависимость оценок параметров ПФ от анализируемого масштаба времени должна учитываться при использовании ПФ в качестве инструмента прогнозирования. Горизонт прогноза должен быть согласован с масштабом времени, которому соответствуют используемые оценки параметров. Для краткосрочного прогнозирования может быть использована ПФ, оцененная на последнем выделенном периоде, для более долгосрочного прогнозирования следует использовать ПФ, идентифицированную на интервале большей продолжительности.

Заслуживает обсуждения вопрос о причинах возникновения таких периодов в советской экономике. Представляется, что причину этого феномена следует искать в самой природе плановой экономики, в которой на микроуровне отсутствовали эффективные механизмы обратной связи, присущие развитой рыночной экономике. В таких условиях увеличение масштаба флуктуаций в системе представляется неизбежным, поскольку обратная связь реализуется посредством регулярных корректировок экономической политики на макроуровне, т.е. на самом высоком уровне и на больших характерных временах. Производится «встряска» всей экономической системы, примерами которых столь богата российская история, что и может порождать такие периоды. Увеличение масштаба флуктуаций экономической динамики в 1980-е гг. (рис. 3.7, 3.8) также свидетельствует в пользу такой гипотезы.

### **3.2. Анализ переходного периода**

Перейдем к анализу переходного периода развития российской экономики. Начнем с анализа традиционного набора факторов, используемых для построения производственной функции. Будем использовать временные ряды годовых данных валового внутреннего продукта в сопоставимых ценах, основных фондов в сопоставимых ценах и среднегодовой численности занятых в экономике. Данные представлены базисными индекса-

ми в процентах к их значению в 1990 г. и покрывают период с 1989 г. по 2001 г. (для фондов – по 2000 г.). Они получены на основе [48] и приведены в Приложении 1 (табл. П1.3).

Как показывает динамика индексов выпуска, фондов и труда, приведенная на рис. 3.9, график базисного индекса валового внутреннего продукта (он обозначен  $Y_1$ ) расположен значительно ниже графиков индексов фондов  $K$  и численности занятых  $L$ , т.е. существенно выходит за пределы задаваемой ими «трубки». Это означает, что  $Y_1$  нельзя рассматривать как среднее  $K$  и  $L$ , поскольку результат осреднения должен находиться между осредняемыми величинами. На графике темпов (рис. 3.10) темп  $Y_1$  также расположен 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 временных рядов *не может быть описана* линейно-однородной производственной функцией.

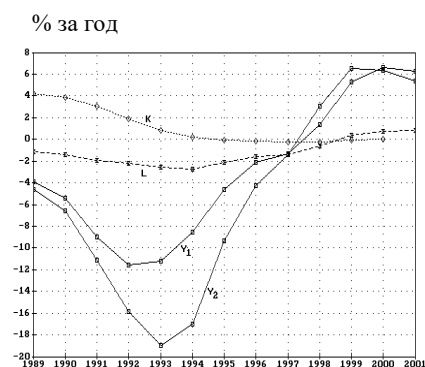
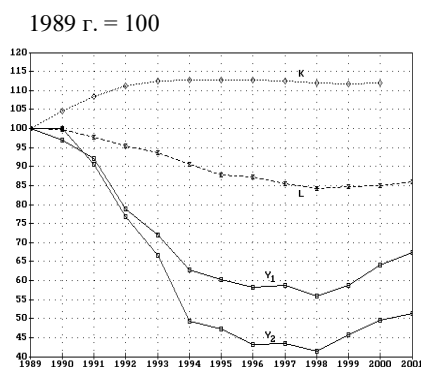


Рис. 3.9. Динамика индексов  $Y$ ,  $K$  и  $L$  Рис. 3.10. Динамика темпов  $Y$ ,  $K$  и  $L$

Использование временного ряда другого показателя объема производства не позволяет исправить ситуацию. Так на рис. 3.9, 3.10 показаны результаты и для индекса промышленного производства (он обозначен  $Y_2$ ), рассчитанного автором по данным Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ (методика описана в [12], данные приведены в табл. П1.3 Приложения 1). Видим, что и в этом случае выпуск никак не может быть получен осреднением факторов.

График  $(y, k)$  также демонстрирует аномальную, с точки зрения свойств ПФ, динамику (рис. 3.11), поскольку с ростом фондовооруженности производительность труда падает. График  $(L/Y, K/Y)$  также не соответ-

ствует свойствам изокванты линейно-однородной ПФ (рис. 3.12), поскольку такая зависимость означает необходимость увеличения затрат обоих факторов  $K$  и  $L$  для поддержания выпуска  $Y$  на прежнем уровне. Приведенные графики построены для использования в качестве выпуска валового внутреннего продукта. Использование в качестве выпуска индекса промышленного производства также приводит к аномальной динамике данных показателей.

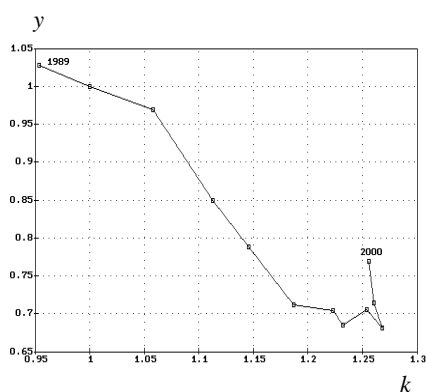


Рис. 3.11. График зависимости  $(y,k)$

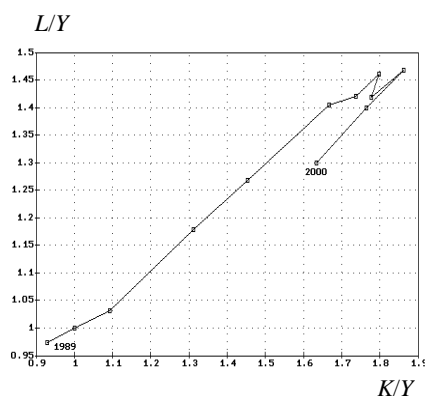


Рис. 3.12. График зависимости  $(L/Y, K/Y)$

Проведенный анализ показывает, что основные фонды и численность занятых не описывают ни трансформационного спада, ни начавшегося вслед за ним подъема. Поэтому дальнейшее исследование возможности построения краткосрочной ПФ с этим набором факторов лишено смысла.

### 3.3. Учет уровня загрузки мощностей

Почему попытка использования традиционного набора факторов, применяемых для построения агрегированной производственной функции, в случае российской переходной экономики не позволяет получить хотя бы посредственных результатов, тогда как для плановой экономики СССР результаты были вполне приемлемыми?

Чтобы ответить на этот вопрос, еще раз обратимся к рассмотренным выше данным по СССР. В советское время динамика выпуска в целом была промежуточной между динамикой фондов и труда (рис. 3.1, 3.2). Фонды были более быстро растущим фактором, тогда как динамика труда была более «консервативной», «вялой», поскольку в условиях полной заня-

тости она определялась в основном демографическими процессами, которые по своей природе более инерционны. Динамика же фондов была в гораздо большей мере подвержена воздействию со стороны органов управления путем регулирования инвестиционной политики. Это определяло и особую важность поддержания на достаточно высоком уровне именно эластичности выпуска по фондам  $E_k$ , поскольку в противном случае (в рамках рассматриваемой упрощенной схемы) исчезала возможность воздействия на динамику выпуска.

С началом процесса экономической трансформации ситуация коренным образом изменилась. На фоне кардинальной интенсификации динамики выпуска (как на фазе спада, так и на этапе роста) и фонды, и труд демонстрируют весьма «вялую» динамику. Фонды стали использоваться далеко не в полной мере, поэтому динамика соответствующего показателя не отражает динамику их реально используемой части. Кроме того, затратная оценка фондов не вполне адекватна рыночным условиям. В ситуации, когда при переходе от ресурсных ограничений к спросовым фонды стали избыточным фактором, их значимость как фактора, способного определять динамику выпуска, резко снизилась. Возможно, здесь имеет место феномен выхода за пределы экономической области (см. 1.5).

Попытаться учесть реально используемую часть фондов можно при помощи данных об уровне загрузки мощностей, рассчитываемых Центром экономической конъюнктуры при Правительстве РФ [49]. Такие данные для экономики в целом отсутствуют, поэтому будем использовать временной ряд среднегодового уровня загрузки производственных мощностей в промышленности, полученный осреднением квартальных значений, опубликованных в [49]. Данные приведены в Приложении 1 (табл. П1.3), они покрывают период с 1993 г. по 2001 г.

Как показывает динамика ВВП  $Y_1$ , загруженных фондов  $K_u$  (полученных перемножением использованных выше основных фондов  $K$  на уровень их загрузки) и численности занятых, приведенная на рис. 3.13, график базисного индекса выпуска расположен между графиками фондов и труда. То же имеет место и для темпов, причем как на этапе спада, так и на этапе роста (рис. 3.14). В случае использования в качестве выпуска индекса промышленного производства ситуация несколько хуже – базисный индекс  $Y_2$  выходит за пределы «трубки», задаваемой индексами  $K_u$  и  $L$  (рис. 3.13), однако причиной этого является лишь кульминация темпов промышленного спада на рубеже 1993–1994 гг. Если же данные за 1993 г. не учитывать, то и этот вариант выпуска попадает в «трубку», что хорошо видно на графике темпов (рис. 3.14).



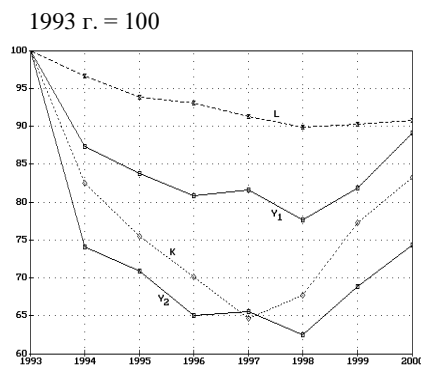


Рис. 3.13. Динамика индексов  $Y$ ,  $K_u$  и  $L$

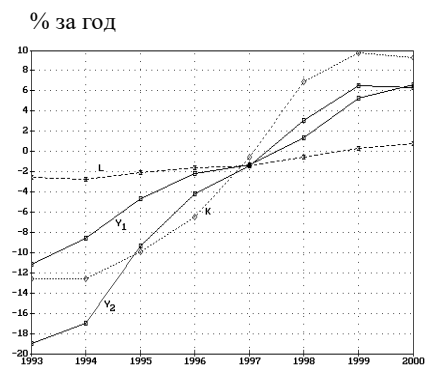


Рис. 3.14. Динамика темпов  $Y$ ,  $K_u$  и  $L$

Полный комплект графиков для проведения предварительного анализа данных здесь не приводится, отметим лишь, что эти графики в первом приближении соответствуют свойствам линейно-однородной ПФ.

Вместе с тем эти данные – достаточно грубые. Во-первых, для их получения использованы данные о загрузке производственных мощностей в промышленности, которые распространены на экономику в целом. Вполне вероятно, это дает заниженную оценку используемых фондов, поскольку трансформационный спад в промышленности был глубже, чем в экономике в целом. Если эта оценка – заниженная, то индекс выпуска может оказаться за пределами «трубки» между  $K$  и  $L$ , что повлечет получение оценок параметров ПФ, не интерпретируемых содержательно (оценка эластичности выпуска по фондам может быть больше 1, а оценка эластичности выпуска по труду – отрицательной).

Во-вторых, численность занятых, определяемая по формальному признаку, в условиях «придерживания рабочей силы» также не внушает доверия. Имело бы смысл учесть и реально используемый труд, что может существенно изменить динамику индекса  $L$ . Впрочем, это способно заметно повлиять на числовые оценки параметров, но едва ли может вывести их за пределы интерпретируемости, поскольку временной ряд численности занятых демонстрирует лишь незначительное снижение (рис. 3.13).

Наконец, оценки, полученные с применением данных о реально используемых фондах, едва ли годятся для построения инструментария прогнозирования, поскольку для этого необходимо замыкание модели. Традиционно с этой целью используют уравнение динамики фондов, учи-

тывающее их увеличение за счет инвестиций и уменьшение за счет выбытия. В данном же случае построить даже простейшую модель динамики используемых фондов затруднительно, поскольку их объем определяется далеко не только инвестициями и выбытием, но и в очень значительной мере – изменениями степени загрузки существующих фондов, как это показывают данные уровня загрузки производственных мощностей в промышленности (табл. П1.3 Приложения 1).

Результаты оценивания параметров производственных функций по этим данным приводить не будем, поскольку соответствующие временные ряды слишком коротки.

### **3.4. Учет инвестиций в качестве фактора производства**

С точки зрения проблемы построения производственной функции, среди факторов  $K$  и  $L$  в условиях российской переходной экономики явно не хватает фактора, который мог бы оказывать определяющее воздействие на динамику выпуска. С формальной точки зрения он должен быть таким, чтобы его базисный индекс снизился бы на этапе доминирования в экономике тенденций спада сильнее, чем общепринятые показатели выпуска, такие, как индекс ВВП в реальном выражении или индекс промышленного производства. На этапе же роста такой фактор, напротив, должен демонстрировать опережающий рост. Другими словами, этот фактор должен продемонстрировать достаточно «контрастную» динамику. Только в этом случае динамику выпуска можно было бы рассматривать как среднее индексов факторов. С экономической точки зрения это должен быть такой фактор, который оказывал бы существенное влияние на динамику выпуска. Поскольку  $K$  и  $L$  – факторы, имеющиеся в условиях российской переходной экономики в избытке, то недостающий фактор должен соответствовать тому, чего в экономике не хватает. С экономико-статистической точки зрения это должен быть фактор, по которому имеются сопоставимые данные за достаточно длительный период времени. Наконец, такой фактор мог бы рассматриваться как управление в смысле теории управления.

Очевидным кандидатом на роль такого фактора в рассматриваемых условиях являются инвестиции. Этот фактор удовлетворяет всем перечисленным требованиям: инвестиции демонстрируют гораздо более глубокий спад, чем производство; инвестиции важны для экономического роста, и они являются дефицитным фактором в переходной экономике; имеются статистические данные, отражающие динамику инвестиций; именно инвестиции можно рассматривать как управление. Добавим, что применительно

к инвестициям не существует проблемы выделения эффективно используемой их части, в отличие от данных по фондам и труду (во всяком случае, эта проблема применительно к данным по инвестициям не столь остра).

Проведение анализа с целью выяснения возможности построения ПФ, учитывающей в качестве фактора производства инвестиции, позволило бы, в частности, пролить свет на вопрос об остроте инвестиционного голода, поскольку весьма распространено мнение о том, что привлечение инвестиций является едва ли не важнейшим условием для вывода российской экономики из кризиса. Конкурирующей гипотезой является мнение о том, что сдерживающим фактором роста являются спросовые ограничения, тогда как при наличии спроса на какие-либо товары или услуги задача привлечения инвестиций под соответствующий проект не является сложной.

Поэтому представляет интерес попытка построения производственной функции вида  $Y = F(I, L)$ , где  $I$  – инвестиции. Идти по пути расширения набора учитываемых факторов производства, т.е. построения трехфакторной ПФ с факторами  $K$ ,  $I$  и  $L$  не представляется целесообразным по ряду причин. Во-первых, увеличение числа факторов порождает проблемы при оценивании параметров ПФ (связанные как с увеличением числа оцениваемых параметров, так и с проблемой мультиколлинеарности), в результате оценки параметров получают менее надежными статистически и хуже интерпретируются содержательно, тогда как именно они представляют основной интерес при ретроспективном анализе. В случае российской переходной экономики это и вовсе невозможно, поскольку данных не хватает даже и для получения надежных оценок двухфакторной производственной функции. Во-вторых, это усложняет технику предварительного анализа данных (необходимо анализировать поверхности в трехмерном пространстве), который, как было показано выше, является необходимым этапом построения ПФ. Наконец, учитывать наряду с потенциально лимитирующим фактором  $I$  еще и фактор  $K$ , демонстрирующий крайне «вялую» динамику, заведомо не являющийся ограничивающим и крайне неточно измеряемый, представляется совершенно нелогичным. Заметим, что функцию вида  $Y = F(I, L)$  можно считать предельным случаем производственных функций, учитывающих возрастную структуру основных фондов (т.е. ПФ «винтедж», см. [46, 14]).

Для построения производственной функции  $Y = F(I, L)$  будем использовать те же временные ряды выпуска,  $Y_1$  – ВВП в реальном выражении,  $Y_2$  – индекс промышленного производства, и труда  $L$  – численности занятых в экономике. В качестве данных по инвестициям  $I$  будем использовать временной ряд индекса инвестиций в основной капитал в сопоста-

вимых ценах, полученный из [48] и приведенный в Приложении 1 (табл. П1.3).

В данном случае графики обоих вариантов выпуска расположены между графиками индексов  $I$  и  $L$  (рис. 3.15). Это же наблюдается и на графике темпов (рис. 3.16), причем, как на фазе спада, так и на фазе роста (небольшое рассогласование в окрестности 1998 г. едва ли заслуживает особого внимания, поскольку может быть объяснено флуктуацией исходных данных, а также снижением точности определения темпов в окрестности поворотной точки). Такая совместная динамика рассматриваемых временных рядов не противоречит возможности описания ее линейно-однородной производственной функцией.

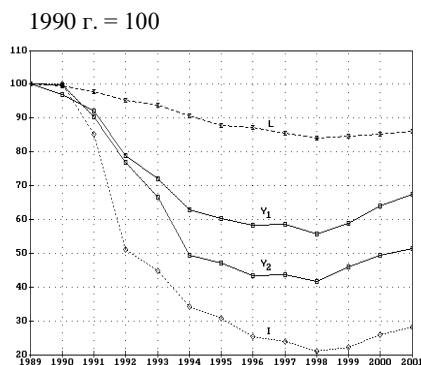


Рис. 3.15. Динамика индексов  $Y$ ,  $I$  и  $L$

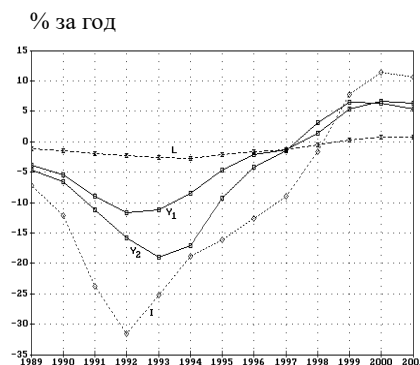


Рис. 3.16. Динамика темпов  $Y$ ,  $I$  и  $L$

Зависимость  $(y,i)$ , где  $i = I/L$ , демонстрирует в целом рост  $y$  с ростом  $i$  (рис. 3.17), а зависимость  $(Y/I, L/I)$ , аналог рассматривавшейся ранее зависимости  $(g,l)$ , — рост  $Y/I$  с ростом  $L/I$  (рис. 3.18), что также соответствует свойствам линейно-однородной ПФ. Вместе с тем эти зависимости характеризуются более значительными флуктуациями, чем рассмотренные выше зависимости  $(y,k)$  и  $(g,l)$  для советской экономики (рис. 3.3, 3.4), а анализ направления их выпуклости представляется затруднительным.

Зависимости  $(L/Y, I/Y)$  и  $(Y/L, Y/I)$  являются в целом убывающими (рис. 3.19, 3.20) и, в первом приближении соответствуют свойствам изоквант линейно-однородной ПФ. Что-либо определенное сказать о направлении их выпуклости затруднительно.

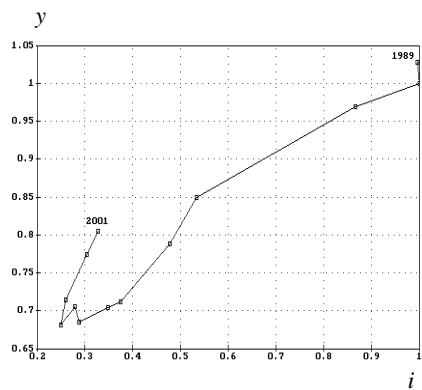


Рис. 3.17. График зависимости  $(y,i)$

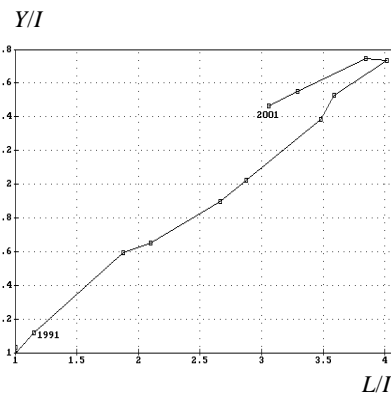


Рис. 3.18. График зависимости  $(Y/I, L/I)$

Приведенные на рис. 3.17–3.20 графики соответствуют использованию ВВП ( $Y_1$ ) в качестве выпуска. Для индекса промышленного производства ( $Y_2$ ) получаются похожие графики, которые здесь не приводятся. Также здесь не приводятся и графики, аналогичные анализировавшимся ранее графикам  $(\varepsilon_k, k)$  и  $(\ln(\varepsilon_l/\varepsilon_k), \ln k)$  (рис. 3.7, 3.8), поскольку флуктуации приводят к неустойчивости соответствующих показателей.

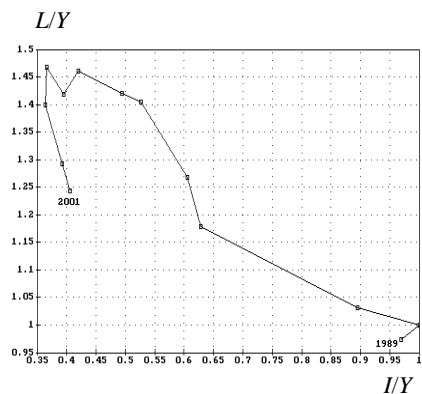


Рис. 3.19. График зависимости  $(L/Y, I/Y)$

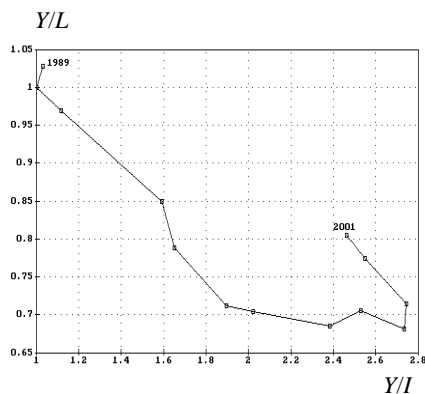


Рис. 3.20. График зависимости  $(Y/L, Y/I)$

Предварительный анализ данных позволяет говорить о возможности построения линейно-однородной производственной функции  $Y = F(I, L)$ . Вместе с тем едва ли можно ожидать хорошего качества аппроксимации и надежной оценки эластичности замещения. Учитывая значительность флуктуаций, неопределенность направления выпуклости анализировавшихся кривых и малую длину временных рядов, представляется целесообразным оценивать производственную функцию возможно более простого вида с минимальным числом оцениваемых параметров, т.е. ПФ Кобба-Дугласа.

Результаты оценивания параметров ПФ Кобба-Дугласа приведены в табл. П2.6 Приложения 2 (строки 1,2), а соответствующие оценки по временным рядам темпов приведены в табл. П2.7 (строки 1,2). Поскольку исходные данные не позволяют оценить зависимость эластичности выпуска по инвестициям  $E_I$  от  $i$ , определяемую эластичностью замещения труда инвестициями, то остается интерпретировать лишь оценку уровня  $E_I$ , которую дает параметр  $b$ . Поскольку, в соответствии со спецификацией ПФ Кобба-Дугласа,  $y$  связана с  $i$  степенной зависимостью  $y = Ai^b$ , то значимо меньшая 1 оценка  $b$  означает, что на этапе доминирования тенденций спада удельные инвестиции  $i = I/L$  должны сокращаться опережающими темпами по сравнению с производительностью труда  $y = Y/L$ , а на этапе доминирования тенденций роста  $i$  должно расти опережающими темпами по сравнению с  $y$ . Именно это в целом и имело место на протяжении всей рассматриваемой части переходного периода. Сохранение существенно меньших 1 значений  $E_I$  на перспективу в условиях роста производительности труда означает необходимость роста нормы накопления и, соответственно, снижения нормы потребления.

Поскольку оценка  $b$  достаточно велика (0.3–0.5), а фактор  $L$  изменяется в несколько раз слабее, чем  $I$  (рис. 3.15, 3.16), то основной вклад в динамику  $Y$  дает динамика  $I$ , динамика же  $L$  сравнительно слабо влияет на  $Y$ . Так как в данной ситуации определяющим является фактор  $I$ , то имеет смысл построить и простейшую однофакторную зависимость  $Y = F(I)$ . Графики  $(\ln Y, \ln I)$  для обоих используемых вариантов выпуска в первом приближении могут быть описаны линейными зависимостями (рис. 3.21, 3.22), поэтому в качестве такой однофакторной зависимости можно использовать степенную зависимость  $Y = AI^b$ . Результаты оценивания параметров такой зависимости приведены в табл. П2.6 Приложения 2 (строки 3,4), а соответствующие оценки по временным рядам темпов приведены в табл. П2.7 (строки 3,4). Оценки параметра  $b$  близки к соответствующим оценкам для зависимости  $Y = AI^b L^{1-b}$  и также значимо меньше 1. В содержательном плане это означает, что на этапе выхода из трансформационного кризиса

требуется опережающий рост инвестиций, что, в свою очередь, требует роста нормы накопления  $s = I/Y$  и снижения нормы потребления  $c = 1-s$ , поскольку  $\delta_s = \delta_I - \delta_Y$ ,  $\delta_Y = b\delta_I$ ,  $b < 1$  и  $\delta_s = (1-b)\delta_I$ . Таким образом, этап «проедания» национального богатства, когда спад потребления был гораздо менее глубоким, чем спад производства, должен смениться этапом относительного «затягивания поясов», когда рост потребления будет заметно отставать от роста производства. Именно это и наблюдается после обострения кризиса в 1998 г., ознаменовавшего, как представляется, смену периода доминирования тенденций спада периодом доминирования тенденций роста. А это, в свою очередь, означает ограниченность спроса как фактора стимулирования экономического роста. Индикатором завершения этого периода «затягивания поясов» можно считать сближение темпов инвестиций и выпуска.

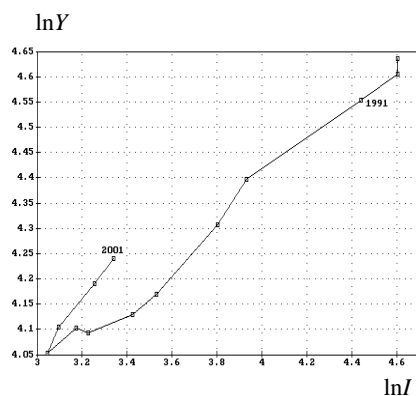


Рис. 3.21. График зависимости  $(\ln Y_1, \ln I)$

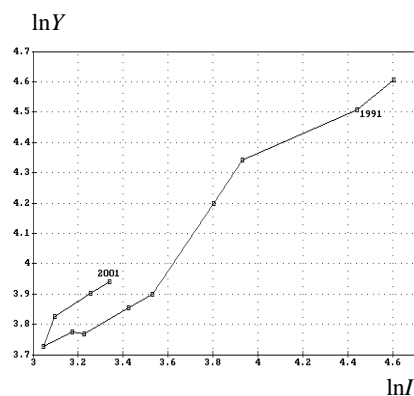


Рис. 3.22. График зависимости  $(\ln Y_2, \ln I)$

### 3.5. Анализ с использованием квартальных данных

Проведившийся выше анализ был основан на использовании данных годовой динамики, которые задавали масштаб времени. Сделаем попытку проведения аналогичного анализа в другом масштабе времени, для чего применим данные квартальной динамики. Будем использовать два временных ряда выпуска:  $Y_1$  – ВВП в реальном выражении [50] (с 1 квартала 1994 г. по 3 квартал 2001 г.),  $Y_2$  – индекс промышленного производства, рассчитанный автором по данным Центра экономической конъюнктуры

при Правительстве РФ (с 1 квартала 1991 г. по 4 квартал 2001 г.), методика описана в [12]. В качестве данных по инвестициям  $I$  будем использовать временной ряд индекса инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах [50] (с 1 квартала 1991 г. по 4 квартал 2001 г.), а в качестве данных по труду  $L$  – временной ряд численности занятого в экономике населения [50] (с 1 квартала 1991 г. по 4 квартал 2001 г.). Все данные представлены базисными индексами, подвергнуты сезонной корректировке и нормированы так, чтобы значение 1 квартала 1994 г. равнялось 100. Данные приведены в Приложении 1 (табл. П1.4), там же приведены и данные, не подвергавшиеся сезонной корректировке.

Графики, необходимые для проведения предварительного анализа данных, при использовании  $Y_1$  в качестве выпуска приведены на рис. 3.23–3.28, а при использовании  $Y_2$  – на рис. 3.29–3.34. В целом они соответствуют рассмотренным выше результатам по данным годовой динамики, но есть и некоторые отличия. При использовании ВВП в качестве выпуска явно выделяются два периода, на которых можно строить ПФ с различными параметрами, эти периоды разделяются 4 кварталом 1998 г. (рис. 3.25–3.28). При оценивании параметров ПФ на всем интервале с 1994 г. по 2001 г. оценки будут заведомо хуже и будет наблюдаться значительная автокорреляция остатков. При использовании промышленного производства в качестве выпуска, в отличие от предыдущего случая, можно оценивать параметры ПФ и на всем интервале с 1991 г. по 2001 г.

Результаты оценивания ПФ Кобба–Дугласа  $Y = A I^b L^{1-b}$  приведены в табл. П2.8 Приложения 2 (строки 1–5). Там же приведены и оценки параметров для однофакторной зависимости  $Y = A I^b$  (строки 6–10), соответствующие графики  $(\ln Y, \ln I)$  приведены на рис. 3.35, 3.36 (в необходимых случаях приведены также оценки параметров с использованием процедуры Кохрейна–Оркутта). Оценки параметров соответствующих темповых зависимостей приведены в табл. П2.9.

Оценки параметров производственных зависимостей по квартальным данным согласуются с результатами предварительного анализа данных и в целом соответствуют результатам, полученным выше по данным годовой динамики. Достаточно низкие оценки эластичности выпуска по инвестициям позволяют сделать те же содержательные выводы, что и для данных годовой динамики. Несмотря на выделение в случае использования  $Y_1$  двух периодов, разделяемых кризисом 1998 г., на качественном уровне оценки параметров интерпретируются одинаково.



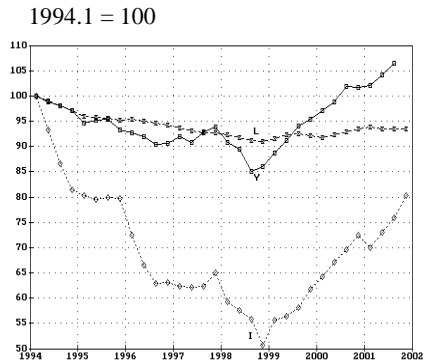


Рис. 3.23. Динамика индексов  $Y_1$ ,  $I$  и  $L$



Рис. 3.24. Динамика темпов  $Y_1$ ,  $I$  и  $L$

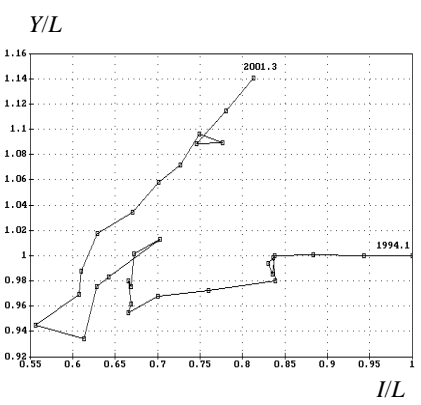


Рис. 3.25. График зависимости  $(Y_1/L, I/L)$

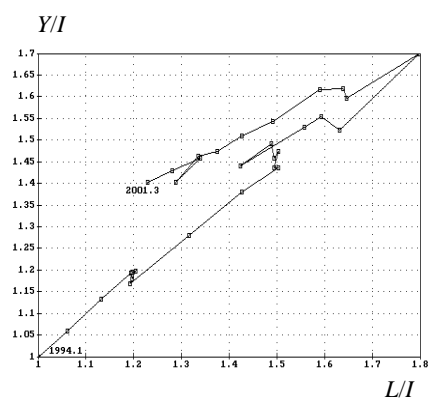


Рис. 3.26. График зависимости  $(Y_1/I, L/I)$

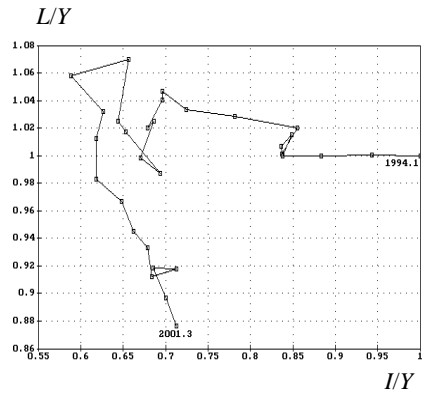


Рис. 3.27. График зависимости  $(L/Y_1, I/Y_1)$

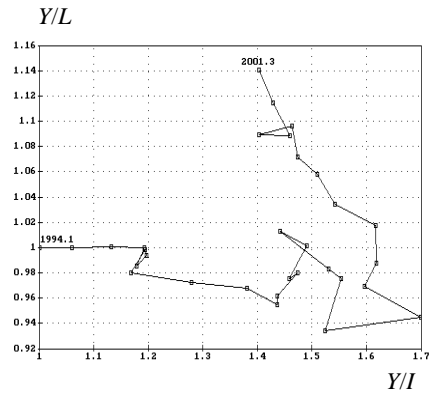


Рис. 3.28. График зависимости  $(Y_1/L, Y_1/I)$

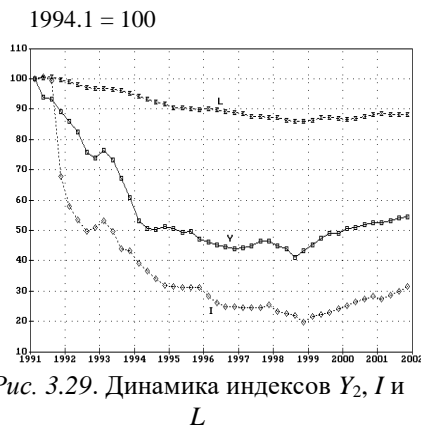


Рис. 3.29. Динамика индексов  $Y_2$ ,  $I$  и  $L$



Рис. 3.30. Динамика темпов  $Y_2$ ,  $I$  и  $L$

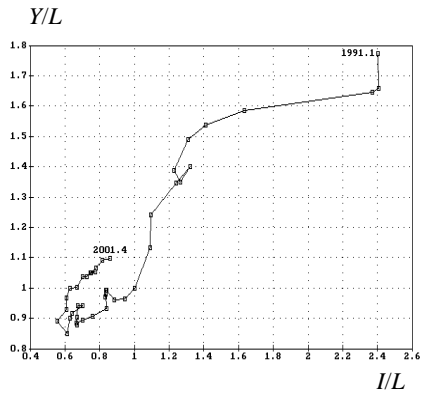


Рис. 3.31. График зависимости  $(Y_2/L, I/L)$

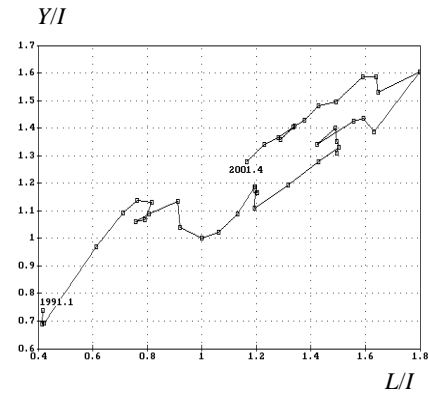


Рис. 3.32. График зависимости  $(Y_2/I, L/I)$

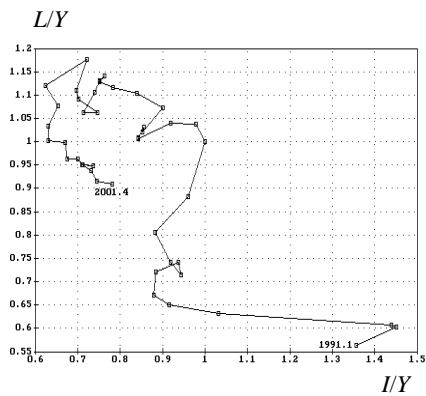


Рис. 3.33. График зависимости  $(L/Y_2, I/Y_2)$

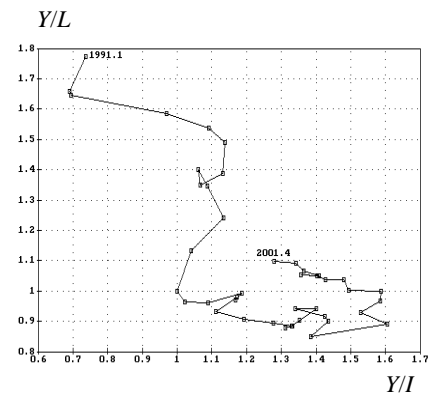


Рис. 3.34. График зависимости  $(Y_2/L, Y_2/I)$

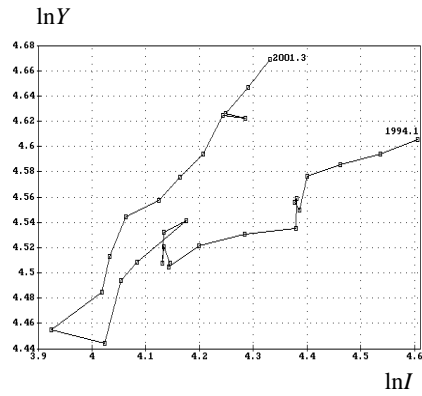


Рис. 3.35. График зависимости  $(\ln Y_1, \ln I)$

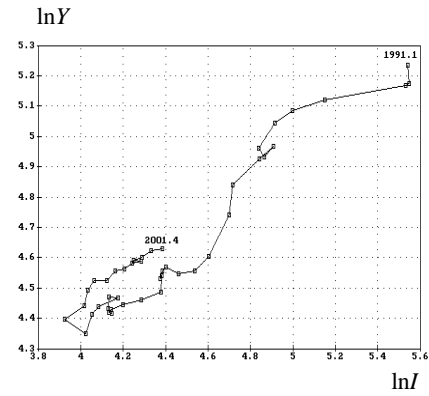


Рис. 3.36. График зависимости  $(\ln Y_2, \ln I)$

Заметим, что использование при построении ПФ данных более высокой, чем годовая, частоты подразумевает проведение сезонной корректировки. Это может приводить к снижению значений критерия Дарбина-Уотсона, поскольку алгоритмы сезонной корректировки используют операции, искусственно привносящие автокорреляцию между соседними членами временного ряда (скажем, операцию взвешенного скользящего среднего для квартальных подсерий). Видимо, это – неизбежная плата за возможность использования данных более высокой, чем годовая, частоты.

## 4. Анализ совокупной факторной производительности

### 4.1. Совокупная факторная производительность

Как было отмечено выше, допущение о том, что динамика выпуска  $Y$  полностью описывается динамикой лишь факторов  $K$  и  $L$ , является весьма сильным. Очевидно, на динамику  $Y$  оказывают влияние технический прогресс, накопление человеческого капитала, улучшение организации производства и другие подобные факторы. Помимо этого существует проблема адекватного измерения динамики выпуска и факторов производства, когда необходимо сопоставлять новые товары, обладающие иными потребительскими свойствами, со старыми товарами, вновь вовлекаемые в процесс производства и, как правило, более эффективные фонды и труд с уже участвующими в этом процессе факторами, обладающими отличающимися свойствами. Типичным здесь является возникновение смещений во временных рядах выпуска и факторов производства.

Это приводит к тому, что когда в качестве факторных эластичностей используются не их оценки, полученные на основе применения эконометрических методов, а данные о долях факторов (*factor shares*), то динамика фондов  $K$  и труда  $L$  описывает далеко не весь выпуск, оставляя значительный остаток, не объясняемый динамикой  $K$  и  $L$  [46,51]. В этом случае в производственную функцию часто вводят явную зависимость от времени, например, в форме

$$(4.1) \quad Y = A(t)F(K, L) ,$$

простейший вариант которой, соответствующий постоянному темпу автономного технического прогресса, рассмотрен выше в **1.4**.

Поскольку

$$\frac{d(A(t)F(K, L))}{dt} = \dot{A}(t)F(K, L) + A(t)\frac{\partial F}{\partial K}\dot{K} + A(t)\frac{\partial F}{\partial L}\dot{L} ,$$

то

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln K} \frac{\dot{K}}{K} + \frac{\partial \ln F}{\partial \ln L} \frac{\dot{L}}{L}$$

или

$$(4.2) \quad \delta_Y = p + E_K \delta_K + E_L \delta_L,$$

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  $p = p(t) = \frac{\dot{A}(t)}{A(t)}$  – член, учитывающий вклад в темп выпуска совокупности всех других, не фигурирующих непосредственно в списке аргументов ПФ, факторов, а также учитывающий возможные смещения во временных рядах выпуска, фондов и труда. Анализ динамики остатка  $A(t)$  позволяет исследовать развитие процесса во времени, когда в одни периоды влияние этих факторов сказывается сильнее, тогда как в другие – слабее.

Как следует из (4.1)

$$(4.3) \quad A(t) = \frac{Y}{F(K, L)},$$

что при известной функции  $F(K, L)$  позволяет получить временной ряд  $A(t)$ . Поскольку  $F(K, L)$  есть среднее факторов  $K$  и  $L$ , то (4.3) есть отношение индекса выпуска (результата) к среднему индексов факторов (затрат). Таким образом,  $A(t)$  является показателем эффективности, причем – совокупным показателем, учитывающим оба фактора производства. Поэтому  $A(t)$  называют *совокупной факторной производительностью* (*total factor productivity*, см., например, [46]), в отличие от частных показателей эффективности, какими являются средняя производительность труда  $y = Y/L$  и средняя фондоотдача  $g = Y/K$ .

Совокупная факторная производительность (СФП) может быть выражена через осреднение частных производительностей факторов. Так, если  $F(K, L)$  – линейно-однородная CES-функция, то

$$A(t) = \frac{Y}{(bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho})^{-1/\rho}} = (bg^{\rho} + (1-b)y^{\rho})^{1/\rho},$$

т.е.  $A(t)$  в данном случае является взвешенным средним степенным степени  $\rho$  средней фондоотдачи  $g$  и средней производительности труда  $y$ .

В соответствии с (4.3) совокупная факторная производительность выражена в интегральном виде, в соответствии же с (4.2) она может быть выражена и в дифференциальном виде

$$(4.4) \quad p = \delta_Y - (E_K \delta_K + E_L \delta_L) .$$

## **4.2. Особенности анализа динамики совокупной факторной производительности в рассматриваемых условиях**

В 3 для описания динамики выпуска функцией факторов производства использован подход, состоящий в допущении изменения параметров производственной функции с течением времени. В соответствии с этим подходом строились производственные функции, которые можно охарактеризовать как краткосрочные, поскольку при их построении ставилась цель максимально точного описания текущих, краткосрочных тенденций. При таком подходе сколько-нибудь информативного остатка не возникает, поэтому объектом содержательной интерпретации является динамика оценок параметров ПФ (либо – информация о динамике множества возможных значений параметров ПФ) и информация о периодах времени, которым соответствовали те или иные оценки параметров.

В данном разделе в основу анализа положен другой подход. В соответствии с ним строится долгосрочная производственная функция, параметры которой полагаются неизменными на всем анализируемом интервале времени. В этом случае, как правило, возникает остаток, зачастую – значительный, не описываемый такой ПФ в силу ее меньшей, чем в первом подходе, гибкости. Этот остаток, выраженный в соответствии с (4.4) или (4.3), можно рассматривать как совокупную факторную производительность (см., например, [46]) в дифференциальном или интегральном виде. Именно динамика этого остатка является объектом содержательного анализа в этом случае (вместе с набором параметров долгосрочной производственной функции).

Остановимся на особенностях такого анализа в рассматриваемом случае, обусловленных спецификой российской переходной экономики. Как уже отмечено в 2.1, в переходной экономике (а до этого – в плановой) затруднено использование данных о долях капитала и труда для получения оценок соответствующих факторных эластичностей. Это приводит к необ-

ходимости использования эконометрических оценок факторных эластичностей для получения динамики совокупной факторной производительности. Однако использование эконометрических оценок факторных эластичностей вместо прямых оценок, полученных на основе данных о долях факторов, может весьма значительно смещать динамику совокупной факторной производительности.

Дело в том, что практически всегда динамику выпуска в первом приближении можно описать регрессионной зависимостью от динамики факторов. Это можно легко показать, представив временные ряды выпуска и факторов (а лучше – их логарифмы или темпы) в виде разложения в ряды Тейлора с точностью до линейных членов. Тогда коэффициентам регрессии будут соответствовать переменные системы алгебраических уравнений, получающейся после приравнивания коэффициентов при одинаковых степенях разложения. Эта система почти всегда имеет единственное решение (решения может не быть или оно может быть не единственным только в случае линейной зависимости между факторами). Другими словами, почти всегда (т.е. за исключением частных случаев) можно подобрать такие значения эластичностей (хотя и не обязательно осмысленные с содержательной точки зрения), при которых динамика выпуска в первом приближении будет описана динамикой факторов.

Таким образом, при использовании эконометрических оценок факторных эластичностей можно не получить оценки тренда СФП, т.е. даже первого приближения динамики совокупной факторной производительности. Проблему усугубляет и возможная смещенность оценок динамики выпуска и факторов (см. например, [12]). Поэтому при анализе динамики совокупной факторной производительности, полученной с использованием эконометрических оценок факторных эластичностей, следует анализировать не столько тенденцию совокупной факторной производительности (которой в этом случае в первом приближении не должно быть), сколько изменения тенденции, отклонения от нее, флуктуации. По всей видимости, именно эти краткосрочные тенденции  $A(t)$ , флуктуации, и содержат основную информацию, которая может быть объектом содержательного анализа.

В силу возможной значительной смещенности динамики показателя СФП, наряду с оценками совокупной факторной производительности будем анализировать и динамику частных производительностей факторов, которые, не являясь совокупными показателями производительности, обладают, однако, тем преимуществом, что не зависят от оценок факторных эластичностей. Они задают интервал, в пределах которого находится показатель совокупной факторной производительности. Заметим также, что



оценки СФП в дифференциальном виде менее подвержены воздействию возможных смещений.

### 4.3. Анализ динамики совокупной факторной производительности

Как и при построении краткосрочных ПФ в 3, анализ начнем с исследования динамики совокупной факторной производительности в экономике Советского Союза. Для этого будем использовать те же годовые данные произведенного национального дохода, основных фондов и численности рабочих и служащих, что и в 3.1.

На рис. 4.1 и 4.2 показана динамика совокупной факторной производительности в дифференциальном (полученном в соответствии с (4.4)) и интегральном (согласно (4.3)) виде. В качестве долгосрочной производственной функции, необходимой для получения СФП, использована ПФ Кобба-Дугласа, оценки параметров которой приведены в строке 1 табл. П2.5 Приложения 2. Как уже отмечено выше, долгосрочная тенденция временного ряда СФП, скорее всего, смещена и поэтому едва ли может служить объектом содержательного анализа.

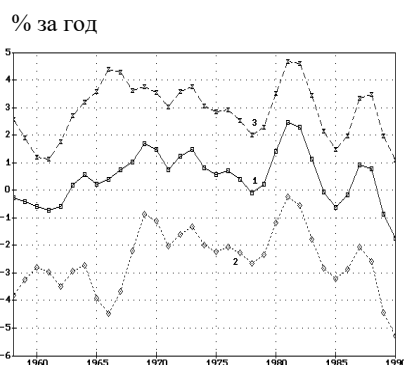


Рис. 4.1. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей  $\delta_g$  (2) и  $\delta_y$  (3) в дифференциальном виде для СССР

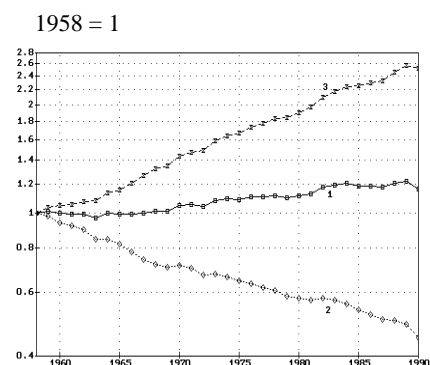


Рис. 4.2. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в интегральном виде для СССР

Для того, чтобы проиллюстрировать диапазон, в котором могли бы находиться графики СФП при ином выборе оценок факторных эластично-

стей, на рис. 4.1 и 4.2 показана также динамика частных производительностей, для получения которых знания факторных эластичностей не требуется, и поэтому возможные смещения оценок факторных эластичностей не могут смещать оценки частных производительностей факторов. Видим, что этот диапазон весьма широк, особенно при анализе СФП в интегральном виде (рис. 4.2), когда изменение частных производительностей задает для возможных оценок СФП диапазон от двукратного снижения до роста в 2.5 раза.



Рис. 4.3. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  в интегральном виде для СССР

Анализ краткосрочных тенденций СФП показывает, что СФП скачкообразно увеличилась в конце 1960-х гг. (см. рис. 4.1 и 4.3, на котором  $A(t)$  приведена в более удобном для анализа масштабе, чем на рис. 4.2), что, возможно, может быть объяснено предпринятой в то время попыткой проведения экономических реформ, которые связывают с именем А. Н. Косыгина. Следующее скачкообразное увеличение СФП можно датировать 1982–1984 гг. (возможно, это как-то связано с попытками «наведения порядка» во время короткого периода пребывания Ю. В. Андропова у власти), а последнее – 1988–1989 гг., когда вслед за перестройкой последовало «ускорение». Всем этим периодам роста предшествовали снижения СФП в дифференциальном виде или стагнация СФП в интегральном виде (рис. 4.1, 4.3). Так, в середине 1960-х гг. роста СФП не наблюдалось, в конце 1970-х гг. имело место даже снижение СФП, как и в середине 1980-х гг. Все это вполне соответствует простой схеме, согласно которой попытки проведения реформ являются реакцией на ухудшение ситуации.

Перейдем к анализу динамики СФП для российской переходной экономики. Для этого будем использовать те же данные годовой динамики ВВП, основных фондов и численности занятых в экономике, что и в 3.2. Поскольку, как было показано в 3.2, построение ПФ, использующей традиционный набор факторов производства и удовлетворяющей традиционному набору свойств, в данном случае невозможно, то необходимо воспользоваться каким-то внешним, по отношению к этим данным, источником оценок факторных эластичностей для получения оценок СФП. Представляется возможным использовать для этого ту же ПФ Кобба-Дугласа с теми же оценками эластичностей, что и при построении СФП для экономики Советского Союза. Во-первых, переходный период следует непосредственно за тем периодом, для которого получены эти оценки. Во-вторых, функция Кобба-Дугласа лучше, чем CES-функция с эластичностью замещения  $\sigma < 1$ , учитывает возможности замещения между факторами в долгосрочном периоде и поэтому лучше подходит на роль долгосрочной ПФ, которая необходима в данном случае. В-третьих, соответствующая оценка эластичности выпуска по фондам близка к 0.5 и далека от крайних значений (0 и 1), что обеспечивает сбалансированность вклада факторов в СФП. В-четвертых, как будет показано ниже, оценка факторной эластичности в данном случае не влияет на выводы на качественном уровне.

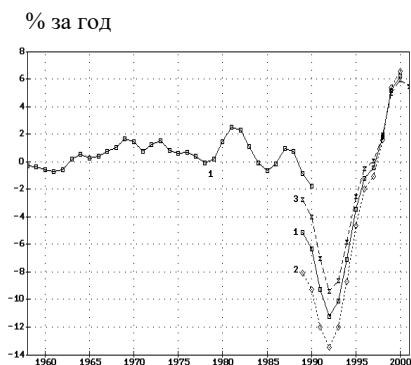


Рис. 4.4. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей  $\delta_g$  (2) и  $\delta_y$  (3) в дифференциальном виде для СССР и России

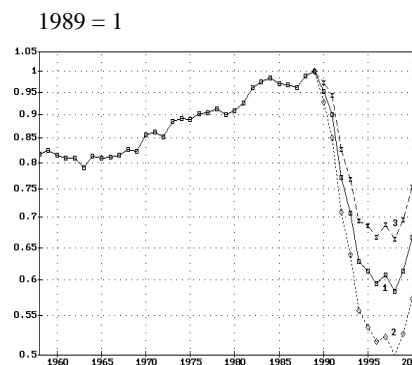


Рис. 4.5. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в интегральном виде для СССР и России

Динамика оценок СФП в дифференциальном и интегральном виде показана на рис. 4.4, 4.5. Для наглядности там же приведена и динамика соответствующих оценок СФП для экономики СССР. В отличие от использованного в **3** подхода, основанного на построении краткосрочных производственных функций, подход, основанный на анализе динамики СФП, позволяет в данном случае проводить содержательный анализ ситуации. Как оценка СФП, полученная на основе ненадежных оценок факторных эластичностей, так и не зависящие от них оценки частных производительностей факторов демонстрируют резкое снижение производительности, произошедшее с началом переходного периода. В данном случае определенно можно говорить о существовании значительного остатка динамики выпуска, не объясняемого динамикой факторов, но в отличие от стандартной для стабильных развитых экономик ситуации, этот остаток имеет отрицательный знак. Таким образом, характерной чертой (впрочем, хорошо известной) переходного периода является резкое снижение производительности факторов.

Кульминация темпов снижения производительности приходится на 1992 г., что хорошо интерпретируется, поскольку именно этот год стал переломным в процессе становления рыночных начал в российской экономике. Период снижения уровня СФП уменьшающимися темпами продолжался после этого еще примерно три года, а с 1999 г. начался рост СФП.

Рис. 4.4, 4.5 дают, помимо прочего, и яркую иллюстрацию резкой интенсификации процессов в переходной экономике.

Нельзя исключать, что избыток обоих факторов производства, возникший в российской экономике с восстановлением в ней рыночных ограничений, сопровождается выходом за пределы экономической области. Заметим, что в соответствии с описанной в **1.5** схемой, за пределами экономической области может быть избыточным только один из факторов: либо фонды, либо труд (рис. 1.8). Поскольку в рассматриваемой ситуации оба фактора становятся избыточными, то она не укладывается в стандартную схему. Возможно, более адекватной для описания подобных ситуаций могла бы быть схема, в соответствии с которой экономическая область ограничена не только для любого заданного  $K$  или  $L$ , но и в области больших значений факторов, что могло бы быть достигнуто путем введения дополнительной нелинейности в производственную функцию.

Использование в качестве выпуска вместо ВВП индекса промышленного производства дает качественно те же, но выраженные еще более контрастно, результаты, которые здесь не приводятся.

#### 4.4. Учет уровня загрузки мощностей

Резкое снижение совокупной факторной производительности с началом переходного процесса в какой-то мере обусловлено снижением степени использования факторов производства. В советской плановой экономике с доминировавшими ресурсными ограничениями так или иначе использовались все имеющиеся факторы производства, в этом плане различие между, скажем, объемами существующих и реально используемых основных фондов не носило принципиального характера. В переходной экономике, с усилением спросовых ограничений, ситуация существенно изменилась, поскольку уровень загрузки производственных мощностей резко снизился. В этой ситуации использование временных рядов всех основных фондов или лишь используемой их части приводит к существенно разной динамике совокупной факторной производительности. В первом случае получаем оценки СФП по отношению ко всем производственным фондам, тогда как во втором – по отношению к реально используемым.

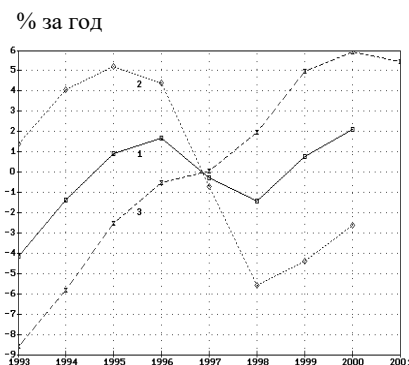


Рис. 4.6. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей  $\delta_g$  (2) и  $\delta_s$  (3) в дифференциальном виде для России с учетом уровня загрузки мощностей (выпуск – ВВП)

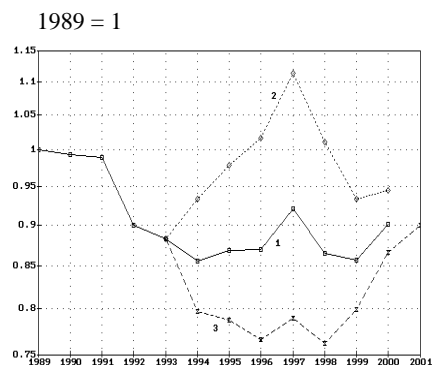


Рис. 4.7. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей  $g$  (2) и  $y$  (3) в интегральном виде для России с учетом уровня загрузки мощностей (выпуск – ВВП)

Для построения СФП с учетом уровня загрузки мощностей будем использовать те же данные, что и в 3.3, и те же параметры долгосрочной производственной функции, что и в предыдущих расчетах. Результаты соответствующих расчетов динамики СФП и частных производительностей

приведены на рис. 4.6, 4.7. В этом случае получаем достаточно длительный период слабо меняющейся СФП с 1993–1994 гг. до 1999–2000 гг. Вместе с тем, поскольку данные о загрузке мощностей имеются лишь с 1993 г., они не позволяют провести анализ всего переходного процесса, включая его начальный (и, вероятно, наиболее интересный содержательно) период. Однако, если предположить, что в 1989 г. основные фонды были загружены полностью и восполнить недостающие значения уровня загрузки мощностей в 1990–1992 гг. линейной интерполяцией, получим оценку глубины снижения СФП с учетом уровня загрузки мощностей. Как и следовало ожидать, глубина падения в этом случае оказывается значительно меньшей, чем без учета уровня загрузки (ср. рис. 4.7 и рис. 4.5).

#### **4.5. Учет инвестиций в качестве фактора производства**

Как обсуждалось в 3.4, перспективным с разных точек зрения кандидатом на роль фактора производственной функции являются инвестиции в основной капитал. Поэтому представляет интерес проведение анализа динамики оценок совокупной факторной производительности, построенных с использованием нетрадиционного набора факторов, в котором капитал заменен инвестициями. Для этого будем использовать те же данные, что и в 3.4, а в качестве производственной функции, необходимой для получения оценок СФП, будем использовать функцию Кобба-Дугласа, оценки параметров которой приведены в строке 1 табл. П2.7 Приложения 2.

Результаты приведены на рис. 4.8, 4.9. Видим, что в этом случае не наблюдается вовсе никакого снижения СФП на протяжении переходного периода, в отличие от результатов использования традиционного набора факторов производства (ср. рис. 4.9 с рис. 4.5 и рис. 4.7). Даже если использованные оценки факторных эластичностей несколько смещены, это не должно привести к изменению динамики СФП на качественном уровне. Принципиальное различие динамики СФП в случае использования данных об инвестициях вместо данных о динамике капитала, видимо, является основным результатом данного варианта анализа.

Говоря о краткосрочных тенденциях, интересно заметить, что в 1992 г. сопровождался в данном случае некоторым ростом СФП, в отличие от ситуации кульминации темпов снижения, имевшей место при использовании традиционного набора факторов.

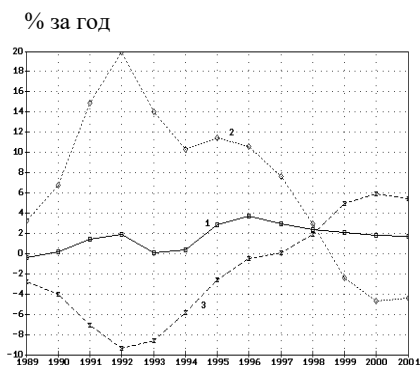


Рис. 4.8. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в дифференциальном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – ВВП)

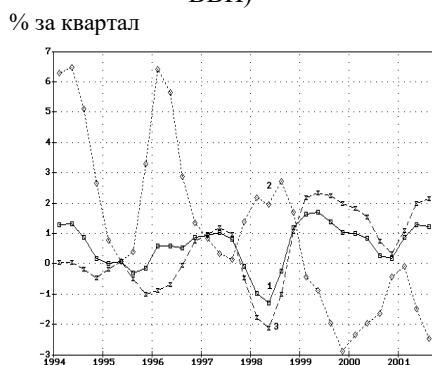


Рис. 4.10. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в дифференциальном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – ВВП)

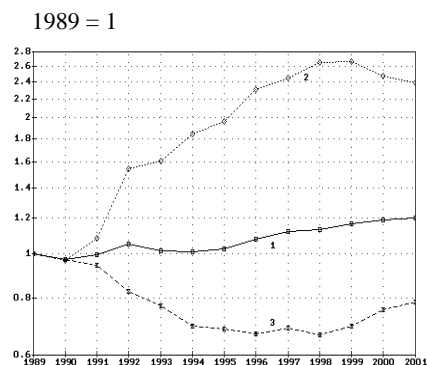


Рис. 4.9. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в интегральном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – ВВП)

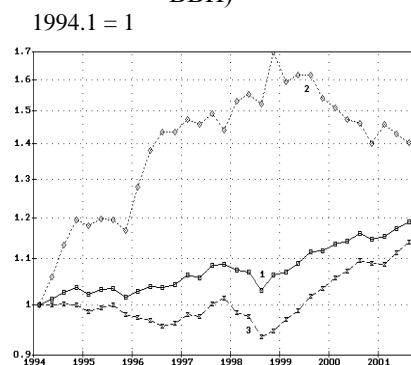


Рис. 4.11. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в интегральном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – ВВП)



Рис. 4.12. Динамика совокупной факторной производительности  $p$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в дифференциальном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – промышленное производство)

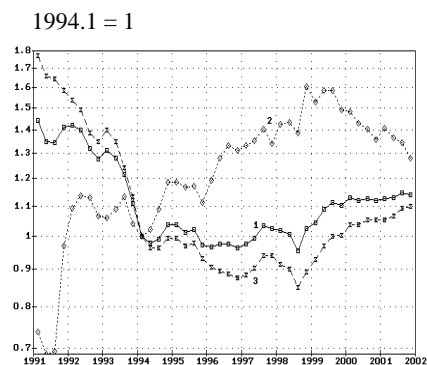


Рис. 4.13. Динамика совокупной факторной производительности  $A(t)$  (1) и частных производительностей инвестиций (2) и труда (3) в интегральном виде для России при использовании инвестиций в качестве фактора производства (выпуск – промышленное производство)

Более точно краткосрочные тенденции могут быть проанализированы на основе квартальных данных, а не годовых. Для этого будем использовать те же данные, что и в 3.5, а в качестве производственной функции применим функцию Кобба-Дугласа, оценки параметров которой приведены в строке 1 табл. П2.9 Приложения 2.

Результаты приведены на рис. 4.10–4.13. Видим, что наиболее резкое снижение СФП имело место во второй половине 1993 г. – начале 1994 г. (рис. 4.12, 4.13), когда наблюдалась кульминация темпов промышленного спада. Другой период снижения СФП – вторая половина 1995 г. Оба эти периода характеризовались борьбой с инфляцией, для чего использовались методы, вызвавшие спад производства (см., например, [11,12]). Наконец, снижение СФП имело место в период обострения кризиса в августе-сентябре 1998 г. За периодами снижения СФП следовали периоды ее роста.

Представляется, что проведенный анализ динамики различных вариантов совокупной факторной производительности позволяет сделать вывод о том, что российская макроэкономическая динамика оказывается вполне интерпретируемой в рамках концепции СФП.



## Заключение

Проведенный анализ показал, что построение агрегированных производственных функций в условиях российской переходной экономики в принципе возможно. Приведены примеры построения производственных функций по данным, описывающим динамику российской переходной экономики.

Вместе с тем использование стандартного набора факторов (фонды и труд) не позволяет получить сколько-нибудь приемлемых результатов, поскольку данные официальной статистики не дают рыночной оценки капитала и реально используемого труда. Затратная оценка основных фондов в нерыночных или в не вполне рыночных условиях, лежащая в основе действующих официальных методик, не позволяет использовать соответствующие данные даже в качестве первого приближения. Использование данных об уровне загрузки производственных фондов дает обнадеживающие результаты, однако, не позволяет использовать построенные ПФ в качестве инструмента прогнозирования, поскольку создает дополнительные серьезные трудности при построении замкнутой модели, учитывающей динамику фондов. Наличие аналогичных проблем в статистике труда еще больше усугубляет эту ситуацию.

В качестве факторов, определяющих динамику выпуска в рамках модели столь высокого уровня агрегирования, какой является односекторная модель, можно назвать реально используемые основные фонды и реально используемый труд. Вместе с тем пока надежная статистика здесь отсутствует, практическая ценность этого вывода невелика. Более того, нет оснований надеяться на то, что когда-либо такая статистика, покрывающая основную часть переходного периода, будет построена. Среди факторов, по которым имеются сколько-нибудь приемлемые статистические данные, следует выделить инвестиции в основной капитал в реальном выражении. Использование этого фактора вместо фактора капитала позволяет получить вполне приемлемые оценки даже и с использованием существующих данных по труду. Представляется, что соответствующие ПФ могут быть использованы для прогнозирования с горизонтом в несколько лет, поскольку

построение замкнутых моделей на их основе не вызывает затруднений. Вместе с тем прогнозирование на более длительные сроки представляется проблематичным.

Все оценки эластичности выпуска по инвестициям, полученные на основе различных данных, значимо меньше 1 (как правило, они не превышают 0.5). Это означает, что на этапе выхода из кризиса рост производства должен сопровождаться ростом инвестиций существенно более высокими темпами (в первом приближении – вдвое более высокими). Отсюда следует, что норма накопления (доля инвестиций в ВВП) должна длительное время в целом расти, а норма потребления, соответственно, сокращаться. Следовательно, темпы роста реального душевого потребления в обозримой перспективе должны систематически отставать от темпов роста производства на душу населения (подобно тому, как на этапе доминирования тенденций спада темпы спада душевого потребления систематически отставали от темпов спада производства в расчете на душу населения). Это несколько снижает роль конечного спроса как фактора стимулирования роста производства на этапе выхода из трансформационного кризиса. Возможность значительного сокращения чистого экспорта способна несколько смягчить остроту этой проблемы.

Наличие оснований для ожидания в обозримом будущем (как и на протяжении пройденной части переходного периода) систематических различий в темпах роста ряда показателей макроэкономической динамики (производительности труда, удельных инвестиций, душевого потребления и т.п.) делает актуальным проведение соответствующего мониторинга. Наличие такого рода оснований означает неизбежность протекания в переходной экономике структурных изменений вполне определенной направленности. Поэтому задача мониторинга может рассматриваться как задача анализа структурных сдвигов. Это делает целесообразным проведение дальнейших исследований в направлении объединения инструментария, связанного с построением ПФ, с инструментарием анализа структурных сдвигов и учета, с одной стороны, индикаторов структурных сдвигов при построении ПФ, а, с другой стороны, использования результатов, даваемых аппаратом ПФ, на перспективу протекания структурных изменений в переходной экономике.

Анализ экономики советского периода, непосредственно предшествовавшего переходному, показал, что возможности замещения труда фондами существенно различаются для разных периодов и разных временных масштабов – на протяжении десятилетий советская экономика демонстрировала существенно большие возможности замещения труда капиталом, чем на протяжении ряда периодов на меньших характерных временах.

Возможности такого рода различий необходимо учитывать при построении инструментария прогнозирования, рассчитанного на различные горизонты прогноза.

Теоретические представления, лежащие в основе концепции производственных функций, дают возможность построить взаимно согласованную систему индикаторов макроэкономической динамики, позволяющих проводить предварительный анализ данных, и, в частности, выделять периоды, на которых могут быть построены производственные функции. Вместе с тем такая система индикаторов, как представляется, имеет и самостоятельную ценность для проведения анализа (мониторинга) экономической динамики вне непосредственной связи с проблемой построения ПФ.

Выделяются интервалы времени, на которых имеются разные возможности построения ПФ (если имеются вообще). Такие ПФ имеют существенно разные параметры. На больших характерных временах это – период планового развития, переходный период, который, предположительно, должен смениться периодом развития в условиях рыночной экономики. На меньших характерных временах это – периоды с существенно разными возможностями замещения труда фондами в период планового развития, периоды до и после обострения кризиса в августе 1998 г. Наличие таких периодов с разными свойствами (различных режимов функционирования экономики) делает принципиально важным решение задачи периодизации, построения хронологии (идентификации совокупности периодов и разделяющих их поворотных точек) при проведении ретроспективного анализа. Для построения ПФ этап предварительного анализа данных становится необходимым, в противном случае могут быть получены практически любые оценки параметров в пределах достаточно широкой области. Построенная система индикаторов позволяет проводить такой анализ данных.

Инвестиции как фактор при построении ПФ родственны простейшим факторам, поскольку инвестиции определяют прирост капитала (наряду с его выбытием). Производственная функция, учитывающая в качестве одного фактора (труд) переменную типа запаса, а в качестве второго фактора (инвестиции) – переменную типа потока, т.е. фактор, приростной по своей сути, является смешанной. Обнадеживающие результаты для российского переходного периода, полученные с использованием такой комбинации факторов (и даже только одного из них – потокового) делают актуальным проведение дальнейших исследований по построению темповых производственных зависимостей, в которых все факторы учитываются в приростной форме.

Проведенный анализ показал применимость концепции совокупной факторной производительности к условиям российской экономики.

Построены различные варианты оценок динамики совокупной факторной производительности, которые поддаются содержательной интерпретации.

Переходный период характеризуется резким падением совокупной факторной производительности (как и частных производительностей факторов), т.е. возникает значительный остаток, не объясняемый динамикой факторов производства, который, в отличие от стандартного случая, имеет отрицательный знак. Кульминация темпов снижения совокупной факторной производительности приходится на 1992 г., а с 1999 г. начался ее рост.

Построение надежных моделей экономической динамики сдерживается состоянием российской государственной статистики. Статистика фондов не внушает доверия и не адекватна реалиям переходной экономики, имеются серьезные проблемы в статистике труда, связанные с учетом труда, реально участвующего в процессе производства. Существуют проблемы с преемственностью данных (общие для всей российской статистики, см. также [52]). Все это до крайности затрудняет проведение количественного анализа российской экономической динамики и снижает качество получаемых результатов.

## Литература

1. *Weitzman M.L.* Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution // *American Economic Review*. 1970. Vol. 60. No. 4. P. 676–692.
2. *Desai P.* The Production Function and Technical Change in Postwar Soviet Industry: A Reexamination // *American Economic Review*. 1976. Vol. 66. No. 3. P. 372–381.
3. *Thornton J.* Value-Added and Factor Productivity in Soviet Industry // *The American Economic Review*. 1970. Vol. 60. No. 5. P. 863–871.
4. *Krishna Kumar T., Asher E.* Soviet Postwar Economic Growth and Capital-Labor Substitution: Comment // *American Economic Review*. 1974. Vol. 64. No. 1. P. 240–242.
5. *Desai P.* The Productivity of Foreign Resource Inflow to the Soviet Economy // *American Economic Review*. 1979. Vol. 69. No. 2. P. 70–75.
6. *Bergson A.* Notes on the Production Function in Soviet Postwar Industrial Growth // *Journal of Comparative Economics*. 1979. Vol. 3. No. 2. P. 116–126.
7. *Desai P., Martin R.* Efficiency Loss from Resource Misallocation in Soviet Industry // *Quarterly Journal of Economics*. 1983. Vol. 98. No. 3. P. 441–456.
8. *Desai P.* Soviet Growth Retardation // *American Economic Review*. 1986. Vol. 76. No. 2. P. 175–180.
9. *Bairam E.* Elasticity of Substitution, Technical Progress and Returns to Scale in Branches of Soviet Industry: A New CES Production Function Approach // *Journal of Applied Econometrics*. 1991. Vol. 6. No. 1. P. 91–96.
10. *Easterly W., Fisher S.* The Soviet Economic Decline: Historical and Republican Data. – NBER: Working Paper No. 4735. 1994.
11. *Бессонов В.А.* Об эволюции ценовых пропорций в процессе российских экономических реформ // *Экономический журнал ВШЭ*. 1999. Т. 3. № 1. С. 42–81.
12. *Бессонов В.А.* О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // *Экономический журнал ВШЭ*. 2000. Т. 4. № 2. С. 184–219.

13. *Яременко Ю.В., Ершов Э.Б., Смышляев А.С.* Исследование взаимосвязи факторов роста экономики СССР в 1950–1970 гг. / Математические методы решения экономических задач. – М.: Наука, 1974. Вып. 6. С. 31–48.
14. *Баркалов Н.Б.* Производственные функции в моделях экономического роста. – М.: МГУ. 1981. 128 с.
15. *Иванов Ю.П., Лотов А.В.* Математические модели в экономике. – М.: Наука, 1979. 304 с.
16. *Лотов А.В.* Введение в экономико-математическое моделирование. – М.: Наука, 1984. 392 с.
17. *Бальсис О.* Макроэкономические производственные функции и их использование в планировании и прогнозировании. Аналитический обзор. – Вильнюс: ЛитНИИТИ. 1979. 68 с.
18. *Клейнер Г.Б.* Методы анализа производственных функций. – М.: Информэлектро, 1980. 72 с.
19. *Клейнер Г.Б.* Производственные функции. – М.: Финансы и статистика. 1986.
20. *Яременко Ю.В., Ершов Э.Б., Смышляев А.С.* Опыт построения производственной функции для народного хозяйства СССР за 1950–1970 гг. / Исследования по математической экономике и смежным вопросам. – М.: МГУ, 1973. 360 с.
21. *Раяцкас Р.Л., Бальсис О.А.* Вопросы построения и оценки параметров производственной функции CES для агрегированных отраслей народного хозяйства // Экономика и математические методы. 1977. Т. 13. № 1.
22. *Иванов Ю.П., Положишиников В.Б., Рассадин В.Н.* Производственная народнохозяйственная функция. – М.: ВЦ АН СССР. 1983. 44 с.
23. *Абрамов А.П., Бессонов В.А., Никифоров Л.Г., Свириденко К.С.* Исследование динамики макроэкономических показателей методом производственных функций. Препринт ВЦ АН СССР – М.: ВЦ АН. 1986. 69 с.
24. *Бессонов В.А.* Построение темповой производственной зависимости с ограниченным эффективным множеством. – М.: рук. деп. в ВИНТИ 11.05.1986 № 3412–В86. 49 с.
25. *Бессонов В.А., Иванов Ю.П.* Темповые производственные зависимости с ограниченным эффективным множеством // Доклады Академии наук СССР. 1989. Т. 309. № 5. С. 1033–1036.
26. *Gavrilencov E.* Russian Economic Growth: Perspectives and Impediments // Hitotsubashi Journal of Economics. 1997. Vol. 38. No. 1. P. 33–44.
27. *Гавриленков Е.Е.* Экономический рост и долгосрочная стратегия развития России / Российская экономика: опыт трансформации 1990-х годов и перспективы развития. – М.: ГУ-ВШЭ, 2000. С. 55–78.

28. *Kushnirsky F.I.* A Modification of the Production Function for Transition Economies Reflecting the Role of Institutional Factors // *Comparative Economic Studies*. 2001. Vol. 43. No. 1. P. 1–30.
29. *Бюро экономического анализа*. Информационный бюллетень № 29. Март 2002. 44 с. <http://www.beafnd.org>
30. *Аллен Р.* Математическая экономия. – М.: ИЛ, 1963.
31. *Браун М.* Теория и измерение технического прогресса. – М.: Статистика, 1971. 208 с.
32. *Интриллигатор М.* Математические методы оптимизации и экономическая теория. – М.: Прогресс, 1975. 606 с.
33. *Самуэльсон П.* Экономика. Вводный курс. – М.: Прогресс, 1964. 843 с.
34. *Arrow K.J., Chenery H.B., Minhas B.S., Solow R.M.* Capital-Labor Substitution and Economic Efficiency // *The Review of Economics and Statistics*. 1961. Vol. 43. No. 3. P. 225–250.
35. *Анчишкин А.И.* Методы факторного прогноза экономического роста / Проблемы применения макроэкономических моделей в планировании. – М.: Прогресс, 1972. С. 89–97.
36. *Solow R.M.* Technical Change and the Aggregate Production Function // *The Review of Economics and Statistics*. 1957. Vol. 39. No. 3. P. 312–320.
37. *Beckman M.J., Sato R.* Aggregate Production Functions and Types of Technical Progress: A Statistical Analysis // *American Economic Review*. 1969. Vol. 59. No. 1. P. 88–101.
38. *Гомулка С., Килози А.* Классификация типов технического прогресса и асимптотическое поведение траекторий экономического роста // *Экономика и математические методы*. 1969. Т. 5. № 6.
39. *Калецки М.* Очерк теории роста социалистической экономики. – М.: Прогресс, 1970.
40. *Полтерович В.М.* Институциональные ловушки и экономические реформы // *Экономика и математические методы*. 1999. Т. 35. № 2. С. 3–20.
41. *Kornai J.* Transformational Recession: The Main Causes // *Journal of Comparative Economics*. 1994. Vol. 19. No. 1. P. 39–63.
42. *Полтерович В.М.* Трансформационный спад в России // *Экономика и математические методы*. 1996. Т. 32. № 1. С. 54–69.
43. *Джини К.* Средние величины. – М.: Статистика, 1970. 448 с.
44. *Тьюки Дж.* Анализ результатов наблюдений: Разведочный анализ. – М.: Мир, 1981. 695 с.
45. Народное хозяйство СССР, статистические ежегодники, различные выпуски. – М.: Статистика.

46. *Nadiri M.I.* Some Approaches to the Theory and Measurement of Total Factor Productivity: A Survey // *Journal of Economic Literature*. 1970. Vol. 8. No. 4. P. 1137–1177.
47. *Малинецкий Г.Г., Потанов А.Б.* Современные проблемы нелинейной динамики. – М.: Эдиториал УРСС, 2000. 336 с.
48. Российский статистический ежегодник. – М.: Госкомстат России, 2001. 679 с.
49. Россия – 2002: Экономическая конъюнктура. Вып. 1. – М.: Центр экономической конъюнктуры при Правительстве РФ, 2002.
50. Краткосрочные экономические показатели, различные выпуски. – М.: Госкомстат России.
51. *Harberger A.C.* A Vision of the Growth Process // *The American Economic Review*. 1998. Vol. 88. No. 1. P. 1–32.
52. *Бессонов В.А.* Об измерении динамики российского промышленного производства переходного периода // *Экономический журнал ВШЭ*. 2001. Т. 5. № 4. С. 564–586.



## Приложение 1. Таблицы исходных данных

Таблица III.1.

**Индексы валового выпуска, фондов и труда по СССР  
(западные оценки по всему народному хозяйству, за исключением  
сельского хозяйства и сферы услуг, 1966 г. = 100)**

Год	У	К	Л
1950	38.84	37.87	80.79
1951	43.66	41.35	84.51
1952	47.47	45.13	87.09
1953	51.99	49.39	89.71
1954	57.80	54.30	93.87
1955	64.36	59.93	95.47
1956	70.26	66.55	93.65
1957	77.60	73.93	94.50
1958	84.71	81.86	98.10
1959	92.38	90.51	100.88
1960	100.00	100.00	100.00
1961	107.54	110.49	98.73
1962	115.51	121.96	100.96
1963	122.76	134.22	103.87
1964	131.12	147.33	108.01
1965	141.96	161.27	112.38
1966	151.97	175.86	114.90

Источник: [1, с.677, табл. 2.]

Таблица III.2.

**Индексы выпуска, фондов и труда по СССР  
(1970 г. = 100)**

Год	У	К	Л
1958	43.20	30.83	61.97
1959	46.45	33.94	64.19
1960	50.17	38.10	68.74
1961	53.59	41.59	73.06
1962	56.63	44.97	75.72
1963	58.90	49.79	78.16

1964	64.38	54.31	81.26
1965	68.81	60.16	85.25
1966	74.39	68.11	88.36
1967	80.85	78.00	91.24
1968	87.55	86.68	94.35
1969	91.68	93.01	97.45
1970	100.00	100.00	100.00
1971	105.65	107.84	102.88
1972	109.81	116.64	105.54
1973	119.62	125.98	108.09
1974	125.98	135.32	110.64
1975	131.73	145.69	113.30
1976	139.48	156.78	115.52
1977	145.81	167.69	117.96
1978	153.32	179.45	120.40
1979	157.10	191.56	122.62
1980	164.82	203.74	124.72
1981	173.55	216.58	126.39
1982	186.64	230.20	127.72
1983	195.43	244.73	128.71
1984	203.11	259.80	129.49
1985	206.29	274.32	130.60
1986	211.03	288.73	131.37
1987	214.41	303.50	131.49
1988	223.85	318.14	129.93
1989	229.43	333.94	127.94
1990	220.26	349.49	125.17

$Y$  – произведенный национальный доход в сопоставимых ценах, источник – [45];

$K$  – все основные фонды в сопоставимых ценах в среднем за год, рассчитано как полусумма значений соседних лет по данным на конец года, полученных из [45];

$L$  – численность рабочих и служащих, источник – [45].

Таблица III.3.

**Индексы выпуска, фондов, инвестиций и труда по России  
(годовые данные, 1990 г. = 100)**

Год	$Y_1$	$Y_2$	$K$	$C$ (%)	$I$	$L$
1989	103.09	100.10	95.70		99.90	100.37
1990	100.00	100.00	100.00		100.00	100.00
1991	95.00	90.59	103.74		85.00	98.04
1992	81.23	76.93	106.48		51.00	95.68
1993	74.16	66.59	107.75	61.00	44.88	94.06
1994	64.74	49.36	107.91	50.25	34.11	90.92
1995	62.09	47.22	107.86	46.00	30.70	88.21
1996	59.98	43.34	107.86	42.75	25.17	87.55

1997	60.51	43.62	107.59	39.50	23.91	85.81
1998	57.55	41.58	107.16	41.50	21.04	84.49
1999	60.66	45.87	107.00	47.50	22.10	84.92
2000	66.12	49.52	107.26	51.00	25.94	85.40
2001	69.42	51.49		55.50	28.20	86.29

$Y_1$  – валовой внутренний продукт в сопоставимых ценах, источник – [48];

$Y_2$  – индекс промышленного производства, расчеты автора по исходным данным Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ, методика описана в [12], по 1989 г. – данные Госкомстата;

$K$  – основные фонды в сопоставимых ценах в среднем за год, рассчитано как полу-сумма значений соседних лет по данным на конец года, полученных из [48];

$C$  – среднегодовой уровень загрузки производственных мощностей в промышленности, %, получено осреднением квартальных значений, опубликованных в [49];

$I$  – индекс инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах, источник – [48];

$L$  – среднегодовая численность занятых в экономике, источник – [48].

Таблица П.1.4.

**Индексы выпуска, инвестиций и труда по России  
(квартальные данные, сезонно корректированное  
значение 1 кв. 1994 г. = 100)**

Год	$Y_{1A}$	$Y_{2A}$	$I_A$	$L_A$	$Y_{1U}$	$Y_{2U}$	$I_U$	$L_U$
1991.1		187.97	254.82	106.07		189.10	194.71	106.07
1991.2		176.74	256.47	106.53		174.34	241.46	106.50
1991.3		175.58	252.76	106.62		169.25	308.62	106.65
1991.4		167.46	172.65	105.74		174.06	190.91	105.78
1992.1		161.61	148.06	105.08		165.40	109.04	105.06
1992.2		155.10	136.41	104.10		151.03	125.54	104.06
1992.3		142.69	126.17	102.88		137.01	151.24	102.91
1992.4		138.55	129.84	102.70		146.73	148.92	102.76
1993.1		143.71	135.58	102.68		143.19	105.77	102.62
1993.2		137.80	126.72	102.25		134.01	115.50	102.19
1993.3		126.48	111.59	101.83		121.95	127.02	101.90
1993.4		114.53	110.07	101.09		120.38	132.52	101.18
1994.1	100.00	100.00	100.00	100.00	93.43	101.01	76.15	99.88
1994.2	98.92	95.38	93.32	98.96	95.57	92.48	83.13	98.88
1994.3	98.09	94.34	86.66	98.05	103.52	90.45	95.19	98.16
1994.4	97.20	96.59	81.47	97.19	102.77	101.12	103.33	97.29
1995.1	94.58	95.27	80.24	96.00	87.82	95.90	60.18	95.85
1995.2	95.18	92.86	79.56	95.80	91.74	90.05	69.28	95.71
1995.3	95.44	93.62	79.90	95.57	100.43	89.49	86.41	95.71
1995.4	93.28	88.68	79.81	95.18	98.66	92.99	103.02	95.28
1996.1	92.81	86.49	72.54	95.44	86.14	88.02	53.94	95.28
1996.2	91.98	85.16	66.62	95.07	88.66	82.65	57.11	94.99

1996.3	90.44	83.89	62.99	94.68	95.01	79.83	68.11	94.85
1996.4	90.69	82.75	63.12	94.33	95.95	87.61	83.55	94.41
1997.1	91.87	82.97	62.36	93.74	85.20	83.37	46.01	93.55
1997.2	90.74	84.12	62.24	93.02	87.54	81.78	53.83	92.98
1997.3	92.93	87.34	62.35	92.77	97.44	83.81	67.58	92.98
1997.4	93.80	87.20	65.09	92.63	99.03	91.36	84.51	92.69
1998.1	90.81	84.60	59.34	92.39	84.08	84.90	43.47	92.11
1998.2	89.44	82.63	57.58	91.68	86.61	80.53	50.56	91.68
1998.3	85.15	77.41	55.88	91.11	89.60	73.72	61.03	91.39
1998.4	86.07	81.24	50.63	91.05	90.90	85.22	66.63	91.10
1999.1	88.68	84.97	55.57	91.50	81.84	85.38	40.83	91.10
1999.2	91.23	89.43	56.39	92.38	88.57	87.28	50.13	92.40
1999.3	94.07	92.27	58.16	92.46	99.22	88.81	63.99	92.83
1999.4	95.31	92.32	61.82	92.18	100.43	96.41	79.11	92.26
2000.1	97.07	95.22	64.30	91.75	89.22	96.58	46.22	91.25
2000.2	98.90	95.78	67.10	92.27	96.13	93.81	59.86	92.26
2000.3	101.92	97.76	69.66	92.98	108.00	94.05	76.57	93.41
2000.4	101.76	98.45	72.56	93.43	107.16	101.91	91.91	93.55
2001.1	102.15	98.67	70.02	93.81	93.61	99.05	48.86	93.26
2001.2	104.23	99.65	72.97	93.50	101.37	97.78	64.83	93.41
2001.3	106.56	102.00	75.97	93.41	113.33	98.37	83.13	93.84
2001.4		102.63	80.21	93.40		106.53	101.64	93.55

$Y_{1A}$  – валовой внутренний продукт в сопоставимых ценах, источник – [50], проведена сезонная корректировка;

$Y_{2A}$  – индекс промышленного производства, расчеты автора по исходным данным Центра экономической конъюнктуры при Правительстве РФ, методика описана в [12], проведена сезонная корректировка;

$I_A$  – индекс инвестиций в основной капитал в сопоставимых ценах, источник – [50], проведена сезонная корректировка;

$L_A$  – численность занятого в экономике населения в среднем за квартал, источник – [50], проведена сезонная корректировка;

$Y_{1U}$ ,  $Y_{2U}$ ,  $I_U$ ,  $L_U$  – соответствующие данные, не подвергавшиеся сезонной корректировке, но отнормированные так, чтобы их сезонно скорректированное значение 1 квартала 1994 г. равнялось 100.

## Приложение 2. Некоторые результаты оценивания параметров

Таблица П2.1.

### Оценки параметров производственной функции

$$Y = Ae^{pt} \left( bK^{-\rho} + (1-b)L^{-\rho} \right)^{-1/\rho}, \text{ построенной по исходным данным [1].}$$

№ интервал	A	p	b	ρ	σ	R <sup>2</sup>	DW
1 1950–1963	1.0028** (364.7)	0.0081 (2.001)	0.6566** (12.94)	3.0932** (5.312)	0.2443	0.9997	1.6235
2 1950–1966	1.0001** (308.4)	0.0128** (3.386)	0.5954** (11.05)	2.6045** (11.75)	0.2774	0.9997	1.4392

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.1. Единица измерения времени – 1 год, для 1960 г.  $t = 0$ . В скобках приведены  $t$ -статистики. Двумя звездочками помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.2.

### Оценки параметров производственной функции

$$y = Ae^{pt} \left( bk^{-\rho} + (1-b) \right)^{-1/\rho}, \text{ построенной по исходным данным [1].}$$

№ интервал	A	p	b	ρ	σ	R <sup>2</sup>	DW
1 1950–1963	1.0028** (354.3)	0.0093* (2.276)	0.6427** (12.83)	2.9897** (5.354)	0.2506	0.9996	1.7037
2 1950–1966	1.0007** (321.6)	0.0126** (3.631)	0.5987** (12.08)	2.6512** (11.88)	0.2739	0.9995	1.4849

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.1. Единица измерения времени – 1 год, для 1960 г.  $t = 0$ . В скобках приведены  $t$ -статистики. Звездочкой помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 5%-ном уровне значимости, а двумя звездочками – на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.3.

## Оценки параметров производственной функции

$$\ln y = a + pt - \frac{1}{\rho} \ln(bk^{-\rho} + (1-b)), \text{ построенной по исходным данным [1].}$$

№	интервал	$a$	$p$	$b$	$\rho$	$\sigma$	$R^2$	DW
1	1950–1963	0.0018 (0.541)	0.0133** (3.192)	0.5946** (12.46)	2.5887** (5.289)	0.2786	0.9996	2.0327
2	1950–1966	0.0009 (0.294)	0.0134** (4.616)	0.5874** (14.36)	2.6539** (11.29)	0.2737	0.9996	1.7778

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.1. Единица измерения времени – 1 год, для 1960 г.  $t = 0$ . В скобках приведены  $t$ -статистики. Двумя звездочками помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.4.

Оценки параметров производственной функции  $\ln y = \ln A + b \ln k$  для экономики СССР.

№	интервал	$\ln A$	$b$	AR(1)	$R^2$	DW
1	1958–1990	0.0061 (1.413)	0.5849** (72.60)	–	0.9942	0.6538
2	1959–1989	–0.0025 (–0.2327)	0.6091** (31.64)	0.6809** (5.656)	0.9976	2.1108

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.2. В скобках приведены  $t$ -статистики. Двумя звездочками помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.5.

Оценки параметров производственной функции  $\delta_Y = p + b\delta_K + (1-b)\delta_L$  для экономики СССР.

№	интервал	$p$	$b$	$R^2$	DW
1	1959–1989	0.0066 (0.5621)	0.4473* (2.242)	0.4302	2.2265
2	1959–1989	0.0064 (0.6757)	0.4331* (2.532)	0.6855	1.2584

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.2. В первом случае в качестве темпов использованы обычные темпы прироста, во втором случае – темпы прироста по формуле центральных разностей. В скобках приведены  $t$ -статистики. Звездочкой помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 5%-ном уровне значимости.

Таблица П2.6.

**Оценки параметров производственных зависимостей для российской экономики по годовым данным.**

№	зависимость	интервал	$p$	$b$	$R^2$	DW
1	$\ln \frac{y_{1,t}}{y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	1990– 2001	0.0110 (1.199)	0.3384** (6.822)	0.8231	1.4949
2	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	1990– 2001	0.0006 (0.0262)	0.4675** (3.881)	0.6009	1.8479
3	$\ln \frac{Y_{1,t}}{Y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	1990– 2001	0.0072 (0.6948)	0.3805** (7.414)	0.8461	1.5353
4	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	1990– 2001	-0.0018 (-0.0772)	0.5082** (4.320)	0.6511	1.8315

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.3. В скобках приведены  $t$ -статистики. Двумя звездочками помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.7.

**Оценки параметров производственных зависимостей для российской экономики по годовым данным.**

№	зависимость	интервал	$p$	$b$	$R^2$	DW
1	$\delta_{Y_1} = p + b\delta_I + (1-b)\delta_L$	1990– 2001	0.0113 (1.361)	0.3853** (7.282)	0.8868	1.4160
2	$\delta_{Y_2} = p + b\delta_I + (1-b)\delta_L$	1990– 2001	0.0032 (0.1716)	0.5243** (4.443)	0.7318	1.8376
3	$\delta_{Y_1} = p + b\delta_I$	1990– 2001	0.0077 (0.8498)	0.4315** (8.201)	0.8706	1.4860
4	$\delta_{Y_2} = p + b\delta_I$	1990– 2001	0.0009 (0.0484)	0.5663** (5.006)	0.7147	1.8297

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.3. В качестве темпов использованы темпы прироста. В скобках приведены  $t$ -статистики. Двумя звездочками помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 1%-ном уровне значимости.

Таблица П2.8.

**Оценки параметров производственных зависимостей для российской экономики по квартальным данным.**

№	зависимость	интервал	$p$	$b$	AR(1)	R <sup>2</sup>	DW
1	$\ln \frac{y_{1,t}}{y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	1994.2	0.0057*	0.1950**	–	0.307	2.322
		–	(2.085)	(3.522)			
2	$\ln \frac{y_{1,t}}{y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	2001.3					
		1994.3	0.0058*	0.2484**	–0.2850	0.348	2.009
3	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	–	(2.659)	(4.318)	(–1.353)		
		2001.3					
3	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	1991.2	–0.0062	0.2073**	–	0.169	1.218
		–	(–1.068)	(2.888)			
4	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	2001.4					
		1991.3	–0.0057	0.1193	0.4354**	0.323	1.879
5	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	–	(–0.627)	(1.692)	(3.045)		
		2001.4					
5	$\ln \frac{y_{2,t}}{y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{i_t}{i_{t-1}}$	1994.2	0.0039	0.1823	–	0.115	1.949
		–	(0.8411)	(1.941)			
6	$\ln \frac{Y_{1,t}}{Y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	2001.4					
		1994.2	0.0043	0.2359**	–	0.363	2.329
7	$\ln \frac{Y_{1,t}}{Y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	–	(1.398)	(3.996)			
		2001.3					
7	$\ln \frac{Y_{1,t}}{Y_{1,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	1994.3	0.0047	0.2966**	–0.3009	0.392	2.030
		–	(1.931)	(5.063)	(–1.471)		
8	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	2001.3					
		1991.2	–0.0076	0.2395**	–	0.211	1.225
9	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	–	(–1.269)	(3.315)			
		2001.4					
9	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	1991.3	–0.0079	0.1369	0.4580**	0.364	1.885
		–	(–0.807)	(1.905)	(3.215)		
10	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	2001.4					
		1994.2	0.0024	0.2260*	–	0.165	1.982
10	$\ln \frac{Y_{2,t}}{Y_{2,t-1}} = p + b \ln \frac{I_t}{I_{t-1}}$	–	(0.4977)	(2.389)			
		2001.4					

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.4. В скобках приведены  $t$ -статистики. Звездочкой помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 5%-ном уровне значимости, а двумя звездочками – на 1%-ном уровне значимости.



Таблица П2.9.

**Оценки параметров производственных зависимостей для российской экономики по квартальным данным.**

№	зависимость	интервал	$p$	$b$	AR(1)	R <sup>2</sup>	DW
1	$\delta_{y_1} = p + b\delta_i$	1994.2– 2001.3	0.0057* (2.098)	0.2001** (3.600)	–	0.3164	2.3380
2	$\delta_{y_1} = p + b\delta_i$	1994.3– 2001.3	0.0057* (2.696)	0.2566** (4.496)	–0.3001 (–1.436)	0.3603	2.0100
3	$\delta_{y_2} = p + b\delta_i$	1991.2– 2001.4	–0.0053 (–0.9683)	0.2356** (3.086)	–	0.1885	1.2820
4	$\delta_{y_2} = p + b\delta_i$	1991.3– 2001.4	–0.0050 (–0.5857)	0.1371 (1.767)	0.4137** (2.832)	0.3217	1.8992
5	$\delta_{y_2} = p + b\delta_i$	1994.2– 2001.4	0.0041 (0.8829)	0.1861 (1.965)	–	0.1175	1.9454
6	$\delta_{y_1} = p + b\delta_I$	1994.2– 2001.3	0.0042 (1.398)	0.2418** (4.089)	–	0.3739	2.3522
7	$\delta_{y_1} = p + b\delta_I$	1994.3– 2001.3	0.0045 (1.953)	0.3065** (5.323)	–0.3210 (–1.589)	0.4074	2.0360
8	$\delta_{y_2} = p + b\delta_I$	1991.2– 2001.4	–0.0067 (–1.173)	0.2712** (3.553)	–	0.2354	1.2977
9	$\delta_{y_2} = p + b\delta_I$	1991.3– 2001.4	–0.0071 (–0.7804)	0.1580 (1.998)	0.4340** (2.9732)	0.3647	1.9073
10	$\delta_{y_2} = p + b\delta_I$	1994.2– 2001.4	0.0026 (0.5297)	0.2308* (2.422)	–	0.1683	1.9828

Примечания. Исходные данные приведены в табл. П1.4. В качестве темпов использованы темпы прироста. В скобках приведены  $t$ -статистики. Звездочкой помечены оценки параметров, отличающиеся от нуля на 5%-ном уровне значимости, а двумя звездочками – на 1%-ном уровне значимости.

**С.В. Цухло**

**Особенности формирования  
производственных и ценовых планов  
(прогнозов) предприятий российской  
промышленности  
в 1993–2001 гг.**

**Введение**

Рыночные реформы в России всегда были предметом ожесточенных дискуссий. Споры вызывало все: и принципы, и сроки, и масштабы, и последовательность, и результативность. Последний аспект и стал предметом настоящей работы. Мы попытаемся ответить на вопрос, произошло ли формирование в российской промышленности рыночных производителей товаров и услуг.

Преобразование российской промышленности – одна из главных и тяжелейших задач переходного периода. Ее эффективное решение осложняется существованием огромного промышленного потенциала, который невозможно ликвидировать и начать с нуля создание новых компаний, как это происходило в секторах, не имевших нормального развития в условиях плановой экономики. Поэтому применительно к промышленности более всего подходит выражение «переход от плановой экономики к рыночной». И применительно к ней в первую очередь необходимо ставить вопрос об эволюции поведения.

Для оценки такой эволюции в работе используются модели формирования ожиданий, которые давно и хорошо исследованы в экономической теории. Но если их результаты для стран с устоявшейся рыночной экономикой имеют скорее академический интерес, то для переходных экономик исследование таких моделей способно ответить на самый актуальный вопрос: произошло ли изменение принципов проведения производителей.

Для аргументированного ответа на этот вопрос необходимо, на наш взгляд, выполнение ряда условий. Эти условия сформулированы в первом разделе работы. Самым сложным является наличие достаточной (как по составу показателей, так и по временному охвату) статистической базы. Такая база может быть сформирована только в ходе регулярных панельных опросов руководителей предприятий. Во втором разделе работы описаны

три типа моделей формирования ожиданий (экстраполяционные, адаптивные и обучения на ошибках), а также рассмотрены возможные варианты их развития за счет использования спросовых переменных. Четвертый и пятый разделы показывают результаты применения этих моделей для описания формирования ценовых и производственных планов российских промышленных предприятий в 90-е гг. XX в. Эмпирической основой проверки моделей стали результаты ежемесячных конъюнктурных опросов ИЭПП, проводимых по европейской гармонизированной методике с 1992 г.

## 1. Постановка проблемы

Ожидания предстоящих изменений выпуска и цен занимают достаточно важное место в современной экономической теории. Хотя пик интереса к этой проблематике и ее интенсивная разработка, наверное, уже миновали, а основные теоретические положения и выводы вошли в учебники, нам представляется, тем не менее, что анализ формирования ожиданий в переходных экономиках может стать интересным направлением исследований, поскольку способен пролить свет на поведение предприятий в сложных и быстро меняющихся условиях.

Основной вопрос, который исследуется в настоящей работе, касается механизмов формирования планов выпуска и цен у российских промышленных предприятий в течение первых лет перехода от плановой экономики к рыночной. Этот период, несомненно, стал тяжелым испытанием для всей российской экономики и – особенно – для обрабатывающей промышленности. Несомненно и то, что некогда социалистические предприятия постепенно становятся вполне рыночными производителями товаров и услуг. Они начинают оперировать принципиально новыми для них, но нормальными рыночными категориями. Спрос, выпуск, запасы, конкуренция, рынок труда и рынок сбыта стали для них не некими отвлеченными теоретическими категориями, а абсолютно реальными понятиями, от учета и анализа которых зависит благополучие предприятия. Последнее утверждение является скорее гипотезой, а не общепризнанным фактом. Причина в том, что для обоснованного ответа на вопрос, произошла ли эволюция в поведении российских промышленных предприятий, необходимо, на наш взгляд, выполнение ряда условий. Во-первых, нужны исследования, охватывающие как можно более длительный период времени, – желательно с 1992 г. Разовые (эпизодические) работы способны дать (возможно, глубокий) анализ одного момента времени, но они не позволяют, как правило, отследить эволюцию поведения производителей. Во-вторых, для такого рода исследований нужна, несомненно, приемлемая и сопоставимая во времени статистика. Эта составляющая является, вероятно, самым большим местом большинства работ, вынужденных довольствоваться ограниченными возможностями официальных данных. В-третьих, нужны специфические показатели, отражающие характеристики поведения предприятий. Получить такие данные из официальных статистических источников почти невозможно. И, в-четвертых, эмпирические данные и теоретические модели

должны быть общепризнанными, уже проверенными и не вызывать сомнений у возможных оппонентов.

Именно поэтому для оценки эволюции поведения российских промышленных предприятий в настоящей работе выбраны модели формирования ожиданий, а в качестве эмпирических данных используются результаты конъюнктурных опросов ИЭПП. На наш взгляд, такая комбинация (модели+данные) обладает всеми свойствами, необходимыми для анализа поведения предприятий.

Во-первых, конъюнктурные опросы ИЭПП начались в 1992 г. и охватывают, таким образом, практически весь переходный период. В ходе этих опросов отслеживается один и тот же состав показателей. Более того, с течением времени список вопросов анкеты значительно расширился. Если в 1992 г. в ежемесячную анкету входило 7–8 вопросов, то сейчас около 20. Т.е. результаты опросов становятся все более информативными. И лишь два вопроса были исключены (оценка текущего объема выпуска и оценка текущих издержек по шкале «выше нормы» – «нормальный» – «ниже нормы»). Это создает уникальную основу для регулярного исследования всего переходного периода, а не отдельных эпизодов. Однако сами конъюнктурные опросы, проводимые ИЭПП, не являются уникальными. Они полностью сопоставимы с аналогичными опросами, организованными в других европейских странах. С конца 80-х гг. такие опросы начались в странах бывшего социалистического лагеря, а с середины 90-х гг. – в большинстве республик бывшего СССР. Таким образом, уже в течение нескольких лет во многих странах с переходной экономикой накапливаются результаты унифицированных опросов. Последнее обстоятельство позволяет провести аналогичные расчеты по другим странам. И наибольший интерес представляют, наверное, результаты по Украине, Беларуси и Казахстану. В итоге будут получены сопоставимые исследования о поведении предприятий в переходных экономиках.

Во-вторых, результаты конъюнктурных опросов ИЭПП являются уже общепризнанным источником статистических данных. Они не только публикуются Организацией экономического развития и сотрудничества [9], но и стали неотъемлемым элементом информационного ландшафта в российских средствах массовой информации. Оперативность публикации результатов и состав показателей позволяют опросам ИЭПП почти на равных конкурировать с данными официальной статистики. При этом в первые годы проведения опросов ситуация была совершенно иная. Потенциальные потребители экономической информации очень настороженно воспринима-

ли такие показатели, как ожидания предприятий, оценки запасов готовой продукции, и считали, что мнения директоров мало что значат в анализе реальных экономических процессов.

В-третьих, в состав анкет конъюнктурных опросов ИЭПП входят вопросы, описывающие основные и наиболее интересные индикаторы состояния промышленных предприятий. К их числу, несомненно, относятся фактические изменения основных видов спроса, выпуска, цен, запасов готовой продукции, планируемые изменения выпуска, занятости и цен, прогнозы спроса, оценки запасов, конкуренции, достаточности мощностей и занятости, оценки реального финансово-экономического состояния предприятий. Самыми интересными для целей анализа в настоящей работе являются ожидания предприятий. Еще одним плюсом опросной статистики является возможность анализа на микроуровне. Последнее означает, что организация сбора и хранения исходных результатов построена таким образом, что ответы любого предприятия из любого опроса могут быть извлечены из общей массы ответов и проанализированы отдельно. Такая возможность принципиально важна при анализе механизма формирования ожиданий (планов, прогнозов).

В-четвертых, модели формирования ожиданий, которые предполагается использовать в настоящей работе, давно известны и признаны в экономическом анализе. Вместе с тем их использование в исследованиях переходных экономик, на наш взгляд, более интересно, чем при анализе устоявшихся рыночных экономик. Это объясняется возможностью использования в этих моделях спросовых переменных и анализа на микроуровне за достаточно длительный период времени. Сочетание указанных обстоятельств позволяет отслеживать приспособление российских промышленных предприятий к формирующимся условиям рынка.

## 2. Модели формирования планов (прогнозов)

В нашей работе будут использованы три основных типа моделей: адаптивные, обучения на ошибках и экстраполяционные в формулировках, ориентированных на результаты европейских гармонизированных конъюнктурных опросов [6].

Самые простые типы моделей формирования ожиданий – экстраполяционные – предполагают, что прогноз (план) изменения переменной  $X$  в момент  $t$  ( $X_t^*$ ) определяются фактическим изменением этой же переменной в моменты  $t$  и  $t-1$  ( $X_t$  и  $X_{t-1}$ ):

$$X_t^* = f(X_t, X_{t-1}).$$

В такой форме оценка экстраполяционной модели требует ответов по каждому предприятию из двух соседних опросов. Если использовать общую форму экстраполяционной модели [8], то возникает необходимость в получении регулярных ответов от одного предприятия в течение гораздо большего количества опросов. В этом случае количество фирм, ответы которых можно использовать для расчетов, будет снижаться с включением каждого следующего опроса, поскольку добиться от всех респондентов абсолютно регулярного участия в опросах невозможно. Стабильность участия предприятий в опросах ИЭПП составляет около 80%. Эта цифра показывает, что из всех предприятий, принявших участие в опросе  $t-1$ , в следующем опросе  $t$  участвует 80%. Это довольно высокий, по нашему мнению, показатель.

В описанном выше варианте экстраполяционная модель предполагает, что прогнозы формируются под влиянием предыдущих изменений того же показателя. Для исследования переходных экономик можно использовать и такие экстраполяционные модели, в которых прогнозы одного показателя формируются под влиянием предшествующих изменений другого. Например, выглядит логичным рассмотреть влияние на прогнозы изменения выпуска предыдущих изменений платежеспособного или бартерного спроса. Такие модели формирования производственных планов можно считать более прогрессивными по сравнению с экстраполяцией выпуска. При этом ориентацию на платежеспособный спрос следует расценивать как более рыночную позицию производителей, чем ориентацию на бартерные сделки. Для проверки, какой спрос является для производителей предпочтительным, можно исследовать комбинированную экстраполяционную модель, в

которой в качестве независимых переменных одновременно используются изменения и платежеспособного, и бартерного спроса.

Адаптивные модели формирования ожиданий в своей первоначальной формулировке связывали предполагаемые изменения показателя с разницей между предшествующими фактическими изменениями и предшествующими прогнозами [8]:

$$X_t^* = f(\Phi(X_t, X_{t-1}^*)).$$

Здесь переменная  $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$  описывает соответствие (ошибку) прогнозов показателя в момент  $t-1$  и фактических изменений показателя в следующем опросе  $t$ . Она определяется из матрицы сопряженности прогнозов показателя в момент  $t-1$  и фактических изменений в момент  $t$ :

		$X_{t-1}^*$		
		+	=	-
$\Phi(X_t, X_{t-1}^*):$	$X_t$	+	=	+
		=	-	+
		-	-	=

Новая переменная  $\Phi(X_t, X_{t-1}^*)$  является трихотомической и может принимать следующие значения: (+) – фактические изменения оказались лучше прогнозов; (=) – фактические изменения совали с прогнозами; (-) – фактические изменения оказались хуже прогнозов.

Специально для качественных результатов конъюнктурных опросов Kopig et all [6] предложили упрощенную формулировку адаптивной модели, которая не накладывает никаких ограничений на взаимодействие независимых переменных и выглядит следующим образом:

$$X_t^* = f(X_t, X_{t-1}^*).$$

В этом случае ожидания в момент  $t$  определяются реализациями того же показателя в момент  $t$  и ожиданиями в момент  $t-1$ , взаимодействие которых может быть любым.

Модель обучения на ошибках для данных конъюнктурных опросов связывает точность реализации предыдущего прогноза с изменениями двух последующих прогнозов [6]. Она имеет вид:

$$\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*) = f(\Phi(X_t, X_{t-1}^*)).$$

Здесь  $\Delta(X_t^*, X_{t-1}^*)$  обозначает изменение показателя (в данном случае – прогнозов показателя  $X$ ) за два соседних опроса и определяется из матрицы



сопряженности значений показателя в моменты  $t-1$  и  $t$ , где (+) означает рост показателя, (-) – снижение, (=) – нет изменений:

		$X^*_{t-1}$			
		+	=	-	
$\Delta(X^*_t, X^*_{t-1}):$	$X^*_t$	+	=	+	+
	$X^*_t$	=	-	=	+
	$X^*_t$	-	-	-	=

Новая переменная  $\Delta(X^*_t, X^*_{t-1})$  является трихотомической и может принимать следующие значения: (+) – показатель изменился в лучшую сторону; (=) – показатель не изменился; (-) – показатель изменился в худшую сторону. Знак или значения новой переменной определяются на основе сочетания значений исходных переменных. Если прогнозы в двух соседних опросах не изменились (этому соответствуют диагональные элементы приведенной матрицы), то новая переменная имеет значение (=). Над главной диагональю находятся элементы (ответы предприятий), которые свидетельствуют о положительном изменении (улучшении) прогнозов между двумя опросами. Если в момент  $t-1$  предприятия прогнозировали снижение показателя  $X$ , то в момент  $t$  у них зарегистрированы прогнозы роста или неизменения этого показателя. Такую смену естественно назвать положительным изменением. Если же в момент  $t-1$  предприятия прогнозировали рост показателя  $X$ , а в следующем опросе стали прогнозировать его снижение или неизменность, то такой переход логично считать негативным изменением прогнозов.

Производные переменные  $\Delta(X^*_t, X^*_{t-1})$  и  $\Phi(X_t, X^*_{t-1})$  обычно определяются для одних и тех же показателей [6]. Вместе с тем в некоторых случаях может представлять интерес расчет  $\Phi(X_t, X^*_{t-1})$  для двух разных показателей, отклонение которых друг от друга также интересно использовать. Для переходных экономик такой парой является, несомненно, выпуск и спрос (платежеспособный или бартерный). Для этой пары показателей целесообразно рассмотреть и отклонение фактических изменений в одном опросе.

### 3. Эмпирические данные и методы анализа

Эмпирической основой для проверки гипотез станут результаты регулярных конъюнктурных опросов, проводимых лабораторией конъюнктурных опросов Института экономики переходного периода с 1992 г. по европейской гармонизированной методике.

Конъюнктурные опросы (КО) представляют собой почтовые анкетные опросы руководителей предприятий по стандартной (не меняющейся во времени) анкете. Они принципиально отличаются от статистической отчетности по своим методам и использованию. Конъюнктурные опросы руководителей предприятий – быстрый способ сбора сведений об оценках руководителями положения дел на своих предприятиях и ожидаемых (планируемых) изменениях основных показателей работы предприятия. Главные результаты КО – сведения о субъективных оценках и краткосрочных ожиданиях, формирующихся на предприятиях.

За редким исключением КО в европейских странах проводятся не официальными (государственными) статистическими органами, а исследовательскими институтами, ассоциациями предприятий или социологическими службами. Более того, при выработке рекомендаций по организации КО в бывших социалистических странах западноевропейские эксперты подчеркивали нежелательность проведения опросов на базе статистических органов, поскольку отношение предприятий к статкомитетам устойчиво отрицательное [4]). Опросы же базируются на добровольности и доверии, а не на принуждении и ответственности.

Анкета гармонизированного европейского конъюнктурного опроса содержит небольшое количество вопросов (не более 15-20). При этом вопросы имеют качественный, а не количественный характер. Типичный вопрос: «Как вы оцениваете объем запасов готовой продукции на своем предприятии». Ответы предлагается дать по простой шкале: «Выше нормы», «Нормальные», «Ниже нормы». Такая простая конструкция вопросов и ответов позволяет респондентам заполнять анкеты быстро и без привлечения других сотрудников или какой-либо документации. Принципиально важно, чтобы респондентом на каждом предприятии был управленец максимально высокого уровня, имеющий полное представление о положении дел на предприятии и непосредственное отношение к руководству предприятием. Если анкета будет содержать большое количество сложных вопросов, требующих привлечения конкретных специалистов или количественных све-

дений из документации предприятия, то велика вероятность отказа от участия в опросах или передачи анкеты сотрудникам нижнего уровня. Это снижает ценность сведений, получаемых от предприятий. Количественных вопросов в анкете должно быть очень мало, а сведения по этим вопросам хорошо известны руководителям и не требуют обращения к документам или расчетов. Количественные вопросы КО задаются по поводу таких хорошо известных менеджерам показателей, как загрузка мощностей или месяцы обеспеченности заказами. Пример ежемесячной анкеты КО Института экономики переходного периода приведен в приложении 1.

Опросы ИЭПП проводятся по панели, в которую входят более 1400 предприятий. На предприятиях панели работает около 21% занятых в промышленности. Структура должностей респондентов панели свидетельствует о высоком качестве опросной информации (см. табл.1). Ежемесячно собирается около 1000 ответов.

Таблица 1

Динамика должностной структуры панели ИЭПП, %

	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001
1. Директора	47	33	35	47	42	39	39	36	34	32
2. Заместители директоров	37	47	40	31	32	34	34	34	35	36
3. Руководители подразделений	14	18	20	17	20	20	20	22	22	23
4. Заместители руководителей	1	1	3	2	1	1	1	2	2	2
5. Рядовые сотрудники	1	2	2	3	5	5	6	6	7	8

Источник: Конъюнктурные опросы ИЭПП.

Важным фактором получения качественных результатов опросов является установление обратной связи с респондентами. Во время каждого опроса руководители предприятий получают бланк анкеты, который необходимо заполнить, и результаты предыдущего опроса. Обязательное регулярное возвращение обобщенных результатов всем организациям, которые приняли участие в опросе – это единственно возможная форма, поощряющая к участию в обследованиях. Схема «индивидуальные ответы – обобщенные итоги» сводит на нет вероятность умышленного искажения данных, возвращаемых предприятиями в ИЭПП. Косвенным подтверждением

этого являются результаты ежегодных «опросов об опросах», проводимых с 1996 г. (см. табл. 2).

Таблица 2

**Почему Вы отвечаете на анкеты наших конъюнктурных опросов? (% к числу ответивших)**

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
1. Из-за получения взамен полезной информации	50	53	54	57	61	60	60
2. Из-за понимания пользы опросов для общества	45	42	38	39	37	38	36
3. Это повод обдумать ситуацию на предприятии	28	31	33	34	35	35	36
4. По привычке отвечать на поступающие запросы	10	11	10	12	11	11	11
5. По поручению руководства	5	8	8	9	11	13	16
6. Из лобознательности	6	6	8	7	6	5	6
7. Сложно определить	2	2	3	2	3	2	2
8. Другое	2	2	2	1	1	1	2

Источник: Конъюнктурные опросы ИЭПП.

Прямое общение с руководителями предприятий позволяет включать в анкету вопросы о таких показателях, которые не могут быть измерены традиционной статистикой, но, несомненно, отслеживаются менеджерами: помехи росту производства, ожидания, оценка уровня конкуренции на рынках сбыта и конкурентоспособности, динамика платежеспособного и бартерного спроса на продукцию предприятия.

Формирование прямых и доверительных отношений с руководителями предприятий создает основу для получения истинных данных о положении дел на предприятии. Это обстоятельство в современных российских условиях является чрезвычайно важным, поскольку официальная отчетность предприятий малонадежна в силу умышленного или неумышленного искажения, и ее использование может привести к некорректным выводам [3]. Впервые этот тезис нашел подтверждение в 2000 г. Оказалось, что четверть опрошенных предприятий смогли прямо признать, что их официальная отчетность не отражает истинное положение дел на предприятии, и они знают это наверняка. Тогда же было высказано предположение, что при детализации вопроса по отдельным видам отчетности финансовая отчетность оказалась бы наименее надежной. В 2001 г. предприятиям панели был задан аналогичный вопрос с просьбой оценить

каждый вид отчетности по отдельности, и эта гипотеза полностью подтвердилась (см. табл. 3).

Таблица 3

**Распределение ответов руководителей предприятий на вопрос:  
«Можно ли использовать официальную (т.е. направляемую  
в государственные органы) отчетность предприятий при анализе  
реального положения дел в промышленности», %**

Виды отчетности и отрасли	Да, можно	Нет, лучше не стоит	Сложно оценить
<b>О выпуске и отгрузке</b>	<b>85</b>	<b>6</b>	<b>9</b>
<b>О занятости и зарплате</b>	<b>65</b>	<b>19</b>	<b>16</b>
<b>О финансах и расчетах</b>	<b>44</b>	<b>27</b>	<b>29</b>
в черной металлургии	34	51	15
в химии и нефтехимии	40	31	29
в машиностроении	48	23	29
в стройиндустрии	40	29	31
в легкой	50	29	21
в пищевой	60	18	22
<b>О капитальных вложениях</b>	<b>66</b>	<b>10</b>	<b>24</b>
в черной металлургии	80	5	15
в химии и нефтехимии	56	21	23
в машиностроении	70	7	23
в стройиндустрии	49	12	39
в легкой	68	6	26
в пищевой	68	11	21
<b>О распределении акций</b>	<b>43</b>	<b>19</b>	<b>38</b>

Источник: Сентябрьский (2001 г.) опрос ИЭПП.

При обсуждении результатов ежемесячных КО с различными «потребителями» довольно часто возникал вопрос о надежности (качестве) прогнозов предприятий. Вопросы об ожидаемых изменениях основных показателей деятельности предприятий входят во все анкеты и вызывают особый интерес, особенно в начале каждого календарного года, когда эксперты разных организаций и ведомств пытаются угадать, как будет развиваться отечественная промышленность в течение очередного года. Отношение к прогнозам предприятий и соответственно к результатам опросов бывает очень разным. На одном полюсе находится восторженное восприятие любых выводов, которые делаются по результатам анализа. На другом – полное неприятие этого вида данных, в которое иногда влетает удивление

по поводу того, что результаты опросов оказываются правильными, и молчание в тех случаях, когда они позволяют просто объяснить явления, необъяснимые на основе традиционной статистики. Но истина, как всегда, находится где-то посередине. Рассмотрим сейчас достоинства конъюнктурных опросов как источника данных для анализа планов и прогнозов предприятий в переходных экономиках. Анализ недостатков КО оставим критикам.

Во-первых, в состав всех анкет КО в явном виде входят вопросы об ожиданиях, планах или прогнозах. Это дает возможность получать и изучать прогнозы в режиме мониторинга и приближает результаты КО к привычным статистическим данным. Если возникает потребность в отслеживании новых показателей, то простая и гибкая организация КО в ИЭПП позволяет это сделать предельно оперативно. Наверное, это самое большое достоинство опросов, особенно в России.

Во-вторых, предприятия прогнозируют состояние показателей своей собственной деятельности, и поэтому такие прогнозы можно считать уже планами предприятий. Реализация (или подготовка к реализации) этих планов уже могла начаться на момент проведения опроса. Несомненно, это увеличивает степень реализуемости подобных планов.

В-третьих, горизонт планирования (прогнозирования), о котором идет речь в анкетах КО, составляет 2–3 месяца и является вполне доступным для прогнозирования даже в условиях нестабильной переходной экономики.

В-четвертых, панельный характер опросов позволяет сопоставлять прогнозы и все (по времени) последующие реализации этих прогнозов по каждому из предприятий. Так можно проводить гораздо более точный анализ точности прогнозов. Отсутствие такой возможности часто вызывает сожаление у аналитиков, оперирующих макроданными [5].

Результаты конъюнктурных опросов в агрегированном виде доступны большинству исследователей, так же как и статистические ряды. В этом случае они обычно представляются в виде балансов. Балансом называется разница между долей ответов «рост» и долей ответов «снижение». Такой способ представления не учитывает варианты ответов «нет изменений» и «нет ответа» [2]. Попытка агрегировать данные, для того чтобы получить только два варианта ответов [10], также оказалась неудовлетворительной, поскольку результаты оказались крайне неустойчивыми во времени в силу влияния на них общеэкономических причин. Еще одна проблема, которая возникает при использовании агрегированных в форме балансов данных, состоит в том, что реальная независимость двух трихотомических пере-

менных может сопровождаться высокой положительной зависимостью на уровне балансов [6]. Таким образом, использование микроданных позволяет избежать достаточно серьезных проблем и получить более качественные результаты.

Использование данных конъюнктурных опросов в большинстве случаев снимает и проблему причинности. Естественно считать, что фактические изменения и предшествующие прогнозы формируют текущие прогнозы, а не наоборот.

Исходные данные конъюнктурных опросов ИЭПП (ответы руководителей предприятий) представлены в порядковой (см. Приложение), а не в привычной для экономистов количественной шкале. Это заставляет обратиться вместо традиционного регрессионного анализа к логлинейным моделям. Логлинейные модели описывают взаимодействие неколичественных факторов на основе таблиц сопряженности [1]. Логика логлинейного анализа позволяет проверять различные гипотезы о структуре и характере связей исследуемых факторов [7]. Конечным результатом должна стать модель, достаточно хорошо описывающая исходные данные и максимально простая по структуре. Последнее обстоятельство особенно важно при обработке результатов анкетных опросов, в ходе которых может быть собран представительный набор показателей, описывающих исследуемое явление.

Первый шаг логлинейного анализа – проверка гипотезы о независимости исследуемых переменных. Если качество подгонки такой модели оказывается приемлемым (наблюдаемый уровень значимости значительно превышает пороговую величину 0.05), то усложнение модели за счет добавления взаимодействий переменных будет излишним. Следующий шаг анализа – использование моделей, включающих взаимодействие исследуемых переменных. Поскольку практически все вопросы конъюнктурных опросов ИЭПП имеют порядковый характер, то можно пользоваться логлинейными моделями с линейными взаимодействиями между включенными факторами. В этом случае логарифмы элементов таблицы сопряженности имеют следующее представление:

$$\log F_{ij} = \lambda_0 + \lambda_i + \lambda_j + \beta * i * j.$$

Параметры  $\lambda_0, \lambda_i, \lambda_j$  имеют обычные для логлинейного анализа значения. Новый параметр  $\beta$  оценивает связь (ассоциацию) рангов  $i$  и  $j$ . Он интерпретируется как привычный в эконометрическом анализе коэффициент регрессии. Положительные значения  $\beta$  означают, что ранги одной пе-

ременной увеличиваются с ростом рангов другой и наоборот. При линейной независимости переменных коэффициент  $\beta$  равен 0.

Целесообразность добавления в модель взаимодействия признаков очевидна для тех случаев, когда гипотеза о независимости не дает удовлетворительных результатов. Если же независимая модель допустима, то для проверки целесообразности усложнения модели следует оценить относительное качество подгонки. Последнее предполагает попарное сравнение качества подгонки простой и сложной модели, когда сложная модель получена из простой за счет добавления одного параметра. Чем больше сокращение величины отношения правдоподобия, тем более вероятно, что сложная модель лучше.

Перечисленные особенности и возможности позволяют, на наш взгляд, исследовать прогнозы российских промышленных предприятий достаточно полно и всесторонне, а результаты использовать для анализа эволюции их поведения в первые годы экономических реформ.



## 4. Модели формирования производственных планов

### 4.1 Экстраполяционные модели формирования производственных планов

Начнем анализ моделей формирования ожиданий с экстраполяционных моделей формирования производственных планов. Рассмотрим классическую модель, в которой планы в момент  $t$  определяются  $t-1$  фактическими изменениями того же показателя в моменты  $t$  и  $t-1$ :

$$Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}),$$

где  $Q_t^*$  – планы изменения выпуска предприятия, определившиеся в момент (опрос)  $t$ ;  $Q_t$  – фактические изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $Q_{t-1}$  – фактические изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ .

Такая модель достаточно хорошо описывает формирование планов выпуска в периода 1993–1994 гг. В 1995 г. прогнозы предприятий лишь в 5 месяцах из 12 могут быть описаны такой экстраполяционной моделью. С 1996 г. расхождения эмпирических и модельных данных постоянно увеличиваются: российские промышленные предприятия все дальше уходят от планирования своего выпуска по принципу «от достигнутого уровня». Этот вывод очевиден при анализе значений отношения правдоподобия, оценивающего качество подгонки модельных данных. Горизонтальная линия на графике обозначает величину отношения, соответствующую 5%-ному уровню значимости (см. рис. 1).

Значения отношения правдоподобия для экстраполяционных моделей, предполагающих формирование производственных планов под влиянием только платежеспособного или только бартерного спроса, выглядят предпочтительней. Экстраполяционная модель, в которой прогнозы производства определяются фактическими изменениями платежеспособного спроса, является более «прогрессивной» для предприятий в переходных экономиках. В этом случае предприятия планируют свой выпуск, экстраполируя предыдущие тенденции изменения спроса. Указанная модель проверялась для периода с июля 1995 г. по декабрь 2001 г. Самым высоким качеством подгонки этой модели было до начала 1997 г. В 1997 г. расхождения стали недопустимо велики: модель оказалась приемлемой лишь в 3 случаях из 12.

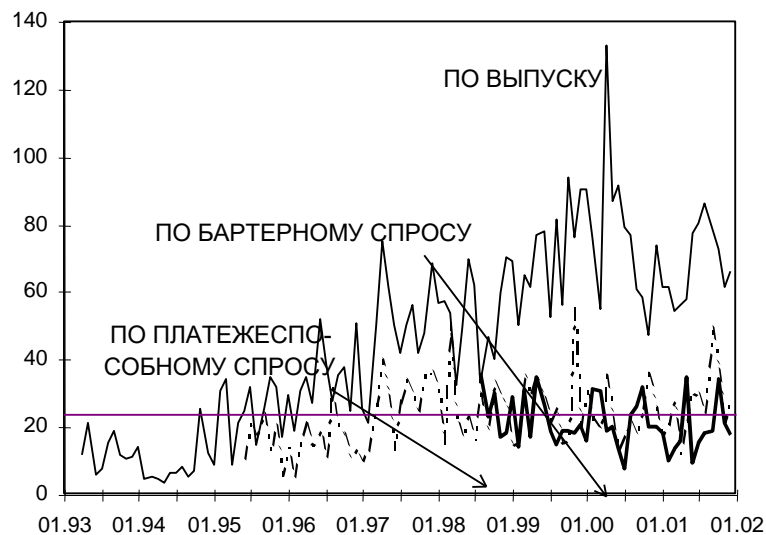


Рис. 1. Значение отношения правдоподобия ( $G_2$ ) для экстраполяционных моделей формирования планов выпуска

Затем качество подгонки возросло, но не было стабильным. Лишь в 2000 г. «спросовая» экстраполяционная модель стала лучше описывать формирование планов производства в российской промышленности. В 2001 г. качество подгонки такой модели опять снизилось. Экстраполяционная модель с фактическими изменениями бартерного спроса в качестве независимых переменных дополняет предыдущую модель. Ориентация на бартерный спрос при формировании производственных планов свидетельствует о нерыночных позициях производителей. Как показали расчеты, качество подгонки модели с бартерным спросом (без других независимых переменных) находится на одном уровне с моделью, включающей изменения только платежеспособного спроса.

Рассмотрим теперь коэффициенты моделей. В классической экстраполяционной модели (производственные планы определяются только изменениями производства) всегда положительными и статистически значимыми были только коэффициенты у  $Q_t$  (фактические изменения выпуска, непосредственно предшествующие формированию планов). Коэффициенты  $Q_{t-1}^*$

могли быть как положительными, так и отрицательными, и были статистически значимы лишь в одной трети случаев. При этом значение первых из рассмотренных коэффициентов были всегда выше. Таким образом, в рамках классической экстраполяционной модели можно говорить о том, что планы выпуска формируются в основном под воздействием фактических изменений производства, регистрируемых в момент определения планов.

Ситуация с коэффициентами в экстраполяционной модели, предполагающей формирование производственных планов на основе фактических изменений платежеспособного спроса ( $Q_t^* = f(D_t, D_{t-1})$ ), аналогична предыдущей модели. Всегда положительны и статистически значимы были коэффициенты последних изменений спроса ( $D_t$ ). Коэффициенты предшествующих изменений ( $D_{t-1}$ ) были значимы лишь в 34% случаев и имели иногда отрицательные значения. Т.е. и здесь лишь самые последние изменения платежеспособного спроса учитываются предприятиями при формировании своих планов выпуска.

В экстраполяционной модели с бартерным спросом ( $Q_t^* = f(B_t, B_{t-1})$ ) коэффициенты последних изменений ( $B_t$ ) были статистически значимы и положительны только до марта 1999 г. Затем они становятся стабильно незначимыми и иногда – отрицательными. Предшествующие изменения бартерного спроса очень редко статистически значимо влияли на планы предприятий и в течение всего периода наблюдений встречались отрицательные знаки. Это свидетельствует о том, что бартер оказывал влияние на планы выпуска только до начала нормального (за счет платежеспособного спроса) роста производства. С того момента как предприятия поняли, что продажи за деньги начинают вытеснять бартер, они перестали принимать его во внимание. Это произошло, как показывают расчеты по данным конъюнктурных опросов, именно в марте 1999 г. Исключение из модели линейного взаимодействия  $Q_t^*$  и  $B_{t-1}$  оказалось оправданным в большинстве случаев. Статистическая значимость коэффициентов  $B_t$  сохранилась до марта 1999 г.

Исследование модели с прочими видами неденежного спроса в качестве факторов, определяющих формирование планов выпуска, приводит к похожим выводам. Правда, мониторинг неденежных видов спроса (векселей, зачетов и пр.) начался только в феврале 2000 г. и поэтому расчеты могут быть сделаны только для относительно благоприятного для российской промышленности периода. Качество подгонки этой модели было достаточно хорошим (см. табл. 4). Но коэффициенты модели были чаще статистически незначимы и имели отрицательные знаки для обоих независимых переменных. По этой причине модель была сначала упрощена за счет ис-

исключения взаимодействия  $Q_t^*$  и  $N_{t-1}$ . Качество подгонки осталось допустимым в абсолютном большинстве случаев, а коэффициенты стали положительными и часто статистически значимы после сентября 2000 г. Поскольку прирост величины отношения правдоподобия был незначительным, то упрощенная модель является предпочтительной. Дальнейшее сокращение модели за счет исключения взаимодействия  $Q_t^*$  и  $N_t$  оказалось допустимым с точки зрения сохранения качества подгонки, но нецелесообразным после октября 2000 г. с точки зрения прироста величины  $G_2$ . Именно осенью 2000 г. российская промышленность впервые после дефолта 1998 г. столкнулась со значительными сбытовыми проблемами и, вновь прибегнув к вексельным и зачетным сделкам, решила, вероятно, учитывать при планировании выпуска их и в дальнейшем. На всякий случай. И эти случаи не замедлили в дальнейшем наступить.

Таблица 4

**Характеристики влияния фактических изменений прочих неденежных видов спроса на планы выпуска предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
				$N_t$		$N_{t-1}$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	7.4064	14	0.9179	0.4460	0.1396	0.0734	0.1577
3/00	23.3534	14	0.0548	0.0609	0.1617	0.2459	0.1325
4/00	17.4907	14	0.2310	0.1278	0.1449	0.2819	0.1338
5/00	25.8103	14	0.0274	-0.1917	0.1437	0.1516	0.1476
6/00	16.2327	14	0.2994	0.1815	0.1476	-0.0839	0.1490
7/00	14.1415	14	0.4392	0.1608	0.1315	-0.0182	0.1334
8/00	5.8333	14	0.9705	-0.0261	0.1585	0.0998	0.1600
9/00	15.9081	14	0.3190	-0.1209	0.1369	0.1890	0.1527
10/00	15.2383	14	0.3621	0.4501	0.1633	-0.1089	0.1339
11/00	12.3757	14	0.5762	0.0088	0.1434	0.2180	0.1349
12/00	10.8186	14	0.7002	0.3879	0.1413	0.0430	0.1408
1/01	11.0362	14	0.6832	0.2119	0.1458	0.1157	0.1408
2/01	8.5911	14	0.8563	0.5537	0.1584	-0.0662	0.1487
3/01	10.2381	14	0.7446	-0.1019	0.1415	0.2570	0.1439
4/01	19.3053	14	0.1536	0.0817	0.1335	0.1191	0.1302

Таблица 4 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели			
				$N_t$		$N_{t-1}$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
5/01	19.7029	14	0.1398	0.2370	0.1557	0.0731	0.1312
6/01	8.7091	14	0.8492	0.2420	0.1617	0.0585	0.1456
7/01	14.1627	14	0.4377	0.4357	0.1535	-0.1403	0.1429
8/01	17.9311	14	0.2099	0.0299	0.1426	0.0860	0.1369
9/01	17.5118	14	0.2299	0.3191	0.1772	0.0278	0.1529
10/01	17.8414	14	0.2141	0.2914	0.1448	0.0815	0.1662
11/01	17.9000	14	0.2114	0.0821	0.1402	-0.1445	0.1365
12/01	13.4425	14	0.4920	0.1296	0.1672	0.2286	0.1749

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Рассмотрим теперь комбинированные экстраполяционные модели, в которых прогнозы изменения выпуска могут определяться предшествующими фактическими изменениями более чем одного показателя из рассмотренных выше. Сначала остановимся на модели, в которой используются фактические изменения выпуска и платежеспособного спроса в двух предшествующих точках:

$$Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}, D_t, D_{t-1}).$$

Качество подгонки этой модели, в которую были включены двухуровневые взаимодействия всех факторов с зависимой переменной и четырехуровневое взаимодействие всех независимых переменных, оказалось очень высоким. Величина отношения правдоподобия стабильно не опускалось ниже 0.9. Статистически значимы были лишь коэффициенты модели, относящиеся к последним фактическим изменениям выпуска и платежеспособного спроса. Соотношение коэффициентов выпуска и платежеспособного спроса, свидетельствует об изменчивости влияния этих двух факторов на планы выпуска (см. рис. 2). До середины 1998 г. усиливалось воздействие платежеспособного спроса, затем его влияние начинает ослабевать и со второй половины 1999 г. предприятия предпочитают в своих экстраполяционных планах опираться на предыдущие изменения выпуска. На первый

взгляд такая ситуация выглядит парадоксальной. Получается, что во времена свертывания продаж за деньги предприятия предпочитали в своих прогнозах опираться на предыдущие изменения платежеспособного спроса, объемы которого были невелики. А после начала роста спроса они отказываются от этого и начинают все сильнее опираться в своих экстраполяционных прогнозах на предыдущие изменения выпуска. Однако этому можно предложить такое объяснение. Отсутствие достаточных объемов нормального денежного спроса и высокая бартеризация оборота заставляла предприятия «с трепетом» относиться к любым колебаниям продаж за деньги и принимать во внимание их малейшее изменение, в том числе – при выработке своих производственных планов. Поэтому к середине 1998 г., когда доля бартера была особенно велика, учет изменений платежеспособного спроса достиг максимума. Затем ситуация стала кардинально меняться. Платежеспособный спрос начал устойчиво вытеснять все другие виды продаж, и поэтому необходимость в столь «нежном» обращении с платежеспособным спросом постепенно отпадает. Предприятия в рамках экстраполяционной модели могут позволить себе пролонгировать фактические изменения своего выпуска, благо продажи растут более или менее устойчиво.

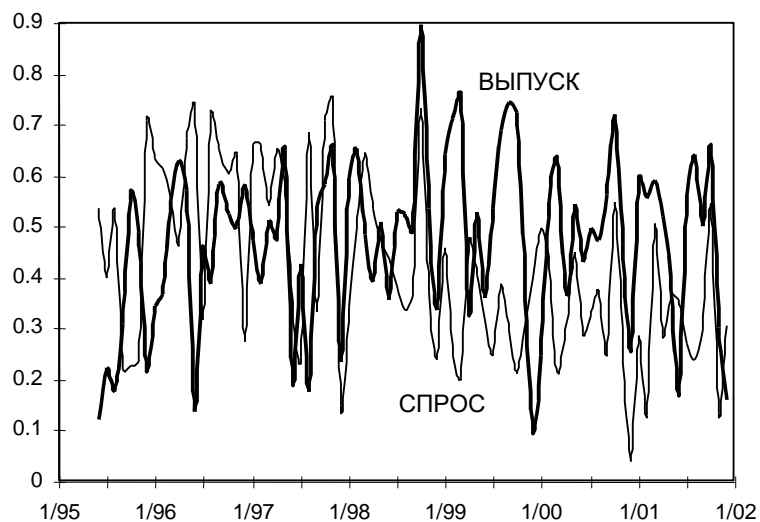


Рис. 2. Динамика коэффициентов модели

Возможное упрощение модели за счет разбиения четырехуровневого взаимодействия на два двухуровневых снижало качество подгонки для периода 1997–2001 гг., но не меняло уровень влияния предшествующих изменений на прогнозы. Самое сильное влияние имели фактические изменения, непосредственно предшествующие моменту формирования прогнозов. И соотношение влияния двух факторов имело ту же динамику: до середины 1998 г. нарастало воздействие платежеспособного спроса, после чего начинала увеличиваться степень влияния фактических изменений выпуска.

Статистически незначимое влияние на прогнозы удаленных во времени фактических изменений выпуска и спроса ( $Q_{t-1}$  и  $D_{t-1}$ ) дает основания для еще одной попытки упрощения экстраполяционной модели формирования производственных планов – за счет полного исключения вышеупомянутых факторов. Т.е. исследовать зависимость планов выпуска только от непосредственно предшествующих им фактических изменений выпуска и спроса:

$$Q^*_t = f(Q_t, D_t).$$

Такая модель имела хорошее качество подгонки только в период 1993–1996 гг., затем наблюдаемый уровень значимости стал стабильно ниже 5%. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода мониторинга показателей (1993–2001 гг.). При этом более сильное влияние платежеспособного спроса было зафиксировано только с октября 1996 г. по сентябрь 1998 г. В другие периоды предприятия в рамках такой «укороченной» двухфакторной экстраполяционной модели строили свои производственные планы в первую очередь на предшествующих изменениях выпуска.

Таким образом, исследование в рамках экстраполяционной модели влияния на планы выпуска фактических изменений производства и платежеспособного спроса показало, что во времена высокой бартеризации промышленные предприятия старались улавливать малейшее «дуновение» платежеспособного спроса, подобно тому, как парусники при штиле ловят хоть какой-нибудь ветерок. Но как только продажи за деньги становятся значительными и стабильными (ветер крепчает), необходимость в безоглядном следовании за спросом снижается, и во внимание все больше принимается динамика собственного производства (корабль начинает двигаться по своему курсу). Но сам спрос отнюдь не отбрасывается, его предшествующие изменения имеют положительное и статистически значимое влияние на производственные планы. Просто это влияние слабее влияния аналогичных изменений выпуска.

Особый интерес, по нашему мнению, представляет изучение в рамках экстраполяционной модели влияния на планы выпуска фактических изменений основных видов спроса на промышленную продукцию. Динамика платежеспособного спроса отслеживается опросами с апреля 1994 г., динамика бартера – с августа 1998 г., динамика векселей, зачетов и пр. – с февраля 2000 г. Это обстоятельство позволяет исследовать влияние двух видов спроса в течение наиболее длительного периода времени, влияние всех трех видов спроса на планы выпуска может быть изучено лишь в течение двух последних лет.

Как показали оценки логлинейных моделей, из трех видов спроса приоритетное влияние на производственные планы российских промышленных предприятий имеет платежеспособный спрос. Первая модель с участием только платежеспособного спроса и бартера:

$$Q_t^* = f(D_t, D_{t-1}, B_t, B_{t-1})$$

имела очень высокое и стабильное качество подгонки (величина отношения правдоподобия имела максимальные значения). Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для самых близких (к моменту формирования планов) изменений платежеспособного спроса. Предшествующие изменения этого спроса имели иногда отрицательные коэффициенты и были статистически значимы менее чем в половине случаев. У бартерного спроса отрицательные коэффициенты встречались чаще, а статистическая значимость коэффициентов – реже. Соотношение коэффициентов платежеспособного и бартерного спроса также свидетельствовало в пользу того, что планы выпуска предприятий, скорее всего, определялись предшествующими изменениями денежных продаж, а не товарообменных операций (см. рис. 3).



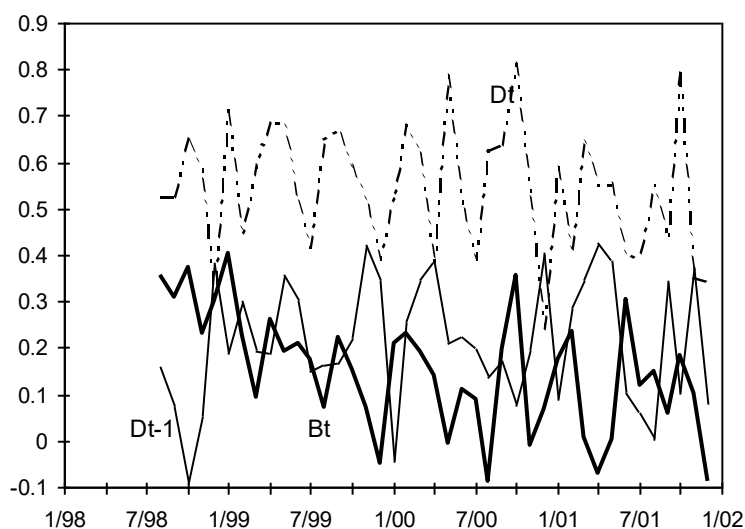


Рис. 3. Динамика коэффициентов модели

Статистическая незначимость коэффициентов у более «отдаленных» изменений спросов показывает, что эти факторы могут быть исключены из модели. Тогда мы получаем модель, в которой производственные планы предприятий определяются только непосредственно предшествующими изменениями двух видов спроса. Качество подгонки такой модели оказалось столь же высоким что и предыдущей. Наблюдаемый уровень значимости сохранил максимальные значения. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для платежеспособного спроса. Бартерный спрос имел положительные коэффициенты, которые со временем утрачивали статистическую значимость. Преимущественное влияние на производственные планы платежеспособного спроса сохранилось.

Следующим шагом анализа станет исследование модели, в которой предполагается формирование производственных планов предприятий под влиянием всех трех видов спроса (платежеспособного, бартерного, векселей и зачетов). Качество подгонки этой модели оказалось очень высоким, наблюдаемый уровень значимости практически не опускался ниже 0.9 (см. табл. 5). Коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы опять только для платежеспособного спроса. Коэффици-

енты других видов спроса имели иногда отрицательные знаки и, как правило, были статистически незначимы. Таким образом, и в этом случае мы можем говорить о том, что планы предприятий формируются в большей степени под влиянием предыдущих фактических изменений платежеспособного спроса.

Таблица 5

**Характеристики влияния фактических изменений  
платежеспособного, бартерного и прочих неденежных  
видов спроса на планы выпуска предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	27.9763	49	0.9932	0.7395	0.1525	0.0427	0.153	0.3444	0.158
3/00	38.4900	49	0.8599	0.832	0.1223	0.2956	0.133	0.0642	0.1425
4/00	33.0234	49	0.9611	0.6051	0.121	0.1499	0.143	0.014	0.1632
5/00	50.3606	49	0.4194	0.7599	0.1249	-0.1521	0.155	-0.0971	0.1563
6/00	22.3513	49	0.9996	0.6651	0.1238	0.1073	0.148	0.0933	0.1638
7/00	26.3302	49	0.9967	0.5721	0.1244	-0.0033	0.133	0.0148	0.1618
8/00	32.9953	49	0.9614	0.7924	0.1327	-0.3037	0.164	0.2038	0.1907
9/00	28.2704	49	0.9923	0.6349	0.1266	0.0295	0.147	0.0452	0.1549
10/00	28.1549	49	0.9927	0.7092	0.1372	0.0918	0.171	0.3978	0.1857
11/00	51.4496	49	0.3781	0.4758	0.1048	-0.0423	0.145	0.1961	0.1622
12/00	21.0080	49	0.9998	0.2882	0.1097	0.0069	0.166	0.2277	0.1849
1/01	28.4928	49	0.9916	0.5864	0.1276	0.0293	0.164	0.1179	0.1677
2/01	20.4386	49	0.9999	0.4718	0.1187	-0.0177	0.169	0.4042	0.1989
3/01	39.2593	49	0.8388	0.9471	0.1293	-0.0289	0.157	0.0350	0.1780
4/01	21.1968	49	0.9998	0.6826	0.113	0.0498	0.149	0.0988	0.1473
5/01	29.1648	49	0.9891	0.6912	0.123	-0.3417	0.189	0.5066	0.2093
6/01	25.4671	49	0.9978	0.416	0.1129	-0.0182	0.153	0.3493	0.1715
7/01	28.3760	49	0.9920	0.2864	0.1171	-0.1941	0.16	0.5136	0.1817
8/01	32.2898	49	0.9686	0.5843	0.1163	0.033	0.152	0.0315	0.1864
9/01	48.3865	49	0.4979	0.5026	0.1306	-0.1168	0.181	0.3369	0.1825

Таблица 5 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
10/01	55.5217	49	0.2425	0.9845	0.1467	-0.0657	0.195	0.3073	0.1890
11/01	35.2004	49	0.9309	0.424	0.1158	0.0100	0.152	0.0971	0.1586
12/01	22.4471	49	0.9996	0.4958	0.1469	0.0262	0.244	0.0464	0.2582

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Добавим теперь к предыдущей модели в качестве независимой переменной фактически изменения выпуска, непосредственно предшествующие формированию планов выпуска. Теперь экстраполяционная модель предполагает, что производственные планы определяются предшествующими фактическими изменениями четырех факторов: трех видов спроса и выпуска:

$$Q_t^* = f(Q_t, D_t, B_t, N_t).$$

Качество подгонки логлинейной модели сохранилось высоким (см. табл. б). Всегда статистически значимыми и положительными оказались коэффициенты модели только для предыдущих изменений выпуска. Платежеспособный спрос имел положительные и сначала значимые коэффициенты. Но в конце 2000 г. коэффициенты становятся статистически незначимыми, а в 2001 г. такая ситуация встречается уже в половине случаев. Таким образом, платежеспособный спрос с течением времени (по мере все более продолжительного роста) все меньше принимается предприятиями во внимание.

Таблица 6

**Характеристики влияния фактических изменений выпуска,  
платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов  
спроса на планы выпуска предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				выпуск		платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	48.3662	156	1.0000	0.7886	0.1562	0.4747	0.1813	0.0454	0.1710	0.2585	0.1783
3/00	60.9567	156	1.0000	0.7599	0.1144	0.4517	0.1444	0.2599	0.1516	-0.0127	0.1643
4/00	96.8502	156	0.9999	0.6159	0.1022	0.3592	0.1376	0.0378	0.1558	0.0575	0.1626
5/00	94.1006	156	1.0000	0.7301	0.1165	0.4119	0.1330	-0.1450	0.1652	-0.0426	0.1734
6/00	77.5933	156	1.0000	0.4470	0.1067	0.4072	0.1302	0.0887	0.1537	0.1845	0.1766
7/00	81.5681	156	1.0000	0.4530	0.1211	0.3776	0.1521	0.0114	0.1480	0.1252	0.1895
8/00	54.4097	156	1.0000	0.5323	0.1286	0.4511	0.1475	-0.2513	0.1742	0.2620	0.1901
9/00	63.5695	156	1.0000	0.7774	0.1220	0.3048	0.1452	0.1570	0.1745	0.0503	0.1935
10/00	51.6029	156	1.0000	0.8642	0.1309	0.3841	0.1611	0.1410	0.1887	0.2757	0.2115
11/00	82.8972	156	1.0000	0.5434	0.1042	0.1896	0.1183	-0.0715	0.1513	0.2877	0.1711
12/00	73.9619	156	1.0000	0.3177	0.1077	0.1216	0.1264	0.0066	0.1795	0.3092	0.2004
1/01	72.8045	156	1.0000	0.5149	0.1262	0.4200	0.1474	0.0317	0.1903	0.1923	0.2033
2/01	56.1644	156	1.0000	0.5343	0.1134	0.1560	0.1384	0.0004	0.2005	0.4574	0.2234
3/01	71.6696	156	1.0000	0.6851	0.1224	0.5781	0.1498	-0.0304	0.1879	0.1432	0.2182
4/01	60.9155	156	1.0000	0.6426	0.1092	0.4900	0.1321	0.1988	0.1780	0.0346	0.1700
5/01	64.1382	156	1.0000	0.3248	0.1249	0.5276	0.1485	-0.1926	0.1973	0.4115	0.2205
6/01	62.8484	156	1.0000	0.2389	0.1040	0.2431	0.1169	0.0932	0.1593	0.5391	0.1913
7/01	58.7406	156	1.0000	0.5606	0.1157	0.2093	0.1418	0.0112	0.1779	0.4077	0.2093
8/01	67.9024	156	1.0000	0.7531	0.1225	0.2456	0.1410	0.0713	0.1706	0.1268	0.2076
9/01	79.7498	156	1.0000	0.7074	0.1156	0.2171	0.1533	0.2525	0.2058	0.0065	0.2166
10/01	83.8707	156	1.0000	0.6032	0.1328	0.7405	0.1726	0.1876	0.2442	0.1821	0.2446
11/01	74.5230	156	1.0000	0.4712	0.1108	0.2037	0.1312	0.0907	0.1558	0.0084	0.1748
12/01	45.9997	156	1.0000	0.4330	0.1510	0.0921	0.1814	0.1710	0.2279	0.2274	0.2592

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с планами выпуска, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Подводя итог исследованию экстраполяционных моделей формирования производственных планов, можно сделать следующие выводы. Во-первых, экстраполяционные модели вполне применимы для описания механизма формирования планов производства. Во-вторых, предпочтительными являются «короткие» модели, когда в качестве независимых переменных используются фактические изменения показателей, непосредственно предшествующие формированию планов (прогнозов). Более отдаленные фактические изменения, скорее всего, не влияют на планы. В-третьих, проверка простейших моделей формирования планов выпуска дает основания для первой положительной «оценки» поведения российских промышленных предприятий. Примерно с середины 90-х гг. они начинают уходить от планирования своего производства по принципу «от достигнутого уровня». В-четвертых, бартер оказывал влияние на планы предприятий до начала роста платежеспособного спроса (весна 1999 г.). В-пятых, векселя и зачеты были вновь «взяты на вооружение» при планировании выпуска осенью 2000 г., когда российская промышленность впервые после дефолта 1998 г. столкнулась со значительными сбытовыми проблемами. В-шестых, усложнение экстраполяционных моделей позволило получить более «сложные» выводы о поведении предприятий. Самое сильное влияние на планы выпуска платежеспособный спрос имел во времена самой высокой бартеризации, когда ситуация заставляла производителей предельно внимательно относиться к любым колебаниям продаж за деньги. С началом же роста продаж за деньги и постоянного увеличения их доли в обороте необходимость в жестком следовании за спросом снижается, и предприятия начинают просто пролонгировать свой предыдущий выпуск. В-седьмых, из трех видов спроса самым важным для предприятий является нормальный платежеспособный спрос. Ни бартер, ни векселя, ни зачеты не оказывали статистически значимого влияния на производственные планы российских промышленных предприятий.

#### **4.2. Адаптивные модели формирования планов производства**

Базовая адаптивная модель предполагает, что изменения выпуска определяются точностью реализации предыдущих прогнозов выпуска. Такая формулировка модели представляется нам более интересной для анализа переходных экономик по сравнению с упрощенной постановкой, не предполагающей взаимодействия независимых переменных. Поскольку мы

предполагаем исследовать не только базовую адаптивную модель формирования планов выпуска, но и модели с включением различных видов спроса. В этом случае будут использоваться не только точности прогнозов каждого из трех наблюдаемых видов спроса, но и точности планов производства относительно последующих фактических изменений этих видов спроса. Тогда необходимо построить матрицу сопряженности прогнозов изменения выпуска в опросе  $t-1$   $Q^*_{t-1}$  и фактических изменений, например, платежеспособного спроса в следующем опросе  $t$   $D_t$ :

			$Q^*_{t-1}$	
		+	=	-
	+	2	1	1
$\Phi(D_t, Q^*_{t-1}):$ $D_t$	=	3	2	1
	-	3	3	2

Новая переменная  $\Phi(D_t, Q^*_{t-1})$  является трихотомической и может принимать следующие значения: (1) – фактические изменения спроса оказались лучше планов изменения выпуска; (2) – фактические изменения спроса совпали с планами выпуска; (3) – фактические изменения спроса оказались хуже планов изменения выпуска. При использовании в адаптивной модели такой «перекрестной» точности прогнозов производства относительно последующих фактических изменений спроса можно исследовать принципиально, на наш взгляд, важные зависимости спроса и выпуска и их влияние на процессы принятия решений. Остановимся более подробно на интерпретации новой переменной и ее возможном влиянии на формирование очередных прогнозов предприятий.

Адаптивная модель предполагает, что точность предыдущих прогнозов положительно связана с формированием прогнозов на следующем шаге. Тогда в ситуации, когда фактические изменения спроса оказались лучше предыдущих планов изменения выпуска, предприятия должны, поверив этим фактическим изменениям и в стремлении «добрать» неудовлетворенный или упущенный спрос, планировать рост выпуска и таким образом адаптироваться к фактическим изменениям спроса на свою продукцию. Если же фактические изменения спроса оказались хуже планировавшихся изменений производства, то адаптация предприятий должна состоять в снижении выпуска. В том же случае, когда планы производства совпали с

изменениями спроса, то предприятия не должны изменять объемы производства, т.е. планировать сохранение прежних объемов выпуска. Подобная модель, на наш взгляд, более интересна для анализа переходных экономик, характеризующихся резким свертыванием спроса и попытками предприятий сохранить прежние объемы производства. Такое сочетание приводит к избыточному выпуску, росту запасов готовой продукции и поиску альтернативных (неденежных) каналов сбыта. Использование традиционной адаптивной модели формирования планов производства (сформулированной западными исследователями для западных экономик) предполагает, скорее всего, что и фактические изменения и планы производства более или менее адекватны ситуации на рынке, и производителю надо лишь учесть эту динамику при формировании своих очередных планов. Такая постановка представляется далекой от действительности российской экономики 90-х гг. XX в.

Наличие в составе показателей конъюнктурных опросов динамики сразу трех видов спроса еще больше, на наш взгляд, расширяет аналитические возможности адаптивной модели формирования планов производства. В этом случае можно рассмотреть влияние на планы предприятий сразу трех видов спроса в течение уникального периода, когда в России происходил переход от бартерной экономики к денежной.

Анализ адаптивных моделей формирования производственных планов начнем с базовой модели, в которой планы определяются точностью реализации предыдущих планов изменения производства:

$$Q_t^* = f(\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)),$$

где  $Q_t^*$  – ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $Q_t$  – фактические изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $Q_{t-1}^*$  – ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ ;  $\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)$  – точность реализации ожидаемых изменений производства  $Q_{t-1}^*$  относительно фактических изменений производства  $Q_t$ .

Качество подгонки этой модели оказалось в подавляющем числе случаев хорошим: наблюдаемый уровень значимости очень редко опускался ниже пятипроцентного порога. Такие «провалы» были зарегистрированы весной-летом 1995 и 1996 гг., а также в конце 1998 – начале 1999 г. А вот качество подгонки адаптивной модели в «мягкой» формулировке ( $Q_t^* = f(Q_t, Q_{t-1}^*)$ ) оказалось не таким стабильным. В период 1993–1994 гг. оно было высоким и очень устойчивым; в 1995 г. – высоким, но неустойчивым; в дальнейшем мягкая адаптивная модель полностью перестала быть приме-

нима к формированию производственных планов российских промышленных предприятий.

Коэффициенты «жесткой» модели (с использованием показателя точности прогнозов выпуска относительно фактических изменений выпуска) имели отрицательные знаки в течение всего периода наблюдения (1993–2001 г.). Это означает, что при лучших фактических изменениях по сравнению с предыдущими прогнозами российские промышленные предприятия были не склонны верить этим фактам и на следующем шаге корректировать свои прогнозы в лучшую сторону. Они предпочитали сохранять прежний пессимизм своих прогнозов. И наоборот, при наличии худших по сравнению с прогнозом фактических изменений оптимизм очередных прогнозов не снижался. Такую интерпретацию подтверждают значения коэффициентов в «мягкой» адаптивной модели. Эти коэффициенты, наоборот, были все положительны. А значения коэффициентов для предыдущих прогнозов всегда и существенно превосходили значения коэффициентов для предыдущих фактических изменений выпуска – особенно с 1996 г. (см. рис. 4).

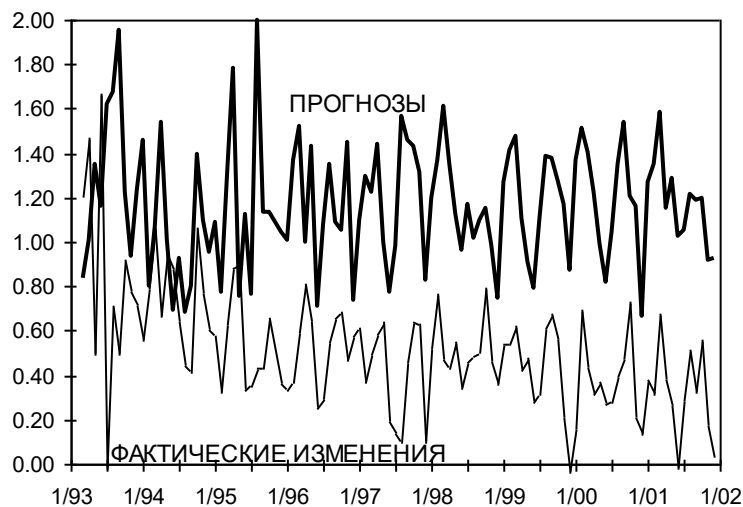


Рис. 4. Значения коэффициентов для предыдущих прогнозов и фактических изменений

Теперь рассмотрим адаптивные модели формирования производственных планов, где в качестве независимых переменных используются точно-



сти прогнозов основных видов спроса относительно последующих реализаций этих же видов спроса. Адаптивная модель с участием только точности платежеспособного спроса имела хорошее качество подгонки в течение всего периода наблюдения (1995–2001 гг.). Единственным продолжительным исключением стало начало 2000 г. Коэффициенты модели были отрицательны и очень редко статистически значимы. Таким образом, гипотеза об адаптивном (только по платежеспособному спросу) формировании производственных планов в российской промышленности не подтверждается. Аналогичные результаты были получены и для других видов спроса: модели имели приемлемое качество подгонки, но отрицательные коэффициенты, которые очень редко были статистически значимы.

На следующем шаге исследования адаптивных моделей рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных фигурируют точности прогнозов всех трех видов спроса одновременно:

$$Q_t^* = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*), \Phi(N_t, N_{t-1}^*)),$$

где  $Q_t^*$  – ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $D_t, B_t, N_t$  – фактические изменения платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса соответственно, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $D_{t-1}^*, B_{t-1}^*, N_{t-1}^*$  – ожидаемые изменения платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса соответственно, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ .

Такая модель имела высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости гарантированно превосходил 5%-ный порог (см. табл. 7). Коэффициенты модели были чаще положительны, чем отрицательны, особенно – для точностей бартерного и прочих неденежных видов спроса. Но статистическая значимость коэффициентов была крайне низкой: 2–3 раза для каждого из видов спроса за два года мониторинга. И в этом случае не удалось получить надежных статистических аргументов в пользу адаптивного (по всем видам спроса) формирования планов выпуска в российской промышленности.

Таблица 7

**Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	43.827	49	0.6823	0.2043	0.1281	0.1636	0.1446	0.1229	0.1510
3/00	45.199	49	0.6280	0.3184	0.1123	0.1261	0.1374	-0.0296	0.1438
4/00	46.058	49	0.5931	0.0273	0.0970	0.0381	0.1234	0.1562	0.1306
5/00	59.101	49	0.1529	0.0678	0.1159	0.1137	0.1247	-0.0121	0.1467
6/00	36.586	49	0.9049	0.1456	0.1050	0.1943	0.1277	0.0430	0.1355
7/00	43.827	49	0.6823	0.0778	0.1138	0.1595	0.1462	0.1069	0.1667
8/00	30.335	49	0.9833	0.2227	0.1373	0.3052	0.1780	0.0619	0.1786
9/00	40.523	49	0.8004	-0.0113	0.1172	0.3944	0.1466	0.0466	0.1472
10/00	38.565	49	0.8580	-0.0030	0.1093	0.2140	0.1358	0.2721	0.1581
11/00	46.886	49	0.5593	0.1374	0.1105	0.0625	0.1402	0.1620	0.1469
12/00	38.135	49	0.8692	0.0665	0.1182	-0.0574	0.1775	0.3213	0.1859
1/01	32.61	49	0.9655	0.0723	0.1214	0.1508	0.1572	0.1518	0.1703
2/01	35.897	49	0.9185	-0.0770	0.1105	0.0186	0.1429	0.4275	0.1708
3/01	31.88	49	0.9723	0.0540	0.1038	0.3012	0.1486	-0.0468	0.1539
4/01	74.599	49	0.0107	0.1189	0.0987	0.0233	0.1334	0.2373	0.1328
5/01	49.981	49	0.4342	0.0770	0.1117	-0.1649	0.1554	0.4134	0.1558
6/01	46.475	49	0.5761	0.0020	0.1073	0.2565	0.1471	0.1449	0.1468
7/01	31.894	49	0.9722	0.0230	0.1163	0.0456	0.1453	0.4173	0.1613
8/01	54.263	49	0.2808	0.0621	0.1039	0.0644	0.1590	0.2582	0.1558
9/01	39.996	49	0.8169	-0.0031	0.1164	0.2303	0.1426	0.2446	0.1564
10/01	52.137	49	0.3529	0.4050	0.1362	0.2941	0.1614	-0.1061	0.1655
11/01	39.436	49	0.8337	-0.0691	0.1122	0.3663	0.1447	0.2585	0.1521
12/01	34.742	49	0.9383	-0.0167	0.1389	0.1898	0.2184	0.1709	0.2397

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Введем в предыдущую модель точность прогнозирования (точнее – планирования) еще одного показателя – объемов производства. Тогда у нас получится модель, которая предполагает, что очередные прогнозы выпуска формируются в зависимости от точности четырех показателей (трех видов спроса и выпуска):

$$Q^*_t = f(\Phi(Q_t, Q^*_{t-1}), \Phi(D_t, D^*_{t-1}), \Phi(B_t, B^*_{t-1}), \Phi(N_t, N^*_{t-1})).$$

Рассматриваемая модель также имела высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости всегда был максимальным. Коэффициенты модели были всегда положительны для трех видов спроса и почти всегда для точности предыдущих планов производства. Однако статистически значимым оказалось влияние точности прогнозов бартерного и прочих неденежных видов спроса, точности других показателей не учитывались адаптивным образом при планировании выпуска на очередной период (см. табл. 8).

Таблица 8

**Характеристики влияния точностей прогнозов выпуска, платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q_t, Q^*_{t-1})$		$\Phi(D_t, D^*_{t-1})$		$\Phi(B_t, B^*_{t-1})$		$\Phi(N_t, N^*_{t-1})$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	194.58	228	1.0000	0.1023	0.1120	0.2312	0.1304	0.2474	0.1347	0.4101	0.1385
3/00	208.37	228	1.0000	0.1397	0.1087	0.2126	0.1157	0.3833	0.1256	0.2050	0.1177
4/00	284.33	228	1.0000	0.0165	0.0932	0.0365	0.1000	0.2339	0.1072	0.3402	0.1093
5/00	274.8	228	1.0000	0.1675	0.0992	0.1375	0.1066	0.2848	0.1154	0.2261	0.1256
6/00	240.68	228	1.0000	0.1373	0.0991	0.1924	0.1033	0.3495	0.1191	0.3020	0.1227
7/00	280.96	228	1.0000	-0.0569	0.1004	0.2088	0.1188	0.2427	0.1218	0.5010	0.1341
8/00	216.76	228	1.0000	-0.0840	0.1146	0.2177	0.1271	0.4217	0.1427	0.3873	0.1465
9/00	208.57	228	1.0000	0.0330	0.1069	0.1019	0.1076	0.4709	0.1239	0.3721	0.1275
10/00	226.26	228	1.0000	0.0886	0.1013	0.0450	0.1062	0.2861	0.1234	0.5185	0.1424
11/00	222.24	228	1.0000	0.0058	0.0901	0.2653	0.1045	0.2216	0.1194	0.3669	0.1303
12/00	251.93	228	1.0000	0.0647	0.1088	0.2453	0.1222	0.2772	0.1324	0.4402	0.1455
1/01	257.64	228	1.0000	0.0515	0.1033	0.2062	0.1183	0.2452	0.1286	0.4178	0.1356
2/01	270.78	228	1.0000	-0.0352	0.1033	0.1398	0.1123	0.3256	0.1263	0.4148	0.1324

Таблица 8 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)$		$\Phi(D_t, D_{t-1}^*)$		$\Phi(B_t, B_{t-1}^*)$		$\Phi(N_t, N_{t-1}^*)$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
3/01	229.63	228	1.0000	0.0101	0.0961	0.2188	0.1129	0.4292	0.1314	0.3383	0.1244
4/01	242.77	228	1.0000	0.0791	0.0985	0.1806	0.1018	0.2972	0.1147	0.3577	0.1092
5/01	312.98	228	1.0000	0.0327	0.1043	0.1333	0.1136	0.1928	0.1190	0.5054	0.1211
6/01	252.88	228	1.0000	-0.2133	0.0993	0.1964	0.1091	0.5487	0.1297	0.3509	0.1212
7/01	200.69	228	1.0000	0.0310	0.1038	0.2432	0.1179	0.2845	0.1186	0.4541	0.1490
8/01	249.12	228	1.0000	0.0599	0.1025	0.1069	0.1112	0.2470	0.1286	0.4197	0.1381
9/01	231.01	228	1.0000	-0.0454	0.1001	0.1151	0.1161	0.5540	0.1428	0.3404	0.1397
10/01	237.68	228	1.0000	0.1756	0.1104	0.4493	0.1342	0.2478	0.1312	0.1980	0.1388
11/01	212.09	228	1.0000	-0.0414	0.0977	0.1683	0.1079	0.6023	0.1347	0.3922	0.1318
12/01	179.59	228	1.0000	0.2244	0.1289	0.1660	0.1374	0.4399	0.1749	0.2257	0.1652

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Такая ситуация выглядит не очень логичной, поскольку оба статистически значимых показателя становятся после дефолта все менее значимыми для российских промышленных предприятий. Суммарная доля этих видов спроса упала в 2001 г. до 20–25%. Более того, предприятия стараются удерживаться от увеличения объемов таких сделок даже во времена, когда денежный спрос не растет или снижается. Но, возможно, в этом сочетании и следует искать объяснение. Если нежелательные явления имеют фактическую тенденцию к сокращению, то почему бы не следовать (не учитывать) этой тенденции и в своих действиях (планах выпуска). Возможно, поэтому в такой адаптивной модели и было получено статистически значимое влияние на планы выпуска точностей предыдущих прогнозов «нежелательных» показателей. С другими индикаторами (платежеспособный спрос и выпуск) ситуация иная. Объемы этих показателей (продаж и производства) до сих пор считаются в российской промышленности недостаточными. Об этом явно свидетельствуют оценки предприятиями объемов платежеспособного спроса и производства по шкале «выше нормы», «нормальный», «ниже нормы» (см. рис. 5).



Рис. 5. Балансы оценок выпуска и спроса  
(Баланс = % Выше нормы - % Ниже нормы)

В промышленности всегда и устойчиво преобладали ответы «ниже нормы» при оценке этих показателей. Промышленный рост 1999–2001 гг. не внес принципиальных изменений в соотношение оценок. Конечно, сейчас стало больше ответов «нормальный». В целом по промышленности доля таких ответов составляет 40%. Но остальные (т.е. большинство) считают и спрос, и выпуск недостаточными. По этой же причине, вероятно, прогнозы предприятий выпуска и продаж всегда оптимистичнее фактических изменений этих показателей. В такой ситуации корректировать свои очередные планы выпуска с учетом отклонений факта от предыдущих планов российским предприятиям сложно. Желаемое все еще довлеет над действительным.

Продолжим исследование адаптивных моделей формирования производственных планов с использованием точностей реализации предыдущих планов относительно фактических изменений основных видов спроса: платежеспособного, бартерного и прочих неденежных. Сначала рассмотрим модель, в которой очередные прогнозы выпуска определяются только точностью относительно платежеспособного спроса:

$$Q^*_t = f( \Phi(D_t, Q^*_{t-1}) ),$$

где  $Q^*_t$  – ожидаемые изменения производства, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $D_t$  – фактические изменения платежеспособного спроса, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $Q^*_{t-1}$  – планы изменения выпуска, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ ,  $\Phi(D_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации ожидаемых изменений производства  $Q^*_{t-1}$  относительно фактических изменений платежеспособного спроса  $D_t$ . Такая модель имела приемлемое, но не стабильное качество подгонки в 1993–1996 гг., затем наблюдаемый уровень значимости стал все реже превышать 5%-ный порог (как правило, не более 4 раз в год) и не слишком сильно. Коэффициент модели, оценивающий линейную связь рангов, всегда был отрицательным, а статистически значимым – с конца 1995 г. Таким образом, предположение о том, что предприятия учитывают отклонения своих предыдущих планов выпуска от фактических изменений спроса пока не получило статистического подтверждения.

Аналогичные результаты получены при тестировании модели с включением только точности планов выпуска относительно фактических изменений бартерного спроса. Такая модель в течение всего периода наблюдения за динамикой бартера (1998–2001 гг.) не подходит для описания формирования производственных планов предприятий. Наблюдаемый уровень значимости был нулевым. А коэффициенты модели – значимо отрицательными.

Почти столь же неподходящей была и адаптивная модель, использующая в качестве независимой переменной точность планов выпуска относительно динамики прочих видов спроса. Она имела приемлемое качество подгонки лишь в конце 2000 г. – начале 2001 г. и всегда – отрицательные коэффициенты, которые были статистически значимы.

Адаптивная модель с использованием точностей реализации предыдущих планов выпуска относительно всех трех видов спроса

$$Q^*_t = f( \Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(B_t, Q^*_{t-1}), \Phi(N_t, Q^*_{t-1}) )$$

не обеспечила хорошее качество подгонки (наблюдаемый уровень значимости был нулевым), но имела «желаемые» – для нормальной экономики – коэффициенты. Они были положительны и в половине случаев статистически значимы для точности платежеспособного спроса; отрицательны и редко значимы – для неденежных видов спроса (бартер, векселя, зачеты). Иными словами, при выработке следующих планов выпуска российские предприятия скорее учитывают отклонения предыдущих планов от платежеспособного спроса, чем от неденежных видов спроса.

Добавление в предыдущую модель точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений производства позволило несколько улучшить качество подгонки модели (см. табл. 9). Положительные коэффициенты имела лишь новая независимая переменная – точность предыдущих планов выпуска. Эти коэффициенты были и статистически значимы в течение всего периода наблюдения. Влияние точности относительно платежеспособного спроса стало положительным лишь в половине случаев и еще реже – статистически значимым. Больше положительных коэффициентов появилось у точности относительно бартерного спроса, но статистически значимых стало меньше. Точность относительно прочих неденежных видов спроса сохранила отрицательные коэффициенты, среди которых стало больше статистически значимых.

Таблица 9

**Характеристики влияния точностей предыдущих планов выпуска относительно последующих фактических изменений выпуска, платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на производственные планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q_t, Q_{t-1}^*)$		$\Phi(D_t, Q_{t-1}^*)$		$\Phi(B_t, Q_{t-1}^*)$		$\Phi(N_t, Q_{t-1}^*)$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	158.86	156	0.4212	0.5332	0.1549	0.2092	0.1500	-0.1369	0.1407	-0.2093	0.1561
3/00	263.42	156	0.0000	0.6758	0.1071	0.0373	0.1144	0.0406	0.1252	-0.5011	0.1475
4/00	212.75	156	0.0017	0.7929	0.1135	-0.0551	0.1185	-0.1732	0.1446	-0.3385	0.1611
5/00	194.93	156	0.0187	0.7591	0.1249	0.0367	0.1278	-0.1109	0.1570	-0.4689	0.1646
6/00	158.09	156	0.4382	0.4332	0.1114	0.1107	0.1249	-0.1406	0.1482	-0.1479	0.1618
7/00	200.16	156	0.0098	0.5138	0.1333	-0.0277	0.1541	0.1891	0.1713	-0.3867	0.1807
8/00	198.44	156	0.0122	0.2805	0.1285	0.2364	0.1359	0.1155	0.1608	-0.3687	0.1842
9/00	202.79	156	0.0070	0.7163	0.1399	-0.1484	0.1256	0.3504	0.1670	-0.6379	0.1750
10/00	198.20	156	0.0126	0.7216	0.1236	-0.1849	0.1214	-0.1213	0.1348	-0.1406	0.1445
11/00	236.39	156	0.0000	0.5356	0.1097	-0.0425	0.1122	-0.0096	0.1402	-0.3404	0.1499
12/00	103.99	156	0.9995	0.3128	0.1214	0.0066	0.1393	0.0340	0.2022	-0.1647	0.2121
1/01	128.75	156	0.9457	0.6821	0.1319	-0.0114	0.1422	-0.4669	0.1846	-0.0661	0.1872
2/01	146.05	156	0.7046	0.5573	0.1182	-0.2186	0.1296	-0.4144	0.1846	0.1733	0.1964
3/01	211.24	156	0.0021	0.5491	0.1302	0.3538	0.1400	-0.3296	0.1750	-0.2999	0.1806

Таблица 9 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(Q, Q^*_{t-1})$		$\Phi(D, Q^*_{t-1})$		$\Phi(B, Q^*_{t-1})$		$\Phi(N, Q^*_{t-1})$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
4/01	168.62	156	0.2317	0.8151	0.1221	-0.0642	0.1201	-0.2711	0.1443	-0.2371	0.1441
5/01	165.01	156	0.2951	0.4745	0.1290	0.0682	0.1278	-0.2749	0.1691	-0.0908	0.1717
6/01	192.95	156	0.0237	0.2191	0.1166	0.0394	0.1225	-0.0122	0.1641	-0.0284	0.1721
7/01	173.38	156	0.1618	0.6276	0.1191	-0.2042	0.1211	-0.0277	0.1422	-0.1938	0.1732
8/01	189.44	156	0.0352	0.7930	0.1333	-0.0734	0.1359	0.1231	0.1678	-0.6453	0.1964
9/01	204.62	156	0.0054	0.8107	0.1294	-0.3738	0.1458	-0.1393	0.1768	-0.1671	0.1967
10/01	181.22	156	0.0815	0.4924	0.1172	0.3646	0.1429	-0.3119	0.1891	-0.2897	0.2001
11/01	164.76	156	0.2999	0.5682	0.1213	-0.0113	0.1202	0.0291	0.1433	-0.3554	0.1536
12/01	107.78	156	0.9988	0.3913	0.1509	0.0522	0.1704	-0.2752	0.2415	0.1866	0.2618

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с производственными планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Подводя итог исследованию адаптивных моделей для описания планов формирования производственных планов, можно сделать следующие выводы. Во-первых, такой тип формирования планов, скорее всего, не характерен для российских промышленных предприятий. Во-вторых, использование в адаптивных моделях спросовых переменных значительно расширило аналитические возможности, но также не дало устойчивых и логичных результатов. В-третьих, отрицательные коэффициенты моделей показывают, что предприятия, вероятно, не склонны верить отклонениям фактических изменений показателей и корректировать с учетом этого свои очередные планы выпуска. Они предпочитают сохранять прежнее направление своих намерений. «Мягкие» постановки адаптивных моделей подтвердили этот тезис: влияние на очередные планы предыдущих намерений всегда и существенно превосходило влияние фактических изменений выпуска. В-четвертых, точности прогнозов всех видов спроса не оказывали значимого влияния на производственные планы предприятий. В-пятых, самой удачной оказалась адаптивная модель с включением точностей прогнозов всех факторов в состав независимых переменных. При этом значимое положительное влияние на производственные планы имели только неденежные виды



спроса. Это объясняется тем, что в период оценки модели фактические изменения денежного вида спроса имели желаемую для предприятий динамику, что и делало возможным ее учет при выработке следующих планов. А недостаточные объемы денежного спроса и выпуска не позволяли российским предприятиям адекватно учитывать их изменения при выработке очередных планов.

### **4.3. Обучения-на-ошибках модели формирования планов производства**

Модели обучения на ошибках предполагают, что изменения прогноза между двумя соседними опросами зависят от точности реализации прогноза в первом из опросов. В отличие от адаптивных моделей модели обучения на ошибках представляются более интересными в силу того обстоятельства, что в них в качестве зависимой переменной используются изменения прогнозов между двумя соседними опросами. В этих моделях используются обе производные переменные, введенные ранее: точность прогноза и изменение прогноза за два соседних опроса. Повторим, что переменная, характеризующая точность прогноза, может принимать значения: 1 – если фактические значения оказались лучше прогнозов, 2 – если прогноз совпал с фактом, 3 – если фактические значения оказались хуже прогнозов. Вторая переменная, описывающая изменение прогнозов за два соседних опроса, также трихотомическая: 1 – если прогноз стал более оптимистичным, 2 – если прогноз не изменился, 3 – если прогноз стал более пессимистичным. Если справедливо предположение о том, что формирование прогнозов носит характер обучения на ошибках, то при лучших фактических изменениях по сравнению с предыдущими прогнозами очередные прогнозы должны быть пересмотрены в сторону улучшения. При обратной ситуации (прогноз оказался хуже факта) предприятия должны изменить прогнозы в сторону снижения (ухудшения). Тогда коэффициенты логлинейной модели с использованием порядковых данных конъюнктурных опросов должны быть положительны.

Кроме базовой модели формирования производственных планов, будут исследованы и комбинированные модели, в которых в качестве независимых переменных фигурируют точности прогнозов производства относительно последующих фактических изменений различных видов спросов. Другое возможное направление развития таких моделей – использование в качестве независимых переменных «чистых» точностей прогнозов трех ви-

дов спроса, т.е. точностей относительно фактических реализаций того же показателя.

Начнем исследование моделей обучения на ошибках с базовой модели формирования (точнее – изменения) производственных планов:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(Q_t, Q^*_{t-1})).$$

где  $\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1})$  – изменение направления производственных планов, зарегистрированных между двумя моментами (опросами)  $t$  и  $t-1$ ;  $\Phi(Q_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации первого из двух планов изменения производства  $Q^*_{t-1}$  относительно фактических изменений производства  $Q_t$ .

Эта модель обучения на ошибках достаточно хорошо и стабильно описывала изменения прогнозов выпуска в течение 1993–1996 гг. Затем качество подгонки модели стало ухудшаться: она все реже имела допустимые значения отношения правдоподобия, а с 1999 г. перестала быть приемлемой. Правда, в 2001 г. было зафиксировано три случая, когда величина отношения правдоподобия свидетельствовала о невозможности отвергнуть гипотезу об изменении соседних производственных планов под влиянием точности реализации первых из них. Однако наблюдаемый уровень значимости не слишком сильно превосходил порог 5%, чтобы можно было уверенно говорить о возврате российских промышленных предприятий к подобному принципу пересмотра своих планов. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода мониторинга. Таким образом, предприятия последние годы, скорее всего, перестают учитывать точность прогнозов производства при корректировке своих дальнейших планов. Вместе с тем проверка гипотезы о независимости изменения планов от точности реализации первых из них показала, что это предположение не может быть принято. Наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия логлинейной модели без линейного взаимодействия факторов во всех случаях был нулевым. А сравнение качества подгонки двух моделей показало обоснованность усложнения модели за счет линейного взаимодействия. Однако простого линейного взаимодействия последние годы стало недостаточно.

На следующем шаге анализа проверим гипотезы о зависимости пересмотра производственных планов от точности их реализации относительно фактических изменений трех отслеживаемых видов спроса по отдельности. Зависимость от точности относительно платежеспособного спроса имеет вид:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1})).$$

$\Phi(D_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации первых из двух планов изменения производства  $Q^*_{t-1}$  относительно фактических изменений платежеспособного спроса  $D_t$ . Использование этой модели не может быть отвергнуто при описании механизма пересмотра планов производства в течение всего периода наблюдения за входящими в модель исходными признаками (1995–2001 гг.). Вместе с тем качество подгонки этой модели не всегда было стабильным. Провалы наблюдаемого уровня значимости ниже 5% были зарегистрированы в конце 1998 г. – начале 1999 г. Вероятно, резкие и неожиданные изменения динамики продаж внесли тогда некоторую сумятицу в принципы формирования производственных планов в российской промышленности. Затем ситуация нормализовалась, и точность планов производства относительно продаж продукции за деньги стала по-прежнему учитываться при корректировке очередных планов выпуска.

Рассмотрим теперь модель, в которой изменение прогнозов выпуска может зависеть от двух точностей: от точности планов производства относительно последующих фактических изменений выпуска и точности относительно последующих изменений платежеспособного спроса:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(Q_t, Q^*_{t-1}), \Phi(D_t, Q^*_{t-1})).$$

Такая модель имела приемлемое качество подгонки до конца 1997 г. В 1998 г. величина отношения правдоподобия чаще стала бывать слишком большой, чтобы не отвергнуть проверяемую модель для описания механизма изменения планов выпуска. В 1999 г. основания для того, чтобы не принимать эту модель стало еще больше. Но в 2000 г. и особенно в 2001 г. ситуация стала исправляться: наблюдаемый уровень значимости стал чаще превышать порог 5%. Правда, превышение это оказывалось не таким большим, как в 1993–1994 гг. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы (кроме одного исключения). Этим исключением оказался 1994 г., когда коэффициенты точности относительно реализаций выпуска были статистически незначимы. Интересным оказалось соотношение коэффициентов модели. Точность планов выпуска относительно последующих реализаций спроса в подавляющем числе случаев оказывала более сильное влияние на пересмотр планов производства. Этот вывод свидетельствует в пользу «рыночности» мышления руководителей промышленных предприятий, для которых соответствие планов выпуска и изменений спроса является более сильным аргументом для пересмотра своих планов, нежели соответствие планов выпуска и их фактических изменений.

Влияние бартера на механизм пересмотра производственных планов предприятий можно исследовать при помощи модели, в которой в качестве независимой переменной используются точности планов выпуска относительно фактических изменений бартерного спроса:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(B_t, Q^*_{t-1})).$$

$\Phi(B_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации первых из двух планов изменения производства  $Q^*_{t-1}$  относительно фактических изменений бартерного спроса  $B_t$ . Такая модель также имела хорошее качество подгонки и всегда положительные и статистически значимые коэффициенты. Таким образом, точность планов выпуска относительно бартера также учитывалась предприятиями при пересмотре своих планов. Добавление в эту модель еще и традиционной точности относительно самого выпуска дало интересные результаты. Во-первых, стабильным и высоким качеством подгонки этой модели было с июля по октябрь 1998 г., когда бартер еще был важен для российской промышленности, а доля нормальных продаж еще не стала существенной. Во-вторых, затем до конца 2000 г. отклонение модели от эмпирических значений становится неприемлемо большим, и только в конце этого года (когда опросы зарегистрировали первый в последефолтный период абсолютный спад продаж за деньги) рассматриваемая модель опять не может быть отвергнута. В 2001 г. наша модель начинает «работать» в мае и в конце года, когда в российской промышленности опять возникают проблемы с платежеспособным спросом. Все коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы. При этом значение коэффициентов точности по бартеру было чаще выше, чем значение коэффициентов точности по выпуску. Конечно, бартер сложно назвать «хорошим» фактором для определения производственных планов, но все же этот ориентир лучше фактической динамики выпуска.

Аналогичная ситуация сложилась и при использовании в качестве независимой переменной точности планов выпуска относительно прочих неденежных видов спроса (векселя, зачеты и пр.):

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(N_t, Q^*_{t-1})),$$

где  $\Phi(N_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации первых из двух планов изменения производства  $Q^*_{t-1}$  относительно фактических изменений прочих неденежных видов спроса  $N_t$ . Подобная модель была оценена только для 2000–2001 гг., поскольку мониторинг этого вида спроса начался с 2000 г. Качество подгонки модели было высоким и стабильным в 2000 г. и нестабильным в 2001 г. Коэффициенты модели были положительными и статистически значимыми в течение всего времени. Таким образом, гипотеза о том,

что отклонения планов выпуска от фактических изменений объемов вексельных и зачетных сделок учитываются предприятиями при корректировке планов производства, не может быть отвергнута. Расширение состава независимых переменных за счет точности планов выпуска относительно фактического изменения выпуска привело к тому, что качество подгонки модели стало допустимым только в конце 2000 г. – начале 2001 г. Коэффициенты модели были по-прежнему положительны и статистически значимы в течение всего времени наблюдения. Как и в случае с другими видами спроса, влияние точности планов производства относительно фактического изменения рассматриваемого вида спроса на изменение планов выпуска было выше.

Исследование простых моделей обучения на ошибках с перекрестными точностями планов выпуска относительно фактических изменений спроса показало, что предприятия учитывают должным образом все виды спроса при корректировке своих планов выпуска. И учитывают отклонения от спросов сильнее, чем отклонения от фактического выпуска. Теперь закономерно поставить вопрос о том, какой вид спроса (отклонения от какого вида спроса) сильнее влияет на изменения планов выпуска российских промышленных предприятий. Ответ на такой вопрос можно получить, исследовав модель, где в качестве независимых переменных используются одновременно точности относительно всех трех видов спроса:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(B_t, Q^*_{t-1}), \Phi(N_t, Q^*_{t-1})).$$

Поскольку одновременный мониторинг трех видов спроса велся только в течение 2000–2001 гг., а платежеспособного и бартерного – с августа 1998 г., то мы исследуем сначала модель с точностями планов выпуска относительно последних двух видов спроса:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(B_t, Q^*_{t-1})).$$

Качество подгонки такой модели было в большинстве случаев приемлемым, но не стабильным. Недопустимо большое расхождение эмпирических и модельных данных зарегистрировано в первой половине 2000 г. и начале 2001 г. Но тренд этого показателя свидетельствует о положительной динамике качества рассматриваемой модели. Коэффициенты модели были положительны и статистически значимы в течение всего периода. При этом точность прогнозов относительно платежеспособного спроса имела более сильное влияние на корректировку производственных планов, чем точность относительно бартера. И это преобладание было достаточно стабильным (см. рис. 6).



Рис. 6. Динамика коэффициентов болезни

Теперь рассмотрим модель с участием всех трех видов спроса. Качество ее подгонки было стабильно высоким в течение всего периода. Наблюдаемый уровень значимости не опускался, как правило, ниже 0,9 (см. табл. 10). Всегда положительны и статистически значимы были только коэффициенты для точности планов выпуска относительно платежеспособного выпуска. Коэффициенты для бартерного спроса были положительны почти во всех случаях и статистически незначимы. Коэффициенты для прочих видов неденежного спроса были всегда положительны и статистически значимы в половине случаев. Таким образом, бартер, скорее всего, имеет самое слабое воздействие на корректировку производственных планов предприятий в последние два года. Промежуточное влияние имеют векселя и зачеты, самое сильное и стабильное в 2000–2001 гг. – платежеспособный спрос.

Таблица 10

**Характеристики влияния точностей производственных планов относительно фактических изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку производственных планов предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
1/00	54.8217	49	0.2634	0.7862	0.1693	0.8597	0.2448	0.3748	0.2317
2/00	28.6792	49	0.9910	0.9798	0.2052	0.0512	0.2226	0.5912	0.2377
3/00	36.7336	49	0.9018	0.8818	0.1678	0.1941	0.1983	0.3935	0.2159
4/00	41.4023	49	0.7712	0.7552	0.1726	0.3931	0.2307	0.4273	0.2510
5/00	28.3159	49	0.9922	1.0580	0.1758	0.6583	0.2264	0.3425	0.2271
6/00	34.8893	49	0.9360	0.7974	0.1560	0.2888	0.1943	0.4692	0.2056
7/00	48.7470	49	0.4833	0.7239	0.1677	0.1018	0.2303	0.6284	0.2337
8/00	25.3251	49	0.9980	0.7406	0.1955	0.2508	0.2822	0.4210	0.3065
9/00	9.9045	49	1.0000	0.6319	0.1862	0.2564	0.2795	0.6130	0.2800
10/00	26.8803	49	0.9958	0.8331	0.1997	0.2981	0.2393	0.7174	0.2709
11/00	26.1652	49	0.9969	0.5476	0.1640	0.3198	0.2370	0.3639	0.2485
12/00	19.2679	49	1.0000	0.5234	0.1632	0.5756	0.3014	0.8027	0.3062
1/01	42.1194	49	0.7461	0.8737	0.1849	0.4919	0.2710	0.4982	0.2719
2/01	29.1400	49	0.9892	0.4185	0.1639	0.1077	0.2763	1.0221	0.3169
3/01	28.2170	49	0.9925	1.1423	0.2035	0.2810	0.2528	0.2089	0.2675
4/01	30.7890	49	0.9805	0.7253	0.1766	0.3467	0.2609	0.5865	0.2589
5/01	23.9655	49	0.9990	0.8790	0.1971	0.2496	0.2921	1.1259	0.3018
6/01	44.8833	49	0.6407	0.4960	0.1552	0.4165	0.2455	0.6628	0.2564
7/01	33.8275	49	0.9514	0.3395	0.1621	0.3215	0.2364	0.6948	0.2567
8/01	23.6373	49	0.9992	0.8037	0.1933	0.2632	0.2311	0.4458	0.2677
9/01	21.1884	49	0.9998	0.6830	0.2007	-0.0231	0.2854	0.7095	0.3164

Таблица 10 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
10/01	33.3594	49	0.9572	1.2455	0.2096	-0.1137	0.2816	0.7601	0.2932
11/01	21.7503	49	0.9997	0.4282	0.1735	0.3232	0.2501	0.3741	0.2585
12/01	12.1144	49	1.0000	0.5653	0.2428	0.7621	0.4937	0.5005	0.5134

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением производственных планов, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Дополним предыдущую модель точностями планов производства относительно фактических изменений выпуска:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(Q_t, Q^*_{t-1}), \Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(B_t, Q^*_{t-1}), \Phi(N_t, Q^*_{t-1})).$$

Такая модель также имела максимальное и стабильное качество подгонки, коэффициенты были всегда положительны для платежеспособного спроса, векселей и зачетов и самого выпуска. Коэффициенты для бартера имели иногда отрицательные знаки и практически не были статистически значимы. Чаще всего были значимы коэффициенты для точностей планов относительно реализаций самого производства, на втором месте – относительно продаж за деньги. Таким образом, здесь платежеспособный спрос уступил «пальму первенства» фактическим изменениям производства.

В заключение рассмотрим модели, предполагающие изменение планов выпуска под влиянием «чистых» точностей прогнозов трех видов спроса, т.е. точностей относительно фактических изменений того же показателя. Подобные модели также, на наш взгляд, можно использовать для характеристики особенностей поведения промышленных предприятий в переходных экономиках. Если прогнозы спроса оказались хуже фактических изменений спроса (на которые ориентировались предприятия – в том числе, выпуском), то производители имеют основания пересмотреть свои планы производства в сторону их улучшения, чтобы удовлетворить неожиданно (непрогнозирувавшийся) высокий спрос на свою продукцию. В противоположной ситуации (фактическая динамика спроса оказалась хуже прогнози-



ровавшейся) предприятия также вправе скорректировать свои производственные планы в худшую сторону. При совпадении прогнозов изменения спроса с его фактическими изменениями предприятия могут не менять свои планы выпуска.

Сначала проверим простые модели, в которых в качестве независимых переменных используются точности прогнозов только одного вида спроса. Модель с точностями прогнозов платежеспособного спроса

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, D^*_{t-1})).$$

имела в течение почти всего периода наблюдения хорошее качество подгонки. Лишь осенью 1997 г. и особенно в конце 1998 г. – начале 1999 г. наша модель не может быть использована для описания механизма пересмотра планов выпуска. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. Только в конце 2001 г. коэффициенты становятся незначимыми. Проверка гипотезы о независимости используемых в модели показателей показала, что в указанный же период эта гипотеза не может быть отвергнута. А сравнение качества подгонки двух моделей показало, что прирост качества модели за счет добавления линейного взаимодействия точности прогнозов спроса и изменения планов выпуска в ноябре-декабре 2001 г. не настолько велик, чтобы стоило отказываться от более простой модели. Возможно, в конце 2001 г., когда в российской промышленности начался период очевидного замедления роста и спроса, и выпуска, сформировавшиеся ранее принципы корректировки производственных планов дали сбой.

Модель с точностью прогнозов бартерного спроса также имела хорошее качество подгонки, но «плохие» коэффициенты. Последние были чаще отрицательными, чем положительными и всегда – статистически незначимыми. Очевидно, что такое сочетание следует расценивать положительно: выпуск не идет за бартером, и вообще влияние бартера на планы предприятий в августе 1998 г – декабре 2001 г. скорее отсутствует. Эти выводы подтвердила проверка гипотезы о независимости  $\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1})$  и  $\Phi(B_t, B^*_{t-1})$ . Такая логлинейная модель имела хорошее качество подгонки, а ее сопоставление с более «сложной» конструкцией показало нецелесообразность добавления линейного взаимодействия.

Аналогичные результаты были получены при проверке влияния точностей прогнозов прочих неденежных видов спроса на пересмотр производственных планов предприятий. Во-первых, модель с линейным взаимодействием имела приемлемое качество подгонки, но коэффициенты были и положительными, и отрицательными, и статистически незначимы. Во-

вторых, модель без линейного взаимодействия была также приемлема, а сравнение моделей показало, что прирост отношения правдоподобия за счет линейного взаимодействия невелик, и поэтому предпочтительней является более простая модель.

Теперь проверим влияние на пересмотр производственных планов предприятий точностей прогнозов нескольких видов спроса одновременно. Сначала исследуем модель, где в качестве независимых переменных фигурируют точности прогнозов платежеспособного и бартерного спросов:

$$\Delta(Q_t^*, Q_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*)).$$

Она имела хорошее, но не стабильное качество подгонки (особенно в конце 1998 г. – начале 1999 г.). Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для точностей прогнозов платежеспособного спроса (см. рис. 7). Бартерный спрос имел как положительные, так и отрицательные коэффициенты, которые почти всегда были статистически незначимы. Таким образом, бартер скорее не учитывается предприятиями, последние все-таки отдают предпочтение продажам за деньги при корректировке своих планов изменения выпуска.

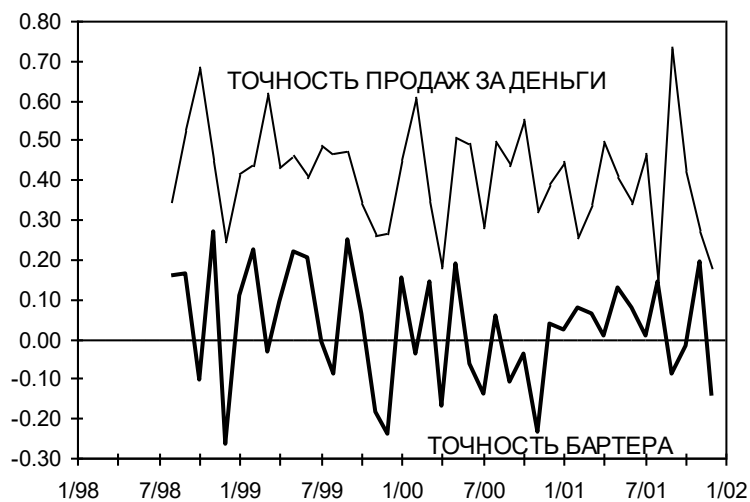


Рис. 7. Динамика коэффициентов модели

К аналогичным выводам приводит тестирование модели, где фигурируют точности прогнозов всех трех видов спроса:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, D^*_{t-1}), \Phi(B_t, B^*_{t-1}), \Phi(N_t, N^*_{t-1})).$$

Высокое и относительно стабильное качество подгонки этой модели сочеталось с положительными и статистически значимыми коэффициентами только у точностей прогнозов платежеспособного спроса (см. табл. 11). Бартер, векселя и зачеты имели и отрицательные, и положительные коэффициенты, которые практически всегда (за редчайшим исключением) были статистически незначимы.

Таблица 11

**Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку планов выпуска предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	20.7972	49	0.9999	0.6392	0.1851	0.3478	0.1991	0.0048	0.1791
3/00	19.8478	49	0.9999	0.6779	0.1720	0.1378	0.1919	0.4272	0.2202
4/00	47.2927	49	0.5426	0.2868	0.1254	0.0272	0.1342	0.1480	0.1440
5/00	28.0361	49	0.9930	0.5486	0.1381	0.3426	0.1432	-0.1392	0.1613
6/00	31.1805	49	0.9778	0.5339	0.1137	0.0726	0.1290	-0.1175	0.1435
7/00	45.4062	49	0.6196	0.2443	0.1290	0.0100	0.1456	0.2660	0.1507
8/00	20.5364	49	0.9999	0.6154	0.1624	0.2262	0.1934	0.0277	0.2066
9/00	35.3430	49	0.9285	0.5523	0.1493	-0.0622	0.1593	0.1876	0.1877
10/00	24.8247	49	0.9984	0.5092	0.1512	-0.0716	0.1907	0.5216	0.2272
11/00	45.0277	49	0.6349	0.5005	0.1372	0.0316	0.1653	0.0684	0.1718
12/00	28.8805	49	0.9902	0.4439	0.1230	0.0464	0.1705	0.0258	0.1690
1/01	31.2373	49	0.9774	0.4576	0.1398	0.2522	0.1704	0.0367	0.1841
2/01	33.8540	49	0.9510	0.2487	0.1244	0.3193	0.1699	0.0811	0.1819
3/01	34.4030	49	0.9434	0.4712	0.1495	0.1707	0.1968	0.0230	0.1865
4/01	24.8994	49	0.9984	0.4791	0.1281	0.0810	0.1712	0.2516	0.1851
5/01	34.5685	49	0.9409	0.4639	0.1349	0.0390	0.1589	0.3092	0.1781
6/01	59.5044	49	0.1446	0.3791	0.1348	0.0205	0.1501	0.3234	0.1585
7/01	29.3439	49	0.9883	0.5464	0.1485	0.2980	0.1927	0.1320	0.1898
8/01	24.3338	49	0.9988	0.4541	0.1543	0.1134	0.1645	0.3425	0.2018

Таблица 11 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
9/01	19.7202	49	0.9999	0.7471	0.1689	0.1683	0.2219	0.0299	0.2182
10/01	34.1757	49	0.9466	0.6177	0.1659	0.1699	0.1811	0.0687	0.1748
11/01	40.0349	49	0.8157	0.2405	0.1348	0.3053	0.1691	0.1490	0.1831
12/01	16.6970	49	1.0000	0.4697	0.1485	0.0935	0.2206	-0.1323	0.2324

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением производственных планов, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Выше мы рассматривали модели, в которых планы предприятий могли изменяться либо в зависимости от точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений спроса, либо от точности прогнозов спроса относительно последующих фактических изменений того же спроса. Объединение этих двух подходов приводит нас к модели, где в качестве независимых переменных одновременно фигурируют оба вида точности. Тогда для платежеспособного спроса будет исследована следующая модель:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(D_t, D^*_{t-1})).$$

Такая формулировка модели обучения на ошибках позволяет проверить прогнозы (планы) какого показателя относительно спроса учитываются предприятиями при корректировке своих производственных планов: выпуска или спроса. Если первого, то поведение российских производителей можно назвать более рыночным, поскольку они напрямую соотносят (составляют) свой выпуск со спросом и на этой основе корректируют планы выпуска. Зависимость от второй точности, на наш взгляд, уступает с точки зрения рыночности первой, поскольку не связана напрямую с динамикой выпуска.

Качество подгонки приведенной модели было определенно приемлемым, но не стабильным. Наблюдаемый уровень значимости находился в пределах от 0,1 до 0,99 и очень редко опускался ниже 5%-ного порога. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы только для точностей планов производства относительно спроса (см. рис. 8). Коэффициенты точностей прогнозов спроса имели отрицательные зна-

чения и иногда были статистически незначимы. Последнее чаще имело место до дефолта 1998 г., затем статистическая незначимость этого параметра стала эпизодическим явлением.

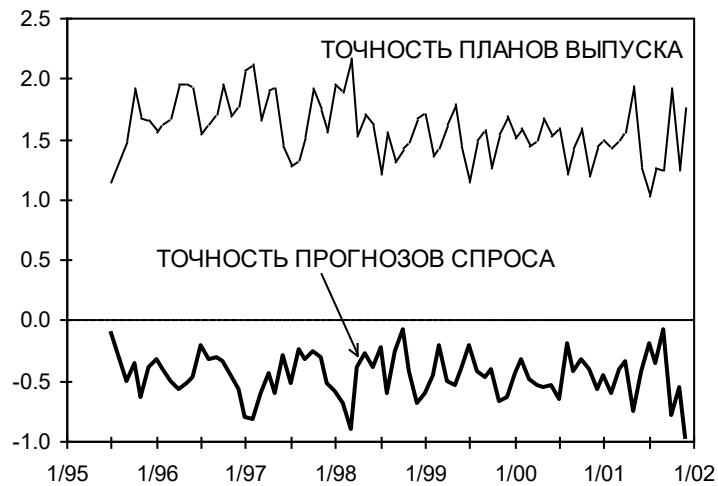


Рис. 8. Динамика коэффициентов модели

Таким образом, российские промышленные предприятия «корректно» учитывают точность своих планов выпуска относительно последующих изменений спроса. С точностью прогнозов спроса ситуация иная. Отрицательные значения коэффициентов свидетельствуют, что предприятия «обратным» образом реагируют на расхождения прогнозов платежеспособного спроса и фактических изменений продаж. Иными словами, они не склонны учитывать фактические изменения спроса и продолжают ориентироваться на свои прогнозы этого показателя. Для проверки этого предположения «разобьем» точность прогнозов спроса на составляющие ( $D_t$  и  $D^*_{t-1}$ ), и оценим следующую логлинейную модель:

$$\Delta(Q^*_t, Q^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), D_t, D^*_{t-1}).$$

Эта модель не может быть отвергнута при описании механизма пересмотра планов выпуска в течение всего периода мониторинга. Влияние точности планов выпуска относительно спроса осталось положительным и статистически значимым. Коэффициенты прогнозов спроса ( $D^*_{t-1}$ ) были, как правило, положительны и очень редко статистически значимы. Коэффициенты фактических изменений спроса ( $D_t$ ) были всегда отрицательны и, как

правило, статистически значимы (см. рис. 9). Таким образом, предприятия при пересмотре планов выпуска, вероятно, не учитывают свои прогнозы продаж. А фактическим изменениям спроса «доверяют» с обратным знаком.



Рис. 9. Динамика коэффициентов модели

Аналогичные результаты были получены при исследовании моделей с использованием бартерного спроса. Первая модель (с включением точностей планов выпуска относительно бартерного спроса и точностей прогнозов бартера относительно фактических изменений бартера) имела хорошее качество подгонки, положительные статистически значимые коэффициенты для первой точности и отрицательные статистически значимые – для второй. Вторая модель (с разбивкой точности прогнозов бартера на составляющие) также хорошо подходила к эмпирическим данным. Она показала, что прогнозы бартера, скорее всего, «корректно» влияли на пересмотр предприятиями планов выпуска. Но со временем (а именно – со второй половины 2000 г.) это влияние стало незначимым. Фактические изменения бартера всегда и устойчиво имели отрицательное влияние на пересмотр планов выпуска. В отличие от случая с платежеспособным спросом, такой тип реакции на изменения объемов неденежных сделок можно, наверное, приветствовать. Действительно, при снижении объемов бартера предприятия пересматривают свои планы изменения выпуска в лучшую сторону, т.е.

снижение сменяется стабилизацией или ростом, а неизменность – ростом производства. А рост бартера вызывает пересмотр планов в сторону ухудшения. Получается, что бартер предприятиям не нужен.

Исследование моделей обучения на ошибках формирования производственных планов позволяет сделать следующие выводы. Во-первых, подобные модели вполне применимы для описания принципов формирования планов производства в российской промышленности. Во-вторых, анализ базовой модели показал, что российские предприятия все-таки пересматривают свои планы на основе точности реализации предыдущих планов. Во-вторых, на пересмотр влияют и точности прогнозов выпуска относительно последующих изменений платежеспособного спроса. В-третьих, из вышеупомянутых двух факторов более сильное влияние на планы предприятий имеет точность относительно продаж за деньги, что свидетельствует в пользу «рыночности» поведения предприятий. В-четвертых, точность относительно неденежных видов спроса также учитывается предприятиями, но главным образом во времена проблем с нормальными продажами. В-пятых, анализ влияния перекрестных точностей выпуска относительно всех трех видов спроса показал, что предприятия предпочитают в первую очередь учитывать отклонения от продаж за деньги. Аналогичные результаты были получены и при использовании прямых точностей прогнозов спроса. И здесь первенство за платежеспособным спросом. В-седьмых, дальнейшее исследование влияния точностей планов выпуска и прогнозов спроса показало, что «корректно» учитываются точности планов выпуска относительно спроса.

## 5. Модели формирования ценовых планов

### 5.1. Экстраполяционные модели формирования ценовых планов

Рассмотрение экстраполяционных моделей формирования ценовых планов российских промышленных предприятий начнем с базовой модели, предполагающей, что планы изменения цен в момент  $t$  определяются предшествующими фактическими изменениями цен:

$$P^*_t = f(P_t, P_{t-1}),$$

где  $P^*_t$  – планы изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, определившиеся в момент (опрос)  $t$ ;  $P_t$  – фактические изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $P_{t-1}$  – фактические изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ . Поскольку одновременный мониторинг и фактических изменений, и прогнозов цен в опросах ИЭПП начался с октября 1994 г., то наши расчеты начнутся с этого момента времени. Ранее велся только мониторинг прогнозов изменения цен.

Качество подгонки базовой модели оказалось высоким и достаточно стабильным до 1999 г. Для этого периода характерна, на наш взгляд, относительно простая ценовая ситуация и соответственно политика производителей. Высокий и стабильный рост цен, сменившийся затем стабильным их снижением и скачком осенью 1998 г., позволял предприятиям придерживаться простых схем установления отпускных цен. Платежеспособный спрос, объемы которого становились все меньше, не учитывался предприятиями. Ситуация начинает меняться в 1999 г. Начало роста продаж за деньги и развертывание здорового промышленного роста заставляет предприятия отказаться от простых принципов установления своих цен. Экстраполяционная модель формирования цен все реже и хуже описывает ценовую политику предприятий. Такая ситуация сохраняется в течение всех трех последующих лет.

Коэффициенты модели были положительны для обоих предшествующих изменений цен. Но стабильно статистически значимы они были только для первого параметра. Более «отдаленные» изменения цен в 1994–1995 и 1997 гг. не имели статистически значимого влияния на ценовые планы



предприятий. Это подсказывает, что модель может быть упрощена за счет исключения соответствующего линейного взаимодействия. Однако проверка упрощенной модели не дала удовлетворительных результатов. Качество подгонки модели снизилось слишком сильно, и наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия стал ниже 5%, особенно в 1999–2001 гг. Сравнение значений отношения правдоподобия двух моделей, отличающихся на один параметр, также показало целесообразность использования более сложной модели.

Возможности развития модели экстраполяционных планов формирования цен, по нашему мнению, не так велики и очевидны как в случае экстраполяционной модели формирования производственных планов. Из всего списка показателей конъюнктурных опросов в такой модели в качестве независимых переменных можно использовать еще предшествующие фактические изменения спроса и издержек, а также прогнозы этих переменных. Возможно, последние переменные с очень большой натяжкой вписываются в идеологию экстраполяционных прогнозов, но, поскольку спросовые переменные представляются нам особенно интересными, мы все-таки рискуем использовать ее в составе независимых переменных.

Проанализируем экстраполяционную модель, в которой предполагается зависимость ценовых планов только от непосредственно предшествующих изменений издержек:

$$P^*_t = f(C_t),$$

где  $P^*_t$  – планы изменения отпускных цен предприятия на производимую продукцию, определившиеся в момент (опрос)  $t$ ;  $C_t$  – фактические изменения издержек предприятия, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ . Поскольку мониторинг издержек предприятий начался в 1997 г., то оценка моделей с участием издержек возможна для периода 1997–2001 гг. Приведенная модель имела не очень высокое и нестабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости гарантированно и стабильно превосходил 5%-ный порог лишь в период июль 1998 г. – июль 2000 г., затем качество модели два раза падало ниже критического уровня и стало приемлемым лишь в июле 2001 г. Коэффициенты были положительны и статистически значимы с октября 1998 г. Проверка модели без линейного взаимодействия ценовых планов и фактических изменений цен показала, что до октября 1998 г. гипотеза о независимости исследуемых переменных не может быть отвергнута. В пользу этого свидетельствует и сопоставление отношения правдоподобия двух моделей. Простая модель лучше подходит к наблюдаемым данным до дефолта 1998 г.: из шести кварталов она может

быть использована в четырех. После дефолта ее превосходство зарегистрировано только в конце 2001 г., когда в российской промышленности начался, похоже, очередной «проблемный» период. Таким образом, дефолт 1998 г. и здесь оказался переломной точкой. До августа 1998 г. предприятия в своей ценовой политике мало обращали внимание на динамику издержек. Затем этот фактор начинает играть нормальную роль, но дает, возможно, сбой в конце 2001 г.

Рассмотрим модель, в которой предполагается формирование ценовых планов предприятий под влиянием предшествующих фактических изменений платежеспособного спроса:

$$P_t^* = f(D_t, D_{t-1}),$$

где  $D_t$  – фактические изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $D_{t-1}$  – фактические изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ .

Очевидно, что фактический рост спроса должен иметь положительное влияние на ценовые планы предприятий, следующие за моментом регистрации изменений спроса. Коэффициенты логлинейной модели, оценивающие взаимодействие фактических изменений спроса и ценовых планов, должны быть положительны. И действительно, качество подгонки такой модели оказалось достаточно высоким в течение всего периода мониторинга используемых переменных. Коэффициенты модели были (за редчайшим исключением) положительны для  $D_t$  и очень часто – для  $D_{t-1}$ . Более того последние коэффициенты были очень редко статистически значимы. А вот статистическая значимость коэффициентов для  $D_t$  имела интересную динамику. В период 1995–1998 гг. значимое влияние последних фактических изменений спроса на ценовые планы регистрировалось 2–3 раза в год. Но с 1999 г. частота такого влияния возрастала и достигла пика в 2001 г.: в течение 10 месяце из 12 платежеспособный спрос положительно влиял на ценовые планы российских предприятий. Т.о. здесь мы имеем обратную картину: именно в последние годы изменение фактических продаж за деньги начинает учитываться предприятиями при формировании ценовой политики на следующий период. До 1998 г. платежеспособный спрос, скорее всего, не учитывался при установлении цен.

Если ввести в рассмотренную выше модель фактические изменения издержек, то такая экстраполяционная конструкция покажет, какие факторы заставляли российские промышленные предприятия во второй половине 90-х гг. в изменять отпускные цены: затратные или спросовые. Такая модель

$$P^*_t = f(D_t, D_{t-1}, C_t)$$

имела высокое и стабильное качество подгонки в течение всего периода мониторинга издержек. Наблюдаемый уровень значимости не опускался, как правило, ниже 0,8 (см. табл. 12). Самые «качественные» коэффициенты были у издержек: они были стабильно положительны и чаще статистически значимы. Статистическая значимость коэффициентов  $D_t$  начинает регистрироваться (как и в предыдущей модели) с 1999 г. Предшествующие фактические изменения спроса ( $D_{t-1}$ ) имели самые «худшие» коэффициенты: они часто были отрицательными и лишь один раз статистически значимы. Следуя логики логлинейного анализа, попытаемся упростить модель за счет исключения линейного взаимодействия  $P^*_t$  и  $D_{t-1}$ . «Усеченная» модель не сильно потеряла в качестве подгонки: сопоставление прироста величины отношения правдоподобия с приростом числа степеней свободы свидетельствует о предпочтительности простой модели. Коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы только для издержек. Фактические изменения платежеспособного спроса стабильно значимо влияли на ценовые планы с середины 1999 г. и иногда – в 1997–1998 гг. Дальнейшее упрощение исходной модели оказалось нецелесообразным.

Таблица 12

**Характеристики влияния фактических изменений платежеспособного спроса и издержек на цены предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				$D_t$		$D_{t-1}$		$C_t$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
4/97	40.1350	49	0.8126	0.3044	0.2200	0.2216	0.2088	0.3506	0.1797
7/97	26.0324	49	0.9971	-0.1056	0.2305	0.1550	0.2387	0.4945	0.2384
10/97	27.8226	49	0.9936	0.3895	0.2129	-0.0034	0.1939	0.5593	0.1905
1/98	40.2798	49	0.8081	0.2158	0.2104	0.2132	0.1790	0.5464	0.1901
4/98	30.1924	49	0.9841	0.4088	0.2666	0.0653	0.2530	0.2660	0.2223
7/98	21.9953	49	0.9997	0.6249	0.2186	-0.0179	0.2110	0.4661	0.2292
10/98	27.2113	49	0.9951	0.1552	0.1285	0.0065	0.1178	0.7964	0.1447
1/99	30.1996	49	0.9841	0.1695	0.1308	0.0151	0.1224	0.5712	0.1149
4/99	38.8035	49	0.8515	0.3087	0.1335	0.1854	0.1264	0.4621	0.1253

Таблица 12 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				$D_t$		$D_{t-1}$		$C_t$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
7/99	25.1265	49	0.9982	0.2031	0.1430	0.0493	0.1365	0.7558	0.1353
10/99	21.6419	49	0.9998	0.5581	0.1470	0.0310	0.1422	0.6136	0.1437
1/00	21.0019	49	0.9998	0.4007	0.1242	-0.1434	0.1225	0.5519	0.1122
4/00	21.1412	49	0.9998	0.2211	0.1316	0.2416	0.1305	0.6346	0.1228
7/00	14.4545	49	1.0000	0.3510	0.1434	-0.1239	0.1394	0.6265	0.1379
10/00	28.5448	49	0.9914	0.5024	0.1458	-0.0659	0.1427	0.4896	0.1330
1/01	36.2077	49	0.9126	0.3163	0.1227	-0.1040	0.1199	0.4545	0.1153
4/01	51.3979	49	0.3800	0.4547	0.1378	0.3035	0.1437	0.5094	0.1431
7/01	33.8069	49	0.9516	0.3923	0.1457	-0.0377	0.1379	0.5431	0.1457
10/01	17.0615	49	1.0000	0.3783	0.1825	0.3350	0.2036	0.2862	0.1746

Примечание. В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Следующая модель предполагает, что ценовые планы предприятий формируются под воздействием предшествующих фактических изменений бартерного спроса:

$$P_t^* = f(B_t, B_{t-1}),$$

где  $B_t$  – фактические изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $B_{t-1}$  – фактические изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ .

Такая модель имела хорошее и стабильное качество подгонки, в основном положительные коэффициенты, но последние были статистически незначимы. Таким образом, гипотеза о том, что бартерный спрос имел влияние на ценовую политику предприятий в период 1998–2001 гг., не подтверждается. Оценка модели с использованием динамики бартерного спроса для предыдущих лет невозможна, поскольку этот показатель был введен в анкету ИЭПП только в 1998 г.

И, наконец, рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются фактические изменения прочих неденежных видов спроса (векселя, зачеты и пр.):

$$P^*_t = f( N_t, N_{t-1} ),$$

где  $N_t$  – фактические изменения прочих неденежных (векселя, зачеты и др.) видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $N_{t-1}$  – фактические изменения прочих неденежных (векселя, зачеты и др.) видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t-1$ .

Качество подгонки модели оказалось высоким для всего периода наблюдений за изменениями этого вида спроса (2000–2001 гг.). Коэффициенты модели были положительны для обоих переменных, но очень редко статистически значимы. Эти результаты свидетельствуют, что предположение о влиянии на ценовые планы предприятий динамики прочих неденежных видов спроса, скорее всего, не имеет статистических аргументов.

В заключение рассмотрим модели формирования ценовых планов, где в качестве независимых переменных выступают несколько видов спроса на промышленную продукцию. Более длинный период наблюдения за динамикой бартерного спроса позволяет оценить экстраполяционную модель с использованием в качестве независимых переменных фактических изменений платежеспособного и бартерного спроса для отрезка август 1998 – декабрь 2001 г.:

$$P^*_t = f( D_t, D_{t-1}, B_t, B_{t-1} ).$$

Качество подгонки этой модели оказалось чрезвычайно высоким для всего рассматриваемого периода: наблюдаемый уровень значимости был всегда максимальным (см. *табл. 13*). Все коэффициенты модели (за редчайшим исключением) были положительны: рассматриваемые виды спроса оказывали нормальное воздействие на ценовые планы российских предприятий. Однако статистическая значимость была различной. Чаще всего значимое воздействие на ценовую политику оказывали фактические изменения платежеспособного спроса. Причем, самые последние изменения ( $D_t$ ) оказывались значимее чаще, чем более ранние изменения того же показателя ( $D_{t-1}$ ). Динамика значимости коэффициентов модели также интересна. До февраля 1999 г. платежеспособный спрос не имел статистически значимого влияния на ценовые планы предприятий. Лишь позже (т.е. с началом роста продаж за деньги) предприятия начинают учитывать его в своей ценовой политике. А вот значимое влияние бартерного спроса, наоборот, чаще реги-

стрировалось до 1999 г., затем значимость стала редкой, и появилась опять в конце 2000 г.

Таблица 13

**Характеристики влияния фактических изменений платежеспособного и бартерного спроса на планы изменения цен**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$D_t$		$D_{t-1}$		$B_t$		$B_{t-1}$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
8/98	48.1461	156	1.0000	0.1148	0.1340	-0.0487	0.1443	0.0411	0.1319	0.5595	0.1589
9/98	38.387	156	1.0000	0.0838	0.1271	0.0215	0.1304	0.2824	0.1355	0.3187	0.1280
10/98	46.4906	156	1.0000	0.1241	0.1253	0.0016	0.1188	0.6421	0.1543	0.1624	0.1436
11/98	49.8421	156	1.0000	0.1180	0.1341	0.2302	0.1396	0.4749	0.1600	0.5008	0.1627
12/98	39.9356	156	1.0000	0.1598	0.1318	0.1550	0.1248	0.2399	0.1548	0.3219	0.1495
1/99	56.5686	156	1.0000	0.3315	0.1386	-0.0441	0.1225	0.0805	0.1389	0.3226	0.1441
2/99	61.628	156	1.0000	0.0537	0.1326	0.2888	0.1282	-0.0007	0.1340	0.4537	0.1331
3/99	54.9621	156	1.0000	0.3574	0.1183	0.3137	0.1252	0.1776	0.1400	0.1084	0.1289
4/99	51.395	156	1.0000	0.2965	0.1226	0.2692	0.1194	0.2719	0.1432	0.1635	0.1387
5/99	42.049	156	1.0000	0.3121	0.1300	0.3485	0.1365	0.0749	0.1343	0.3461	0.1501
6/99	60.4518	156	1.0000	0.1812	0.1266	0.3605	0.1280	0.0883	0.1448	0.0618	0.1434
7/99	57.0557	156	1.0000	0.3911	0.1429	0.2037	0.1339	0.3627	0.1599	0.0638	0.1495
8/99	39.5573	156	1.0000	0.2499	0.1485	0.0861	0.1442	0.1215	0.1558	0.3123	0.1433
9/99	48.5447	156	1.0000	0.2546	0.1266	0.2669	0.1293	0.1798	0.1339	0.0585	0.1334
10/99	59.1424	156	1.0000	0.5379	0.1380	0.1249	0.1340	0.1075	0.1507	0.2171	0.1512
11/99	52.7628	156	1.0000	0.5746	0.1528	0.0760	0.1554	0.0984	0.1611	0.1623	0.1566
12/99	56.1996	156	1.0000	0.2202	0.1209	0.2164	0.1188	0.2452	0.1424	-0.0210	0.1401
1/00	58.2434	156	1.0000	0.4225	0.1228	-0.0052	0.1231	0.1838	0.1527	0.3349	0.1530
2/00	82.8043	156	1.0000	0.2438	0.1116	0.2771	0.1114	0.1063	0.1222	0.1563	0.1261
3/00	60.7949	156	1.0000	0.4341	0.1288	0.0689	0.1210	0.1125	0.1439	0.1861	0.1328
4/00	55.642	156	1.0000	0.3448	0.1227	0.2991	0.1185	-0.0523	0.1380	0.2380	0.1469
5/00	56.4146	156	1.0000	0.3384	0.1260	0.1077	0.1261	0.0590	0.1382	0.2348	0.1389
6/00	58.3771	156	1.0000	0.4660	0.1408	0.2037	0.1311	0.1882	0.1525	0.1610	0.1597
7/00	49.0981	156	1.0000	0.4843	0.1455	0.0043	0.1350	0.2649	0.1548	0.1192	0.1504
8/00	28.7171	156	1.0000	0.2904	0.1491	0.2179	0.1574	0.1840	0.1748	0.3746	0.1774

Таблица 13 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$D_t$		$D_{t-1}$		$B_t$		$B_{t-1}$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
9/00	44.8281	156	1.0000	0.1291	0.1470	0.3443	0.1482	0.3527	0.1741	0.1885	0.1809
10/00	36.6255	156	1.0000	0.5003	0.1533	0.0806	0.1536	0.3529	0.1713	0.1231	0.1705
11/00	52.111	156	1.0000	0.1638	0.1357	0.3331	0.1421	0.1776	0.1691	0.1729	0.1550
12/00	49.1977	156	1.0000	0.2919	0.1302	0.1377	0.1338	0.3212	0.1598	0.1418	0.1479
1/01	41.2995	156	1.0000	0.2944	0.1301	0.0111	0.1252	0.5181	0.1707	0.1908	0.1517
2/01	28.9504	156	1.0000	0.3319	0.1546	0.1905	0.1422	0.1528	0.1707	0.3208	0.1798
3/01	41.516	156	1.0000	0.3851	0.1447	0.1460	0.1523	0.2563	0.1662	0.1281	0.1597
4/01	51.3364	156	1.0000	0.4333	0.1512	0.3887	0.1572	0.1800	0.1697	0.3866	0.1724
5/01	40.722	156	1.0000	0.3479	0.1514	0.3216	0.1473	0.1317	0.1670	0.2539	0.1713
6/01	62.3029	156	1.0000	0.1516	0.1413	0.2710	0.1459	0.3651	0.1733	0.2158	0.1675
7/01	36.3421	156	1.0000	0.5387	0.1664	0.3196	0.1480	0.1498	0.1876	0.3015	0.1729
8/01	40.7715	156	1.0000	0.4958	0.1564	0.3387	0.1460	0.3914	0.1905	-0.0407	0.1820
9/01	21.5858	156	1.0000	0.4914	0.1952	0.2577	0.1800	0.4674	0.2434	0.0789	0.1991
10/01	26.4857	156	1.0000	0.2576	0.1763	0.2896	0.2070	0.4593	0.2083	0.2794	0.2042
11/01	33.5044	156	1.0000	0.4140	0.1648	0.0274	0.1702	0.1158	0.1954	0.4249	0.2017
12/01	20.2586	156	1.0000	0.3751	0.1706	0.1912	0.1837	0.3760	0.2220	0.0901	0.1968

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Не может быть отвергнута гипотеза о преобладающем влиянии платежеспособного спроса на ценовую политику предприятий и по результатам проверки модели, предполагающей формирование цен под воздействием последних изменений сразу трех видов спроса:

$$P^*_t = f(D_t, B_t, N_t).$$

Качество подгонки этой модели было очень высоким в течение всего периода, за который имеются данные о динамике всех видов спроса (2000–2001 гг.). Коэффициенты модели были всегда положительны для платежеспособного и бартерного спроса и почти всегда – для прочих неденежных видов спроса. Однако значимы были только коэффициенты для платеже-

способного спроса. Ни один из видов неденежного спроса не оказывал статистически значимого влияния на планы установления цен российских промышленных предприятий в последние два года. Упрощение модели за счет исключения линейного взаимодействия  $P^*_t$  и  $N_t$  оказалось полностью оправданным. Во-первых, величина отношения правдоподобия во всех случаях превышала 0,9. Во-вторых, сравнение качества подгонки моделей показало, что гипотеза о том, что сложная модель не подходит лучше простой не может быть отвергнута. Снижение  $G^2$  во всех случаях, кроме одного, было небольшим. Качество коэффициентов платежеспособного спроса не изменилось, а коэффициенты бартерного спроса стали чаще статистически значимы – особенно после ноября 2000 г. Тогда в российской промышленности впервые в последефолтный период были отмечены «спросовые трудности»: было зарегистрировано резкое замедление роста продаж за деньги, закончившееся абсолютным снижением спроса, и замедление темпов снижения бартерных сделок. А до этого момента темпы снижения бартера постепенно нарастали. Иными словами, в период своего интенсивного вытеснения неденежных сделки не влияли на ценовую политику предприятий, но первые проблемы с продажами за деньги заставили предприятий учитывать их динамику при планировании цен.

Дальнейшее упрощение исследуемой модели за счет исключения взаимодействия  $P^*_t$  и  $D_t$  не дало однозначных результатов и подтвердило предыдущие выводы. До ноября 2000 г. для моделирования ценовых экстраполяционных прогнозов российских предприятий вполне достаточно только предыдущих изменений платежеспособного спроса. Затем качество подгонки модели падает слишком сильно, т.е. возникает необходимость в использовании бартерной переменной.

Рассмотрим теперь модель, где в качестве независимых переменных используются все виды спроса и издержки:

$$P^*_t = f(D_t, B_t, N_t, C_t).$$

Такая модель показывает, какие основные факторы (спросовые или затратные) учитывались предприятиями в российской экономике при формировании цен. Качество подгонки всех моделей (от вышеприведенной до самой упрощенной), которые были исследованы, были допустимы по наблюдаемому уровню значимости. Поэтому основным критерием при отборе модели стало сопоставление величин отношений правдоподобия. Коэффициенты исходной модели были положительны и статистически значимы только для платежеспособного спроса и издержек. Коэффициенты бартерного спроса были положительны, но статистически незначимы. А



коэффициенты прочих неденежных видов спроса имели самое плохое «качество»: они имели непостоянные знаки и были статистически незначимы (см. табл. 14). Поэтому упрощение модели началось с исключения линейного взаимодействия  $P^*_t$  и  $N_t$ . Эта операция оказалась полностью оправданной, поскольку изменение величины отношения правдоподобия было столь незначительным, что практически во всех случаях (кроме одного – январь 2001 г.) превосходство простой модели очевидно.

Таблица 14

**Характеристики влияния фактических изменений основных видов спроса и издержек на планы изменения цен**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$D_t$		$B_t$		$N_t$		$C_t$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
Янв.00	31.3043	156	1.0000	0.4036	0.1438	0.4263	0.1952	0.0301	0.1943	0.5102	0.1299
Апр.00	29.9376	156	1.0000	0.3832	0.1434	0.1890	0.1924	-0.0231	0.2044	0.7599	0.1503
Июл.00	29.2708	156	1.0000	0.4581	0.1848	0.3038	0.2360	-0.0150	0.2423	0.6432	0.1749
Окт.00	30.9202	156	1.0000	0.5427	0.1796	0.2359	0.2447	-0.0834	0.2557	0.6637	0.1723
Янв.01	24.8531	156	1.0000	0.3434	0.1601	0.3261	0.2267	0.3914	0.2440	0.4236	0.1589
Апр.01	29.4692	156	1.0000	0.5306	0.1694	0.4336	0.2455	0.0725	0.2570	0.7448	0.1750
Июл.01	36.5844	156	1.0000	0.4595	0.1782	0.1793	0.2501	-0.0268	0.2406	0.6401	0.1766
Окт.01	19.7700	156	1.0000	0.2716	0.2108	0.4437	0.3091	0.1673	0.3054	0.2416	0.2120

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

В упрощенной модели коэффициенты издержек и платежеспособного спроса сохранили положительные и статистически значимые значения в течение всех кварталов, кроме IV в 2001 г. А бартер стал оказывать статистически значимое влияние на ценовые планы в 2001 г. На следующем шаге модель была упрощена за счет взаимодействия  $P^*_t$  и  $B_t$ . Такой шаг оказался допустимым с точки зрения снижения качества подгонки моделей в половине случаев из восьми. В 2000 г. ценовые планы в российской промышленности вырабатывались, скорее всего, без учета изменений бартера. Но в 2001 г. бартер чаще оказывался необходим предприятиям для прогнозирования цен. Попытка упростить модель за счет взаимодействия ценовых

планов и изменений продаж показала необходимость использования последней переменной в качестве объясняющей. Прирост отношения правдоподобия во всех случаях был слишком велик, чтобы признать целесообразность использования модели лишь с одним линейным взаимодействием ( $P_t^*$  и  $C_t$ ).

В дополнение к очевидным экстраполяционным моделям формирования ценовых планов рассмотрим модели, в которых в качестве независимых переменных используются *прогнозы* изменения основных видов спроса в российской промышленности. Начнем исследование с логлинейной модели, которая включает все три вида спроса:

$$P_t^* = f(D_t^*, B_t^*, N_t^*),$$

где  $D_t^*$  – прогнозные изменения платежеспособного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $B_t^*$  – прогнозные изменения бартерного спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $N_t^*$  – прогнозные изменения прочих неденежных видов спроса на производимую продукцию, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ .

Качество подгонки этой модели оказалось очень высокой в течение всего периода, за который имеются данные. Наблюдаемый уровень значимости редко опускался ниже 0,9 (см. *табл. 15*). Всегда положительны и статистически значимы были коэффициенты только для прогнозов изменения платежеспособного спроса. Другие виды спроса могли оказывать как положительное, так и отрицательное влияние на ценовые планы (особенно – векселя и зачеты). При этом влияние неденежных видов спроса было статистически незначимо (особенно – в случае векселей и зачетов). Таким образом, и в рамках рассмотренной модели формирования ценовых планов были получены свидетельства о нормальном рыночном поведении (т.е. ориентации на платежеспособный спрос) российских промышленных предприятий в области ценовой политики.

Таблица 15

**Характеристики влияния прогнозируемых изменений  
платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов  
спроса на ценовые планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие неденежные виды спрос	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	25.0342	49	0.9982	0.5444	0.1593	0.1210	0.1633	-0.1215	0.1890
3/00	25.8118	49	0.9974	0.3189	0.1294	0.1374	0.1707	0.0181	0.1939
4/00	29.4585	49	0.9878	0.7439	0.1441	0.0333	0.1701	-0.1715	0.1899
5/00	20.9858	49	0.9998	0.6349	0.1470	0.3054	0.1910	-0.1915	0.2103
6/00	21.4505	49	0.9998	0.6060	0.1538	0.0903	0.2116	-0.2155	0.2330
7/00	36.2282	49	0.9122	0.7678	0.1632	0.4942	0.2080	-0.4065	0.2263
8/00	36.5253	49	0.9062	0.5915	0.1626	0.2630	0.2182	0.0142	0.2166
9/00	19.0696	49	1.0000	0.7978	0.1751	0.4885	0.2409	-0.1195	0.2529
10/00	30.3752	49	0.9831	0.6032	0.1517	0.2705	0.2229	-0.1719	0.2245
11/00	42.7747	49	0.7222	0.5484	0.1444	0.2115	0.1962	-0.0136	0.2286
12/00	28.3088	49	0.9922	0.5497	0.1476	0.2269	0.2098	-0.0731	0.2166
1/01	21.0098	49	0.9998	0.5085	0.1479	0.3745	0.2089	0.0633	0.2182
2/01	18.8869	49	1.0000	0.9420	0.1695	0.1732	0.2438	-0.0204	0.2678
3/01	25.7318	49	0.9975	0.4449	0.1454	0.0216	0.2080	0.2535	0.2336
4/01	23.5331	49	0.9992	0.6659	0.1659	0.2728	0.2317	0.2453	0.2306
5/01	48.9064	49	0.4769	0.5950	0.1501	0.0766	0.1985	0.1898	0.2086
6/01	15.2192	49	1.0000	0.1239	0.1729	0.5512	0.2790	0.2991	0.2867
7/01	24.3827	49	0.9988	0.3432	0.1465	0.0659	0.1875	0.1229	0.2238
8/01	26.0321	49	0.9971	0.9130	0.1785	0.1918	0.2687	0.0328	0.2975
9/01	18.6862	49	1.0000	0.6157	0.1823	0.3287	0.2833	0.0531	0.3132

Таблица 15 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели					
				платежеспособный спрос		бартерный спрос		прочие недежные виды спрос	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
10/01	28.7433	49	0.9907	0.5982	0.1772	0.3912	0.2472	0.1327	0.2447
11/01	16.7835	49	1.0000	0.5759	0.1505	0.8363	0.3063	-0.3695	0.3013
12/01	21.8430	49	0.9997	0.4296	0.1869	-0.0597	0.2813	0.2041	0.3085

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Поскольку данные о прогнозах изменения платежеспособного и бартерного спроса имеются за более длительный период времени, то представляется целесообразным оценить параметры модели, в которую входят только эти два вида спроса. Качество подгонки такой «усеченной» модели стало хуже, но в явном большинстве случаев модель сохранила хороший наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия. Всегда положительны и почти всегда статистически значимы были коэффициенты для прогнозов изменения платежеспособного спроса (см. рис. 10). Статистически незначимы они были в конце 1998 – начале 1999 гг., когда нормальный (за счет денежного спроса) промышленный рост только начинался. А вот коэффициенты прогнозов изменения бартерного спроса, наоборот, были статистически значимы в этот период, затем они утратили значимое влияние на ценовые планы. Более того, среди них стали встречаться отрицательные значения. Вновь статистически значимое влияние прогнозов бартерного спроса было зарегистрировано в конце 2001 г., когда в российской промышленности началось резкое сокращение продаж за деньги и предприятия стали выражать готовность увеличить объемы бартера.



Рис. 10. Динамика коэффициентов модели

Добавим в предыдущую модель прогнозы изменения спроса с целью выяснения состава прогнозных факторов, определяющих ценовые планы предприятий. Получим следующую модель:

$$P_t^* = f(D_t^*, B_t^*, C_t^*).$$

Самый длительный период мониторинга за прогнозами платежеспособного спроса позволяет исследовать влияние этого показателя на ценовую политику предприятий в 1995–2001 гг. В этом случае будет использована логлинейная модель, имеющая только одно линейное взаимодействие, а также проверена гипотеза о независимости планов и прогнозов.

Проверка гипотезы о независимости параметров модели показала, как и следовало ожидать, что до 1999 г. предприятия довольно часто позволяли себе пренебрегать возможными изменениями платежеспособного спроса при выработке ценовой политики. Отношение правдоподобия для модели, предполагающей независимость этих двух показателей, не позволяло уверенно отвергнуть эту гипотезу. А в 1999–2001 гг. расхождение фактических и модельных данных стало гораздо выше и лишь единожды (в июне-июле 2001 г.) гипотеза о независимости не может быть отвергнута (см. рис. 11).

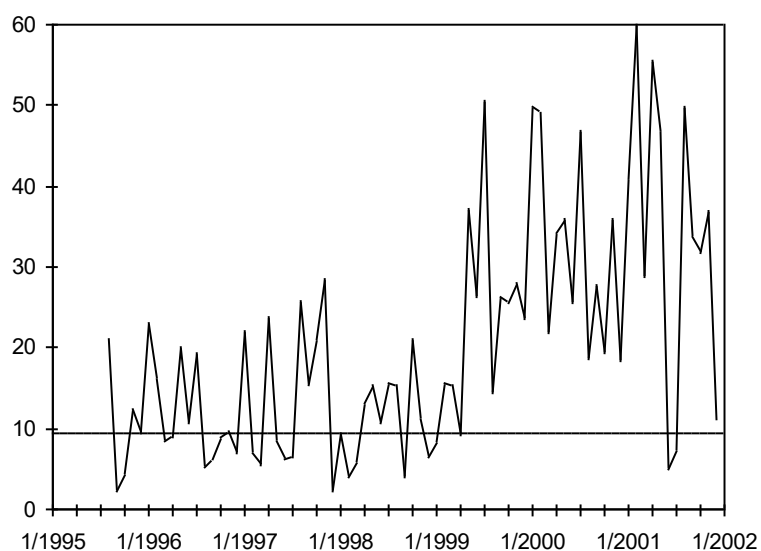


Рис. 11. (Динамика отношения правдоподобия ( $G_2$ ) при проверке гипотезы о независимости ценовых планов и прогнозов платежеспособного спроса

Теперь введем в предыдущую модель линейное взаимодействие планов и прогнозов. Качество подгонки модели возросло, но не во всех случаях наблюдаемый уровень значимости превысил 5% порог. Причем, принципиальных изменений в период дефолта этот показатель не претерпел. А вот коэффициент модели, оценивающий корреляцию рангов, имел предполагаемую динамику. До дефолта он мог иметь отрицательные знаки и не часто был статистически значим. А с 1999 г. ценовые планы и прогнозы спроса стали постоянно характеризоваться положительной связью, которая всегда была статистически значима.

В заключение рассмотрим логлинейную модель с участием тех факторов, которые по результатам предыдущих тестов имели статистически значимое влияние на ценовые планы предприятий. К их числу относятся предшествующие фактические изменения цен ( $P_t$ ), предшествующие фактические изменения платежеспособного спроса ( $D_t$ ) и прогнозы изменения платежеспособного спроса ( $D^*_t$ ):

$$P^*_t = f(P_t, D_t, D^*_t).$$

Такая модель имела очень высокое качество в течение всего периода мониторинга (1995–2001 гг.). Всегда положительны и всегда статистически значимы были коэффициенты предшествующих фактических изменений цен. Этот фактор имел самое сильное влияние на ценовые планы предприятий. На втором месте по степени воздействия находятся прогнозы изменения спроса. Но постоянным статистически значимое влияние этого фактора стало лишь с мая 1999 г. До указанного момента влияние прогнозов спроса на ценовые планы было эпизодическим. Предшествующие фактические изменения платежеспособного спроса имели самое слабое воздействие на ценовые планы предприятий. Коэффициенты этого фактора были как положительны, так и отрицательны и никогда не имели статистически значимого влияния.

Подводя итог исследованию экстраполяционных моделей формирования ценовых планов российских промышленных предприятий можно сделать следующие выводы. Во-первых, такой класс моделей вполне может быть использован для описания формирования ценовых планов предприятий и исследования эволюции их поведения в условиях переходных экономик. Во-вторых, проверка базовой экстраполяционной модели показала, что такой простой принцип ценовой политики использовался предприятиями во времена «простой» ценовой ситуации. Но как только заработал рынок, такая простая ценовая модель перестала использоваться предприятиями. Этот вывод подтвердился исследованием другой модели ценовых планов. Предыдущие фактические изменения платежеспособного спроса стали учитываться предприятиями только после дефолта. В-третьих, неденежные виды спроса, скорее всего, не имели такого влияния на ценовые планы предприятий или имели очень слабое до начала роста продаж за деньги. В-четвертых, ценовые планы увязываются предприятиями в первую очередь с планами продаж за деньги, другие виды спроса не учитываются при ценовой политике.

## **5.2. Адаптивные модели формирования ценовых планов**

Исследование адаптивных моделей формирования ценовых планов начнем с модели в «нежесткой» формулировке:

$$P^*_t = f(P_t, P^*_{t-1}),$$

где  $P^*_t$  – планируемые изменения цен, зарегистрированные в момент (опрос)  $t$ ;  $P_t$  – фактические изменения цен, зарегистрированные в момент

(опрос)  $t$ ;  $P^*_{t-1}$  – планируемые изменения цен, зарегистрированные в предыдущий момент (опрос)  $t-1$ . Такая модель имела высокое, но не стабильное качество подгонки в 1994–1997 гг. и во второй половине 1998 г. – начале 1999 г. В другие периоды эта адаптивная модель, скорее всего, не может быть использована для описания формирования ценовых планов предприятий, т.к. наблюдаемый уровень значимости был ниже 5% порога и лишь эпизодически превосходил его. Коэффициенты модели были всегда положительны и всегда статистически значимы. При этом коэффициенты предыдущих прогнозов цен почти всегда превосходили коэффициенты предыдущих реализаций.

Ужесточим предыдущую постановку задачи, и рассмотрим зависимость очередных ценовых планов от точности реализации предыдущих планов:

$$P^*_t = f(\Phi(P_t, P^*_{t-1})),$$

где  $\Phi(P_t, P^*_{t-1})$  – точность реализации предыдущих планов изменения цен  $P^*_{t-1}$  относительно фактических изменений цен  $P_t$ . Приведенная модель реже может быть использована (не может быть отвергнута) для описания формирования ценовых планов российских предприятий в 1994–2001 гг., чем предыдущая модель. Заметим, что, как и адаптивная модель в мягкой постановке, рассматриваемая модель имела допустимое качество в конце 1998 г. – начале 1999 г., когда российская промышленность «привыкала» к новым условиям работы при росте платежеспособного спроса.

Коэффициенты модели были почти всегда отрицательны и статистически значимы, что говорит о нежелании предприятий учитывать в своих прогнозах отклонения предыдущих реализаций от предыдущих прогнозов. Т.е. ранние прогнозы являются более важными для производителей, нежели последующая действительность. Этот вывод подтверждается и тем обстоятельством, что в «мягкой» адаптивной модели коэффициенты предыдущих планов превосходили коэффициенты предыдущих реализаций.

Если оставаться в рамках традиционных постановок адаптивных моделей, то рассмотренными выше конструкциями исчерпывается весь список моделей формирования ценовых планов. Однако нам представляется целесообразным расширить список адаптивных моделей формирования ценовых планов за счет использования точностей прогнозов различных видов спроса. Такие модели, как мы уже не раз отмечали, особенно интересны для исследования переходных экономик в силу того обстоятельства, что спрос (в первую очередь – платежеспособный) является самым болезненным индикатором для промышленных предприятий.



Рассмотрим теперь адаптивные модели, которые предполагают формирования ценовых планов в зависимости от точности предыдущих прогнозов трех видов спроса (платежеспособного, бартерного и прочего неденежного). Первая гипотеза состоит в том, что планы определяются в зависимости от точности прогнозов платежеспособного спроса:

$$P^*_t = f(\Phi(D_t, D^*_{t-1})),$$

где  $\Phi(D_t, D^*_{t-1})$  – точность реализации предыдущих прогнозов изменения продаж за деньги  $D^*_{t-1}$  относительно фактических изменений этих продаж  $D_t$ . Если фактические продажи оказались лучше прогнозирувавшихся, то производитель имеет основания для повышения своих цен. Если фактические продажи, наоборот, оказались хуже прогнозов, то предприятие вправе планировать снижение цен. Совпадение прогнозов продаж с последующими реализациями свидетельствует о том, что ценовая политика выбрана верно и не нуждается в изменении.

Проверка такой модели не дала удовлетворительных результатов. Хотя качество подгонки оказалось в течение всего времени наблюдения очень высоким, но коэффициенты были то отрицательные, то положительные и всегда – статистически незначимы. Это свидетельствует о возможной независимости ценовых планов предприятий от точности предыдущих прогнозов изменения платежеспособного спроса. Для проверки последней гипотезы оценим логлинейную модель, не имеющую никакого взаимодействия факторов. Такая модель тоже имела очень хорошее качество подгонки. Поэтому следующим шагом анализа должно стать сопоставление качества подгонки двух моделей. Поскольку прирост качества за счет добавления линейного взаимодействия факторов оказался незначительным, то мы не можем отвергнуть гипотезу о том, что для описания взаимодействия исследуемых факторов достаточно более простой модели.

Аналогичные ситуации складывались при проверке гипотез о формировании ценовых планов предприятий под воздействием только точностей реализации прогнозов бартерного спроса и точностей прогнозов прочих неденежных видов спроса. Модели с включением линейного взаимодействия факторов имели хорошее качество подгонки, но нестабильные знаки коэффициентов, которые всегда были статистически незначимы. Сравнение моделей с участием и без участия линейного взаимодействия факторов свидетельствовало в пользу независимости ценовых планов от точности прогнозов неденежных видов спроса.

Теперь проверим влияние на ценовые планы предприятий точности прогнозов всех видов спроса одновременно. Модель имеет вид:

$$P^*_t = f(\Phi(D_t, D^*_{t-1}), \Phi(B_t, B^*_{t-1}), \Phi(N_t, N^*_{t-1})).$$

Качество подгонки этой модели было высоким и стабильным: наблюдаемый уровень значимости лишь один раз опустился ниже 0,9 (см. табл. 16). Но коэффициенты модели для всех факторов были как положительные, так и отрицательные. Статистически значимы все коэффициенты были очень редко, чаще значимое положительное влияние в 2000–2001 гг. встречалось у точности прогнозов бартерного спроса. Удовлетворительными такие результаты назвать сложно. Получается, что из всех видов спроса российские промышленные предприятия при планировании цен на следующий период учитывают отклонения от прогнозов лишь фактических объемов чисто неденежных сделок.

Таблица 16

**Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на ценовые планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	30.1747	49	0.9842	0.4802	0.1630	0.1079	0.1633	-0.1547	0.1832
3/00	26.0374	49	0.9971	0.1598	0.1490	0.4660	0.1659	0.0043	0.1921
4/00	46.9886	49	0.5550	0.1713	0.1263	0.3269	0.1517	-0.0676	0.1675
5/00	16.1888	49	1.0000	0.0649	0.1452	0.1281	0.1503	0.1957	0.1753
6/00	34.6883	49	0.9391	0.2740	0.1317	0.3016	0.1516	-0.0110	0.1552
7/00	23.2876	49	0.9993	0.3725	0.1473	0.4107	0.1863	-0.0304	0.2089
8/00	27.2233	49	0.9951	0.0357	0.1466	0.4348	0.1866	-0.0531	0.1882
9/00	27.6529	49	0.9941	0.2140	0.1439	0.2632	0.1842	0.1632	0.1956
10/00	21.6235	49	0.9998	0.1929	0.1472	0.1522	0.1895	0.2131	0.2294
11/00	20.2354	49	0.9999	-0.0396	0.1446	0.1891	0.1825	0.3137	0.1972
12/00	33.6061	49	0.9542	-0.0067	0.1442	0.0090	0.1881	0.4227	0.2120
1/01	22.7955	49	0.9995	-0.0723	0.1419	0.2322	0.1724	0.2730	0.1825
2/01	31.9092	49	0.9721	0.1729	0.1350	0.2909	0.1822	-0.1508	0.1941
3/01	29.5714	49	0.9873	0.2106	0.1401	-0.0441	0.1948	0.3279	0.1986
4/01	26.5130	49	0.9964	0.1623	0.1290	0.2162	0.1825	0.3176	0.2027

Таблица 16 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей прогнозов					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
5/01	38.3702	49	0.8631	0.2356	0.1389	0.0137	0.1716	0.1268	0.1663
6/01	19.1641	49	1.0000	0.0782	0.1436	0.1806	0.1789	0.1425	0.1863
7/01	61.5547	49	0.1075	0.2606	0.1531	0.0937	0.1832	0.1160	0.1857
8/01	28.6744	49	0.9910	0.1034	0.1605	0.3540	0.1977	0.1893	0.2005
9/01	28.8659	49	0.9903	-0.1563	0.1562	0.4579	0.1976	0.1540	0.2198
10/01	18.6351	49	1.0000	0.1760	0.1720	0.4077	0.2122	-0.0479	0.2126
11/01	28.8586	49	0.9903	0.4329	0.1584	-0.2412	0.2162	0.2422	0.2212
12/01	15.8789	49	1.0000	0.2109	0.1753	0.1850	0.2274	0.1558	0.2231

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Введем в предыдущую модель еще и точность предшествующих ценовых планов. В результате получим конструкцию, которая предполагает, что очередные планы изменения цен формируются под воздействием точностей прогнозирования и планирования сразу четырех факторов:

$$P^*_t = f( \Phi(P_t, P^*_{t-1}), \Phi(D_t, D^*_{t-1}), \Phi(B_t, B^*_{t-1}), \Phi(N_t, N^*_{t-1}) ).$$

Эта модель имела идеально высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости был максимальным (см. табл. 17). Коэффициенты модели были стабильно положительны и достаточно часто статистически значимы только для точностей прогнозов платежеспособного и бартерного видов спроса. Вексельный и зачетный спросы имели хотя и положительное, но незначимое влияние на очередные ценовые планы. А точность предыдущих ценовых планов имела отрицательное и также незначимое воздействие. Сравнение коэффициентов платежеспособного и бартерного спросов опять свидетельствует в пользу прямых товарообменных операций. Их влияние на ценовые планы оказывалось сильнее воздействия денежных продаж.

Таблица 17

**Характеристики влияния точностей предыдущих ценовых планов  
и прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных  
видов спроса на очередные ценовые планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели							
				$\Phi(P_t, P^*_{t-1})$		$\Phi(D_t, D^*_{t-1})$		$\Phi(B_t, B^*_{t-1})$		$\Phi(N_t, N^*_{t-1})$	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	49.5716	156	1.0000	-0.1066	0.1676	0.6119	0.1902	0.3387	0.1772	0.0217	0.1949
3/00	42.2536	156	1.0000	-0.1019	0.1611	0.2498	0.1614	0.6693	0.1821	0.1403	0.1841
4/00	81.3211	156	1.0000	-0.0187	0.1417	0.3023	0.1395	0.3769	0.1613	0.0552	0.1673
5/00	57.3355	156	1.0000	-0.2809	0.1437	0.2685	0.1489	0.4305	0.1618	0.2597	0.1912
6/00	65.8673	156	1.0000	-0.1641	0.1251	0.3426	0.1382	0.4584	0.1526	0.1070	0.1591
7/00	51.0890	156	1.0000	-0.4323	0.1439	0.6532	0.1714	0.7025	0.2055	-0.0084	0.2123
8/00	42.1533	156	1.0000	-0.3271	0.1624	0.2576	0.1668	0.5122	0.1961	0.3926	0.2232
9/00	45.0202	156	1.0000	0.0189	0.1600	0.3091	0.1694	0.5331	0.2110	0.4205	0.2060
10/00	48.1348	156	1.0000	-0.1077	0.1425	0.4156	0.1560	0.3578	0.2063	0.2971	0.2513
11/00	56.0727	156	1.0000	-0.2743	0.1491	0.1993	0.1525	0.4684	0.2057	0.4135	0.2082
12/00	67.9357	156	1.0000	-0.2077	0.1495	0.2786	0.1514	0.3371	0.2079	0.3944	0.2300
1/01	47.8146	156	1.0000	-0.1256	0.1512	0.1579	0.1485	0.4322	0.1735	0.2858	0.1822
2/01	85.8954	156	1.0000	-0.1991	0.1433	0.4202	0.1423	0.4434	0.1845	0.0938	0.1959
3/01	53.7039	156	1.0000	0.2874	0.1519	0.1742	0.1563	0.0676	0.2110	0.4287	0.2315
4/01	59.7801	156	1.0000	-0.2013	0.1469	0.3369	0.1452	0.3200	0.1739	0.4264	0.1959
5/01	69.2550	156	1.0000	-0.2164	0.1617	0.6643	0.1615	0.3540	0.2087	0.2182	0.1850
6/01	59.3044	156	1.0000	-0.3117	0.1521	0.3555	0.1412	0.4046	0.1953	0.3379	0.1950
7/01	65.9341	156	1.0000	-0.1522	0.1637	0.4027	0.1638	0.2904	0.2015	0.2850	0.2068
8/01	74.3633	156	1.0000	-0.2165	0.1688	0.3365	0.1690	0.4385	0.2139	0.3067	0.2153
9/01	55.3656	156	1.0000	-0.1062	0.1643	0.2148	0.1757	0.7092	0.2315	0.3674	0.2263
10/01	42.2442	156	1.0000	-0.3795	0.1957	0.4859	0.1909	0.6441	0.2392	0.1553	0.2345
11/01	68.2003	156	1.0000	-0.4207	0.1789	0.6520	0.1703	0.1949	0.2381	0.6279	0.2441
12/01	21.7645	156	1.0000	-0.0729	0.2032	0.3763	0.2009	0.5741	0.2821	0.1743	0.2496

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Продолжим анализ адаптивных моделей формирования ценовых планов с использованием «перекрестных» точностей планов выпуска – точностей предыдущих планов выпуска относительно последующих фактических изменений основных видов спроса. При таких постановках мы предполагаем, что лучшая фактическая динамика спроса относительно предыдущих планов выпуска позволяет предприятиям планировать увеличение цен. Причины неполного удовлетворения спроса могут быть самыми разными (просчеты планирования производства, нехватка сырья, недостаток запасов готовой продукции и пр.), но результат один – спрос превысил производственные возможности, и у производителя появились основания для увеличения цен. В ситуации, когда фактические изменения спроса отклонялись в худшую сторону от планов изменения выпуска, производитель, наоборот, имеет основания для снижения цен, чтобы избежать затоваривания своих складов. Совпадение производственных планов и изменений спроса свидетельствует о правильно выбранной ценовой политике, которая может остаться неизменной.

Как и раньше, начнем анализ с проверки гипотез о том, что цены формируются под влиянием точностей планов производства относительно каждого спроса по отдельности. Для платежеспособного спроса адаптивная модель с использованием точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений продаж имеет вид:

$$P^*_t = f( \Phi(D_t, Q^*_{t-1}) ),$$

где  $\Phi(D_t, Q^*_{t-1})$  – точность реализации предыдущих производственных планов  $Q^*_{t-1}$  относительно последующих фактических изменений платежеспособного спроса  $D_t$ . Качество подгонки приведенной модели было очень высоким, но коэффициенты модели имели то положительные, то отрицательные знаки и крайне редко были статистически значимы. Можно выделить лишь один период, когда коэффициенты были положительны и статистически значимы. Такое было непосредственно перед дефолтом 1998 г. и сразу после него. Тогда, видимо, рассогласование динамики платежеспособного спроса и планов выпуска было настолько существенным, что предприятия вынуждены были учитывать их при корректировке цен. Однако в целом для всего периода мониторинга (1993–2001 гг.) такая адаптивная модель формирования ценовых планов, скорее всего, не может быть использована. Этот вывод подтверждается и проверкой гипотезы о независимости входящих в модель переменных. Логлинейная модель без взаимодействия имела хорошее качество подгонки. В подавляющем числе случаев (месяцев) наблюдаемый уровень значимости уверенно превосходил порог

5%. Это потребовало проверки целесообразности усложнения модели за счет добавления линейного взаимодействия ценовых планов и точности производственных планов. Необходимость использования взаимодействия оказалась оправданной в 10 случаях из 89, но в эти месяцы модель имела как отрицательные, так и положительные коэффициенты. Таким образом, приведенная модель все же не подходит для описания формирования ценовых планов российских промышленных предприятий.

Бартерный спрос также не учитывался российскими предприятиями при ценовой политике. Проверка модели с использованием только точности производственных планов относительно фактических изменений прямых товарообменных операций:

$$P^*_t = f( \Phi(B_t, Q^*_{t-1}) )$$

показала хорошее качество подгонки, но отрицательные и очень редко статистически значимые коэффициенты. Последнее свидетельствует в пользу того, что бартерный спрос не учитывается должным образом при выработке цен предприятий. Редкая статистическая значимость коэффициентов указывает на возможность исключения линейного взаимодействия параметров модели. В результате исследования такой модели будет проверена гипотеза о независимости ценовых планов и точности производственных планов. Качество подгонки оказалось высоким: наблюдаемый уровень значимости в редких случаях опускался ниже 5%, а его среднее значение составило 0,41. Сопоставление двух моделей показало, что гипотеза о целесообразности использования более простой из них не может быть отвергнута. В тех же случаях, когда тест показал преимущество модели с включением линейного взаимодействия  $P^*_t$  и  $\Phi(B_t, Q^*_{t-1})$ , коэффициенты модели были отрицательны и статистически значимы.

Последняя простая адаптивная модель с использованием перекрестной точности использует в качестве «эталона» для планов выпуска фактические изменения прочих неденежных видов (векселя, зачеты и пр.). Эта модель имела высокое, но нестабильное качество подгонки. Коэффициенты модели были как положительны, так и отрицательны. Статистически значимы они были только в последнем случае. И опять плохое «качество» коэффициентов подсказывает необходимость проверки средствами логлинейного анализа гипотезы о независимости исследуемых факторов. Модель без линейного взаимодействия в большинстве случаев имела хорошее качество подгонки, что говорит в пользу ее использования для описания влияния точности планов выпуска на ценовые намерения предприятий. Сопоставление качества подгонки двух моделей не отвергло эту гипотезу. Лишь в трех

случаях из 24 (количество месяцев мониторинга динамики вексельных и зачетных сделок в российской промышленности) ценовые планы находились скорее под воздействием точностей реализации производственных планов относительно указанных видов спроса. Но влияние это было отрицательным.

В заключение рассмотрим модель, в которую включены точности планов производства относительно последующих фактических реализаций всех трех видов спроса:

$$P^*_t = f(\Phi(Q_t, D^*_{t-1}), \Phi(Q_t, B^*_{t-1}), \Phi(Q_t, N^*_{t-1})).$$

Такая объединенная модель имела очень высокое качество подгонки: наблюдаемый уровень значимости в большинстве случаев превосходил 0,9 (см. табл. 18). Больше всего положительных коэффициентов было получено для точности относительно платежеспособного спроса. Лишь в 3 случаях из 24 эти коэффициенты имели отрицательный знак. Но значимы они были лишь в 30% случаев, чаще всего – в середине 2001 г. Коэффициенты бартерного спроса были отрицательны в половине случаев и лишь один раз – статистически значимы. Влияние точности относительно прочих неденежных видов спроса было как отрицательным, так и положительным и ни разу – статистически значимым. Таким образом, из трех видов спроса, одновременный мониторинг которых велся ИЭПП в течение двух последних лет, чаще всего при выработке ценовых планов учитывались отклонения выпуска от объемов продаж за деньги. Все другие способы реализации оказывали существенно меньшее влияние на ценовую политику предприятий. Впрочем, и платежеспособный спрос все-таки был не так уже и важен российским предприятиям при адаптивном планировании цен.

Таблица 18

**Характеристики влияния точностей производственных планов относительно фактических изменений платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на ценовые планы предприятий**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				Платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
1/00	42.3375	49	0.7383	0.2147	0.1410	-0.0703	0.1952	0.0503	0.1828
2/00	46.4701	49	0.5763	-0.0062	0.1532	0.0325	0.1598	0.1089	0.1661
3/00	54.7342	49	0.2660	0.1492	0.1316	-0.1514	0.1486	0.1413	0.1721
4/00	42.7100	49	0.7246	0.2626	0.1363	0.0329	0.1975	-0.1082	0.2043

Таблица 18 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точностей планов относительно					
				Платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
5/00	25.0416	49	0.9982	0.3111	0.1495	0.0003	0.1971	-0.1117	0.2085
6/00	28.3592	49	0.9920	0.1524	0.1399	0.1638	0.1661	-0.0995	0.1775
7/00	24.3940	49	0.9987	0.2266	0.1543	-0.1027	0.2345	0.1908	0.2280
8/00	17.4494	49	1.0000	0.2327	0.1622	0.1735	0.2239	-0.1085	0.2491
9/00	31.3253	49	0.9768	-0.1290	0.1531	-0.1148	0.1932	0.3832	0.2055
10/00	22.4140	49	0.9996	0.3368	0.1622	0.1647	0.1995	-0.1541	0.2220
11/00	41.9072	49	0.7537	0.0172	0.1502	0.1318	0.1856	-0.0539	0.2037
12/00	36.3674	49	0.9094	0.1730	0.1465	-0.1081	0.2354	0.0274	0.2450
1/01	27.1889	49	0.9951	0.0180	0.1431	-0.0343	0.2102	0.2672	0.2057
2/01	18.4441	49	1.0000	0.2649	0.1584	0.1967	0.2411	-0.2889	0.2564
3/01	42.2993	49	0.7396	0.3957	0.1548	-0.2422	0.2229	0.0382	0.2349
4/01	54.2629	49	0.2808	0.2881	0.1420	-0.0188	0.1794	-0.0820	0.1997
5/01	43.5130	49	0.6944	0.2920	0.1391	0.0927	0.1825	-0.0901	0.1960
6/01	19.9151	49	0.9999	-0.0010	0.1415	-0.0735	0.2103	0.2769	0.2159
7/01	31.2361	49	0.9774	0.4811	0.1713	0.0856	0.1862	-0.2895	0.2164
8/01	33.4393	49	0.9562	0.2295	0.1693	0.5311	0.2465	-0.4876	0.2537
9/01	30.4465	49	0.9827	0.1052	0.1886	0.1923	0.2521	-0.1908	0.2600
10/01	25.6977	49	0.9976	0.1133	0.1673	0.0657	0.2518	0.0912	0.2550
11/01	29.4926	49	0.9877	0.5121	0.1645	-0.0196	0.2504	-0.1181	0.2396
12/01	20.3601	49	0.9999	0.1856	0.1864	-0.2442	0.3039	0.2087	0.3205

Примечание. В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с ценовыми планами, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Подводя итог использованию адаптивных моделей для описания формирования ценовых прогнозов, можно сделать следующие выводы. Во-первых, адаптивные модели, как и в случае выпуска, плохо описывают формирование ценовых планов российских промышленных предприятий. Во-вторых, не было получено статистических аргументов в пользу того, что



точности прогнозов основных видов спроса учитываются при ценовом планировании в российской промышленности. В-третьих, при использовании в модели точностей прогнозов всех видов спроса одновременно оказалось, что сильнее всего на ценовые планы влияет точность бартерного спроса и – меньше – платежеспособного. В-четвертых, не подтверждаются предположения о влиянии (по отдельности) на ценовые планы «перекрестных» точностей планов выпуска относительно всех видов спроса. Проверка модели с использованием всех перекрестных точностей показала, что лишь отклонения планов выпуска от платежеспособного спроса иногда корректно учитывалось предприятиями в ценовой политике. Но устойчивым это влияние не было.

### 5.3. Обучения-на-ошибках модели формирования ценовых планов

Исследование моделей обучения на ошибках формирования (пересмотра) ценовых планов начнем с базовой модели:

$$\Delta(P^*_t, P^*_{t-1}) = f(\Phi(P_t, P^*_{t-1})),$$

где  $\Delta(P^*_t, P^*_{t-1})$  – изменение направления ценовых планов, зарегистрированных между двумя моментами (опросами)  $t$  и  $t-1$ ;  $\Phi(P_t, P^*_{t-1})$  – точность реализации первых из двух планов изменения цен  $P^*_{t-1}$  относительно фактических изменений цен  $P_t$ .

Качество подгонки этой модели оказалось нестабильным: наблюдаемый уровень значимости изменялся в очень широких пределах, особенно – в 1995 и 1997–1998 гг. (см. рис. 12). Однако после дефолта 1998 г. (т.е. с началом нормального промышленного роста) качество модели определенно улучшилось и стало более стабильным. Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. Таким образом, базовая модель обучения на ошибках после дефолта становится все более «работоспособной»: предприятия начинают учитывать отклонения ценовых планов от реализаций при пересмотре своих очередных планов.



Рис. 12. Динамика отношения правдоподобия и коэффициентов модели обучения на ошибках формирования цен

Использование в качестве независимой переменной точности прогнозов спроса относительно фактических реализаций спроса также может быть, на наш взгляд, исследована в рамках этого класса моделей. При такой постановке мы предполагаем, что лучшие (чем прогнозировавшиеся) продажи продукции позволяют предприятиям пересмотреть свои ценовые прогнозы в сторону увеличения. При худших продажах предприятия, наоборот, вправе пересмотреть свои цены в сторону снижения. Тогда модель обучения на ошибках формирования цен имеет вид:

$$\Delta(P^*_t, P^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, D^*_{t-1})),$$

где  $\Phi(D_t, D^*_{t-1})$  – точность реализации прогнозов изменения продаж  $D^*_{t-1}$  относительно фактических изменений платежеспособного спроса  $D_t$ . Аналогичным образом формулируются модели и для других видов спроса.

Все простые модели, использующие в качестве независимой переменной точность прогнозов одного из видов спроса, имели хорошее качество подгонки (см. рис. 13), но нестабильные (т.е. и положительные, и отрицательные) и статистически незначимые коэффициенты. Последнее обстоятельство указывает на необходимость проверки логлинейных моделей без включения линейного взаимодействия параметров. Результаты такой проверки показали, что гипотеза о независимости наших переменных не может

быть отвергнута. А сопоставление качества подгонки моделей свидетельствует, что усложнение модель за счет линейного взаимодействия является нецелесообразным. Таким образом, точность прогнозов каждого из трех видов спроса, скорее всего, не учитывается российскими промышленными предприятиями при пересмотре ценовых прогнозов.

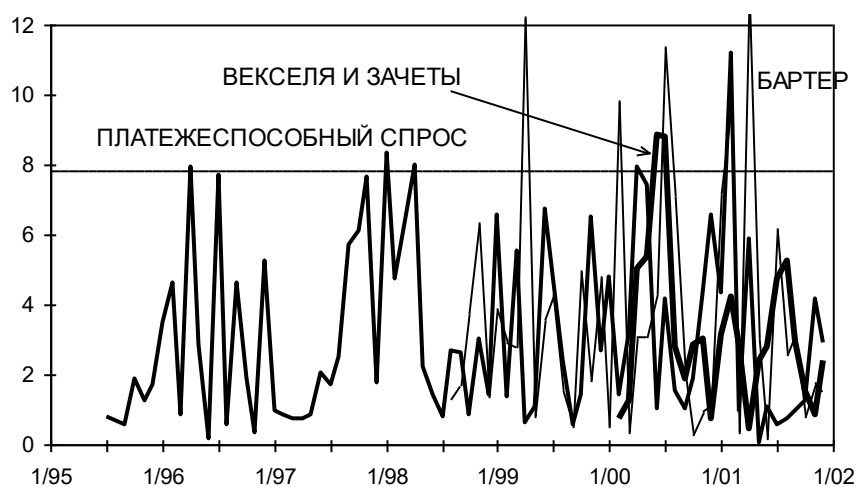


Рис. 13. Динамика отношения правдоподобия для моделей с точностями планов выпуска относительно различных видов спроса

Проверим теперь более сложные модели, в которых в качестве независимых переменных фигурируют точности более чем одного вида спроса. Рассмотрим сначала модель с точностями прогнозов платежеспособного и бартерного спросов:

$$A(P_t^*, P_{t-1}^*) = f(\Phi(D_t, D_{t-1}^*), \Phi(B_t, B_{t-1}^*)).$$

Она имела высокое качество подгонки по отношению правдоподобия почти для всего периода мониторинга этих двух видов спроса (август 1998 г. – 2001 г.). Но оба коэффициента были как положительными, так и отрицательными и почти всегда – статистически незначимы. Последнее обстоятельство подсказывает, что параметры модели могут быть независимы. Проверка этого предположения показала, что гипотеза о независимости не может быть отвергнута. Наблюдаемый уровень значимости всегда (кроме трех случаев, приходящихся на январские и майский опросы) и уверенно превышал 5%-ный порог. Сравнение качества подгонки двух моделей сви-

детельствует, что снижение величины отношения правдоподобия в большинстве случаев невелико и гипотеза о предпочтительности простой модели (т.е. без взаимодействия зависимой и независимых переменных) не может быть отвергнута. Таким образом, предположение о том, что точность платежеспособного и бартерного спроса учитывается при корректировке цен, не подтвердилось.

Усложним предыдущую модель за счет добавления точности выпуска относительно прочих неденежных видов спроса. Логлинейная модель с включением линейных взаимодействий точностей всех видов спроса с зависимой переменной имела очень хорошее и стабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости лишь четыре раза за два года опустился ниже 0,8 (см. табл. 19).

Таблица 19

**Характеристики влияния точностей прогнозов платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку ценовых планов**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		Бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
2/00	28.8608	49	0.9903	0.3721	0.1610	0.0838	0.1542	0.1249	0.1687
3/00	39.9810	49	0.8174	0.3247	0.1469	0.3183	0.1534	0.1412	0.1649
4/00	50.2469	49	0.4238	0.1604	0.1146	0.4242	0.1337	-0.0557	0.1590
5/00	46.2193	49	0.5865	0.2387	0.1313	0.2680	0.1411	0.0924	0.1546
6/00	49.9823	49	0.4341	0.2830	0.1203	0.2627	0.1398	-0.0326	0.1555
7/00	43.8690	49	0.6807	0.3107	0.1436	0.3580	0.1500	-0.0289	0.1637
8/00	18.1787	49	1.0000	0.2889	0.1809	0.3153	0.2019	0.1628	0.2326
9/00	38.7228	49	0.8537	0.1646	0.1351	0.3787	0.1647	0.1464	0.1774
10/00	20.1919	49	0.9999	0.3669	0.1442	-0.0702	0.1878	0.4327	0.2335
11/00	36.6596	49	0.9034	0.3351	0.1527	0.2572	0.1600	0.1014	0.1932
12/00	32.6810	49	0.9647	0.1870	0.1284	0.2649	0.1896	0.1759	0.2014
1/01	34.5442	49	0.9413	0.1634	0.1240	0.1459	0.1662	0.3060	0.1760
2/01	37.6337	49	0.8815	0.3108	0.1309	0.3411	0.1699	-0.1284	0.1728
3/01	28.7991	49	0.9905	0.3101	0.1347	0.0765	0.1674	0.3293	0.1729
4/01	34.8174	49	0.9371	0.2645	0.1261	-0.1737	0.1739	0.4787	0.2044

Таблица 19 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для прогнозов					
				платежеспособного спроса		Бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
5/01	36.2903	49	0.9109	0.3665	0.1478	0.0705	0.1876	0.1920	0.1891
6/01	28.4149	49	0.9919	0.3059	0.1255	0.1644	0.1685	0.2159	0.1507
7/01	36.2196	49	0.9123	0.4069	0.1516	0.3782	0.1952	-0.0247	0.1988
8/01	31.5067	49	0.9754	0.1852	0.1501	0.3418	0.2128	0.1395	0.1992
9/01	25.1873	49	0.9981	0.3083	0.1691	0.6148	0.2473	0.0762	0.2455
10/01	20.3081	49	0.9999	0.4004	0.1589	0.3637	0.2256	-0.0639	0.2210
11/01	28.6840	49	0.9909	0.4958	0.1523	-0.4348	0.2225	0.5486	0.2333
12/01	26.0843	49	0.9971	0.4642	0.1715	-0.0738	0.2404	0.0809	0.2310

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы для точностей прогнозов платежеспособного спроса. Реже статистически значимым было влияние на пересмотр ценовых планов точностей бартерного спроса. Среди этих коэффициентов были как отрицательные, так и положительные величины. И лишь два раза статистически значимым было влияние точностей прогнозов неденежных видов спроса. Последнее обстоятельство свидетельствует о возможности упрощения модели за счет исключения взаимодействия зависимой переменной с точностью предвидения изменений валютных и зачетных сделок. Такая упрощенная модель также имела хорошее качество подгонки (худшее, конечно, чем у исходной модели). Но рост величины отношения правдоподобия в большинстве (20 из 23) был настолько мал, что с высокой степенью уверенности можно утверждать о целесообразности использования упрощенной логлинейной модели. Положительным и почти всегда статистически значимым в такой модели было влияние только точностей прогнозов платежеспособного спроса. Воздействие точностей бартерного спроса было, как правило, положительным (кроме двух последних месяцев 2001 г.) и достаточно часто статистически значимым. Дальнейшее упрощение модели за счет исключе-

ния линейного взаимодействия с точностью бартера оказалось нецелесообразным. Качество новой модели падало слишком сильно в 19 случаях из 23. Таким образом, механизм пересмотра цен в российской промышленности находится в основном под влиянием точности прогнозов реализации продукции за деньги и по бартеру.

Для завершения исследования влияния точностей прогнозов выпуска и спроса на механизм пересмотра ценовых планов рассмотрим модели, в которых в качестве независимых переменных используются точности планов выпуска относительно последующих фактических изменений различных видов спроса. При такой формулировке модели обучения на ошибках мы предполагаем, что предприятия при пересмотре своих ценовых планов учитывают отклонения фактического спроса от планировавшегося ранее изменения производства. Если изменения объемов фактической реализации оказывались лучше (оптимистичнее) планов выпуска, то производители могут пересмотреть свои ценовые планы в сторону роста или неизменности притом что раньше они планировали их снижение. В ситуации, когда изменение спроса оказалось хуже планов выпуска, предприятия могут пересмотреть свои ценовые планы в другую сторону. Использование в качестве независимых переменных «перекрестных» точностей планов выпуска относительно различных видов спроса является, на наш взгляд, хорошим показателем рыночности поведения производителей, поскольку увязывает изменения спроса и выпуска.

Проверка моделей, в которых предполагается зависимость пересмотра прогноза цен от точности планов выпуска относительно различных видов спроса по отдельности, продемонстрировала неудовлетворительные результаты. Точность относительно каждого из трех видов спроса не влияет на изменения ценовых прогнозов. Во всех случаях модели имели хорошее качество подгонки, но плохие коэффициенты. Последние были и положительными, и отрицательными, и статистически незначимыми. Проверка моделей без линейных взаимодействий параметров показала, что последние также обеспечивают приемлемое качество подгонки к эмпирическим данным. Сравнение отношений правдоподобия продемонстрировало, что гипотеза о целесообразности использования простых моделей (т.е. без линейного взаимодействия) не может быть отвергнута. Лишь эпизодически логлинейные модели с включением взаимодействия демонстрировали свое превосходство.

Аналогичные результаты были получены при проверке усложненной модели, где в качестве независимых переменных используются точности

планов выпуска относительно платежеспособного и бартерного спроса одновременно:

$$\Delta(P^*_t, P^*_{t-1}) = f(\Phi(D_t, Q^*_{t-1}), \Phi(B_t, Q^*_{t-1})).$$

Модель с линейными взаимодействиями имела хорошее качество подгонки, но «плохие» коэффициенты, особенно для точности относительно бартерного спроса. Исключение линейного взаимодействия с упомянутой переменной сохранило хорошее качество модели. Снижение величины отношения правдоподобия лишь в двух случаях из 42 свидетельствовало о преимуществе более сложной модели. Но и в «усеченной» конструкции коэффициенты точности планов выпуска относительно платежеспособного спроса не были стабильно статистически значимы. Проверка еще более простой модели (т.е. проверка гипотезы о независимости и от платежеспособного, и бартерного спросов) также дала удовлетворительное качество подгонки. Сравнение качества двух последних моделей показало, что в большинстве случаев все-таки предпочтительней является самая простая модель, т.е. предположение о независимости изменения ценовых планов от точностей выпуска относительно платежеспособного и бартерного спросов. Однако в тринадцати случаях, которые имели место с марта 1999 г., в логлинейной модели должна присутствовать связь с точностью планов выпуска относительно продаж за деньги. Иными словами, спрос начинает учитываться после дефолта.

Проверка логлинейной модели с участием точностей относительно всех трех видов спроса дала столь же неочевидные результаты. Во-первых, в модели с включением всех трех линейных взаимодействий независимых переменных с зависимой все коэффициенты могли быть и отрицательными, и положительными. Статистически значимы они были крайне редко. При этом модель имела хорошее качество подгонки (см. *табл. 20*). Во-вторых, модель без линейных взаимодействий также имела во всех случаях хорошее качество подгонки. Но добавление взаимодействия зависимой переменной с точностью относительно платежеспособного спроса существенно улучшило величину отношения правдоподобия, а коэффициенты модели были всегда положительны и статистически значимы. В-третьих, дальнейшее усложнение модели за счет линейного взаимодействия с точностью относительно бартерного спроса оказалось в большинстве случаев нецелесообразным из-за незначительного улучшения отношения правдоподобия и резкого ухудшения качества коэффициентов для точности относительно платежеспособного спроса. Среди них появились отрицательные значения, и большинство коэффициентов модели стало статистически незначимыми.

Коэффициенты для бартерного спроса имели похожие «проблемы». Таким образом, можно говорить лишь об учете отклонений планов выпуска от продаж за деньги при корректировке ценовых планов. Но уверенно утверждать, что это предположение не может быть отвергнуто, все-таки сложно.

Таблица 20

**Характеристики влияния точностей планов выпуска относительно платежеспособного, бартерного и прочих неденежных видов спроса на корректировку ценовых планов**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для планов выпуска относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
1/02	53.9195	49	0.2918	0.2050	0.1462	0.0650	0.1964	0.1145	0.2049
2/00	24.9155	49	0.9984	0.1787	0.1566	0.1180	0.1791	0.0382	0.1748
3/00	38.1570	49	0.8686	0.0596	0.1283	-0.1026	0.1484	0.3560	0.1684
4/00	38.0401	49	0.8715	0.1891	0.1252	0.3282	0.1823	-0.1076	0.1820
5/00	32.7657	49	0.9639	0.0176	0.1322	0.4040	0.1889	-0.1670	0.1874
6/00	27.7808	49	0.9937	0.1138	0.1329	0.1806	0.1598	0.0622	0.1619
7/00	26.4532	49	0.9965	0.1961	0.1416	0.0698	0.2185	0.4143	0.2153
8/00	17.2505	49	1.0000	0.2541	0.1652	0.2864	0.2377	-0.0747	0.2459
9/00	33.3182	49	0.9577	0.0017	0.1458	0.2450	0.1825	0.1251	0.1991
10/00	29.9192	49	0.9856	0.2293	0.1444	-0.0127	0.1904	0.1908	0.2116
11/00	35.1393	49	0.9319	0.0720	0.1292	0.1853	0.1900	0.1150	0.1918
12/00	47.4955	49	0.5343	0.1602	0.1312	0.0797	0.1723	0.0973	0.1987
1/01	36.3734	49	0.9093	0.1076	0.1438	-0.0602	0.2038	0.2139	0.1999
2/01	24.5323	49	0.9987	0.1509	0.1501	-0.0291	0.2329	0.1140	0.2321
3/01	31.3490	49	0.9766	0.0816	0.1341	-0.3582	0.2150	0.5582	0.2197
4/01	37.1436	49	0.8929	0.2655	0.1234	-0.0464	0.1603	0.1415	0.1603
5/01	47.7041	49	0.5257	0.0948	0.1457	0.2854	0.2158	-0.0603	0.2250
6/01	13.4866	49	1.0000	-0.0633	0.1452	0.1072	0.2095	0.4335	0.2071
7/01	42.1925	49	0.7435	0.3734	0.1544	0.2643	0.1810	-0.2624	0.1978
8/01	30.5807	49	0.9819	0.1298	0.1509	0.4887	0.1976	-0.2441	0.2109
9/01	21.2166	49	0.9998	0.0123	0.1809	0.0768	0.2556	0.1939	0.2760
10/01	19.9172	49	0.9999	0.2991	0.1693	0.0676	0.2420	0.1050	0.2467



Таблица 20 продолжение

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для планов выпуска относительно					
				платежеспособного спроса		бартерного спроса		прочих неденежных видов спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
11/01	33.6727	49	0.9534	0.3999	0.1648	-0.1710	0.2416	0.0208	0.2463
12/01	19.8823	49	0.9999	0.3806	0.2021	0.0647	0.3128	0.0558	0.3315

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Поскольку в нашем распоряжении есть поквартальные данные о фактических изменениях и прогнозах себестоимости продукции, то представляется логичным проверить модели обучения на ошибках с точностью прогнозов себестоимости в качестве независимой переменной. Тогда простейшая модель имеет вид:

$$\Delta(P^*_t, P^*_{t-1}) = f(\Phi(C_t, C^*_{t-1})),$$

где  $\Phi(C_t, C^*_{t-1})$  – точность прогнозов изменения себестоимости выпускаемой продукции. Такая постановка модели предполагает, что предприятия при изменении прогнозов цен учитывают и изменения издержек. Качество подгонки приведенной модели было нестабильным: наблюдаемый уровень значимости отношения правдоподобия изменялся в широких пределах, а в 1997 г. и конце 2001 г. гипотеза о зависимости изменения ценовых планов от точности предвидения динамики издержек не может быть принята. Коэффициенты модели были всегда положительны и почти всегда статистически значимы.

На следующем шаге анализа рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются одновременно точности прогнозов издержек, платежеспособного и бартерного спроса:

$$\Delta(P^*_t, P^*_{t-1}) = f(\Phi(C_t, C^*_{t-1}), \Phi(D_t, D^*_{t-1}), \Phi(B_t, B^*_{t-1})).$$

Такая модель интересна тем, что позволяет оценить, какие факторы сильнее влияют на пересмотр предприятиями своих ценовых прогнозов: затратные или спросовые. Качество подгонки модели с включением линейных взаимодействий всех трех факторов было очень высоким в течение всего времени мониторинга: наблюдаемый уровень значимости не опускался ниже 0,7. Коэффициенты модели были всегда положительны и почти

всегда (кроме одного случая в октябре 2001 г.) статистически значимы только для точности прогнозов издержек (см. табл. 21).

Таблица 21

**Характеристики влияния точностей прогнозов издержек,  
платежеспособного и бартерного видов спроса на корректировку  
ценовых планов**

Дата	Характеристики качества подгонки модели			Коэффициенты модели для точности прогнозов					
				издержек		платежеспособного спроса		бартерного спроса	
	$G^2$	$Df$	$Sig$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$	$\beta$	$SE$
Окт.98	35.4897	49	0.9259	0.7445	0.1426	0.1264	0.1250	0.1195	0.1278
Янв.99	31.1253	49	0.9782	0.5528	0.1216	0.1740	0.1157	-0.0697	0.1194
Апр.99	31.2077	49	0.9776	0.6373	0.1254	0.3603	0.1267	0.0232	0.1340
Июл.99	41.3878	49	0.7717	0.5634	0.1173	0.0702	0.1164	-0.0154	0.1373
Окт.99	33.2334	49	0.9587	0.7372	0.1371	0.1894	0.1300	0.0557	0.1425
Янв.00	42.5756	49	0.7296	0.6283	0.1226	0.2456	0.1174	0.1045	0.1299
Апр.00	37.3428	49	0.8883	0.7144	0.1264	0.0810	0.1266	0.1578	0.1440
Июл.00	40.6237	49	0.7971	0.7265	0.1428	0.2132	0.1404	0.1519	0.1481
Окт.00	23.5750	49	0.9992	0.5278	0.1493	0.3755	0.1453	0.1272	0.1552
Янв.01	29.4974	49	0.9877	0.6549	0.1438	0.1893	0.1364	0.2405	0.1482
Апр.01	41.2118	49	0.7777	0.6879	0.1579	0.2049	0.1414	-0.0672	0.1572
Июл.01	35.1233	49	0.9322	0.5039	0.1388	0.3766	0.1512	-0.0057	0.1494
Окт.01	23.3491	49	0.9993	0.1088	0.1893	0.2966	0.2044	0.5317	0.2446

*Примечание.* В таблице приведены:  $G^2$  – величина отношения правдоподобия;  $df$  – число степеней свободы;  $Sig$  – наблюдаемый уровень значимости; коэффициенты  $\beta$ , оценивающие линейную связь (ассоциацию) рангов каждого из факторов с изменением ценовых планов, и стандартные ошибки ( $SE$ ).

Точность прогнозов платежеспособного спроса имела положительные коэффициенты, которые лишь эпизодически регулярно были статистически значимы. Точность прогнозов бартерного спроса имела и положительные, и отрицательные коэффициенты. Статистически значимы они были только единожды – в конце 2001 г. Последнее обстоятельство указывает на возможность исключения из модели точности бартерного спроса. В результате качество подгонки модели во всех случаях (кроме одного – последнего)

снизилось незначительно, что говорит о целесообразности такого упрощения логлинейной модели. В новой модели качество оставшихся коэффициентов не изменилось. Дальнейшее упрощение модели за счет исключения взаимодействия  $\Delta(P_t^*, P_{t-1}^*)$  и  $\Phi(D_t, D_{t-1}^*)$  также не снизило критически качество модели, а сопоставление отношений правдоподобия показало целесообразность такой операции в 9 случаях из 13. В тех случаях, когда точность продаж за деньги имела статистически значимые коэффициенты, ее взаимодействие с зависимой переменной необходимо в модели. Таким образом, основным мотивом для пересмотра ценовых планов в российской промышленности является, скорее всего, динамика издержек. Из основных видов спроса чаще всего после дефолта учитывается платежеспособный спрос. Для проверки влияния платежеспособного спроса по данным за более длительный период рассмотрим модель, где в качестве независимых переменных используются только точности прогнозов издержек и продаж за деньги. Такая модель может быть исследована по результатам опросов ИЭПП с июля 1997 г., когда начался квартальный мониторинг динамики издержек. Она имела в большинстве случаев допустимое, но не стабильное качество подгонки. Наблюдаемый уровень значимости принимал значения от 0,0009 до 0,9528. Коэффициенты модели были всегда (кроме одного эпизода – в конце 2001 г.) положительны и статистически значимы для точности прогнозов издержек. Коэффициенты точности прогнозов продаж лишь три раза были статистически значимы. Поскольку исключение линейного взаимодействия с точностью прогнозов продаж в большинстве случаев незначительно снижало качество модели, то можно предположить, что пересмотр ценовых планов российских предприятий происходит в большинстве случаев под влиянием точности прогнозов цен, точность прогнозов продаж учитывается гораздо меньше.

Изучение моделей пересмотра ценовых планов с учетом точностей реализации позволяет сделать следующие выводы. Во-первых, базовая модель обучения на ошибках может быть использована для описания ценовых планов российских промышленных предприятий. Она становится работоспособной после дефолта 1998 г. Во-вторых, проверка моделей с точностями прогнозов различных видов спроса не подтвердила гипотезы о том, что каждая из точностей обособленно учитывается предприятиями при пересмотре цен. Не было получено подтверждения и возможности одновременного использования в такой модели точности прогнозов платежеспособного и бартерного спросов. Лишь модель, в которой одновременно использовались точности всех трех видов спроса, не может быть отвергнута. Она пока-

зала, что механизм пересмотра ценовой политики в российской промышленности в 2000–2001 гг. находился под влиянием точностей прогнозов продаж за деньги и – в меньшей степени – бартера. В-третьих, при использовании в качестве факторов, определяющих пересмотр ценовых планов, точностей выпуска относительно последующих реализаций спросов по отдельности также не было получено удовлетворительных результатов. Одновременное использование точностей относительно продаж за деньги и относительно бартера показало, что с началом нормального промышленного роста гипотеза о том, что отклонения планов выпуска от продаж учитываются при последующей ценовой политике, не может быть отвергнуто. Точность относительно бартера таких аргументов не получила. Включение в состав независимых переменных точностей относительно всех трех видов спроса позволяет предположить, что лишь платежеспособный спрос учитывается при корректировке ценовых планов в последние два года. В-четвертых, влияние динамики издержек на ценовую политику российских промышленных предприятий превосходит влияние спросовых факторов.

## Заключение

Подводя итог исследованию моделей формирования производственных и ценовых планов российских промышленных предприятий в первые годы рыночных реформ, можно сделать следующие выводы.

Классические модели формирования ожиданий являются эффективным инструментом анализа поведения предприятий. Они позволяют исследовать широкий спектр предположений о характере процессов принятия решений на уровне предприятий. В условиях переходных экономик такие модели можно использовать при анализе рыночности поведения производителей. Для исследования специфических особенностей поведения российских предприятий были предложены новые формулировки моделей, использующие спросовые переменные. Причем в переходных экономиках особый интерес представляют несколько видов спросов (платежеспособный, бартерный, векселя и зачеты), а также отклонения выпуска от изменений спроса. Это позволило существенно расширить спектр моделей формирования производственных и ценовых планов.

Эффективное использование классических и новых моделей для анализа поведения предприятий во многом определяется доступностью необходимых статистических данных. Использование официальных статистических данных исключает проверку любых моделей формирования ожиданий, поскольку единственным систематическим источником сведений о прогнозах (планах, ожиданиях) и – отчасти – о спросе являются результаты регулярных опросов. Как показала эта работа, конъюнктурные опросы ИЭПП предоставляют достаточный набор переменных, необходимых для тестирования широкого спектра моделей. Более того, многолетние ряды наблюдений за прогнозами и фактическими изменениями переменных позволили проанализировать эволюцию принципов формирования ожиданий в российской промышленности практически за все годы рыночных реформ.

Исследование различных типов моделей формирования ожиданий показало, что самыми подходящими конструкциями являются экстраполяционные модели. Это относится и к ценам, и к выпуску предприятий. На втором месте по применимости находятся модели обучения на ошибках, а самыми «непригодными» оказались адаптивные модели.

Основные выводы о характере поведения российских промышленных предприятий в первое десятилетие экономических реформ, полученные на

основе исследования моделей формирования ожиданий, можно сформулировать следующим образом.

Очевидна определенная эволюция в принципах формирования производственных и ценовых планов предприятий. И эта эволюция носит вполне рыночный характер. Во-первых, в середине девяностых годов происходит отказ от планирования выпуска только по принципу «от достигнутого уровня»: классическая однофакторная экстраполяционная модель перестает работать. Во-вторых, бартер (в рамках простой экстраполяционной модели) мог оказывать влияние на производственные планы предприятий до марта 1999 г., т.е. до тех пор, пока не начался нормальный рост российской промышленности за счет платежеспособного спроса. Последние два года из всех видов спроса только продажи за деньги оказывают значимое влияние на планы выпуска российской промышленности. Этот фактор влияет должным образом и на пересмотр производственных планов. Причем, точность планов выпуска относительно продаж за деньги оказалась важнее для предприятий, чем простая точность собственных планов. Отклонения выпуска от неденежных видов спроса также менее важны для предприятий, чем отклонения от платежеспособного спроса, но начинают оказывать значимое влияние на пересмотр производственных планов в периоды проблем с нормальными продажами. Дальнейшее исследование влияния точностей планов выпуска и прогнозов спроса показало, что «корректно» учитываются российскими промышленными точности планов выпуска относительно нормального спроса.

Использование комбинированных экстраполяционных моделей (с выпуском и спросом в качестве независимых переменных) продемонстрировало более сложную картину эволюции принципов формирования планов выпуска. В рамках такой модели самое сильное экстраполяционное влияние продажи за деньги имели во времена высокой бартеризации, когда любое изменение этого показателя сразу же учитывалось в планах выпуска. По мере нормализации экономического роста, связанного с увеличением и стабильностью доли продаж за деньги, предприятия позволяют себе большую свободу в обращении с платежеспособным спросом.

Адаптивные модели формирования производственных планов показали, что российские промышленные предприятия готовы корректно учитывать отклонения фактических изменений от предыдущих прогнозов, скорее всего, в том случае, если этот факт имеет желаемую для предприятий динамику. Поэтому только неденежные виды спроса в период их снижения оказались работоспособными факторами в моделях такого типа.

Модели ценовых планов подтвердили вывод о формировании рыночных принципов ценовой политики после дефолта 1998 г. До этого события предприятия руководствовались простыми экстраполяционными принципами и не учитывали платежеспособный спрос (как предыдущий, так и прогнозы) на свою продукцию. Влияние неденежных видов спроса никогда не было значимым. Дефолт запустил и механизм пересмотра ценовых планов в зависимости от точности реализации первого из них. В 2000–2001 гг. механизм пересмотра ценовой политики в российской промышленности находился под влиянием точностей прогнозов продаж за деньги и – в меньшей степени – бартера. Точность выпуска относительно продаж за деньги также является единственным фактором среди аналогичных точностей, которая значимо сказывалась на ценовой политике предприятий.

Таким образом, дефолт 1998 г. запустил нормальные рыночные механизмы в российской промышленности. До начала 1999 г. говорить о том, что российские предприятия функционировали по правилам рынка сложно. Поэтому ужесточение макроэкономических условий, скорее всего, опять вынудит производителей прибегнуть к "защитным" мерам. И признаки этого появились уже осенью 2000 г., когда российская промышленность впервые после дефолта столкнулась со сбытовыми проблемами. Тогда в арсенал "плановых факторов" опять были включены векселя и зачеты.

Анализ моделей формирования ожиданий показал, что к концу 90-х гг. в российской промышленности сложился вполне рыночный механизм формирования и пересмотра ценовых и производственных планов. Основным фактором здесь стал платежеспособный спрос. Более того, развитие моделей формирования ожиданий позволило показать, что предприятия учитывают должным образом и отклонения своего выпуска от продаж за деньги. Примитивные модели поведения перестали использоваться российскими промышленными предприятиями.

Однако воспоминания о масштабах производства и сбыта (не продаж!) времен плановой экономики еще довлеют над российскими промышленными предприятиями. Они не готовы смириться с недогрузкой мощностей и по-прежнему считают фактические объемы спроса и выпуска неудовлетворительными. Это обуславливает нежелание предприятий полностью учитывать фактические изменения выпуска и спроса при определении своих очередных планов в рамках адаптивной модели.

## Литература

1. *Agresti, A.* An Introduction to Categorical Data Analysis. New-York: Wiley, 1996.
2. *Carlson, J. and Parkin, M.* Inflation Expectations, 1975. *Economica*, 42, 123-138.
3. *Earle, J.S. and Estrin, S.* Privatization, Competition and Budget Constraints: Disciplining Enterprises in Russia. SITE Working Papers No 128, Stockholm, March, 1998.
4. *European Economy.* -Supplement B. – July 1991. – Special Edition.
5. *Flood, D. and P.Lowe.* Inventories and The Business Cycle. *The Economic Record*, vol.71, No.212, March 1995.
6. *Konig, H.M., Nerlove, M. and Oudiz, G.* On the formation of price expectations: An analysis of business test data by log-linear probability models, 1981. *European Economic Review*, 16, 103-138.
7. *Lindsey, J.K.* Modelling Frequency and Count Data. Oxford: Oxford Univ. Press, 1995.
8. *Nerlove, M.* Expectations, Plans, and Realisations in Theory and Practice, 1983. *Econometrica*, 51, 1251-1279.
9. OECD Short-Term Economic Indicators: Transition Economies. Paris, 1997, Vol 4.
10. *Theil, H.,* Applied Economic Forecasting. Amsterdam: North Holland, (1966).



## Приложение. Анкета конъюнктурного опроса ИЭПП

103918 МОСКВА, ГАЗЕТНЫЙ ПЕР, 5  
ИЭПП, СЛУЖБА ОПРОСОВ  
телефон: (095) 229-93-91  
телефакс: (095) 203-88-16

Институт экономики переходного  
периода  
КОНЪЮНКТУРНЫЙ ОПРОС  
ПРОМЫШЛЕННОСТИ N 100  
СЕНТЯБРЬ 2000

ПОЖАЛУЙСТА, ЗАПОЛНИТЕ И ОТОШЛИТЕ ОБРАТНО СРАЗУ ПО ПОЛУЧЕНИИ!

*Отмечайте только одну клетку ответа на каждый вопрос.*

*Если вопрос не имеет для Вас смысла, отмечайте **НЕТ ОТВЕТА**.*

Как В ЭТОМ месяце по сравнению с предыдущим изменяется:

1. физический объем Вашего ПРОИЗВОДСТВА
2. средние ЦЕНЫ на Вашу продукцию
3. физический объем ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО спроса
4. объем БАРТЕРНОГО СПРОСА на Вашу продукцию
5. другие виды НЕДЕНЕЖНОГО спроса

рост	нет изменений	снижение	нет ответа

Как ВЫ ОЦЕНИВАЕТЕ текущий физический объем:

6. ПРОИЗВОДСТВА на Вашем предприятии
7. платежеспособного СПРОСА на продукцию
8. ЭКСПОРТНОГО спроса на продукцию
9. ЗАПАСОВ готовой продукции

Выше нормы	нормальный	ниже нормы	нет ответа

Как, ПО ВАШЕМУ МНЕНИЮ, изменится в следующие 2-3 месяца:

10. физический объем Вашего ПРОИЗВОДСТВА
11. средние ЦЕНЫ на Вашу продукцию

возрастет	не изменится	снизится	нет ответа

12. физический объем ПЛАТЕЖЕСПОСОБНОГО спроса				
13. объем БАРТЕРНОГО СПРОСА на Вашу продукцию				
14. другие виды НЕДЕНЕЖНОГО спроса				

Сколько человек сейчас занято на Вашем предприятии:

1-50	51-200	201-500	501-1000	1001-2000	2001-5000	5001-10000	10001-20000	>20000
1	2	3	4	5	6	7	8	9

**Укажите код ОКОНХ или название Вашей**

**отрасли:** \_\_\_\_\_

*Если Вы хотите сохранить анонимность ответов, пожалуйста, не заполняйте нижнюю часть анкеты или, заполнив, оторвите ее и отправьте в отдельном конверте. Эта информация используется для поддержания базы данных адресов предприятий и персональной рассылки результатов.*

Ф.И.О.(полностью) _____
Должность _____
Телефон (с кодом) _____ Факс _____
Название предприятия _____
Статус предприятия: Гос, ОАО, ЗАО, ООО, другой _____
Почтовый адрес предприятия (с индексом) _____