

ГОСУДАРСТВЕННЫЙ УНИВЕРСИТЕТ
ВЫСШАЯ ШКОЛА ЭКОНОМИКИ

И.Б. Воскобойников

**ОЦЕНКА СОВОКУПНОЙ ФАКТОРНОЙ
ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ РОССИЙСКОЙ
ЭКОНОМИКИ В ПЕРИОД 1961—2001 гг.
С УЧЕТОМ КОРРЕКТИРОВКИ
ДИНАМИКИ ОСНОВНЫХ ФОНДОВ**

Препринт WP2/2003/03

Серия WP2

Количественный анализ в экономике

Москва
ГУ ВШЭ
2003

УДК 330.4
ББК 65.23
В 76

Воскобойников И.Б. Оценка совокупной факторной производительности российской экономики в период 1961—2001 гг. с учетом корректировки динамики основных фондов: Препринт WP2/2003/03 — М.: ГУ ВШЭ, 2003. — 40 с.

В работе предложена модель динамики основных фондов на основе гипотезы о постоянном сроке службы в период 1961—2001 гг. Предполагается, что модель уменьшает искажения, имеющиеся в официальной статистике основных фондов и связанные с их переоценками в период 1992—1997 гг. В модели учитывается эффект замораживания капитала, вызванный отсутствием спроса на выпускаемую с его помощью продукцию.

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

Классификация JEL: E22, O47, P23.

УДК 330.4
ББК 65.23

Voskoboynikov I.B. Total factor productivity growth in Russia in 1961-2001 in terms of the fixed assets stock correction model: Working paper WP2/2003/03. — Moscow: State University — Higher School of Economics, 2003. — 40 p. (in Russian).

A fixed assets stock correction model, which is based on the assumption of constant service lives during the term of 1961-2001 in Russia, is offered in the present paper. The model is supposed to eliminate huge distortions of the official fixed assets stock values, induced by capital revaluations of 1992-1997. The model also catches a virtual capital retirement effect due to lack of demand on the output produced with the capital.

Using the modeled fixed assets and official employment data the total factor productivity (TFP) values have been obtained. Within the assumptions of the model it was found, that the relative impact of factors and TFP on economic growth is changed after the plan-market economy transition in 1991. If before 1991 the economic growth rate in Russia could be mainly explained by the rate of factors, since 1991 a share of TFP in the growth rate has been prevailing. It corresponds to the TFP share dominance in the growth rate of a number of developed countries.

JEL Classification: E22, O47, P23.

Воскобойников Илья Борисович
Государственный университет Высшая
школа экономики
101990, Москва, ул. Мясницкая, д. 20
E-mail: ivoskoboynikov@hse.ru

Voskoboynikov Ilya Borisovich
State University — Higher School of
Economics
20, Myasnitskaya, Moscow, 101990, Russia
E-mail: ivoskoboynikov@hse.ru

Препринты ГУ ВШЭ размещаются на сайте: <http://www.hse.ru/science/preprint/>

© И.Б. Воскобойников, 2003
© Оформление. ГУ ВШЭ, 2003

ВВЕДЕНИЕ¹

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

За последние несколько десятилетий показатель совокупной факторной производительности (total factor productivity, СФП) (*Solow* 1957), стал стандартным инструментом анализа структуры экономического роста. В этой работе было установлено, что в США средние темпы прироста ВВП в 1909—1949 гг., составившие 2,9%, на 0,32% объясняются приростом капитала, 1,09% — занятости², а оставшиеся 1,49% — приростом СФП. Важным результатом этого исследования явилась оценка доли среднегодовых темпов экономического роста, не связанных с приростом факторов — более 51%. В (*Denison* 1985) аналогичный анализ был распространен на период 1929—1982 гг., причём доля СФП хоть и оказалась меньшей (35%), но по-прежнему оставалась значительной.

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

- существенная доля темпов экономического роста ряда экономически развитых стран не объясняется приростом факторов и приходится на СФП;
- экономически развитые страны по доле СФП в темпах экономического роста в период 1973—1987 гг. могут быть разделены на две группы, при-

¹ Работа выполнена в рамках проекта “Проблемы экономического роста и построение производственных зависимостей” Института экономики переходного периода при финансовой поддержке USAID, а также благодаря участию автора в проекте TEMPUS/TASIS 10711-99 “Strengthening the HSE students’ mobility initiatives”.

² Эластичности выпуска по капиталу и труду составили 0,3 и 0,7 соответственно.

чем в первой (Германия и Великобритания) СФП определяет большую долю экономического роста, чем прирост факторов, а во второй (Франция, Нидерланды и Япония) доминирует именно прирост факторов (табл. 1)³ (Pentecost 2000, pp. 319—320).

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

Кроме того, с помощью анализа динамики СФП можно было бы попытаться ответить на ряд других, специфических для стран с переходной экономикой вопросов. В частности, с чем связано неожиданное для исследователей⁴ падение выпуска после либерализации цен в бывших социалистических странах и бывших республиках СССР — с сокращением использования факторов производства или с уменьшением прилагаемых усилий по поддержанию эффективности производства (СФП)?

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

³ В исследовании экономического роста “азиатских тигров” в работе (*Young* 1995) показано, что в период с 1966 г. до начала 1990-х гг. в этих странах рост также объяснялся в большей степени приростом факторов, а не СФП.

⁴ Замедление экономического роста в СССР в 1970—1980-е гг. и в других социалистических странах объяснялось, в числе прочего, трудностями внедрения новых технологий, доминированием военно-промышленного комплекса, отсутствием стимулов у работников и, как следствие, невысоким ростом производительности труда, см. (*Easterly and Fisher* 1994), (*Ofer* 1987). В условиях отказа от планового механизма регулирования экономической жизни и либерализации цен ожидалось увеличение темпов экономического роста, однако в реальной действительности замедляющийся рост сменился спадом (*Campos and Coricelli* 2002).

Оценки этого показателя для России за период с 1971 г. до 1997 г. имеются в работе (*De Broeck and Koen* 2000), согласно которым с 1971 г. до 1990 г. доля прироста капитала в темпах роста составляла в среднем 70%, тогда как доля прироста труда оказалась равной 26%. В условиях перехода к рынку (1991—1997 гг.) падение реального выпуска на 80% объяснялось падением СФП и лишь на 20% — падением задействованных факторов. На основе этих результатов можно предположить, что трансформационный спад в большей степени был связан с падением эффективности производства, чем с падением использования факторов. Обращает на себя внимание и низкая в 1971—1990 гг. доля СФП — ее значение (4%) существенно меньше соответствующих значений, приведенных в табл. 1.

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

В *разделе 1* настоящей работы будут описаны особенности статистики занятости и капитала в России, а также указаны причины возможных смещений в данных Госкомстата и оценках, полученных на их основе. Как представляется, наиболее серьезные искажения связаны с несовершенством учета основных фондов (ОФ) и объясняются как изменением их относительных цен в течение всего рассматриваемого периода, так и прекращением использования части ОФ после 1991 г. из-за отсутствия спроса на производимую с их помощью продукцию (*Полетаев* 1997).

Модель динамики ОФ, описанная в *разделе 2*, призвана сократить искажения, связанные с переоценками ОФ в период 1992—1997 гг. В основе модели — предположение, что срок службы капитала с момента ввода до момента выбытия, обусловленного его физическим износом, постоянен на всем временном интервале с 1961 г. до 2001 г. Рассматривается пять альтернативных схем выбытия ОФ на основе функций дожития. Параметры

Таблица 1. Факторы экономического роста ряда европейских стран

		1913—1950		1950—1973		1973—1987	
		Темпы прироста, %	Доля в темпах прироста выпуска, %	Темпы прироста, %	Доля в темпах прироста выпуска, %	Темпы прироста, %	Доля в темпах прироста выпуска, %
Франция	Труд	-0,17	-15	0,18	3	-0,25	-12
	Капитал	0,65	57	1,84	37	1,49	69
	Факторы в целом	0,48	42	2,02	40	1,24	57
	СФП	0,67	58	3,02	60	0,92	43
	Выпуск	1,15	100	5,04	100	2,16	100
Германия	Труд	0,38	30	0,15	3	-0,49	-27
	Капитал	0,62	48	2,27	38	1,28	71
	Факторы в целом	1,00	78	2,42	41	0,79	44
	СФП	0,28	22	3,50	59	1,01	56
	Выпуск	1,28	100	5,92	100	1,80	100
Япония	Труд	0,36	16	2,51	27	0,67	18
	Капитал	1,21	54	2,93	32	2,28	61
	Факторы в целом	1,57	70	5,44	59	2,95	79
	СФП	0,67	30	3,83	41	0,78	21
	Выпуск	2,24	100	9,27	100	3,73	100
Нидерланды	Труд	1,04	43	0,36	8	0,09	5
	Капитал	1,05	43	1,96	41	1,21	64
	Факторы в целом	2,09	86	2,32	49	1,30	68
	СФП	0,34	14	2,42	51	0,60	32
	Выпуск	2,43	100	4,74	100	1,90	100
Великобритания	Труд	0,12	9	0,01	0	-0,19	-10
	Капитал	0,82	64	1,75	33	1,12	58
	Факторы в целом	0,94	73	1,76	33	0,93	48
	СФП	0,35	27	3,50	67	1,01	52
	Выпуск	1,29	100	5,26	100	1,94	100

Данные: (Maddison 1991, Tables 5.10, 5.19).

этих функций оцениваются на основе статистики ОФ Госкомстата и вводах ОФ за период до 1989 г., а затем они используются для получения оценок ОФ до 2001 г. включительно.

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

ния”)⁵. Для введения соответствующей поправки и получения оценки *эффективного капитала*⁶ в разделе 3 построена эконометрическая модель производственной функции (ПФ) Кобба — Дугласа. С ее помощью сделаны оценки того спада объемов используемых ОФ, который призван объяснить уменьшение выпуска в период трансформационного спада 1991—1994 гг. Исходя из того, что процесс замораживания ОФ после 1994 г. в основном прекратился и используя прежнюю модель выбытий, были определены значения ОФ для 1995—2001 гг. В результате был получен ряд ОФ, который в рамках сделанных предположений содержит оценки эффективного капитала без ценовых искажений.

В разделе 4 СФП оценивается на основе ПФ Кобба — Дугласа с единичной отдачей от масштаба и эластичностью выпуска по капиталу, принимающей значения 0,0, 0,3 и 0,5. Несмотря на различные первоначальные предпосылки в этой работе и работах (*De Broeck and Koen* 2000), (*Dolinskaya* 2002), динамика СФП до 1997 г. оказалась близкой, а в период 1999—2001 гг. рост выпуска за счет СФП соответствует предположению (*Campos and Coricelli* 2002) о положительном значении СФП на завершающей стадии трансформационного периода.

В разделе 5 сформулированы основные выводы.

1. ОСОБЕННОСТИ СТАТИСТИКИ ФАКТОРОВ ПРОИЗВОДСТВА В РОССИЙСКОЙ ЭКОНОМИКЕ

1.1. Занятость

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

⁵ В работе предполагается, что ОФ “замораживались” в период трансформационного спада 1991—1994 гг. Такие хронологические рамки обусловлены динамикой двух показателей: в эти годы падение выпуска и вводов основных фондов было наиболее интенсивным (см. рис. 2 и 4).

⁶ Под эффективным капиталом здесь и далее будут пониматься те ОФ, которые задействованы для производства товаров и услуг, пользующихся спросом в условиях рыночной экономики.

за те же годы⁷. Таким образом, простое объединение рядов занятости за периоды до и после 1990 г. имеет определенную погрешность.

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

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

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

Базовыми считаются два способа измерения: первый — *общей* безработицы, и третий — *регистрируемой* безработицы. В России методы оценки общей безработицы разрабатываются Госкомстатом, регистрируемой — Министерством труда и социального развития (*Вишневецкая, Гимпельсон, Захаров и др.* 2002. С. 86—87).

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

1.2. Основные фонды

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

⁷ Имеется расхождение на величину порядка 2 млн чел., что может быть объяснено тем, что данные о занятых в военно-промышленном комплексе и армии до начала 1990-х гг. были закрытыми.

Для объяснения масштаба искажения данных Госкомстата, касающихся ОФ, необходимо оценить (Полежаев 1997):

- изменение во времени соотношений цен на различные виды инвестиционных товаров;
- долю ОФ, использование которых прекращено из-за отсутствия платежеспособного спроса на выпускаемую с их помощью продукцию.

Оба этих фактора так или иначе действуют не только в странах с переходной экономикой. Повсеместно накапливаются искажения в структуре цен на основной капитал по мере удаления по времени от момента их последней переоценки, а изменение рыночной конъюнктуры и развитие новых технологий заставляют предпринимателей выводить из производственного процесса вполне пригодное к эксплуатации оборудование. Специфика переходной экономики проявляется в том, что:

- такие ценовые искажения становятся значительными в условиях, когда система статистического учета не приспособлена к их регистрации;
- смена гарантированного планового спроса со стороны государства на спрос рыночный приводит к резкому изменению его структуры, а значительная часть пригодного к использованию оборудования оказывается ненужной, поскольку не подходит для выпуска конкурентоспособной продукции⁸.

В статистической практике исследуемого периода для учета ОФ используются понятия *полной первоначальной стоимости*, *полной восстановительной стоимости* и *балансовой стоимости* ОФ (Иванов 1999. С. 245—246).

Полная первоначальная стоимость ОФ — фактическая стоимость ОФ на момент ввода в эксплуатацию, которая включает в себя весь объем затрат на сооружение и приобретение ОФ, а также расходы на транспортировку и монтаж оборудования.

Полная восстановительная стоимость ОФ — стоимость воспроизводства ОФ на определенную дату в современных условиях. Различия между первоначальной и восстановительной стоимостью ОФ зависят от изменения цен на их отдельные элементы. Для определения полной восстановительной стоимости ОФ проводятся их переоценки. За рассматриваемый период такие переоценки имели место в 1962, 1972, 1992, 1994, 1995, 1996 и 1997 гг.

Балансовая стоимость ОФ — стоимость ОФ, по которой они учтены на балансе предприятия. ОФ, которыми располагали предприятия и органи-

⁸ Наличие гарантированного спроса со стороны государства в период плановой экономики позволяет в его хронологических рамках пренебречь замораживанием капитала, хотя и тогда, видимо, имел место вывод основных фондов из производства при том, что они продолжали числиться на балансе предприятий.

зации до момента последней переоценки, учитываются по полной восстановительной стоимости, а та часть ОФ, которая была введена в действие после переоценки, учитывается по полной первоначальной стоимости (Иванов 1999. С. 245—246).

1.2.1. Изменение структуры цен на инвестиционные товары

В (Шухгальтер 1991. С. 53—55) указан ряд причин, по которым к данным об ОФ, опубликованным Госкомстатом СССР “в сопоставимых ценах”, следует относиться с осторожностью. Так, установлено, что объем ОФ и выбытия ОФ учитывались после 1984 г. в так называемых постоянных ценах 1973 г., а вводы — в постоянных ценах 1984 г. В результате, по приведенным в (Шухгальтер 1991) оценкам, к 1987 г. около 90% ОФ “в сопоставимых ценах 1973 г.” — это вводы в завышенных ценах 1984 г. Еще одной причиной искажения цен ОФ является высокая доля вводимого в период с середины 1970-х до середины 1980-х гг. импортного оборудования. Доля общих вложений на его приобретение в общем объеме капитальных вложений выросла с 15% в 1970 г. до 38% в 1985 г. Лишь в 1976—1980 гг. около половины удорожания ОФ приходится на импортную технику⁹. Наконец, в этот период были существенно завышены сметные цены строительства.

Искажение ценовой структуры ОФ в период после перехода к рыночной экономике представляется еще более существенным. Только в результате переоценок 1992—1996 гг. стоимость ОФ выросла в 4,3 тыс. раз (Иванов 1999. С. 247). В ходе переоценки 1997 г. допускались различные схемы определения восстановительной стоимости ОФ:

- по коэффициентам Госкомстата РФ;
- путем прямого пересчета и экспертных оценок;
- корректировкой стоимости ОФ при одновременной инвентаризации, когда предприятия имели право частично списывать морально устаревшее оборудование.

1.2.2. Замораживание ОФ в период трансформационного спада

Замораживание ОФ в период трансформационного спада 1991—1994 гг. вызвано, как представляется, несоответствием структуры платежеспособного спроса и структуры предложения.

Это связано с тем, что экономический рост в условиях плановой экономики в СССР в большей степени определялся накоплением факторов

⁹ В работе (Шухгальтер 1991) эта оценка дается со ссылкой на работу (Фальцман 1989).

производства, чем технологическими изменениями (*Ofer* 1987). В структуре ОФ промышленности СССР в период до 1990 г. преобладали “тяжелые элементы” — тяжелые металлоконструкции и промышленные здания; росла доля металлоемкого и металлообрабатывающего оборудования. В то же время, в США эта доля сокращалась. Аналогичные процессы происходили в строительстве (*Шухгальтер* 1991. С. 58—60).

Частичная инвентаризация ОФ промышленности, проведенная в СССР в 1986 г., показала, что 28% оборудования не соответствует современному уровню и подлежит замене; 56% не соответствует мировым стандартам, но пригодно с точки зрения общесоюзных стандартов, хотя требуют модернизации; и лишь 16% ОФ соответствует мировому уровню. При этом приведенные оценки скорее завышают качество отечественного оборудования, чем его недооценивают¹⁰.

1.3. Учет специфики статистики факторов при оценке совокупной факторной производительности

Попытка учесть завышенные оценки занятости и ОФ при вычислении СФП была сделана в (*Dolinskaya* 2002). Использовалась модифицированная ПФ из ПФ Кобба — Дугласа в виде:

$$\frac{\dot{Y}}{Y} = \frac{\dot{A}}{A} + (1 - \alpha) \left(\frac{\dot{L}}{L} + \frac{\dot{u}^L}{u^L} \right) + \alpha \left(\frac{\dot{K}}{K} + \frac{\dot{u}^K}{u^K} \right), \quad (1)$$

где Y — выпуск, K и L — ОФ и занятость соответственно, α — эластичность выпуска по капиталу, u^K и u^L — доли от имеющегося объема ОФ и общего числа от занятых, фактически задействованные в экономике. Темпы прироста этих долей моделировались с помощью оцененных парных регрессий следующего вида¹¹:

$$\frac{\dot{u}^L}{u^L} = 0,12 \frac{\dot{Y}}{Y}, \quad R^2 = 0,56, \quad (2)$$

$$\frac{\dot{u}^K}{u^K} = 0,75 \frac{\dot{Y}}{Y}, \quad R^2 = 0,42. \quad (3)$$

¹⁰ В работе (*Шухгальтер* 1991) приводятся данные из (*Материально-техническое обеспечение народного хозяйства СССР* 1989, С. 218—219).

¹¹ В скобках — стандартные отклонения оценок коэффициентов. Здесь и далее предполагается, что эконометрические оценки уравнений с производными по времени осуществляются в конечных разностях.

Для определения зависимой переменной в (2) применялись данные о безработице, укороченных рабочих днях и отпусках без сохранения содержания за период 1993—1997 гг., а в (3) — данные о неполном использовании оборудования, полученные на основе результатов опросов руководителей промышленных предприятий в период 1992—1997 гг. Такой подход позволил автору получить согласованные с работой (*De Broeck and Koen* 2000) оценки СФП.

В работе автор не приводит каких-либо экономических обоснований используемой им гипотезы о том, что темпы прироста долей используемых факторов должны быть пропорциональны темпам прироста выпуска, а статистическая значимость зависимостей (2) и (3) не может быть проверена на основании приводимых в работе значений коэффициентов детерминации R^2 , поскольку их использование в регрессиях без свободного члена затруднено (*Greene* 2000. С. 240—241). При этом следует отметить, что судя по приведенным значениям стандартных отклонений параметры регрессий всё-таки являются статистически значимыми.

Еще одним фактором, ухудшающим качество полученных оценок, на которые указывается в (*Dolinskaya* 2002), является небольшое количество имеющихся годовых наблюдений.

2. МОДЕЛЬ ДИНАМИКИ ОСНОВНЫХ ФОНДОВ НА ОСНОВЕ РАЗЛИЧНЫХ ФУНКЦИЙ ДОЖИТИЯ

В отличие от эконометрической корректировки динамики факторов для оценки СФП, предложенной в (*Dolinskaya* 2002), имеется возможность скорректировать некоторые искажения непосредственно в первоначальной статистической информации.

В первом приближении предполагается ослабить искажения динамики ОФ, связанные с переоценками 1992—1997 гг.

2.1. Построение модели

За основу модели динамики ОФ взята методика, предложенная в работе, выполненной специалистами департамента национальных счетов Центрального статистического бюро Нидерландов¹² (*Meinen, Verbiest, and de Wolf* 1998).

¹² Centraal Bureau voor de Statistiek (SBC).

Предполагается, что запас ОФ на конец года t , введенных в год i ($K_{t,i}$), равен:

$$K_{t,i} = S(t - i + 1)I_i, \quad (4)$$

где I_i — стоимость ОФ, введенных в действие в год i , а $S(x)$ — функция дожития, которая представляет собой вероятность того, что ОФ перестанут использоваться в производстве вследствие физического износа через x лет после их ввода.

Выбытия ОФ в течение года t , введенных в год i ($R_{t,i}$) могут быть получены так:

$$R_{t,i} = K_{t-1,i} - K_{t,i}. \quad (5)$$

В качестве функций дожития использовались те же зависимости, что и в (Meinen, Verbiest, and de Wolf 1998):

- функция непрерывной инвентаризации (Perpetual Inventory Method, S_{PIM})¹³:

$$S_{PIM} = \begin{cases} 1, & t \in [0, d] \\ 0, & t > d, \end{cases}$$

причем $t \geq 0$

- лаговая линейная (Delayed Linear, S_{DL}):

$$S_{DL}(t) = \begin{cases} 1, & t \in \left[0, d - \frac{\Delta}{2}\right] \\ -\frac{t - (d + \frac{\Delta}{2})}{\Delta}, & t \in \left[d - \frac{\Delta}{2}, d + \frac{\Delta}{2}\right] \\ 0, & t > d + \frac{\Delta}{2}, \end{cases}$$

причем $t \geq 0, \Delta > 0$;

- гиперболическая (Hyperbolic, S_{Hyp}):

$$S_{Hyp}(t) = \begin{cases} \frac{T - t}{T - \beta t}, & t \in [0, T] \\ 0, & t > T, \end{cases}$$

причем $T = \frac{d\beta^2}{(\beta + (1 - \beta) \ln(1 - \beta))}$, $t \geq 0, 0 < \beta < 1$;

¹³ В скобках через запятую приводится название функции на английском языке и сокращение, которое будет использоваться для ее обозначения в дальнейшем.

- логистическая (Logistic, S_{Log}):

$$S_{Log}(t) = \frac{1}{C} \left(1 + \frac{e^{\alpha(d-t)} - e^{-\alpha(d-t)}}{e^{\alpha(d-t)} + e^{-\alpha(d-t)}} \right), \text{ где } C = 1 + \frac{e^{\alpha d} - e^{-\alpha d}}{e^{\alpha d} + e^{-\alpha d}}, \alpha > 0;$$

- Вейбулла (Weibull, S_{Wei}):

$$S_{Wei}(t) = \exp(-(\lambda t)^\alpha), \text{ где } \lambda = \frac{1}{d} \Gamma\left(1 + \frac{1}{\alpha}\right), \text{ причем } t \geq 0, \alpha > 0.$$

Графики функций дожития приведены на рис. 1, параметры функций приведены в табл. 2, аналитический вид — в подразд. 2.1.

Одним из параметров функции дожития является ожидаемый срок службы оборудования (d). В (Meinen, Verbiest, and de Wolf 1998) оценка этой величины определяется по данным регулярных промышленных переписей, которые в Нидерландах проводятся в каждой отрасли раз в пять лет. Значения других параметров функций берутся определенными и фиксированными.

В настоящей работе в связи с тем, что систематические централизованные регулярные переписи предприятий всех отраслей промышленности не проводятся, для оценки параметров функций дожития используется другой подход. Вводится предпосылка о постоянстве функции дожития $S(t, d, \gamma)$ ¹⁴ на протяжении всего исследуемого периода, а ее параметры оцениваются таким образом, чтобы полученный с ее помощью модельный ряд ОФ K_t как можно точнее соответствовал фактическому ряду ОФ в сопоставимых ценах K_t в период 1959—1989 гг.:

$$\begin{pmatrix} \hat{d} \\ \hat{\gamma} \end{pmatrix} = \arg \min_{(d, \gamma) \in \Omega} RSS(d, \gamma), \quad (6)$$

$$RSS(d, \gamma) = \sum_{t=t_0}^{t_1} \left(K_t - \hat{K}_t(d, \gamma) \right)^2, \quad (7)$$

$$\hat{K}_t(d, \gamma) = \sum_{i=t_0-d}^t S(t-i+1, d, \gamma) \cdot I_i, \quad (8)$$

где $\Omega = \{d > 0; \Omega^{\gamma}\}$ ¹⁵, $t_0 = 1959$, $t_1 = 1989$, I_i — ввод ОФ в год i ¹⁶.

¹⁴ Параметр γ отсутствует в функции S_{PIM} ; $\gamma(S_{DL}) = \Delta$; $\gamma(S_{Нур}) = \beta$; $\gamma(S_{Log}) = \alpha$; $\gamma(S_{Wei}) = \alpha$ (см. вид функций дожития выше в тексте).

¹⁵ Множество Ω^{γ} определено для каждой функции дожития выше.

¹⁶ Если для оценки ОФ требовалась информация о вводах, осуществленных ранее года t_0 , то такие вводы, как и в (Meinen, Verbiest, and de Wolf 1998), считались постоянными, причем их

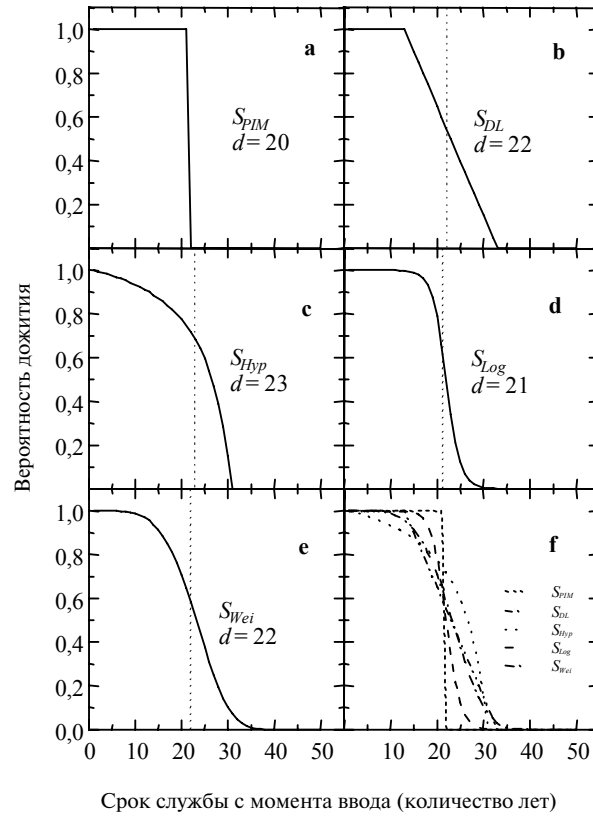


Рис. 1. Функции дожития

- a — функция непрерывной инвентаризации S_{PIM}
- b — лаговая линейная функция S_{DL}
- c — гиперболическая функция S_{Hyp}
- d — логистическая функция S_{Log}
- e — функция Вейбулла S_{Wei}
- f — взаимное расположение функций

значение определялось таким образом, чтобы с использованием конкретной функции дожития оценка ОФ для 1959 г. совпала со значением K_{1959} .

Гипотеза о постоянстве функции дожития на протяжении всего временного интервала, в частности, означает, что срок службы ОФ остается постоянным, причём по его истечении ОФ физически разрушаются. Такое предположение представляется достаточно строгим. Однако на этом этапе трудно предположить, как должен измениться ожидаемый срок службы ОФ после перехода от плановой к рыночной экономике. С одной стороны, он может возрасти, поскольку в условиях ограниченных инвестиционных возможностей предприятия будут продолжать эксплуатировать оборудование до его полного разрушения, тогда как в условиях плановой экономики его бы списали и заменили новым¹⁷. С другой стороны, он может уменьшиться, поскольку ненужный, но еще пригодный к эксплуатации станок в рыночных условиях продадут на вторичном рынке¹⁸.

Сложность в получении сопоставимых оценок объемов ОФ в периоды плановой и рыночной экономики связана с кардинальным различием их микроэкономических условий. Так, причины, по которым предприятиям было выгодно списывать ОФ со своего баланса в условиях плановой и в условиях рыночной экономики существенно различаются. Например, до 1991 г. в расчете на централизованное выделение новой техники предприятиям могло быть выгодно списывать ОФ, даже не выработавшие свой срок амортизации. В то же время, в условиях рынка непригодный к работе, но не выработавший амортизационного срока станок, скорее всего, списан не будет, поскольку его сохранение на балансе предприятия и продолжение начисления амортизации позволяет уменьшить налоговые платежи¹⁹. Возможность обойти эти различия с помощью гипотезы о постоянстве физических характеристик ОФ служит важным аргументом в ее пользу.

Для получения модельного ряда ОФ по соотношениям (6)—(8) необходимы ряды ОФ K_t и вводов I_t в сопоставимых ценах, причем значения K_t и I_t для некоторого года t должны быть также сопоставимы между собой. В публикациях Госкомстата имеются данные об ОФ в сопоставимых ценах 1973 г., тогда как данные о вводах в тех же ценах не приводятся. В то же время, опубликованы данные о темпах роста вводов за период 1951—2001 г. (I_{rel}^t).

Если допустить, что известно значение $I_0 = I_{1950}$ в сопоставимых ценах 1973 г., то автоматически становятся известны требуемые значения вводов I_t :

¹⁷ По данным выборочного обследования инвестиционной активности промышленных предприятий, проведенного в 2001 г. (*Статистический бюллетень* 2003) именно физическая изношенность является основной причиной ликвидации оборудования. Следующей по значимости причиной оказалась его экономическая неэффективность.

¹⁸ Существующая практика статистического и бухгалтерского учета такова, что если станок, давно выработавший свой амортизационный срок, продается одним предприятием другому, то у первого он будет учтен как выбытие, а у второго — как ввод нового.

¹⁹ При этом несколько возрастает налог на имущество.

$$I_t(I_0) = I_0 \prod_{i=1}^t I_i^{rel}, \quad (1951 \leq t \leq 2001). \quad (9)$$

Оценка I_0 в сопоставимых ценах 1973 г. получена с помощью коэффициентов обновления ОФ ($k_t, \tau \in T$)²⁰, опубликованных в (*Российский статистический ежегодник 2001*) следующим образом²¹:

$$\hat{I}_0 = \arg \min_{I_0} \sum_{t \in T} (\hat{k}_t(I_0) - k_t)^2, \quad (10)$$

$$\hat{k}_t(I_0) = \frac{I_t(I_0)}{K_t}. \quad (11)$$

Результаты оценки параметров функций дожития в соответствии с моделью (6)—(11) приведены в табл. 2, а значения оценок коэффициентов обновления (11) и объёмов ОФ, полученных с помощью (6)—(11) для различных функций дожития — в Приложении 2 (табл. П2.1).

Таблица 2. Оценки параметров функций дожития

Тип функции дожития	Ожидаемый срок службы оборудования (d), лет	Дополнительный параметр функции дожития (γ)	$RSS(d, \gamma)$
S_{PIM}	20	—	169
S_{DL}	22	20	105
$S_{Нур}$	23	0,8336	93,8
S_{Log}	21	0,3272	131
S_{Wei}	22	0,4449	106

2.2. Интерпретация полученных результатов

На рис. 2а приведены результаты оценки ОФ с помощью модели (6)—(11) и функции дожития S_{PIM} ²². Отметим следующие результаты моделирования.

1. Ряды ОФ K_t и модельного ряда ОФ \hat{K}_t в интервале 1959—1989 гг. практически совпадают, что дает возможность объяснить динамику фондов простым временным лагом в 20 лет между вводами и выбытиями.

²⁰ $T = \{\tau: 1970, 1975, 1980, 1985, 1990, 1991, \dots, 2001\}$.

²¹ Аналогичная задача в (*Шухвальтер 1991*) решена иначе. Там предполагается монотонное изменение коэффициента обновления внутри пятилетий, для которых не было известно его значение — например, между 1970 и 1975 гг.

²² Для других функций дожития динамика ОФ, вводов и выбытий в интервале 1959—1989 гг. будет аналогичной. Функция дожития S_{PIM} выбрана из соображений лучшей наглядности и простоты интерпретации, хотя с точки зрения точности описания данных предпочтительнее функция $S_{Нур}$ (см. табл. 2), поскольку ей соответствует минимальное значение RSS .

2. Если предположить, что тот же механизм выбытия сохраняется после 1989 г., то наблюдающееся падение моделируемых значений объемов ОФ может быть вызвано нарастающими масштабами выбытий, соответствующими росту вводов с лагом в 20 лет и резко уменьшившимися вводами на текущий момент (см. рис. 2а, 2б).

3. В отличие от данных Госкомстата за период 1991—2001 гг., полученный ряд ОФ K_t^{PIM} лучше объясняет наблюдавшийся до 1998 г. спад выпуска (см. рис. 4).

4. Ожидаемый срок службы оборудования по данным об ОФ и вводах 1959—1989 гг. находится в интервале от 20 до 23 лет, в зависимости от использованной функции дожития (табл. 2). Этот результат целесообразно соотнести с результатами, полученными ранее на основании данных переписи основных фондов. Так, средний срок службы оборудования в промышленности, строительстве и сельском хозяйстве²³, вычисленный на основе данных о выбытиях в переписях промышленных предприятий 1962 и 1972 гг., составил 18,3 года (*Кваша* 1979. С. 69). К сожалению, аналогичной информации для периода рыночной экономики в литературе обнаружить не удалось. Имеются лишь сведения о возрастной структуре действующего оборудования. Так, по результатам выборочного обследования инвестиционной активности промышленных предприятий, проведенного Госкомстатом в 2002 г., средний срок службы в промышленных организациях составил 21 год; в крупных и средних предприятиях он приближается к 22 годам (*Статистический бюллетень* 2003. С. 30). Соотнесение данных переписи ОФ с результатами выборочного обследования с интервалом в три десятка лет позволяет предположить, что средний срок службы ОФ в промышленности несколько вырос и потому оценка среднего срока службы вплоть до выбытия 20—23 года за период 1959—1989 гг. представляется допустимой.

5. Все функции дожития с учетом оцененных параметров (табл. 2., рис. 1) имеют одну общую особенность — небольшую долю выбытий в первые годы службы. Поскольку множество параметров функций дожития, на котором осуществлялась оптимизация, допускало и качественно иную динамику выбытий²⁴, полученный вид кривых может отражать экономическую природу этого явления и требует содержательного объяснения.

Интерпретация здесь может быть предложена следующая: значительную долю ОФ составляет стоимость зданий и сооружений с большим

²³ При этом не учтены сфера услуг, транспорт, связь, торговля и снабжение.

²⁴ См. Приложение 1, рис. П1.1 — график функции дожития Вейбулла при $d = 22$ и различных значениях параметра.

сроком службы и замедленным выбытием. В пользу такого объяснения говорят и данные Госкомстата: на начало 2002 г. в общем объеме ОФ основного вида деятельности крупных и средних коммерческих и некоммерческих организаций доля зданий и сооружений составляет 70%, машин и оборудования — 21%, транспортных средств — 7% (*Статистический бюллетень* 2003. С. 20).

б. К 2001 г. лишь около 30% ОФ составляют ОФ, введенные после 1990 г. в рыночных условиях (рис. 3).

3. МОДЕЛЬ ДИНАМИКИ ЭФФЕКТИВНОГО КАПИТАЛА

Полученные в разд. 2 оценки динамики ОФ в период 1991—2001 гг. “по построению” отражают те изменения в запасах ОФ, которые имели бы место, если бы вводы в этот период были такими же, какими были на самом деле, а переоценок 1992—1997 гг. бы не проводилось. При этом ценовая структура ОФ оставалась такой, какой она сложилась к моменту переоценки 1972 г., а к 2001 г. доля новых, введенных после 1990 г. и имеющих рыночную оценку ОФ составляла лишь около 30%. Такой временной ряд по сравнению с оценками ОФ Госкомстата лучше объясняет падение выпуска после 1990 г., хотя по-прежнему никак не учитывает эффект “замораживания” ОФ.

Резкое падение темпов роста выпуска (см. рис. 4) и падение вводов (см. рис. 2а) после 1990 г. с их последующим выходом на некоторый более или менее постоянный уровень позволяет выделить период трансформационного спада — 1991—1994 гг.²⁵ Если допустить что:

- именно в этот период перестали использоваться те ОФ, которые предназначены для выпуска продукции, не пользующейся на рынке спросом;

²⁵ Выпуск представляет собой до 1989 г. включительно произведенный национальный доход по данным (*Российский статистический ежегодник*), а после 1990 г. — индекс промышленного производства (ИПП) (*Бессонов 2000*), (*Бессонов 2002*). Строго говоря, такие данные плохо сопоставимы, однако в условиях смены в рассматриваемый период системы статистического учета с некоторой потерей сопоставимости приходится мириться. После 1990 г. предпочтение было отдано именно ИПП, поскольку этот показатель, как и национальный доход до 1990 г., в первую очередь отражает динамику выпуска промышленного производства.

Более корректным было бы использование ретроспективных данных о ВВП России в период 1961—1990 гг., опубликованных в (*Пономаренко 2002*), однако оценки производственных функций (12) и (13), построенные на их основе, оказались плохими с точки зрения теста Чоу на устойчивость прогноза.

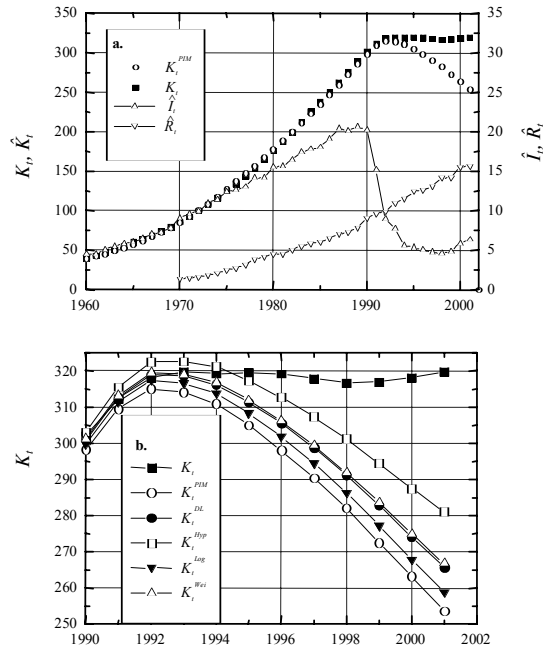


Рис. 2. Моделирование динамики основных фондов

- а. Динамика ОФ в постоянных ценах (K_t), оценки ОФ, полученной с помощью функции дожития $S_{PIM}(K_t^{PIM})$, вводов, полученных с помощью (9)–(11) (\hat{R}_t) и выбытий (5) (\hat{I}_t).
- б. Альтернативные оценки ОФ в период с 1990 до 2002 гг. Госкомстата (K_t) и полученные с помощью различных функций дожития (K_t^{PIM} , K_t^{DL} , K_t^{Hyp} , K_t^{Log} , K_t^{Wei}).

Данные: K_t — Госкомстат; прочие — Приложение 2 (табл. П2.1).

- все ОФ, введенные после 1990 г. уже были предназначены для выпуска востребованной продукции,

то можно оценить долю ОФ в общем объеме ОФ, введенных до 1991 г., которые были заморожены в период трансформационного спада.

“Сшивка” полученной таким образом оценки ОФ в 1994 г. с механизмом выбытий ОФ, описанном в разд. 2, и позволит получить динамику эффективного капитала (K_t^{eff})²⁶.

²⁶ Понятие эффективного капитала определено ранее (см. сноску 6).

3.1. Оценка сокращения объема основных фондов в период трансформационного спада 1991—1994 гг.

Для получения оценки объема эффективного капитала вводится предпосылка о том, что именно замораживанием ОФ объясняется спад выпуска во время трансформационного периода. На самом деле, видимо, отчасти это падение связано с ростом скрытой безработицы, с сокращением СФП, а также действием ряда других факторов, учет которых и, соответственно, ослабление сделанного предположения потребует отдельного исследования.

По наблюдениям за период с 1961 до 1989 г. была оценена производственная функция Кобба — Дугласа в темпах в виде:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \beta_2 \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) \quad (12)$$

для различных функций дожития²⁷. Коэффициенты 0 и 2 оказались статистически незначимы. В качестве альтернативной выбрана модель

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + (1 - \beta_1) \left(\frac{\dot{L}}{L}\right), \quad (13)$$

соответствующая случаю единичной отдачи от масштаба и отсутствия роста выпуска, связанного с развитием технологий производства. Хотя с точки зрения теста Уолда (*Wald*) модель (13) не обладает значительной объясняющей силой по сравнению с (12), она оказалась предпочтительнее из-за отсутствия автокорреляций, а также возможности получения статистически устойчивого прогноза.

Основным недостатком функции Кобба — Дугласа являются связанные с ней жесткие экономические предпосылки: постоянство и равенство единице эластичности замещения факторов на всем периоде с 1961 г. до 1989 г.

С помощью этой модели была сделана оценка ОФ в период трансформационного спада, объясняющего наблюдавшееся падение выпуска в соответствии с методикой построения прогноза независимой переменной, предложенной в (*Fieller* 1944).

Оценка динамики эффективного капитала в период трансформационного спада 1991—1994 гг., полученная таким образом, представлена на рис. 3 и в Приложении 4 (табл. П4.1).

²⁷ Результаты эконометрической оценки уравнений (12) и (13) см. в Приложении 3.

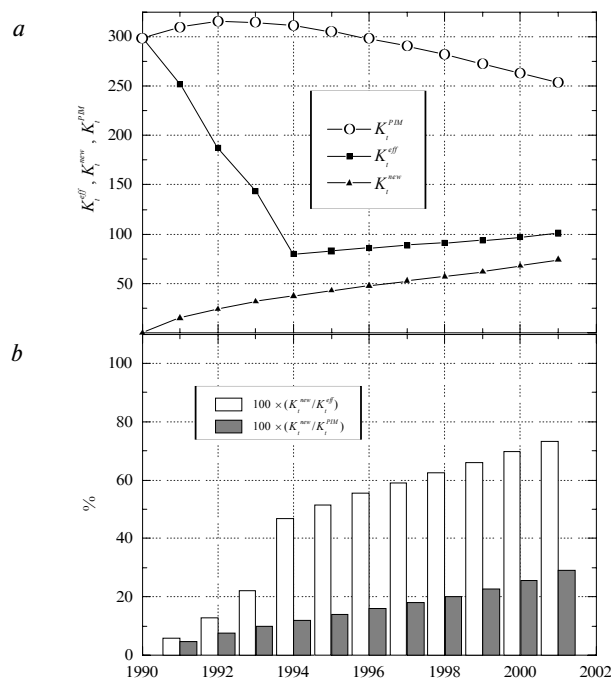


Рис. 3. Доля основных фондов, введенных после 1990 г., в общем объеме ОФ (оценка K_t^{PIM}) и эффективных ОФ K_t^{eff} , полученных на основе оценки K_t^{PIM}

3.2. Динамика эффективного капитала в период 1995—2001 гг.

Предполагается, что объем эффективного капитала в период трансформационного спада 1991—1994 гг. складывается из двух составляющих: некоторой части ОФ, введенных до 1991 г., и вводов рассматриваемого периода. Предполагается также, что 1994 г. был последним, когда в формировании ОФ доминировало “замораживание” капитала — с 1995 г. ОФ стали формироваться с той же функцией дожития, которая работала до 1990 г. то есть выбытия снова стали определяться физическими характеристиками капитала.

Для обеспечения непрерывности временного ряда ОФ необходимо ввести условие равенства значения ОФ K_t^{eff} для 1994 г., полученного с помощью (13), и оценки ОФ K_t^* для 1994 г., вычисленной с помощью модели (6)—(11). При этом в модели (6)—(11) необходимо учесть, что выбытия

после 1994 г. должны определяться не только вводами предшествующих периодов, но и замороженным капиталом, поскольку некоторая часть ОФ, которая должна была бы выбыть, была уже заморожена и исключена из производства. Такая поправка сделана с помощью введения коэффициента w , который определяет долю вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала.

Модификации необходимо подвергнуть только (8):

$$K_t^*(\hat{d}, \hat{\gamma}, w) = \sum_{i=t_0-d}^t S(t-i+1; \hat{d}, \hat{\gamma}) I_i^*(t \geq 1994), \quad (14)$$

$$I_i^* = \begin{cases} wI_i, & i \in [t_0, 1990] \\ I_i, & i \in [1991, t]. \end{cases} \quad (15)$$

Условие “сшивки” имеет вид

$$K_t^*(\hat{d}, \hat{\gamma}, w) = \hat{K}_t^{eff}, \quad t = 1994 \quad (16)$$

и из него определяется оценка \hat{w} . Значения этих оценок для различных функций дожития приведены в табл. 3.

Таблица 3. Доля вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала для различных функций дожития

	S_{FIM}	S_{DL}	S_{Hyp}	S_{Log}	S_{Wei}
\hat{w}	0,1578	0,1460	0,1333	0,1542	0,1438

Таким образом, в рамках модели (6), (7), (9)–(11), (13), (14) доля вводов, осуществленных до 1991 г. и ставших частью эффективного капитала, составила, в зависимости от используемой функции дожития, 13–16%. Этот результат может быть соотнесен с оценкой доли ОФ в 16%, соответствующих общемировым стандартам, которая была получена в результате частичной инвентаризации машин и оборудования в промышленности СССР, проведенной в 1986 г.²⁸

В условиях рыночной экономики российской промышленности пришлось конкурировать с мировой не только на внешнем, но и на внутрен-

²⁸ С оговоркой, что при этом предполагается примерное соответствие между структурой вводов в этот период и структурой ОФ. См. подразд. 1.2.1.

нем рынке, и это привело к замораживанию тех ОФ, которые не соответствовали общемировым стандартам.

Результаты моделирования эффективных ОФ в период до 2001 г. представлены на рис. 3а, 4 и в Приложении 4. Некоторый рост эффективных ОФ в рамках модели объясняется тем, что из-за замораживания значительной части ОФ масштаб выбытий существенно уменьшился, а вводы ОФ остались прежними, причем их значения превысили объемы выбытий.

Другим следствием учета замороженного капитала стало значительное увеличение доли ОФ, введенных после 1990 г., в общем объеме ОФ 2001 г. с 29 до 74% (рис. 3б). Однако такая неожиданно высокая доля новых ОФ (почти 75%) не является свидетельством их быстрого физического обновления почти на три четверти по двум причинам. Во-первых, покупка старых ОФ на вторичном рынке также учитывается как ввод²⁹, во-вторых, именно ОФ “взяли на себя” в рамках модели весь спад выпуска в период 1991—1994 гг. и потому полученная оценка — скорее оценка сверху.

4. ОЦЕНКА СОВОКУПНОЙ ФАКТОРНОЙ ПРОИЗВОДИТЕЛЬНОСТИ

Динамика темпов роста выпуска, занятости и эффективного капитала представлена на рис. 4. Для вычисления СФП использовалась производственная функция (ПФ) Кобба — Дугласа с единичной отдачей от масштаба и значениями эластичности выпуска по капиталу в интервале от 0,0 до 0,5.

При определении разные авторы используют различные значения. В работе (*Solow* 1957) при определении СФП для США использовалось значение равно 0,3. То же значение выбрано в (*Dolinskaya* 2002) для России на основании, как указано в работе, неопубликованных исследований по данным субъектов Российской Федерации³⁰. То же значение используется в (*De Broeck and Koen* 2000). В работе (*Easterly and Fisher* 1994), в которой рассматривается период 1970—1990 гг., указывается, что эластичность выпуска по капиталу в развивающихся странах выше, чем в развитых, а по-

²⁹ См. сноску 18. Другое дело, что такое перераспределение может рассматриваться как переход какого-либо элемента ОФ в состояние эффективного капитала — он был продан там, где оказался ненужным, и куплен для производства востребованной на рынке продукции. Таким образом, речь идет скорее о структурном, нежели о физическом обновлении.

³⁰ Subnational regions.

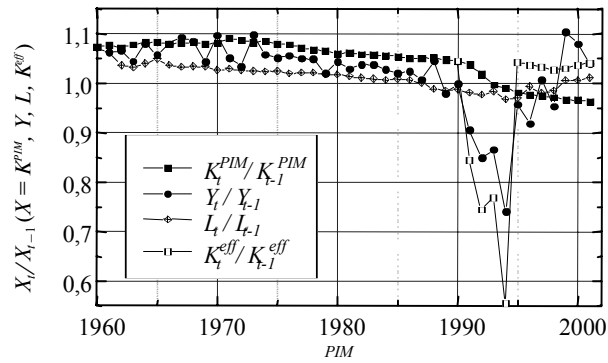


Рис. 4. Темпы роста основных фондов (K_t^{PIM}), выпуска (Y_t), занятости (L_t) и эффективного капитала (K_t^{eff})
 Данные: Y_t — Госкомстат (Бессонов 2002); L_t — Госкомстат.

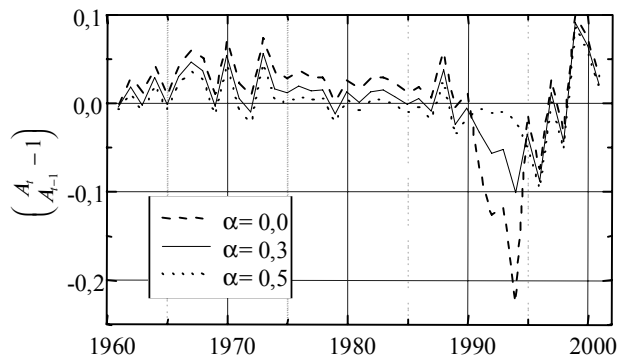


Рис. 5. Динамика СФП $\left(\frac{A_t}{A_{t-1}} - 1\right)$ для различных значений эластичности выпуска по капиталу α

скольку СССР, по мнению авторов, скорее относился к развивающимся странам, они предпочли оценку эластичности равную 0,4.

В настоящей работе вопрос о том, какая должна быть эластичность выпуска по капиталу для России, дополнительно не рассматривается. Вместо этого учитывается некоторый диапазон эластичностей, что позволяет оценить чувствительность оценок СФП к изменениям этого параметра. Для сопоставления полученных результатов с оценками других авторов принималось выбранное в их работах значение эластичности.

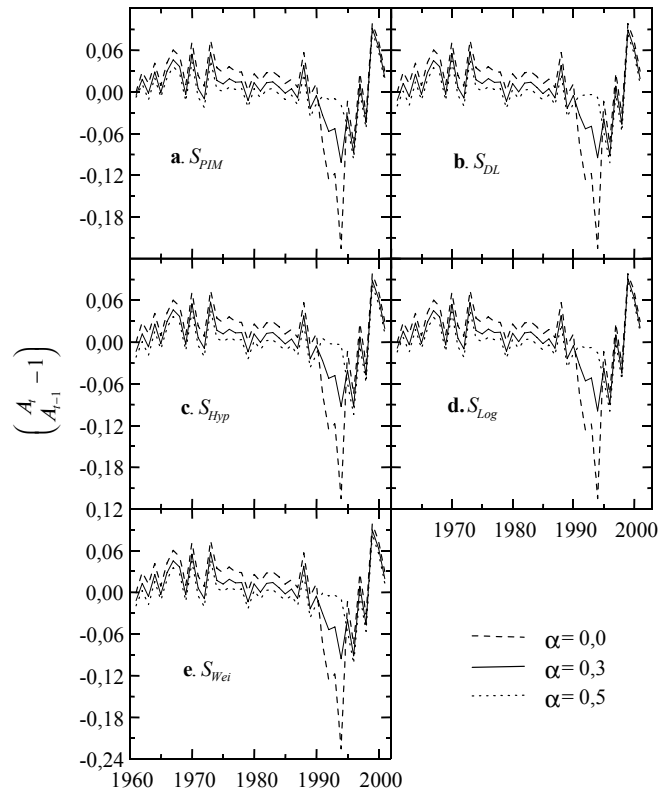


Рис. 6. Динамика СФП для различных функций дожития и значений эластичности выпуска по капиталу α

Результаты вычисления СФП для $\alpha = \{0,0; 0,3; 0,5\}$ и ОФ, построенных на основе различных функций дожития, представлены на рис. 6, а отдельно для функции дожития S_{PIM} — на рис. 5. Динамика СФП для всех функций дожития качественно имеет схожее поведение: участки с близким поведением кривых, соответствующих различным значениям α в интервалах 1961—1990 гг. и 1995—2001 гг., и значительную зависимость от α в интервале 1991—1994 гг. Чувствительность динамики СФП к α , как представляется, зависит прежде всего от решения вопроса: чем в большей степени объясняется падение выпуска в период трансформационного спада 1991—1994 гг. — замораживанием ОФ или общим падением эффективности про-

изводства? Если допустить, что эластичности труда и капитала примерно одинаковы, то падение выпуска произошло в основном за счет изменения структуры спроса при переходе к рынку и замораживанию капитала. Если же эластичность капитала близка к нулю, то за счет общего падения эффективности производства, одной из причин которого может быть разрушение старых хозяйственных связей.

Усредненные значения СФП, выпуска и вклада факторов с учетом эластичностей по капиталу и труду 0,3 и 0,7 соответственно приведены в табл. 4.

В среднем за весь рассматриваемый период 1961—2001 гг. ростом факторов объясняется в среднем 84% темпов экономического роста, тогда как на СФП приходится 16%. Такое значение в сопоставлении с аналогичными показателями для США и экономически развитых стран³¹ оказалось наименьшим. При этом важно отметить, что если в период 1961-1990 гг. значительная часть экономического роста в России объяснялась ростом факторов, то начиная с 1991 г. доля СФП существенно возросла. Таким образом, структура экономического роста после перехода к рыночной экономике стала больше соответствовать структуре экономического роста ряда экономически развитых государств.

Разбиение исследуемого периода на отдельные отрезки позволит подробнее проанализировать, как менялась структура темпов экономического роста. Периоды разбиения были выбраны следующим образом:

- 1961—1974 гг. — развитие плановой экономики в условиях неблагоприятной внешнеэкономической конъюнктуры;
- 1975—1985 гг. — развитие плановой экономики в условиях высоких цен на нефть и растущего экспорта сырья;
- 1986—1990 гг. — разрушение хозяйственных механизмов плановой экономики;
- 1991—1994 гг. — трансформационный спад;
- 1995—1998 гг. — период, предшествующий финансовому кризису 1998 г. и неблагоприятной внешнеэкономической конъюнктуры;
- 1999—2001 гг. — период экономического роста и благоприятной внешнеэкономической конъюнктуры.

Одной из задач, поставленных в начале работы, было определение динамики СФП в период 1997—2001 гг. Из табл. 4 видно, что в период 1999—2001 гг. значение СФП стало положительным, причем оценка СФП за период 1999—2001 гг. также дает положительное значение. Это соответствует предположению (*Campos and Coricelli 2002*) о положительном значении СФП и может свидетельствовать о завершении трансформационного спада.

³¹ См., например, оценки для США и табл. 1.

Таблица 4. Усредненные значения СФП, выпуска и вклада факторов с учетом эластичностей по капиталу и труду, 0,3 и 0,7 соответственно

	Годовые темпы прироста выпуска, средние за период, %	Вклад в выпуск, %	Значение СФП, среднее за период, %	Вклад в выпуск, %	Темпы прироста выпуска за счет факторов производства, средние за период, %	Вклад в выпуск, %
1961—2001	2,06	100	0,34	16	1,72	84
1961—1974	6,78	100	1,91	28	4,87	72
1975—1984	4,02	100	0,94	23	3,08	77
1986—1990	1,24	100	0,03	2	1,21	98
1991—1994	-15,95	100	-6,13	38	-9,82	62
1995—1998	-4,15	100	-3,90	94	-0,24	6
1999—2001	7,42	100	5,88	79	1,54	21

Другим важным результатом проделанного анализа можно считать вывод о перераспределении вкладов прироста факторов и СФП в темпах экономического роста при переходе от плановой к рыночной экономике (см. табл. 4). Если в период максимальной эффективности плановой экономики в условиях неблагоприятной экономической конъюнктуры 1961—1974 гг. прирост СФП давал только 28% экономического роста, то в период 1999—2001 гг. именно динамика СФП более чем на три четверти определяла динамику выпуска. Таким образом, появляются основания предполагать, что экономический рост перестал быть экстенсивным.

Сопоставление оценок СФП с результатами, полученными в работах (*De Broeck and Koen 2000, Dolinskaya 2002*) представлены, соответственно, в табл. 5, 6. Годовые значения СФП, вычисленные для всех пяти функций дожития, приведены в Приложении 5 (табл. П5.1).

Несмотря на то, что результаты в целом согласуются, следует особо остановиться на тех моментах, связанных с оценкой СФП, которые заведомо выпали из рассмотрения в рамках данной работы и должны стать предметом отдельных исследований.

1. Если допустить, что та часть ОФ, которая оказалась замороженной в период трансформационного спада, впоследствии использовалась, то это обстоятельство никак не было учтено в предложенном методе оценки СФП. Однако если такого рода оборудование сменило собственника или было сдано в лизинг, оно оказалось учтенным в вводах и потому попало в наше рассмотрение.

2. В рамках данной работы не удастся дать ответ на вопрос о факторах, которые повлекли за собой трансформационный спад по двум причинам.

Таблица 5. *Сопоставление полученных результатов с результатами (De Broeck and Coen 2000)*

	Темпы прироста выпуска, средние за период, %		Темпы прироста СФП, средние за период, %		Темпы прироста факторов, средние за период, %	
	(De Broeck and Coen 2000)	Данная работа	(De Broeck and Coen 2000)	Данная работа	(De Broeck and Coen 2000)	Данная работа
1971—97	0,1	-0,1	-1,0	-0,7	1,1	0,6
1971—80	3,9	5,1	1,1	1,3	2,8	3,9
1981—90	1,3	2,1	-0,3	0,4	1,6	1,7
1991—97	-7,0	-10,8	-5,4	-5,1	-1,6	-5,7

Таблица 6. *Сопоставление с результатами (Dolinskaya 2002)*

	Темпы прироста выпуска, средние за период, %		Темпы прироста СФП, средние за период, %		Темпы прироста факторов, средние за период, %	
	(Dolinskaya 2000)	Данная работа	(Dolinskaya 2000)	Данная работа	(Dolinskaya 2000)	Данная работа
1992	-19,4	-15,1	-12,6	-5,7	-6,8	-9,4
1993	-10,4	-13,4	-5,9	-5,3	-4,5	-8,1
1994	-11,6	-25,9	-5,1	-10,2	-6,5	-15,7
1995	-4,2	-4,3	-1,4	-3,5	-2,8	-0,8
1996	-3,4	-8,2	-1,4	-8,8	-2,0	0,6
1997	0,9	0,7	0,9	1,1	0,1	-0,4
Среднее	-8,0	-11,0	-4,3	-5,4	-3,8	-5,7
Доля в темпах роста	100	100	53	49	47	51

Во-первых, требуются оценки эластичности выпуска по труду и капиталу, которые позволили бы отказаться от тех грубых оценок, которые доминируют сегодня в литературе. Во-вторых, необходим иной, отличный от предложенного в разд. 3, способ оценки доли замороженного основного капитала, поскольку объяснение падения выпуска эффектом замораживания капитала после оценки замороженного капитала по падению выпуска представляется несостоятельным. Такая оценка, как представляется, может быть сделана на микроуровне путем проведения специальных обследований предприятий.

3. В работе предполагается, что замораживание капитала имело место только с 1991 г., однако неполное использование производственных мощ-

ностей присутствовало и ранее. Его учет позволил бы получить более точные оценки производственной функции, СФП и повысил бы точность оценки замороженного капитала в период трансформационного спада. Это также может стать одним из направлений дальнейшей работы.

ВЫВОДЫ

В рамках предпосылок, принятых в работе, можно сделать следующие выводы.

Если в период 1961—1990 гг. большая часть темпов экономического роста в России объяснялась ростом факторов, то с 1991 г. доля СФП существенно возросла. Таким образом, структура экономического роста стала меняться в сторону большего соответствия структуре экономического роста ряда экономически развитых государств.

Падение выпуска в период 1991—1994 гг., связанное с резким изменением структуры спроса, могло быть вызвано как замораживанием части капитала, так и общим падением эффективности производства. Решение вопроса о том, в какой степени подействовал каждый из этих факторов, сводится к определению эластичностей факторов и оценке на микроуровне доли, которую составил эффективный капитал в основных фондах, введенных до 1991 г.

Положительное среднее значение СФП за период 1999—2001 гг. в России согласуется с динамикой СФП в других странах с переходной экономикой.

Помимо перечисленных основных выводов по итогам работы можно сделать несколько дополнительных.

Переоценки ОФ в период 1992—1997 гг. привели к существенному завышению темпов роста ОФ.

Гипотеза о постоянстве физических характеристик оборудования позволяет объяснить динамику ОФ в период 1959—1989 гг. и получить оценки срока службы ОФ, близкие к оценкам, полученным на основе промышленных переписей и выборочных обследований предприятий.

Корректировка динамики ОФ на основе гипотезы о постоянстве физических характеристик оборудования и модели эффективного капитала позволяет получить динамику СФП, согласующуюся с результатами, полученными в других работах.

ПРИЛОЖЕНИЕ 1
График функции Вейбулла

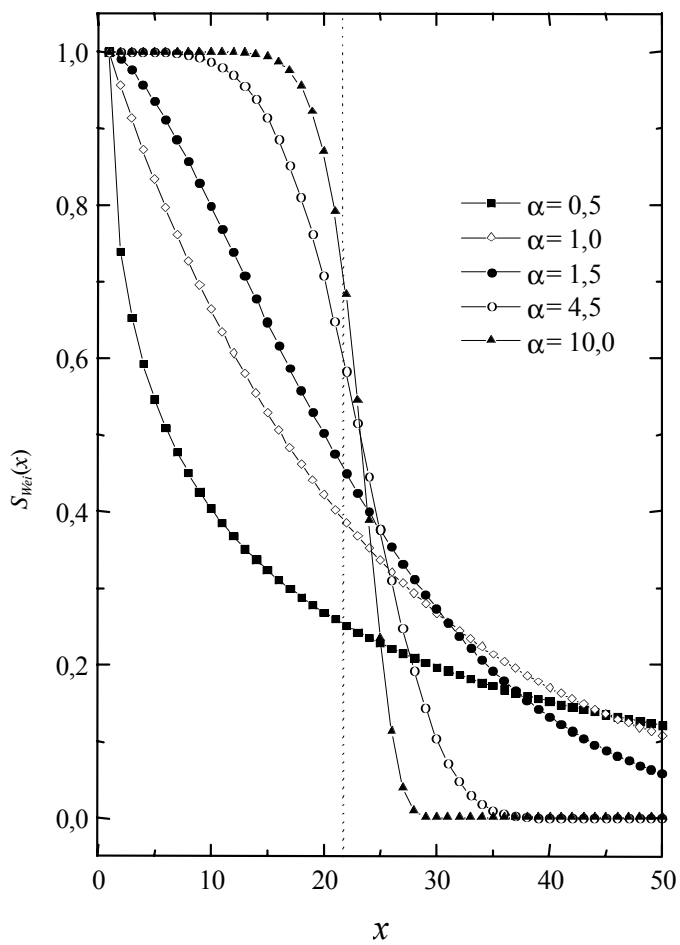


Рис. П1.1. Функция Вейбулла (S_{Wei}) при $d = 22$ и различных значениях параметра α

ПРИЛОЖЕНИЕ 2

Коэффициенты обновления и динамика основных фондов в период 1959 — 2001 гг.

Таблица П2.1. Коэффициенты обновления и основные фонды в период 1959—2001 гг.
по состоянию на конец года в реальном выражении
в сопоставимых ценах 1973 г.

	Коэфф. обновления, %	Коэфф. обновления, модель (9)—(11),%	Основные фонды, (1972 = 100)	Основные фонды (1972 = 100)				
				S_{PM}	S_{DL}	$S_{НЗР}$	S_{Log}	S_{Wei}
1	2	3	4	5	6	7	8	9
1959	—	11,4	36,71	36,71	33,28	33,10	34,92	33,58
1960	—	11,2	40,05	39,41	36,77	36,72	38,21	37,05
1961	—	10,4	43,46	42,43	40,51	40,56	41,64	40,76
1962	—	10,7	47,15	45,47	44,22	44,32	44,96	44,39
1963	—	10,7	51,25	49,04	48,39	48,49	48,75	48,47
1964	—	10,5	55,71	53,07	52,93	52,95	52,95	52,92
1965	—	10,0	60,39	57,44	57,74	57,57	57,46	57,63
1966	—	10,1	64,50	62,03	62,68	62,18	62,19	62,48
1967	—	10,2	68,89	67,04	67,94	67,16	67,31	67,68
1968	—	9,8	73,85	72,59	73,61	72,62	72,96	73,33
1969	—	9,9	79,31	78,37	79,38	78,24	78,82	79,12
1970	10,2	10,5	85,73	84,75	85,65	84,39	85,24	85,42
1971	—	10,4	92,51	92,42	92,95	91,61	92,76	92,76
1972	—	9,9	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00	100,00
1973	—	10,1	107,90	108,75	108,54	107,19	108,91	108,51
1974	—	9,8	116,42	117,93	117,30	116,00	117,94	117,35
1975	9,0	9,9	125,51	127,28	126,39	125,19	127,26	126,52
1976	—	9,4	134,54	137,30	136,24	135,19	137,28	136,45
1977	—	9,1	143,82	147,16	146,04	145,17	147,16	146,32
1978	—	9,2	154,18	157,06	156,02	155,36	157,09	156,34
1979	—	8,6	164,51	167,36	166,86	166,41	167,78	167,19
1980	8,2	8,9	175,53	177,34	177,40	177,17	178,09	177,73
1981	—	8,3	187,12	188,39	189,04	189,00	189,42	189,32
1982	—	8,2	199,47	199,50	200,42	200,58	200,48	200,63
1983	—	8,2	212,63	210,88	212,23	212,61	212,00	212,39
1984	—	7,9	225,39	222,78	224,60	225,19	224,12	224,73
1985	7,6	7,6	237,79	234,72	236,95	237,74	236,26	237,05
1986	—	7,6	250,63	246,69	249,08	250,10	248,25	249,20
1987	—	7,8	262,91	259,30	261,81	263,07	260,90	261,96
1988	—	7,3	276,58	272,67	275,34	276,88	274,40	275,57

Окончание табл. П2.1

1	2	3	4	5	6	7	8	9
1989	—	7,1	290,13	285,53	288,09	289,99	287,12	288,42
1990	5,8	6,7	302,03	298,29	300,85	303,18	299,80	301,27
1991	5,0	4,9	312,30	309,50	312,70	315,56	311,48	313,21
1992	3,2	2,8	318,23	315,09	319,00	322,41	317,47	319,55
1993	2,1	2,4	319,82	314,14	318,53	322,64	316,60	319,13
1994	1,7	1,8	319,18	310,89	316,25	321,22	313,82	316,87
1995	1,6	1,7	319,50	305,05	311,32	317,32	308,31	311,96
1996	1,3	1,6	319,18	297,95	305,52	312,70	301,88	306,16
1997	1,1	1,5	317,90	290,35	298,80	307,31	294,51	299,45
1998	1,1	1,4	316,63	282,08	291,23	301,22	286,28	291,88
1999	1,2	1,5	316,95	272,50	282,84	294,43	277,24	283,54
2000	1,4	1,8	318,22	263,19	274,05	287,41	267,86	274,92
2001	1,5	2,0	319,81	253,52	265,64	281,00	258,86	266,78

ПРИМЕЧАНИЕ. Источник данных в столбцах 2 и 4 — Госкомстат; значения ОФ 1959 г. в столбцах 5—9 не соответствуют значению столбца 4 за 1959 г., поскольку после вычисления значений ОФ согласно модели (6)—(11) была проведена нормировка $K_{1972} = 100$.

ПРИЛОЖЕНИЕ 3

Результаты эконометрической оценки уравнений

Уравнение (12) для пяти рядов ОФ, соответствующих различным функциям дожития, имеет вид:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{\dot{K}}{K}\right) + \beta_2 \left(\frac{\dot{L}}{L}\right). \quad (12)$$

С помощью статистики Уолда (*Wald*) проверялась гипотеза на наличие следующей линейной связи между коэффициентами:

$$H_0 : \beta_0 = 0; \beta_1 + \beta_2 = 1. \quad (П3.1)$$

Результаты оценки (12) приведены в табл. П3.1.

Уравнение (13) с учетом ограничений (П3.1) имеет вид:

$$\left(\frac{\dot{Y}}{Y}\right) - \left(\frac{\dot{L}}{L}\right) = \alpha \left(\frac{\dot{K}}{K} - \frac{\dot{L}}{L}\right), \text{ где } \alpha = \beta_1 \quad (13)$$

Таблица ПЗ.1. Результаты оценки регрессии (12) и проверки гипотезы (ПЗ.1)

Функция дожития	β_0	β_1	β_2	DW	Wald
S_{PIM}	-0,039 (0,150)	1,136 (0,018)	0,376 (0,294)	2,751	3,428 (0,180)
S_{DL}	-0,036 (0,396)	1,116 (0,145)	0,127 (0,852)	2,335**	1,060 (0,589)
S_{Hyp}	-0,010 (0,805)	0,640 (0,385)	0,557 (0,386)	2,276**	0,566 (0,754)
S_{Log}	-0,052 (0,125)	1,391 (0,024)	0,059 (0,902)	2,650*	3,169 (0,205)
S_{Wei}	-0,043 (0,302)	1,238 (0,100)	0,060 (0,926)	2,396**	1,499 (0,473)

ПРИМЕЧАНИЕ: В скобках под значениями для оценок коэффициентов и статистики *Wald* приводятся значения p-value; *DW* — значения статистики Дарбина — Уотсона. Проверка гипотез об отсутствии автокорреляции первого порядка осуществлялась по таблицам (*Savin and White 1977*).

* Гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 1%.

** Гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

Таблица ПЗ.2. Результаты оценки уравнения (13) и теста Чоу (*Chow*) на устойчивость прогноза

Функция дожития	α_1	DW	F_{Chow}
S_{PIM}	0,562 (0,000)	2,359**	5,180 (0,031)
S_{DL}	0,531 (0,000)	2,250**	4,211 (0,050)
S_{Hyp}	0,523 (0,000)	2,184**	4,058 (0,054)
S_{Log}	0,551 (0,000)	2,341**	4,781 (0,038)
S_{Wei}	0,534 (0,000)	2,267**	4,342 (0,047)

ПРИМЕЧАНИЕ: В скобках под значениями для оценок коэффициентов и статистики F_{Chow} приводятся значения p-value; *DW* — значения статистики Дарбина — Уотсона. Для проверки гипотезы об отсутствии автокорреляции первого порядка в случае регрессии без свободного члена в соответствии с (*Greene 2000*, p. 539) использовались таблицы (*Savin and White 1977*, *Farebrother 1980*).

* гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 1%.

** гипотеза об отсутствии автокорреляции первого порядка не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

ПРИЛОЖЕНИЕ 4

Эффективный капитал для различных функций дожития в период 1990—2001 гг.

Таблица П4.1. Эффективный капитал по состоянию на конец года
в реальном выражении в сопоставимых ценах 1973 г.

	Основные фонды (1972 = 100)				
	S_{PIM}	S_{DL}	S_{Hyp}	S_{Log}	S_{Wei}
1990	298,29	300,85	303,18	299,80	301,27
1991	251,76	253,69	248,87	252,30	251,08
1992	187,27	185,56	181,02	186,61	183,98
1993	143,83	140,38	136,26	142,60	139,41
1994	79,66	74,66	71,48	77,92	74,46
1995	80,71	78,87	75,83	81,96	78,70
1996	82,33	82,64	79,74	85,40	82,45
1997	86,69	86,02	83,24	88,35	85,77
1998	91,09	89,07	86,38	90,93	88,72
1999	97,03	92,25	89,57	93,63	91,76
2000	104,85	96,29	93,51	97,23	95,62
2001	114,95	100,66	97,60	101,18	99,75

ПРИЛОЖЕНИЕ 5

Совокупная факторная производительность в период 1961—2001 гг.

Таблица П5.1. Значения СФП (%) в период 1961—2001 гг., соответствующие
эластичности выпуска по капиталу $\alpha = 0,3$ и вычисленные
с использованием оценок эффективного капитала с различными
функциями дожития

	S_{PIM}	S_{DL}	S_{Hyp}	S_{Log}	S_{Wei}
1961	-0,5	-1,3	-1,3	-0,9	-1,2
1962	1,8	1,2	1,2	1,6	1,3
1963	-0,2	-0,7	-0,7	-0,4	-0,6
1964	2,9	2,5	2,6	2,7	2,6

Окончание табл. П5.1

	S_{PIM}	S_{DL}	$S_{Нур}$	S_{Log}	S_{Wei}
1965	-0,1	-0,4	-0,3	-0,2	-0,3
1966	3,0	2,8	2,9	2,9	2,8
1967	4,6	4,5	4,6	4,5	4,5
1968	3,6	3,6	3,7	3,6	3,6
1969	-0,4	-0,4	-0,3	-0,4	-0,4
1970	5,4	5,5	5,5	5,4	5,5
1971	0,5	0,6	0,6	0,5	0,6
1972	-1,0	-0,9	-0,9	-1,0	-0,9
1973	5,6	5,8	5,7	5,7	5,7
1974	1,6	1,7	1,7	1,7	1,7
1975	1,1	1,2	1,1	1,1	1,2
1976	1,9	1,9	1,8	1,9	1,9
1977	1,4	1,4	1,3	1,4	1,4
1978	1,4	1,4	1,3	1,4	1,4
1979	-1,3	-1,4	-1,4	-1,3	-1,4
1980	1,3	1,2	1,2	1,3	1,2
1981	0,1	0,0	0,0	0,1	0,0
1982	1,3	1,3	1,2	1,3	1,3
1983	1,4	1,4	1,4	1,4	1,4
1984	0,7	0,6	0,6	0,7	0,6
1985	-0,2	-0,2	-0,3	-0,2	-0,2
1986	0,5	0,4	0,4	0,5	0,4
1987	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9	-0,9
1988	3,8	3,8	3,8	3,8	3,8
1989	-2,4	-2,4	-2,4	-2,4	-2,4
1990	-0,6	-0,5	-0,6	-0,5	-0,6
1991	-3,4	-3,3	-2,7	-3,3	-3,0
1992	-5,7	-5,3	-5,2	-5,6	-5,4
1993	-5,3	-4,9	-4,8	-5,2	-5,0
1994	-10,2	-9,5	-9,3	-9,9	-9,6
1995	-3,5	-3,9	-4,1	-3,8	-3,9
1996	-8,8	-9,1	-9,3	-9,0	-9,1
1997	1,1	0,8	0,7	1,0	0,8
1998	-4,4	-4,7	-4,7	-4,5	-4,6
1999	9,1	8,9	8,9	9,1	8,9
2000	6,5	6,2	6,2	6,4	6,3
2001	2,1	1,9	1,9	2,0	2,0

ЛИТЕРАТУРА

- Бессонов В.А. О трансформационных структурных сдвигах российского промышленного производства // Экономический журнал ВШЭ. 2000. Т. 3. № 1. С. 42—81.
- Бессонов В.А. Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике / Анализ динамики российской переходной экономики. М.: ИЭПП, 2002. С. 5—89.
- Вишневецкая Н.Т., Гимпельсон В.Е., Захаров С.В., Капелюшников Р.И. и др. Обзор занятости в России. Вып. 1 (1991—2000). М.: ТЕИС, 2002.
- Экономическая статистика / Под ред. Иванова Ю.Н. М.: ИНФРА-М, 1999.
- Кваша Я.Б. Фактор времени в общественном производстве. М.: Статистика, 1979.
- Материально-техническое обеспечение народного хозяйства СССР. М.: Финансы и статистика, 1989.
- Народное хозяйство РСФСР. Сборники за различные годы.
- Народное хозяйство СССР. Сборники за различные годы.
- Полетаев А.В. Инвестиции в системе национальных счетов. Специальный доклад // Обзор экономики России. М.: РЕЦЭП, 1997. Вып. III. С. 235—248.
- Пономаренко А.Н. Ретроспективные национальные счета России. 1961—1990. М.: Финансы и статистика, 2002.
- Российский статистический ежегодник. Сборники за различные годы.
- О состоянии, обновлении и использовании основных фондов в 2001 г. // Статистический бюллетень. М.: Госкомстат, 2003. № 9 (93). Янв. С. 20—33.
- Фальцман В.К. Статистика перестройки и перестройка статистики // Известия АН СССР. Серия экономическая. 1989. № 4. С. 34.
- Шухгальтер М.Л. Основные фонды СССР и США: проблемы сопоставления // Проблемы прогнозирования. 1991. №5. С. 48—68.
- Campos N.F., Coricelli F. Growth in Transition: What We Know, What We Don't and What We Should // Journal of Economic Literature. 2002. Vol. 40. Sep. P. 783—836.
- Denison E.F. Trends in American Economic Growth, 1929—1982. Washington (DC): The Brookings Institut, 1985.
- Broeck M. de, Koen V. The Great Contractions in Russia, the Baltics and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side. IMF Working Paper. 2000. WP/00/32.

- Dolinskaya I. Explaining Russia's Output Collapse // IMF Staff Paper. 2002. Vol. 49. No 2. P. 155—174.
- Easterly W., Fisher S. The Soviet Economic Decline: Historical and Reputational Data. NBER Working Paper. 1994. No 4735.
- Estrin S., Urga G. Testing for Ongoing Convergence in Central and Eastern Europe, 1970—95. CEPR Working Paper. 1997. No 1616.
- Farebrother R.W. The Durbin-Watson Test for Serial Correlation when there is no Intercept in the Regression // *Econometrica*. 1980. Vol. 48. No 6. P. 1553—1564.
- Fieller C.E. A Fundamental Formula in the Statistics of Biological Assay and Some Applications // *Quarterly Journal of Pharmacy and Pharmacology*. 1944. Vol. 17. No 2. P. 117—123.
- Gavrilenkov E. Economic Growth and Crisis: Evidence from Russia and Some Other Hysteretic Economies. The Carnegie Moscow Center Working Paper. 2002. No 5.
- Greene W.H. *Econometric Analysis*. New Jersey: Prentice Hall Int. 2000.
- Maddison A. *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long Run Comparative View*. Oxford: Oxford University Press, 1991.
- Meinen G., Verbiest P., Wolf P.-P. de. Perpetual Inventory Method. Service lives, Discard patterns and Depreciation methods. CBS Statistics Netherlands. 1998. July.
- Ofer G. Soviet Economic Growth: 1928—85 // *Journal of Economic Literature*. 1987. Vol. 25. No 4. P. 1767—1833.
- Pentecost E.J. *Macroeconomics. An open economy approach*. L.: Macmillan Press, 2000.
- Savin N.E., White K.J. The Durbin-Watson Test for Serial Correlation with Extreme Sample Sizes or Many Regressors // *Econometrica*. 1977. No 45. P. 1989—1996.
- Solow R.M. Technical Change and the Aggregate Production Function // *The Review of Economics and Statistics*. 1957. Vol. 39. No 8. P. 312—320.
- Young A. The Tyranny of Numbers: Confronting the Statistical Realities of the East Asian Growth Experience // *Quarterly Journal of Economics*. 1995. Vol. 110. No 3. P. 641—680.

ОГЛАВЛЕНИЕ

Введение	3
1. Особенности статистики факторов производства в российской экономике	7
1.1. Занятость	7
1.2. Основные фонды	8
1.3. Учет специфики статистики факторов при оценке совокупной факторной производительности	11
2. Модель динамики основных фондов на основе различных функций дожития	12
2.1. Построение модели	12
2.2. Интерпретация полученных результатов	17
3. Модель динамики эффективного капитала	19
3.1. Оценка сокращения объема основных фондов в период трансформационного спада 1991—1994 гг.	21
3.2. Динамика эффективного капитала в период 1995—2001 гг.	22
4. Оценка совокупной факторной производительности	24
Выводы	30
Приложение 1. График функции Вейбулла	31
Приложение 2. Коэффициенты обновления и динамика основных фондов в период 1959—2001 гг.	32
Приложение 3. Результаты эконометрической оценки уравнений	33
Приложение 4. Эффективный капитал для различных функций дожития в период 1990—2001 гг.	35
Приложение 5. Совокупная факторная производительность в период 1961—2001 гг.	35
Литература	37

Препринт WP2/2003/03
Серия WP2
Количественный анализ в экономике

Редактор серии *В.А. Бессонов*

Воскобойников Илья Борисович

**Оценка совокупной факторной производительности
российской экономики в период 1961—2001 гг. с учетом
корректировки динамики основных фондов**

Публикуется в авторской редакции

Зав. редакцией *Е.В. Попова*
Выпускающий редактор *А.В. Заиченко*
Технический редактор *С.Д. Зиновьев*

ЛР № 020832 от 15 октября 1993 г.
Формат 60x84/16. Бумага офсетная. Печать трафаретная.
Тираж 150 экз. Уч.-изд. л. 2,45. Усл. печ. л. 2,33. Заказ № 165. Изд. № 426

ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3
Типография ГУ ВШЭ. 125319, Москва, Кочновский проезд, 3