

**ИНСТИТУТ ЭКОНОМИКИ
ПЕРЕХОДНОГО ПЕРИОДА**

Научные труды № 76Р

Воскобойников И.Б.

**Нерыночный капитал и его влияние
на динамику инвестиций
в российской экономике**

Москва
2004

УДК 330.522.2(470+571)
ББК 65.9(2Рос)-571
В76

Воскобойников И.Б. Нерыночный капитал и его влияние на динамику инвестиций в российской экономике. – М.: ИЭПП, 2004. С. 90
Агентство СІР РГБ

В работе по данным Госкомстата РФ о балансовой стоимости основных фондов (ОФ) и вводов за период 1959–1990 гг. получены оценки средних сроков их службы в отраслях российской экономики. На основе гипотезы о постоянном сроке службы ОФ получены оценки пригодных к эксплуатации ОФ и их возрастной структуры в отраслях экономики в 1959–2002 гг. По годовым данным об инвестициях, выпуске и ОФ в период 1990–2002 гг. для 5-ти основных отраслей экономики построена эконометрическая оценка инвестиционной функции на основе модели гибкого акселератора в двух вариантах. В первом в качестве показателей объема основных фондов использовались официальные данные об их балансовой стоимости, во втором – полученные в работе оценки пригодных к эксплуатации основных фондов.

Voskoboynikov I. B. Non-market Capital and Its Impact on Dynamic of Investments in Russian Economy

With account of the official Goskomstat data on the balance-sheet value of gross capital stock and vintages of 1959–1990, the present paper gives estimations of their average service lives in various sectors of the national economy. Basing on a hypothesis of constant service lives of capital assets, the paper also provides estimations of serviceable capital assets and their age composition in various sectors of the national economy over the period in question. Basing on annual data on gross investment, output and gross capital stock values over the period between 1992 to 2000, the paper provides an econometric estimation for the flexible accelerator investment function of five major sectors of the economy. The model is estimated in two variants: the first is based upon the official data of gross capital stock, while the other is built on serviceable fixed capital stock values as per the paper.

JEL Classification: E22, E27, P23

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

ISBN 5-93255-146-1

© Институт экономики переходного периода, 2004

Содержание

Введение	4
1. Измерение объема и динамики основных фондов в России: современное состояние	9
1.1. Официальные оценки объема и динамики основных фондов.....	12
1.2. Альтернативные оценки объема основных фондов.....	18
2. Динамика, сроки службы и возрастная структура основных фондов в отраслях экономики	24
2.1. Методика	25
2.2. Данные.....	30
2.3. Сроки службы основных фондов в отраслях экономики	36
2.4. Возрастная структура пригодных к эксплуатации основных фондов в основных отраслях экономики	41
2.5. Влияние переоценок на пригодные к эксплуатации основные фонды.....	47
3. Основные фонды как фактор, определяющий динамику инвестиций	51
3.1. Данные.....	53
3.2. Методика	53
3.3. Обсуждение результатов	57
4. Выводы	60
Приложения	62
Литература	79

Введение[#]

Оценка динамики капитала – «...один из самых скверных видов работы, который экономисты подкинули статистикам» (*Hicks, 1981*), при этом ее роль в самых разных задачах экономического анализа трудно переоценить. Однако данные статистических публикаций – не всегда то, что требуется экономисту. Может оказаться, что методика построения статистического показателя объема основных фондов (ОФ) мало пригодна для отражения той составляющей капитала, которая в наибольшей степени определяет какой-либо анализируемый показатель – например, динамику выпуска, инвестиционное поведение предприятий или восстановительную стоимость активов. В литературе немало внимания уделяется дискуссиям о построении на основе имеющейся статистической информации наиболее адекватного конкретной задаче показателя динамики капитала¹.

В странах с переходной экономикой проблема оценки капитала усугубляется. Как отмечается в (*Campos, Coricelli, 2002*), если для

[#]Автор выражает благодарность за полезные обсуждения, советы и помощь В.А. Бессонову, С.М. Дробышевскому, Э.Б. Ершову, С.Г. Синельникову-Мурылеву и Р.М. Энгову. Особую благодарность следует высказать М.Ю. Гордонову за помощь в сборе данных, а также за многочисленные содержательные обсуждения и комментарии. При этом ответственность за возможные ошибки в работе полностью лежит на авторе. Адрес электронной почты для переписки с автором: ivoskoboynikov@hse.ru.

¹ См., например, дискуссию о построении оценки динамики капитала для американской экономики при оценке влияния различных факторов экономического роста в: *Survey of Current Business*. 1972. Vol. 52. № 5 (Part II).

количественных показателей органы статистики в этих странах оказались более-менее подготовлены, то система наблюдений за изменением цен, в том числе и цен на инвестиционные товары, при переходе к рынку имела лишь в зачаточном состоянии. Даже если удастся как-то отслеживать динамику текущих инвестиций в сопоставимых ценах, то данные о *нерыночном капитале*², введенном еще в период плановой экономики, могут не соответствовать его реальному значению в производстве. По мнению авторов (*Campos, Coricelli, 2002*), мы практически ничего не знаем о роли нерыночного, «коммунистического» капитала в современных переходных экономиках. В частности, представляется интересным вопрос о том, является ли он фактором, существенно влияющим на динамику текущих инвестиций.

Поскольку доля рыночного капитала в общем объеме основных фондов сегодня мала, имеющийся и работающий капитал – это в основном нерыночный капитал. Однако его запасы, структура которых отражает не рыночный спрос, а разнонаправленные воздействия старых народнохозяйственных планов, вряд ли сами по себе формируют инвестиционные потоки. Ценным оказывается не капитал вообще, а та его часть, которая необходима для производства пользующейся спросом продукции, – так называемый *эффективный капитал*. А вот какова в нем доля нерыночного капитала и как она меня-

² Здесь и далее под *нерыночным капиталом* будут пониматься все основные фонды (ОФ), введенные в период плановой экономики (до 1990 г. включительно), а *рыночным* – в период рыночной экономики.

ется – проблема, актуальная с точки зрения изучения динамики инвестиций. Первым шагом по выявлению этой доли может стать процедура, которая бы давала статистически обоснованные доказательства его наличия в эффективном капитале и его влияния на процесс формирования инвестиций. Такая постановка задачи возникает потому, что в ряде работ (*Бессонов, 2002; De Broeck, Koen, 2000*), в которых изменения динамики ОФ моделируются с использованием инвестиций, неявно используется обратная предпосылка об отсутствии влияния нерыночного капитала на объем ОФ.

Для реализации такой программы построения инвестиционной функции недостаточно информации о выбытиях, предоставляемой официальной статистикой, поскольку мы практически ничего не знаем об их возрастной структуре. В то же время предположение о том, что выбытия формируются исключительно нерыночными ОФ, в этих условиях представляется недостаточно обоснованным. Выходом из сложившегося положения может оказаться построение такого показателя ОФ, который бы, с одной стороны, позволил объяснить динамику современных инвестиций не хуже официального показателя с точки зрения статистических показателей качества эконометрической модели инвестиционной функции, а с другой, – «по построению» несбы информацию о возрастной структуре выбытий и позволил бы легко выделить выбытия нерыночного капитала. Им может оказаться введенный ранее в (*Воскобойников, 2003; 2004*) показатель *пригодных к эксплуатации ОФ*.

Измерение эффективного капитала представляется отдельной и весьма сложной задачей. Выделение в нем влияния нерыночного капитала может быть реализовано косвенно, например, при исследовании вопроса о зависимости современных инвестиций от выбытий нерыночного капитала. Если влияние таких выбытий будет обнаружено – нерыночный капитал продолжает влиять на инвестиции, если нет – тогда эффективный капитал определяется исключительно инвестициями, сделанными в период рыночной экономики.

Данная работа имеет следующую структуру. Предполагается, что инвестиции формируются трудноизмеримым эффективным капиталом, поскольку именно его нехватка или избыток не позволяет предпринимателям максимизировать прибыль³. В какой степени различные показатели динамики ОФ российской экономики, известные сегодня в литературе, соотносятся с динамикой эффективного капитала? Каковы причины возможных смещений в них? Поиску ответа на этот вопрос посвящен первый раздел настоящей работы.

Во втором разделе на основе гипотезы о постоянном сроке службы строится динамика ОФ за период с 1959 по 2002 г. в отраслях

³ Выделение эффективного капитала усложняется следующим обстоятельством. Нехватка эффективного капитала может быть преодолена не только приобретением дополнительного современного оборудования, но и включением в производство неэффективного ранее, но пригодного к эксплуатации капитала. Подобные явления в российской экономике могли наблюдаться после кризиса 1998 г., когда из-за резкого удорожания импорта для заполнения неожиданно открывшихся рыночных сегментов отечественные предприятия начали задействовать часть простаивавшего оборудования. В данной работе этому обстоятельству уделяется мало внимания, однако в дальнейшем автор предполагает более подробно остановиться на этом вопросе.

экономики и рассматривается их возрастная структура. Поскольку в официальных статистических публикациях (например, в Российском статистическом ежегоднике) приводятся лишь данные о возрастной структуре пригодных к эксплуатации ОФ промышленности, открывается возможность проверить надежность полученных результатов по данным промышленности, сравнив возрастную структуру пригодных к эксплуатации ОФ с официальными оценками, и привести дополнительную информацию о возрастной структуре ОФ в других отраслях экономики. Следующим важным вопросом, побочно затрагиваемым в данном разделе, является влияние переоценок ОФ в 1992–2002 гг. на оценку ОФ в постоянных ценах.

Вопрос о том, влияет ли капитал на динамику инвестиций, в данной работе решается путем оценки инвестиционной функции и проверки ее статистической адекватности, причем показатель запасов ОФ включается в нее в качестве независимой переменной. Оценки таких инвестиционных функций на панели из 5 основных отраслей экономики за период с 1990 по 2002 г. приводятся и обсуждаются в третьем разделе, причем в качестве капитала используются как официальная балансовая оценка, так и пригодные к эксплуатации ОФ.

В заключительном, четвертом разделе исследования формулируются основные выводы.

1. Измерение объема и динамики основных фондов в России: современное состояние

Первоочередной задачей измерения капитала в условиях переходной экономики является выделение эффективного капитала – той части основных фондов, которая используется предприятиями для производства пользующейся спросом продукции. Об этой доле основных фондов упоминается, в частности, в работах (Полемаев, 1997) и (Basdevant, 2000), посвященной построению модели российской экономики. Интересно отметить, что идею о важности выделения эффективного капитала путем устранения «морального износа третьего рода» в условиях плановой экономики можно обнаружить в работе (Анчишкин, 1973. С. 136–137)⁴.

В работе (Воскобойников, 2004) предлагается еще одна составляющая официальной оценки основных фондов – так называемые *пригодные к эксплуатации*⁵ ОФ. Пригодные к эксплуатации ОФ – это ОФ, которые в любой момент времени без дополнительных издер-

⁴ «В советской статистической и плановой практике различают моральное устаревание первого рода (новая техника более производительна, чем старая) и второго рода (появляется принципиально новая техника). Оба типа морального устаревания можно считать техническим устареванием. На самом деле, следовало бы учитывать функциональное устаревание как специфический тип морального износа. Он состоит в устаревании техники в связи с таким изменением ассортимента выпускаемой продукции, когда имеющееся оборудование (главным образом, специализированное) становится практически ненужным. Такой тип устаревания техники будет играть все большую роль в связи с ускорением обновления выпускаемой продукции».

⁵ Именно такой термин в литературе не обнаружен, однако в ст. 257 Налогового кодекса РФ для обозначения этого же понятия употребляется термин «пригодные для использования».

жек могут быть использованы в производстве. На *рис. 1* схематически представлено такое разложение.

В рамках такого подхода метод непрерывной инвентаризации, используемый в ряде экономически развитых стран, должен обеспечивать близкое соответствие статистической оценки стоимости ОФ и стоимости ОФ, пригодных к эксплуатации, поскольку функции дожития более-менее точно описывают процесс физического износа оборудования – по крайней мере, точнее, чем схемы амортизационных отчислений, применяемые для определения налоговой базы.

Что же касается эффективного капитала, то его оценка также подвержена колебаниям в развитых странах и меняется в зависимости от рыночной конъюнктуры. Например, в работе (*Baily, 1981*) предполагается, что основные фонды в США после нефтяного кризиса 1973 г. претерпели быстрый моральный износ из-за своей непригодности к высокой стоимости энергоресурсов. Это значит, что значительная часть пригодных к эксплуатации основных фондов могла быть выведена из производственного цикла по причине экономической неэффективности использования, а не физического износа.

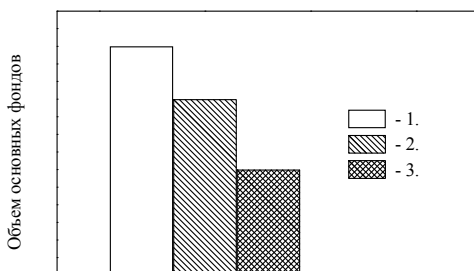


Рис. 1. Три составляющие оценки основных фондов:
 1 – физический объем ОФ на основе официальной оценки;
 2 – физический объем пригодных к эксплуатации ОФ;
 3 – физический объем эффективных ОФ

Считается (*Kornai, 1992*), что плановая экономика – это экономика предложения, поскольку главным ограничителем экономического роста в ней является предложение факторов и, в частности, капитала. В работе (*Sun, 1998*), посвященной построению инвестиционной функции для Китая, отмечается важная особенность такой экономики: ее экономический рост в значительной степени определяется инвестициями и ими же ограничивается. С этой точки зрения, экономика предложения превратится в экономику спроса⁶ тогда, когда в отраслях объем эффективного капитала будет близок к оптимально-

⁶ Под экономикой спроса понимается такое хозяйство, в котором основным ограничителем экономического роста является рыночный спрос.

му по критерию максимизации прибыли, а чувствительность инвестиций к выпуску можно рассматривать как индикатор «экономической зрелости».

1.1. Официальные оценки объема и динамики основных фондов

Полная первоначальная стоимость какого-либо элемента основных фондов складывается из фактической цены его приобретения, стоимости транспортировки и установки, а также затрат на его расширение и реконструкцию. *Полная восстановительная стоимость* ОФ определяется как стоимость их приобретения и установки в данный момент времени. Вычитанием из полной первоначальной стоимости величины амортизации определяется первоначальная стоимость за вычетом износа (*остаточная стоимость*) ОФ, а из полной восстановительной – *восстановительная стоимость за вычетом износа*.

Балансовая стоимость ОФ складывается из остаточной стоимости тех ОФ, которые были введены после последней переоценки, и восстановительной стоимости за вычетом износа для остальных ОФ. Именно балансовая стоимость ОФ является основой для построения официальных оценок ОФ.

Восстановительная стоимость определялась в ходе регулярно проводимых переоценок на основе балансовой стоимости. В последние десятилетия плановой экономики такие переоценки имели место

примерно раз в 10 лет. После перехода к рынку и в условиях высокой инфляции переоценки проводились существенно чаще: по состоянию на 1 июля 1992 г., на 1 января 1994 г., 1995, 1996 и 1997 гг. Между 1997 и 2002 гг. переоценки ОФ могли осуществлять все организации, кроме бюджетных, на добровольной основе. В бюджетных организациях последняя переоценка проводилась в 2002 г.

Основным методом переоценки был индексный. Индексы (коэффициенты) пересчета балансовой стоимости в восстановительную различались лишь в зависимости от вида и возраста ОФ. К 1995 г. было признано, что индексный метод приводит к накоплению существенных расхождений между ОФ, подвергнутыми переоценке, и их текущей рыночной стоимостью. Если переоценки приводили к существенному ухудшению финансового состояния предприятия, последнее имело право использовать нормы замедленной амортизации или понижающие индексы. Начиная с переоценки 1995 г. предприятия получили право использовать также метод прямой оценки стоимости ОФ на основе рыночных цен на аналогичные новые объекты с соответствующим документальным подтверждением. Одной из форм такого документального подтверждения могло служить письменное заключение независимых оценщиков. К 1997 г. доля предприятий, использовавших этот метод, составляла примерно 30% (*Карлик, Шухгальтер, Горбашко, 2003. С. 169–170*).

Индексы физического объема ОФ вычисляются на основе индексов цен на строительно-монтажные работы; на машины, оборудование, инструменты и инвентарь; а также на прочие капитальные работы (*Методические положения по статистике. 1996. Раздел 11.3.4*). Анализ состояния ОФ на основе официальных оценок имеется, например, в работе (*Изряднова, 2003. С. 561–568*). Основные выводы, которые делает автор, состоят в следующем:

- объем основных фондов в народном хозяйстве остается на уровне 1990 г., что связано с особенностями переоценки и резким ухудшением характеристик воспроизводства;
- доля новых вводимых в эксплуатацию ОФ по сравнению с 1990 г. снизилась, а выбывающих – осталась примерно на прежнем уровне;
- повысился уровень износа ОФ;
- несвоевременная замена ОФ приводит к продлению срока эксплуатации неэффективных машин и оборудования;
- инвестиционная деятельность ограничивается функциями поддержания накопленного потенциала.

Критика официальных оценок ОФ и ревизия сделанных на их основе выводов о состоянии ОФ может вестись по трем направлениям. *Первое* – возможные ценовые искажения, возникающие при определении индексов физического объема ОФ в условиях высокой инфляции после перехода к рыночной экономике. *Второе* – возможные

искажения, связанные с переоценками ОФ в период с 1992 по 2002 г. *Третье* – низкое качество балансовой стоимости ОФ как косвенного показателя эффективных ОФ. Другими словами, официальная оценка ОФ может иметь мало общего с объемом и динамикой капитала, который действительно используется для производства востребованной на рынке продукции.

1. Количественная оценка возможной ошибки, связанной с построением индексов физического объема ОФ, еще не производилась и может рассматриваться как актуальная задача будущих исследований. Однако, принимая во внимание существенные смещения динамики других показателей, вызванные структурными сдвигами (*Бессонов, 2003а*), можно предположить, что она будет значительной. Более того, если даже допустить, что используемая сегодня процедура построения индексов обеспечивает более-менее удовлетворительную сопоставимость стоимости рыночных ОФ, то корректность применения аналогичных индексов для их соотнесения с нерыночными ОФ представляется крайне сомнительной.

2. Переоценки ОФ привели к значительному увеличению их балансовой стоимости: только в результате переоценок 1992–1996 гг. последняя выросла в 4,3 тыс. раз (*Иванов, Казаринова, Громыко и др., 1999. С. 246–247*). Однако переоценки не должны были прямо повлиять на индексы физического объема ОФ, и потому необходимо

указать косвенные механизмы, которые могли вызвать искажения динамики ОФ в постоянных ценах.

Основной причиной таких искажений могла стать заинтересованность предприятий в том или ином изменении оценки собственных ОФ для достижения требуемых финансовых показателей. Например, с точки зрения суммы выплачиваемых налогов, влияние переоценок было неоднозначным⁷. С одной стороны, с увеличением стоимости ОФ росли амортизационные отчисления и уменьшалась налогооблагаемая база при исчислении налога на прибыль; с другой стороны, росла налогооблагаемая база налога с имущества (*Карлик, Шухгальтер, Горбашко, 2003. С. 169–170*).

Другими факторами, влияющими на поведение предприятий при проведении переоценок, могли быть: желание улучшить показатели на фондовом рынке, издержки на списание непригодного к эксплуатации оборудования, необходимость обоснования повышения тарифов для естественных монополий⁸. Под влиянием этих факторов

⁷ Поскольку в России балансовая стоимость основных фондов предприятия являлась до последнего времени (до принятия в 2002 г. новой редакции главы 25 Налогового кодекса РФ) основанием для определения налоговых выплат, предприятия были заинтересованы в том или ином искажении этого показателя. Оценки динамики ОФ, получаемые с помощью метода непрерывной инвентаризации в ряде экономически развитых стран, избавлены от такого рода смещений, поскольку предприятия не занимаются оценкой потребления основного капитала *для статистических органов*, а различные амортизационные схемы используются только для налогового учета.

⁸ Интересно отметить, что именно естественные монополии оказались заинтересованными в проведении добровольных переоценок ОФ в период с 1997 по 2002 г.

предприятие могло не только выбирать ту или иную схему для переоценок, но и влиять на их результаты через понижающие коэффициенты, независимых оценщиков, а также путем сохранения, продажи, сдачи в долгосрочную аренду и ликвидации непригодного к эксплуатации оборудования. Таким образом, следствием переоценок могло стать образование значительной доли стоящего на балансе, но непригодного к эксплуатации оборудования.

В связи с этим интересно отметить, что и балансовая стоимость ОФ в период плановой экономики была подвержена подобным искажениям на уровне предприятий, хотя, видимо, в меньшем масштабе. В (*Кваша, 1979. С. 434–435*) отмечается, что по тем или иным причинам далеко не всегда списание ОФ осуществлялось тогда, когда оборудование переставало использоваться. В то же время массовые списания осуществлялись в годы, предшествующие переписям ОФ, в расчете на получение новых. Однако в условиях плановой экономики возможности предприятий влиять на результаты переоценок были ограничены.

3. Проблема поиска показателя, наиболее точно отражающего роль капитала в создании добавленной стоимости, – задача, актуальная для любой экономики. В качестве одного из подходов к проблеме оценки вклада эффективного капитала можно рассматривать, например, процедуру вычисления стоимости услуг капитала (*capital cost*), предложенную в (*Jorgenson, 1963*) и примененную в (*Jorgen-*

son, Griliches, 1967). Там же для оценки количества часов работы оборудования в промышленности США использовались оценки потребления электроэнергии в расчете на известное количество используемых в промышленности электродвигателей.

В российской переходной экономике общие для всех сложности оценки эффективного капитала усугубляются резким изменением структуры спроса при переходе от плановой к рыночной экономике в начале 1990-х гг. (Полетаев, 1997; Бессонов, 2003а). Не представляется возможным напрямую оценить, какая доля стоящего на балансе оборудования реально используется или может быть использована для производства востребованной на рынке продукции. По косвенным оценкам, сделанным в ряде работ и сведенным вместе в (Воскобойников, 2004), к 2002 г. они составили 35–60% балансовой стоимости ОФ.

1.2. Альтернативные оценки объема основных фондов

В настоящее время в литературе при решении тех или иных задач предпринимаются попытки ослабить перечисленные выше искажения и как-либо скорректировать официальные оценки.

Наиболее популярной, судя по количеству публикаций, является оценка эффективного капитала по данным о загрузке мощностей промышленности. Такие оценки делаются на основе как информации о загрузке мощностей по производству отдельных видов продукции, которые публикует Госкомстат РФ (Астафьева, Луговой, 18

2003; Бессонов, 2003b; Водянов, 1995), так и отдельных опросов (ЦЭК, 2003; Dolinskaya, 2002). Недостатками такого подхода являются: некорректность распространения его результатов на всю экономику; отсутствие возможности сделать какие-либо выводы о доле эффективного капитала, который может быть дополнительно задействован в следующем периоде в ответ на расширение спроса или, наоборот, будет выведен из производства в силу физического или морального износа; невозможность применения подобной оценки для непроектных ОФ и пассивной части ОФ⁹.

Другой подход основан на упомянутой в (Sun, 1998) идее о том, что динамика ОФ в переходной экономике примерно соответствует динамике валовых инвестиций (см., например, (Бессонов, 2002)). Валовые инвестиции – заведомо эффективно используемая часть ОФ, а их динамика связана с динамикой выпуска. К недостаткам этого подхода следует отнести отсутствие в таком показателе информации о нерыночном капитале, часть которого также, возможно, входит в эффективный капитал. Похожий метод используется и для построения показателей динамики ОФ в период рыночной экономики в работе (De Broek, Koen, 2000), однако здесь авторы учитывают амортизацию, полученную на основе данных об ОФ периода плановой экономики, что несколько смягчает последнее возражение.

⁹ К непроектным ОФ относятся объекты социальной сферы, а к пассивной части – такие ОФ, которые создают условия для производства: здания, сооружения, передаточные устройства и др. (Карлик, Шухгальтер, Горбашко, 2003. С. 163–165).

Наконец, если об эффективных ОФ можно получить таким образом какую-то информацию, то о пригодных к эксплуатации ОФ без учета нерыночных ОФ практически ничего узнать нельзя.

Целая группа показателей эффективных ОФ может быть объединена общей идеей их связи с выпуском.

Один из примеров такого подхода – предпосылка, заложенная в работе (*Dolinskaya, 2002*), о пропорциональности доли эффективных ОФ (K_{eff}) в их балансовой оценке (K) и выпуска (Y):

$$K_{eff} = uK, \quad (1)$$

где коэффициент u связан с выпуском соотношением:

$$\frac{\dot{u}}{u} = \alpha \frac{\dot{Y}}{Y}. \quad (2)$$

В работе оценка коэффициента α осуществлялась эконометрически по годовым данным за период 1992–1997 гг., а для построения зависимой переменной использовались данные о загрузке мощностей из опроса ряда компаний промышленности. Качество такого подхода в данный момент оценить трудно, поскольку использовалось небольшое количество наблюдений, данные опроса компаний не опубликованы, и остается только догадываться о свойствах выборки. Кроме того, автор не приводит какого-либо обоснования используемой предпосылки о связи эффективного капитала с выпуском. О пригодных к эксплуатации ОФ, равно как и об их возрастной

структуре, получить какую-либо информацию с помощью этого метода также не удастся.

Признавая необходимость построения показателя эффективных ОФ в модели российской экономики, автор работы (*Basdevant, 2000*) использует систему из трех уравнений – производственной функции Кобба-Дугласа с неизвестными капиталом (K_t) и нормой амортизации (δ_t), определяемыми из второго уравнения системы:

$$\ln K_t = \ln K_{t-1} + \ln(1 + \Pi_t/K_0) - \delta_{t-1} + v_{1t}, \quad (3)$$

где Π_t – сумма частных, прямых иностранных и государственных инвестиций, и из третьего уравнения «случайного блуждания»:

$$\delta_t = \delta_{t-1} + v_{2t}. \quad (4)$$

Три описанных уравнения наряду с процедурой построения оценок параметров на основе фильтра Калмана (*Kalman filter*) позволяют оценить ненаблюдаемые эффективный капитал и норму амортизации.

Такой подход позволяет моделировать динамику эффективного капитала, однако учет запасов старого капитала осуществляется лишь на этапе калибровки параметров системы. Как и в описанных выше случаях, эта модель не учитывает запасов нерыночного капитала. Хотя с точки зрения используемого аппарата она является более совершенной по сравнению с подходом, основанным на валовых инвестициях, содержательно она не дает преимуществ при решении поставленной задачи.

Наконец, существует подход, основанный на каких-либо предположениях о среднем сроке службы оборудования, предложенный для моделирования динамики основных фондов после перехода к рыночной экономике в (Воскобойников, 2003; 2004). Он основан на идее метода непрерывной инвентаризации о постоянстве или контролируемом изменении функций дожития ОФ. Однако если в методе непрерывной инвентаризации данные о сроках службы формируются на основе наблюдений на микроуровне, то в указанных работах для их получения использовались данные о вводах и балансовой стоимости ОФ макроуровня за последние десятилетия плановой экономики. Подобные подходы для анализа возрастной структуры оборудования в промышленности известны и используются в отечественной литературе довольно давно. Так, в посвященной этому вопросу работе (Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988) приводятся ссылки на работы 1960-х и 1970-х гг., а в работе (Кваша, 1979) – даже на работы 1920-х гг. Недостатком этого метода является жесткость и недостаточная обоснованность предположения о постоянстве срока службы оборудования. Однако такой ценой удастся получить оценки срока службы и возрастной структуры ОФ, которые затем можно сравнить с опубликованными официальными данными и распространить на те отрасли экономики, о которых подобная информация не публикуется. Сравнение результатов использования этого метода на уровне народного хозяйства для получения сроков служ-

бы и выделения эффективного капитала с оценками, полученными другими методами, приведено в (*Воскобойников, 2004*).

При наличии данных о вводе и балансовой стоимости ОФ в постоянных ценах в отраслях экономики в период до 1990 г. открывается возможность выделить пригодные к эксплуатации ОФ на отраслевом уровне так, как это сделано на уровне народного хозяйства в (*Воскобойников, 2004*), и в рамках предпосылок используемой модели ответить на поставленные в работе вопросы.

2. Динамика, сроки службы и возрастная структура основных фондов в отраслях экономики

Одной из отличительных особенностей планового хозяйства был более высокий уровень полномочий государственных органов по наблюдению и контролю за деятельностью предприятий, чем в условиях рыночной экономики. Статистические службы в СССР проводили сплошные обследования предприятий и организаций, чего по многим причинам не могут себе позволить органы статистики большинства стран с развитой рыночной экономикой. В этих условиях можно было бы ожидать, и в действительности ожидалось¹⁰, что будут предприняты значительные усилия по статистическому исследованию особенностей формирования и динамики основных фондов. Однако этого в полном объеме так и не произошло. В аналитическом исследовании результатов переписи основных фондов 1972 г. Я.Б. Кваша указывал: «Можно только сожалеть, что наша статистика при всех ее огромных возможностях не предприняла исследования на массовом материале актов списания продолжи-

¹⁰ Я.Б. Кваша (*Кваша, 1979. С. 434*) в связи с этим приводит выдержку из работы С.Г. Струмилина (*Струмилин, 1930. С. 147*) по поводу определения сроков службы и норм амортизации основных фондов: «Мы располагаем огромными возможностями к тому, чтобы строить эти сроки и нормы на строго научной базе массового наблюдения. У хозяев частнокапиталистического общества не было такой возможности вследствие слишком ограниченного поля наблюдения в пределах одного лишь хозяйства. Но к нашим услугам поле наблюдения всей национализированной промышленности».

тельности жизни машин и других видов средств труда» (*Кваша, 1979. С. 434*).

В условиях значительных институциональных и структурных изменений, которые произошли в российской экономике со времени переписи основных фондов 1972 г., а также ухудшения в силу ряда объективных и субъективных обстоятельств полноты и качества собираемой статистической информации об ОФ, трудно ожидать в ближайшем будущем появления данных о структуре и динамике основных фондов в пореформенный период, сопоставимых по точности с результатами, полученными на более-менее однородном статистическом материале, собранном за продолжительный период плановой экономики и использованном в работах (*Анчишкин, 1973; Кваша, 1979; Иванов, Эскина, 1985; Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988*).

Тем не менее актуальность и важность обсуждаемых вопросов позволяет в некоторой степени оправдать публикацию результатов, возможно, уступающих в методическом плане работам исследователей предыдущего периода.

2.1. Методика

Используемая в данной работе методика подробно описана в работах (*Воскобойников, 2003; 2004*), где проводились оценки пригодных к эксплуатации и эффективных ОФ на уровне народного хозяй-

ства с использованием 5-ти альтернативных функций дожития. В основу методики были положены функции дожития, используемые в качестве модельных для метода непрерывной инвентаризации в работе (Meinen, Verbiest, de Wolf, 1998). При этом если в данной работе оценка параметров этих функций проводилась на основе результатов регулярных обследований предприятий для каждого вида ОФ, т.е. на микроуровне, то в работах (Воскобойников, 2003; 2004) они осуществлялись по данным о балансовой стоимости и вводах на макроуровне за период с 1959 по 1989 г.

Зная средний срок службы (d) функции дожития ($S(t, d)$) и вводы ОФ (I_i) в год i , можно найти оценки ОФ на всем исследуемом периоде с 1959 по 2002 г.:

$$\hat{K}_t(d) = \sum_{i=t_0}^t S(t-i+1, d) \cdot I_i, \quad (5)$$

где $\hat{K}_t(d)$ – оценка стоимости ОФ в сопоставимых ценах на 31 декабря года t , найденная с помощью функции дожития S ; t_0 – год, начиная с которого учитывались значения вводов¹¹.

¹¹ Вводы до 1950 г. полагались постоянными и выбирались таким образом, чтобы оценка ОФ в 1959 г. совпала с официальной оценкой. Определение года $t_0 < 1950$ г., а также выбор между предположениями о постоянстве вводов, как в работе (Meinen, Verbiest, de Wolf, 1998), или о постоянстве темпов роста вводов в период с t_0 до 1949 г. никакого существенного влияния на оценки параметров функции дожития и последующую динамику полученных оценок ОФ не оказывали. В работе принято $t_0=1930$ г.

В свою очередь, выбытия могут быть вычислены следующим образом:

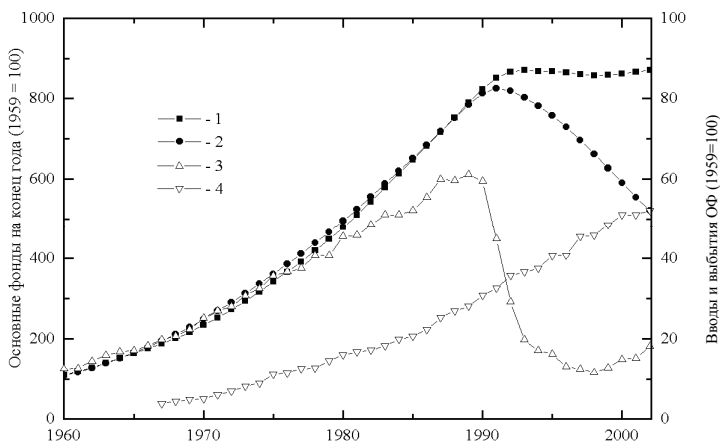
$$\hat{R}_t(d) = \hat{K}_{t-1}(d) - \hat{K}_t(d) + I_t, \quad 1959 \leq t \leq 2002. \quad (6)$$

Результат на уровне народного хозяйства в целом представлен на *рис. 2*.

Полученные таким образом оценки динамики ОФ в период с 1991 по 2002 г. «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 выбытия после перехода к рыночным отношениям осуществлялись тогда, когда оборудование было полностью изношено, т. е. по истечении срока службы. С помощью *рис. 2* падение объемов пригодных к эксплуатации ОФ после 1990 г. (кривая 2) легко объяснить резким уменьшением вводов новых ОФ (кривая 3) и нарастанием выбытий (кривая 4).

Для определения возрастной структуры ОФ в промышленности в условиях плановой экономики аналогичный макроподход был реализован ранее в работе (Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988). В ней использовались 3 функции дожития: функции S_{PIM} в (Воскобойников, 2003; 2004) соответствовало так называемое «старшевозрастное выбытие». Рассматривались также случаи «разновозрастного равномерного выбытия» (линейное возрастание вероятности выбытия со временем) и «разновозрастного неравномерного выбытия» (монотонно возрастающая со временем кривая вероятности выбытия

с точкой перегиба, первоначально выпуклая вверх). Гипотеза о постоянном сроке службы в работах (Воскобойников 2003; 2004) соответствует так называемому «стабилизирующему объему выбытия» в (Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988).



Примечание. Левая ось: 1 – балансовая стоимость ОФ; 2 – пригодные к эксплуатации ОФ. Правая ось: 3 – вводы новых ОФ в сопоставимых ценах; 4 – выбытия не пригодных к эксплуатации ОФ, полученные с помощью соотношения (6).

Источник: 1, 3 – Госкомстат РФ; 2, 4 – (Воскобойников, 2004).

Рис. 2. Балансовая стоимость и пригодные к эксплуатации ОФ по состоянию на конец года в сопоставимых ценах 1990 г.

Подход, при котором используются различные функции дожития для моделирования и исследования динамики ОФ, сам по себе не

нов и отражен в ряде работ¹², самые ранние из которых были опубликованы в 1920-х гг.

Принципиально различаются цели работ (*Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988*) и (*Воскобойников, 2003; 2004*). Если в первой ставилась задача по исследованию «...возрастных преобразований парка (производственного оборудования промышленности. – *И.В.*) в процессе его обновления», то в (*Воскобойников, 2003; 2004*) требовалось построить модель динамики пригодных к эксплуатации ОФ всей экономики после 1990 г. по данным о вводах и известной функции дожития, т.е. для моделирования динамики ОФ, соответствующей «стабилизирующему объему выбытия».

В отличие от работ (*Воскобойников, 2003; 2004*) в настоящей работе используется только одна функция дожития – $S_{рпм}$, поскольку только она из всех использованных ранее зависит исключительно от срока службы. Это несколько снижает точность результатов, но обеспечивает их сопоставимость для всех отраслей экономики. Результаты оценки пригодных к эксплуатации ОФ по отраслям экономики представлены в приложении 1 (*табл. III.6*).

¹² В работе Я.Б. Кваши (*Кваша, 1979. С. 454*) строятся распределения сроков службы ОФ, аналогичные «распределению Уинфрея» (*Winfrey, 1935*), которое вплоть до конца 1980-х гг. использовалось для построения динамики ОФ по методу непрерывной инвентаризации в США (*Bernd, 1990*). Я.Б. Кваша приводит также ссылку на работу (*Филоненко-Бородич, 1925*), где высказывалось предположение, «что выбывшие машины распределяются по закону Гаусса», а в (*Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988*) указываются работы (*Боярский, 1962*) и (*Ланге, Банасинский, 1971*).

2.2. Данные

Для реализации методики (*Воскобойников, 2003; 2004*) необходимы данные о балансовой стоимости ОФ и вводах в период плановой экономики по отраслям экономики в сопоставимых ценах, а также о вводах в последующие годы. Данные о балансовой стоимости ОФ в отраслях экономики по состоянию на конец года в постоянных ценах 1973 г., а также о вводах новых ОФ за тот же период в текущих ценах с 1959 г. были предоставлены Отделом статистики национального богатства и основных фондов Управления учета основных фондов и строительства Госкомстата РФ.

Путем сопоставления данных из (*Народное хозяйство РСФСР*) и (*Народное хозяйство СССР*) за соответствующие годы, а также пересчета рядов при смене постоянных цен удалось сформировать временной ряд вводов ОФ на уровне народного хозяйства с 1965 г. С учетом имеющихся данных о вводах государственными и кооперативными предприятиями без колхозов с 1950 г., ряд был удлинен. При этом было сделано предположение, что темпы роста вводов во всем народном хозяйстве и темпы роста вводов государственными и кооперативными предприятиями в период с 1950 по 1965 г. совпадали (*Воскобойников, 2004*).

С помощью данных о вводах в текущих ценах были найдены доли вводов, приходящиеся на каждую отрасль экономики за период с 1960 по 1989 г. Затем на основе этих долей и данных о вводах по

всей экономике в сопоставимых ценах были построены оценки объемов вводов в сопоставимых ценах в каждой отрасли экономики за тот же период. Что касается данных об ОФ и вводах в период с 1990 г. по 2002 г., то они были предоставлены Госкомстатом РФ изначально в сопоставимых ценах 1990 г.

Уже на этом этапе интересно отметить некоторые изменения отраслевого распределения, которые произошли при переходе от плановой к рыночной экономике, т.е. между 1990 и 2000 гг. (см. *табл. 1*). Более чем на четверть уменьшилась стоимость ОФ в сельском хозяйстве, опустившись до уровня начала 1970-х гг., и почти на 2.6 п.п. она возросла в жилищном хозяйстве. Однако важно отметить и другую особенность: незначительные изменения долей ОФ для многих других отраслей после перехода к рынку.

Другим важным для первоначального анализа разрезом анализируемого массива данных является структура вводов по отраслям, представленная в *табл. 2*. Здесь переход от плановой к рыночной экономике можно легко проследить по радикальному перераспределению вводов от промышленности и сельского хозяйства в жилищное хозяйство.

Динамика балансовой стоимости основных фондов в отраслях экономики в постоянных ценах представлена на *рис. 3а* и *3б*.

Таблица 1

**Распределение балансовой стоимости основных фондов
по отраслям экономики по состоянию на конец года
в сопоставимых ценах 1990 г., %**

Отрасли	1960	1970	1980	1990	2000	2001	2002
Промышленность	27.3	31.4	33.1	34.3	34.1	34.0	33.9
Сельское хозяйство (без скота)	7.31	7.73	10.03	10.10	7.56	7.32	7.08
Строительство	1.98	2.63	3.44	3.79	3.51	3.46	3.40
Транспорт	13.8	13.1	13.0	13.4	13.4	13.5	13.6
Торговля и обще- ственное питание	2.19	2.41	2.39	2.28	2.19	2.18	2.20
Связь	0.67	0.92	0.99	1.06	1.18	1.22	1.26
Лесное хозяйство	0.01	0.05	0.07	0.10	0.08	0.08	0.08
Материально- техническое снаб- жение и сбыт	0.49	0.50	0.63	0.64	0.59	0.59	0.58
Заготовки	0.59	0.63	0.51	0.41	0.32	0.31	0.30
Жилищное хозяй- ство	32.0	25.3	20.4	19.0	21.6	21.9	22.3
Коммунальное хозяйство	3.92	4.65	4.50	4.63	4.30	4.31	4.32
Прочие отрасли*	9.78	10.67	10.91	10.37	11.13	11.08	11.04
ВСЕГО по отрас- лям (без скота)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

Примечание. Отраслевое распределение ОФ получено на основе данных Госкомстата РФ и пересчета в сопоставимые цены 1990 г.

* К прочим отраслям относятся в том числе здравоохранение; физическая культура и социальное обеспечение; народное образование, культура и искусство; наука и научное обслуживание; финансы, кредит, страхование и пенсионное обеспечение; управление.

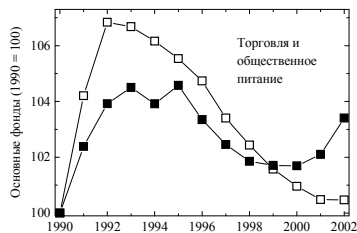
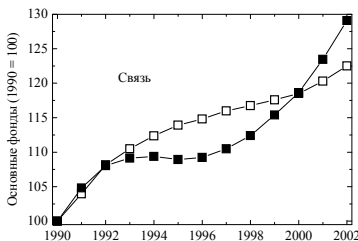
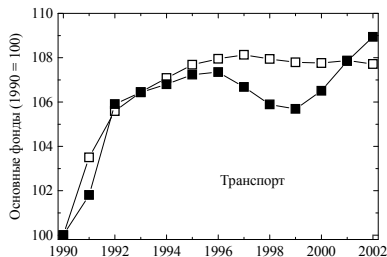
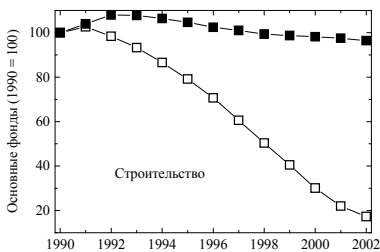
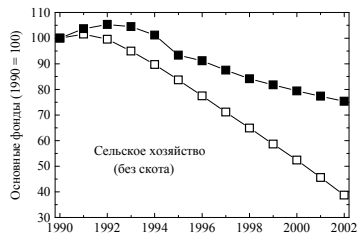
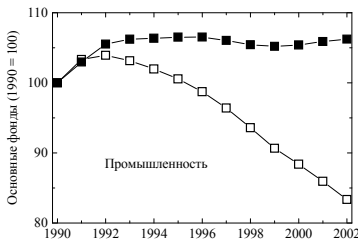
Таблица 2

**Распределение вводов по отраслям экономики
в сопоставимых ценах 1990 г., %**

Отрасли	1960	1970	1980	1990	2000	2001	2002
Промышленность	33.49	36.21	36.07	35.59	32.26	33.92	30.40
Сельское хозяйство (без скота)	8.85	11.75	13.47	12.30	2.83	2.73	2.56
Строительство	0.01	0.02	0.10	0.16	0.06	0.04	0.02
Транспорт	4.65	4.65	5.63	7.65	3.53	3.78	2.69
Торговля и общественное питание	11.95	8.97	12.04	11.76	9.69	9.58	7.40
Связь	0.53	0.94	0.96	1.01	1.83	2.38	2.80
Лесное хозяйство	2.45	2.18	2.03	2.44	3.81	4.17	5.29
Материально-техническое снабжение и сбыт	0.63	0.51	0.82	1.02	0.56	0.85	0.74
Заготовки	0.66	0.57	0.31	0.28	0.07	0.07	0.06
Жилищное хозяйство	24.56	17.78	13.25	14.08	32.44	30.42	36.38
Коммунальное хозяйство	3.16	4.24	3.44	2.50	2.78	2.36	2.12
Прочие отрасли*	9.07	12.16	11.87	11.21	10.13	9.70	9.53
ВСЕГО по отраслям (без скота)	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

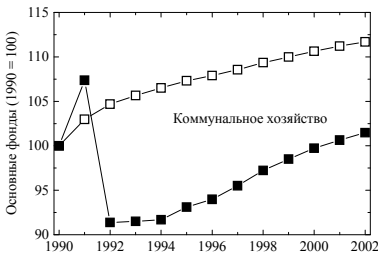
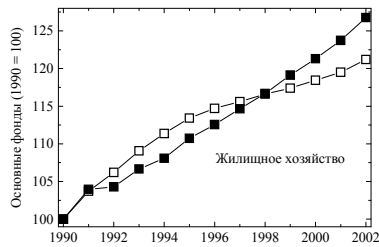
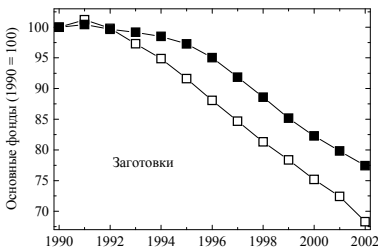
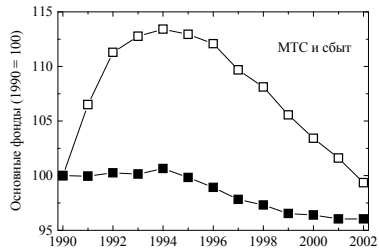
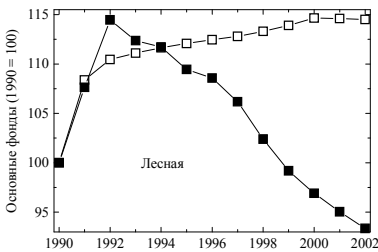
Примечание. Отраслевое распределение вводов получено на основе данных Госкомстата РФ и пересчета в сопоставимые цены 1990 г.

* К прочим отраслям относятся в том числе здравоохранение; физическая культура и социальное обеспечение; народное образование, культура и искусство; наука и научное обслуживание; финансы, кредит, страхование и пенсионное обеспечение; управление.



Черные квадраты – балансовая оценка (данные Госкомстата РФ); белые квадраты – пригодные к эксплуатации ОФ на основе гипотезы о постоянном сроке службы (данные из приложения 1 – табл. П1.6).

Рис. 3а. Динамика балансовой стоимости основных фондов в 1990–2002 гг. в отраслях экономики в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года



Черные квадраты – балансовая оценка (данные Госкомстата РФ); белые квадраты – пригодные к эксплуатации ОФ на основе гипотезы о постоянном сроке службы (данные из приложения 1 – табл. П1.6).

Рис. 3б. Динамика балансовой стоимости основных фондов в 1990–2002 гг. в отраслях экономики в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года

2.3. Сроки службы основных фондов в отраслях экономики

В литературе, посвященной анализу динамики основных фондов в период плановой экономики, уделяется внимание срокам службы ОФ в промышленности (см., например, *Кваша, 1979; Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988*), в отдельных отраслях промышленности (*Иванов, Эскина, 1985*), машин и оборудования в строительстве и в сельском хозяйстве (*Кваша, 1979*), а также срокам службы основных производственных фондов в народном хозяйстве в целом (*Анчишкин, 1973. С. 127–139*). Информацию о сроках службы в других отраслях экономики в литературе обнаружить не удалось, а нормативные сроки службы, используемые для вычисления амортизации, отражают износ основных фондов неудовлетворительно.

В настоящей работе используется гипотеза о постоянном сроке службы ОФ в период с 1959 по 2002 г. В работах (*Кваша, 1979; Иванов, Эскина, 1985*) с использованием данных для СССР показано, что в условиях замедления темпов роста ОФ в 1970-е и 1980-е гг. происходило увеличение сроков службы, однако, как они фактически изменились после 1990 г., – неизвестно. С одной стороны, станок, который в плановой экономике могли списать, в условиях рыночной экономики будет оставаться на балансе, например, потому, что нет денег купить новый; или потому, что он увеличивает амортизационные отчисления и уменьшает таким образом налог на прибыль или потому, что нецелесообразно тратить деньги на его списа-

ние и утилизацию. С другой стороны, если в условиях гарантированного спроса в плановой экономике, относительно новый станок, способный давать продукцию, мог бы работать, то в рыночных условиях он может быть продан на вторичном рынке или списан только потому, что выпускаемая с его помощью продукция не пользуется спросом, а его сохранение на балансе увеличивает налог с имущества. Именно поэтому учет постепенного удлинения с течением времени срока службы может оказаться уточнением, неоправданным с точки зрения адекватности наших знаний о влиянии на него условий рыночной экономики.

Полученные результаты оценки сроков службы для различных отраслей экономики приведены в *табл. 3*. Важно подчеркнуть, что их сопоставимость с результатами других авторов весьма условна. Три основных фактора, определяющих плохую сопоставимость данных, – это выборка, временной период и модель, из которой вычисляются средние сроки службы.

1. *Выборка*. Если оценки в данной работе делались на основе балансовой оценки всех основных фондов российской экономики, то оценка Анчишкина (*Анчишкин, 1973*) – на основе данных о производственных основных фондах, оценка Кваши (*Кваша, 1979*) – по данным о выбытиях различных видов машин в промышленности, сельском хозяйстве и строительстве, а в работе (*Иванов, Эскина, 1985*) – по данным об основных фондах промышленности. Кроме

того, все приведенные здесь работы опираются на данные для СССР, а в настоящей работе объект изучения – российская экономика.

2. *Период*. В настоящей работе оценка производилась по данным за период с 1959 по 1989 г.; в работе (Кваша, 1979) для разных отраслей использовались различные периоды между 1962 и 1971 гг.; в работе (Анчишкин, 1973) рассматривался период с 1950 по 1970 г., а оценка в (Иванов, Эскина, 1985) – это усреднение их результатов за период с 1966 по 1983 г.

3. *Модель*. В данной работе модель – это функция дожития S_{PIM} типа ступеньки, предполагающая полноценное функционирование какого-либо элемента ОФ в течение всего срока службы, а потом – мгновенное выбытие¹³. В работе Кваши расчеты основаны на так называемой формуле Кваши, предложенной в (Кваша, 1937) и связывающей срок службы, коэффициент выбытия и темпы роста ОФ. В работе (Анчишкин, 1973) используется аналогичная зависимость, полученная на основе иных предпосылок. В работе (Иванов, Эскина, 1985) используется формула Кваши, однако полученная по-другому: «Полученные зависимости после ряда преобразований оказались аналогичными формулам Я.Б. Кваши, хотя методически задачи решались разными способами» (Иванов, Эскина, 1985. С. 34)¹⁴.

¹³ В англоязычной литературе она имеет специальное название *One-Hoss Shay Decay*. См., например, (Bernd, 1990).

¹⁴ Сравнение различных моделей сроков службы, к которым помимо перечисленных следует отнести и так называемую формулу Домара (Domar, 1957) и их приме-

38

Таблица 3

**Альтернативные оценки срока службы основных фондов
в отраслях экономики**

	Срок службы (лет)			
	1	2**	3	4
ОФ – всего (без скота)	23	18.3	22–24	-
Промышленность	23	21.5	-	23.3
Сельское хозяйство (без скота)	15	7.4	-	-
Лесное хозяйство	34	-	-	-
Строительство	10	11.3	-	-
Транспорт	40	-	-	-
Связь	35	-	-	-
Торговля и общественное питание	26	-	-	-
МТС и сбыт	24	-	-	-
Заготовки	28	-	-	-
Жилищное хозяйство	41	-	-	-
Коммунальное хозяйство	50*	-	-	-
Прочие отрасли	22	-	-	-

* Сходимость алгоритма оценки достигнута не была. Приведенное значение условно, его следует считать оценкой снизу.

** Оценки Я.Б. Кваши для промышленности делались на основе данных о выбытии 150 видов и подвидов машин и оборудования в период с 1962 по 1971 г.; по сельскому хозяйству – по данным о выбытиях самоходных и прицепных машин за период с 1966 по 1971 г.; по строительству – для различных видов строительных машин по данным выбытий за 1971–1972 гг. Оценка срока службы для всех ОФ – это взвешенное среднее по срокам службы для трех видов материального производства: промышленности, сельского хозяйства и строительства.

1-й столбец – данная работа; 2-й столбец – (Кваша, 1979. С. 448–461); 3-й столбец – (Анчишкин, 1973. С. 136); 4-й столбец – (Иванов, Эскина, 1985. С. 36).

нимость для современной российской экономики представляется важной самостоятельной задачей, которая выходит за рамки исследования в настоящей работе.

Сделав все необходимые оговорки, следует заметить, что существенные расхождения, требующие пояснений, наблюдаются для средних сроков службы по экономике в целом и по сельскому хозяйству между оценками Я.Б. Кваши и оценками, сделанными в данной работе. Превышение в 2 раза среднего срока службы в сельском хозяйстве по сравнению с оценкой Я.Б. Кваши может объясняться двумя причинами: в (*Кваша, 1979*) не учитывалась стоимость зданий и сооружений; рассматриваемый им период был сравнительно небольшим¹⁵.

Отдельно необходимо упомянуть результаты, представленные в работе (*Цигельник, Горшкова, Фенина и др., 1988*). Авторы использовали в числе прочих ту же самую функцию дожития, что и в настоящем исследовании, и за период с 1970 по 1986 г. получили оценку срока службы, равную 14,39 года¹⁶, используя данные о вводах с 1932 г. По всей видимости, авторы, как и Я.Б. Кваша, анализировали только производственное оборудование промышленности. Из текста трудно установить какие-либо характеристики используемой выборки. В самой работе по этому поводу имеется лишь упоминание, что данные, представленные в одной из таблиц, «представляют относительно небольшую часть данных по промышленности в

¹⁵ Оценка срока службы в сельском хозяйстве за период с 1959 по 1970 г. в рамках используемого в данной работе подхода равна 13 годам.

¹⁶ В аналогичный временной период срок службы для промышленности в рамках используемого в данной работе подхода равен 22 годам.

целом, но достаточно объективно отражают тенденции происходящих изменений». Поэтому делать какие-либо предположения о причинах столь существенных расхождений в результатах, кроме высказанных выше в связи с другими моделями, представляется затруднительным.

2.4. Возрастная структура пригодных к эксплуатации основных фондов в основных отраслях экономики

Построение динамики пригодных к эксплуатации основных фондов в период с 1990 по 2002 г. в отраслях экономики на базе известной функции дожития позволяет не только выделить их долю в балансовой оценке, но и определить их возрастную структуру. Экономическая интерпретация пригодных к эксплуатации основных фондов приведена в (*Воскобойников, 2004*). Результаты оценки возрастной структуры пригодных к эксплуатации ОФ представлены в *табл. III.1 – III.5* приложения 1, а также на *рис. 4, 5*.

В официальных публикациях Госкомстата (Российский статистический ежегодник) приводится информация о возрастной структуре основных фондов оборудования в промышленности. Таким образом, предоставляется возможность сравнить полученные оценки возрастной структуры ОФ для промышленности с официальными. Поскольку предполагается, что в период 1959–1989 гг. оценка физического объема пригодных к эксплуатации ОФ и официальная оценка ОФ практически не различаются, ожидается, что в указанные годы по-

лученная в данной работе возрастная структура пригодных к эксплуатации ОФ должна оказаться близкой к официально опубликованной.

Информация о возрастной структуре основных фондов в других отраслях экономики отсутствует. Соответственно, возрастная структура ОФ во всех отраслях экономики, кроме промышленности, за тот же период также должна отражать возрастную структуру балансовой оценки ОФ. В то же время возрастная структура ОФ в период 1990–2002 гг., полученная в рамках данной работы как для промышленности, так и для других отраслей экономики, характеризует лишь пригодные к эксплуатации ОФ.

Диаграммы возрастной структуры основных фондов промышленности, построенные на основе официальных оценок и с помощью модели за период с 1970 по 2002 г., приведены на *рис. 4*.

Распределения балансовой оценки ОФ и оценки стоимости пригодных к эксплуатации ОФ по возрастам, как и ожидалось, за период с 1970 по 1990 г. хорошо согласуются друг с другом. При этом обе оценки позволяют выявить тенденцию к старению капитала: распределение с течением времени постепенно смещается вправо, что согласуется с гипотезой об увеличении срока службы ОФ в период плановой экономики.

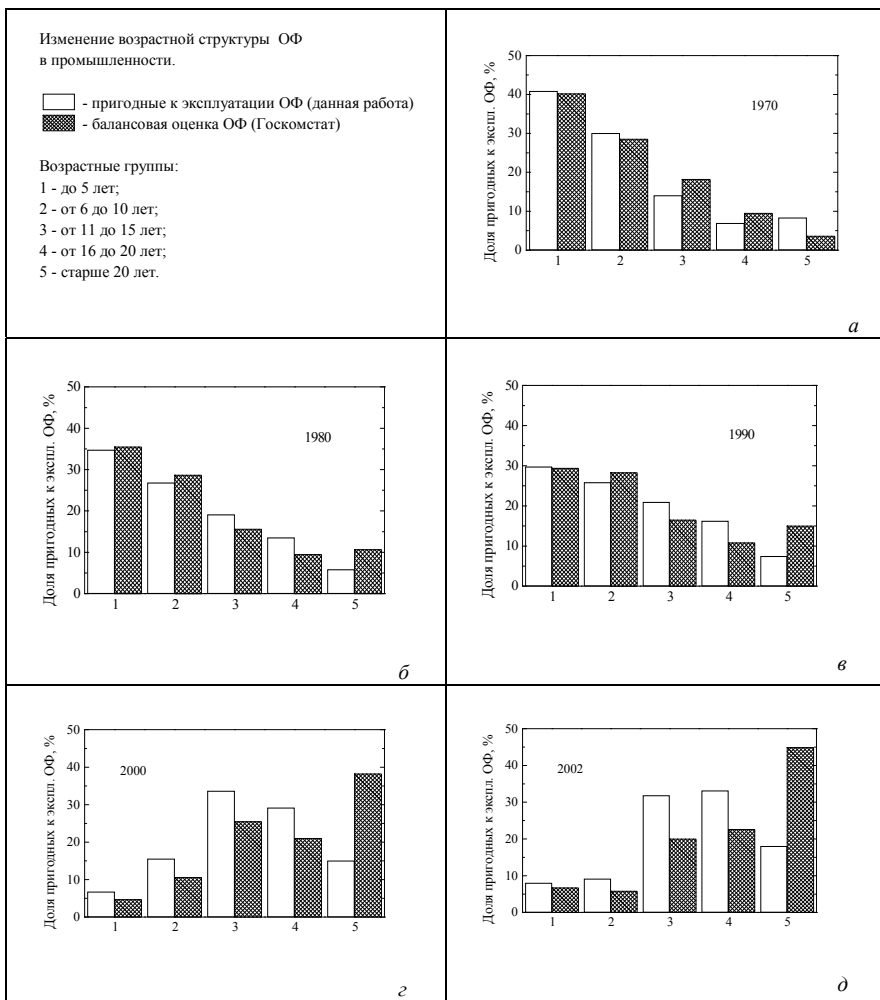


Рис. 4. Изменение возрастной структуры ОФ в промышленности за период с 1970 по 2002 г. Сравнение оценок балансовой стоимости ОФ (Госкомстат РФ) и стоимости пригодных к эксплуатации ОФ

В то же время возрастная структура 2000 г. позволяет выявить существенные отличия между всеми стоящими на балансе и пригодными к эксплуатации ОФ: основная масса первых приходится на наиболее старую возрастную группу (более 20 лет), а вторых – на возрастную группу 11–15 лет, т.е. введенных в 1985–1989 гг. – в период максимального объема вводов. Это позволяет сделать вывод о том, что основная масса стоящих на балансе, но не пригодных к эксплуатации ОФ состоит из ОФ с большими сроками службы. Можно предположить, что такие ОФ невыгодно даже списывать.

Как следует из *табл. 2*, при переходе к рынку доля вводов, приходящаяся на сельское хозяйство, упала с 12,3% в 1990 г. до 2,83% в 2000 г. При этом доля основных фондов сельского хозяйства (без скота) сократилась за тот же период менее чем на 3 п.п. (см. *табл. 1*). Поскольку оценка срока службы составляет 15 лет, объем пригодных к эксплуатации основных фондов должен был снизиться более существенно (см. *рис. 3а*). Важно отметить, что на темпы этого спада возросшие после 1998 г. инвестиции существенно не повлияли, видимо, они оказались незначительными по сравнению с балансовой оценкой ОФ. Можно предположить, что инвестиции пошли в первую очередь на расшивку «узких мест», которые могли накопиться в период плановой экономики, на фоне общего падения объемов ОФ за счет старых и неэффективных. Возрастная структу-

ра пригодных к эксплуатации ОФ в сельском хозяйстве (без скота) приведена на *рис. 5б*.

Общей особенностью пригодных к эксплуатации ОФ всех отраслей экономики, представленных на *рис. 4* и *5*, является их перераспределение в старшие возрастные группы. В этом смысле строительство не является исключением. Устойчивый спрос на продукцию этой отрасли и наблюдаемое старение ее основных фондов заставляют предположить, что гипотеза о постоянном сроке службы здесь приводит к существенным искажениям (*рис. 5в*).

Более 40% пригодных к эксплуатации ОФ на транспорте были введены в эксплуатацию более чем 20 лет назад (*рис. 5г*). После общего падения инвестиций, уменьшения в годы рыночной экономики их доли (*табл. 2*), приходящейся на отрасль, и роста спроса на услуги этой отрасли неизбежно значительное обновление ее ОФ. В то же время резервов из неиспользуемых, но пригодных к эксплуатации ОФ здесь, по-видимому, нет.

Несмотря на то что общая тенденция старения сказалась также в торговле и в общественном питании (*рис. 5д*), возрастная структура пригодных к эксплуатации ОФ там более равномерна.

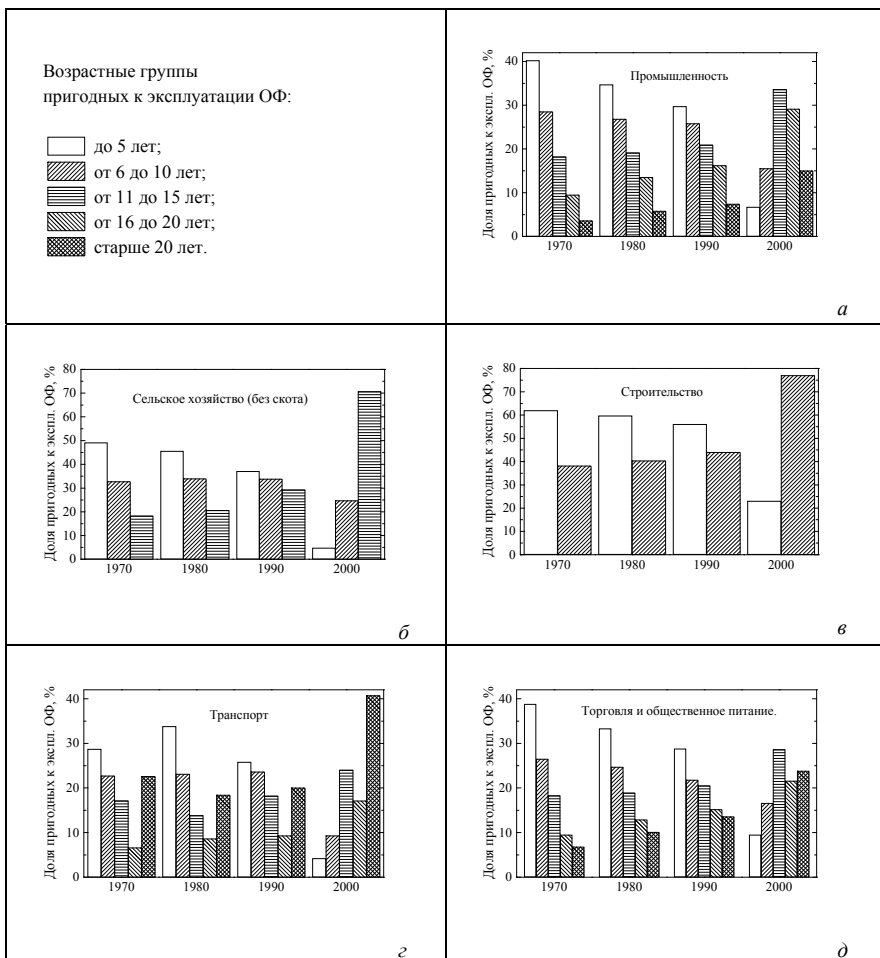


Рис. 5. Изменение возрастной структуры пригодных к эксплуатации основных фондов основных отраслей экономики за период с 1970 по 2000 г.

2.5. Влияние переоценок на пригодные к эксплуатации основные фонды

Как было упомянуто выше, возможные смещения индексов физического объема ОФ могли быть вызваны заинтересованностью предприятий в тех или иных результатах переоценок 1992–2002 гг. для улучшения своих финансовых показателей¹⁷. В рамках гипотезы о постоянном сроке службы можно выделить отрасли с переоцененными активами – промышленность, сельское хозяйство, заготовки; с недооцененными активами – лесная промышленность, МТС и сбыт, коммунальное хозяйство; со смешанным результатом – транспорт, связь, торговля и общественное питание.

Если причинами завышения или занижения стоимости ОФ считать эффект переоценки 1992–2002 г., то его, видимо, следует искать в отраслях с незначительной долей организаций, непосредственно управляемых государством, и большими запасами старых ОФ, а затем сравнивать изменения налоговой нагрузки при том или ином изменении оценки балансовой стоимости ОФ. В разных отраслях в зависимости от преобладающих типов ОФ и экономической конъюнктуры эффект переоценки может быть разным. В некоторых случаях он мог быть настолько незначительным, что поведение предприятий вообще никак им не определялось. Проверка соответствия ожидаемого из этих соображений изменения стоимости ОФ в отрас-

¹⁷ Подробнее о возможности косвенного влияния переоценок 1992–2002 гг. на индексы физического объема ОФ см. в подразделе 1.1 данной работы.

лях с полученными результатами выходит за пределы этого исследования и, возможно, будет реализована в дальнейшем.

При этом следует пояснить, что понимается под завышением или занижением стоимости ОФ отрасли вследствие переоценок. Для этого необходимо рассматривать индекс физического объема ОФ как показатель запаса производственных мощностей, отражающий способность ОФ при прочих равных условиях производить определенное количество продукции (например, количество пар обуви за смену на обувной фабрике), и принять гипотезу о неизменном сроке службы ОФ. Тогда «по построению» единица индекса физического объема пригодных к эксплуатации ОФ обладает указанной способностью, а аналогичный индекс балансовой стоимости ОФ – не обладает (*Воскобойников, 2004*). Таким образом, если балансовая оценка ОФ больше оценки пригодных к эксплуатации ОФ, имеет место переоценка ОФ, если меньше – недооценка¹⁸.

Нельзя упускать из виду и альтернативную возможность интерпретации динамики основных фондов, связанную с изменением срока службы в условиях рыночной экономики. Например, сравнивая

¹⁸ Понятие пригодных к эксплуатации ОФ близко к представлению о капитале как о запасе производственных мощностей, о котором пишет Грилихес в (*Griliches, 1963*), противопоставляя его роли капитала как объекта для инвестиций. При этом содержательно отделить производственный капитал от инвестиционного можно при помощи сравнения реакции этих показателей на увеличение спроса. Например, с ростом спроса на обувь стоимость работающих станков обувной фабрики на вторичном рынке капитала возрастет, а количество пар обуви, которое они способны производить за рабочую смену, не изменится. Соответственно, инвестиционный капитал владельца фабрики увеличится, а производственный – останется неизменным.

динамику официальной оценки объемов ОФ промышленности и их оценки, построенной на основе гипотезы о постоянном сроке службы (*рис. 3*), такое расхождение в темпах можно объяснить увеличением срока службы. Аналогичное поведение демонстрируют ОФ в сельском хозяйстве, строительстве и жилищном хозяйстве.

В лесной промышленности и в коммунальном хозяйстве наблюдается обратный эффект: темпы роста объемов ОФ, соответствующих гипотезе о постоянном сроке службы, с 1992 г. превышают официальные оценки, что может свидетельствовать об уменьшении срока службы по сравнению с фактическим.

В третьей группе отраслей – транспорте, связи, торговле и общественном питании, материально-техническом снабжении и сбыте – в силу каких-либо причин срок службы мог меняться несколько раз на протяжении 12 лет рыночной экономики. Например, до 1996 г. гипотеза о постоянном сроке службы позволяла достаточно точно описывать динамику балансовой стоимости ОФ в транспорте (*рис. 3а*). Такое «замораживание» отрасли вполне объяснимо высоким уровнем ее монополизации и сохранением в значительной ее части (на железнодорожном транспорте) старых форм управления. Затем, в период с 1997 до 1998 г. масштаб сокращения ОФ был таким, что его невозможно было объяснить лишь выбытиями старых ОФ. Такой эффект мог быть уже связан с экономическим приспособлением отрасли к конъюнктуре рынка: со структурными преобразованиями;

избавлением от экономически неэффективной части ОФ, оставшейся в наследство от плановой экономики. Наконец, высокие темпы роста ОФ, опережающие выбытия старых ОФ в период с 1998 г., очевидно связываются с общим экономическим оживлением после кризиса.

Аналогичные процессы могли развиваться и в отрасли связи. Только существенные преобразования, связанные с ускоренным избавлением от старой техники, начались в ней уже в 1993 г., а значительное увеличение вводов, сопоставимое с имеющимися ОФ, – с 1997 г. В торговле и общественном питании, как видно из *рис. 3а*, такие преобразования сказались на показателях динамики ОФ еще раньше – с 1991 г.

Таким образом, изменение динамики балансовой оценки старых ОФ могло происходить как вследствие косвенного влияния переоценок, так и из-за изменения их срока службы. Выделение каждого из этих эффектов требует более тонкого моделирования динамики ОФ, чем это было реализовано на данном этапе.

3. Основные фонды как фактор, определяющий динамику инвестиций

Ответ на вопрос о том, определяют ли пригодные к эксплуатации основные фонды динамику инвестиций в отраслях, может быть найден путем оценки параметров инвестиционной функции и проверки ее статистических свойств. Первоначально необходимо определить спецификацию модели и сформировать массив данных для ее оценки.

Обойти проблему небольшого количества годовых наблюдений можно двумя путями: с помощью квартальных данных и с использованием панели отраслевых данных для получения параметров инвестиционной функции на макроуровне. Квартальные данные при их наличии обеспечивают достаточное количество наблюдений для построения инвестиционной функции для каждой отрасли. В то же время точность этих данных будет заведомо невысокой вследствие сезонной корректировки, более низкого качества квартальных ценовых индексов по сравнению с годовыми и наличия лишь годовой балансовой оценки ОФ.

Панельные отраслевые годовые данные позволяют избежать перечисленных выше недостатков квартальных данных, однако параметры и спецификация инвестиционной функции предполагаются одинаковыми для всех отраслей. В то же время техника оценки панельных данных предполагает учет некоторых ненаблюдаемых от-

раслевых особенностей, что несколько смягчает указанный недостаток. Именно этот подход и используется в данном исследовании.

Что касается спецификации модели, то из набора эмпирических зависимостей, используемых для оценки инвестиционных функций (см., например, обзор в (*Bernd, 1990*)), для российской экономики на указанном временном интервале с учетом имеющихся годовых данных подходит только одна – так называемая модель гибкого акселератора (*Коуск, 1954*). Модели на основе q Тобина и *NPV* требуют оценки капитализации отраслей, а неоклассическая модель инвестиционной функции – показателей доходности в отраслях, которые можно найти только на отдельных участках рассматриваемого временного интервала и лишь для некоторых отраслей. При этом следует отметить, что наличие только одной лаговой переменной в используемых в данной работе спецификациях – это большой недостаток применяемого подхода, который отчасти оправдывается небольшой длиной имеющихся временных рядов.

Для получения более объективной информации о возможности использования показателя пригодных к эксплуатации ОФ и его сравнения с показателем балансовой стоимости ОФ предполагается строить оценки инвестиционной функции, используя оба эти показателя.

3.1. Данные

Поскольку индексы физического объема публикуются только для 5 основных отраслей, именно для них и построена оценка инвестиционной функции. К этим отраслям относятся: промышленность, сельское хозяйство (без скота), строительство, транспорт, торговля и общественное питание. Рассматриваемый период – 1990–2002 гг. (т.е. 13 лет).

Помимо выпуска ($Y_{i,t}$), где i – номер отрасли, а t – год, каждая отрасль в панели представлена данными по основным фондам в постоянных ценах ($K_{i,t}$) (как балансовая оценка Госкомстата РФ, так и пригодные к эксплуатации ОФ) и чистыми вводами ($I_{i,t}^{net}$), которые определяются так:

$$I_{i,t}^{net} = I_{i,t} - R_{i,t}, \quad (7)$$

где $R_{i,t}$ – это выбытия ОФ, которые определяются либо как оценка Госкомстата РФ, если $K_{i,t}$ – официальная оценка балансовой стоимости ОФ, либо из соотношения (6), если $K_{i,t}$ – пригодные к эксплуатации ОФ.

3.2. Методика

Основу для построения спецификации инвестиционной функции составляет модель акселератора с постоянным λ :

$$I_{i,t}^{net} = \lambda(K_{i,t}^* - K_{i,t-1}), \quad (i = 1, 2, \dots, 5; t = 1991, \dots, 2002), \quad (8)$$

где $K_{i,t}^*$ – объем желаемых ОФ в отрасли i в году t , который определяется через мультипликатор μ следующим образом:

$$K_{i,t}^* = \mu Y_{i,t}, \quad (9)$$

причем

$$0 \leq \lambda \leq 1, \mu > 0. \quad (9')$$

При этом предполагается, что мультипликатор во всех отраслях одинаковый.

Для получения параметров λ и μ инвестиционной функции требуется оценить уравнение вида:

$$I_{i,t}^{net} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 K_{i,t-1} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

а затем воспользоваться соотношениями:

$$\lambda = -\beta_2, \mu = \beta_1 / \lambda. \quad (11)$$

Поскольку необходимо найти оценки инвестиционной функции, отражающей поведение экономики в целом, и задача на данном этапе состоит в выделении общего для всех отраслей инвестиционного поведения, предпочтительнее использовать ге-оценки¹⁹. В этом случае предполагается, что α_i и $\varepsilon_{i,t}$ – независимые случайные величины,

¹⁹ Re (random effect)-оценки – оценки, соответствующие предпосылке о модели со свободным членом, случайным для каждого входящего в выборку объекта наблюдения.

причем $\alpha_i \sim iid(0, \sigma_\alpha^2)$, $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$. Для построения fe-оценок²⁰ α_i рассматривается как детерминированная величина, принимающая определенное значение для каждой отрасли.

Традиционной проблемой при оценке инвестиционных функций вида (10) является наличие автокорреляций (Bernd, 1990). В данном случае гипотеза об их отсутствии также была отвергнута с помощью модификации теста Дарбина-Уотсона для панельных данных (Bhargava, 1983). Устранение влияния автокорреляций на статистические свойства оценок осуществлялось путем принятия гипотезы о наличии автокорреляций первого порядка, соответствующей корректировке оценки ковариационной матрицы и перехода к GLS-оценкам (так называемые random effects GLS-оценки в приложении 2).

Результаты оценивания уравнения (10) и параметров (11) с использованием официальных показателей балансовой стоимости ОФ приведены в табл. П2.1, а с оценкой пригодных к эксплуатации ОФ – в табл. П2.2 приложения 2.

Строгость гипотезы о постоянстве параметров λ и μ на рассматриваемом временном интервале можно несколько ослабить. Если ввести фиктивную переменную:

²⁰ Fe (fixed effect)-оценки – оценки, соответствующие предпосылке о модели со свободным членом, детерминированным, но принимающим различные значения для каждого входящего в выборку объекта наблюдения.

$$D98_t = \begin{cases} 0, & t \leq 1998 \\ 1, & t > 1998 \end{cases}, \quad (12)$$

то можно попытаться количественно оценить этот эффект с точки зрения параметров инвестиционной функции λ и μ :

$$\lambda = \lambda_0 + D98_t \lambda_1, \quad (13)$$

$$\mu = \mu_0 + D98_t \mu_1. \quad (14)$$

Подстановка этих соотношений в (8) и (9) приведет к модификации оцениваемого уравнения (10):

$$I_{i,t}^{net} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 K_{i,t-1} + \beta_3 Y_{i,t} D98_t + \beta_4 K_{i,t-1} D98_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}. \quad (15)$$

Однако поскольку в панели всего 5 отраслей²¹, оценка такого уравнения возможна только с помощью МНК и дает неудовлетворительные статистические результаты. В данном случае приходится воспользоваться приведенной формой вида:

$$I_{i,t}^{net} = \beta_0 + \beta_1 Y_{i,t} + \beta_2 K_{i,t-1} + \beta_3 Y_{i,t} D98_t + \alpha_i + \varepsilon_{i,t}, \quad (16)$$

и ограничиться оценкой влияния кризиса 1998 г. лишь на мультипликатор μ в виде (14), считая параметр λ неизменным. При этом в дальнейшем в случае расширения панели можно вернуться и к оценке уравнения (15).

²¹ Количество отраслей ограничено наличием индексов физических объемов инвестиций, которые публикуются Госкомстатом РФ.

Пересчет параметров уравнения (16) в параметры инвестиционной функции осуществляется так:

$$\lambda = -\beta_2; \mu_0 = \beta_1/\lambda; \mu_1 = \beta_3/\lambda. \quad (17)$$

Результаты оценивания уравнения (16) и параметров (17) приведены в *табл. П2.3* и *П2.4* приложения 2.

3.3. Обсуждение результатов

Обсуждение результатов предполагается строить по следующему плану:

- (i) статистические свойства полученных оценок и выявление наиболее приемлемых из имеющихся;
- (ii) содержательное сопоставление результатов для разных показателей ОФ;
- (iii) интерпретация параметров инвестиционной функции с точки зрения поставленной во введении задачи.

(i) Исходя из гипотезы о том, что случайная величина (случайные величины) в оцениваемых уравнениях (10) и (16) – белый шум, тест Хауссмана в трех из четырех случаев (*табл. П2.2, П2.3, П2.4*) позволяет считать ге-оценки эффективными и состоятельными. Они же – наилучшие с точки зрения значимости коэффициентов. Оценки параметров инвестиционной функции, полученные с помощью (11) и (17), дают согласующиеся с требованиями (9') результаты.

Однако наличие автокорреляций, выявленное с помощью модифицированного теста Дарбина-Уотсона (*Bhargava, 1983*) во всех 4-х случаях, разрушает эту стройную картину. Учет автокорреляций с помощью корректировки оценки ковариационной матрицы и построения на ее основе GLS-оценок дает информацию о чувствительности параметров модели к нарушениям предпосылок базовых fe- и ге-моделей. Во всех 4 случаях такая корректировка позволила получить оценки, согласованные с первоначальными. Это дает основание использовать полученные оценки и пытаться их содержательно интерпретировать.

(ii) Сопоставление коэффициентов детерминации моделей без учета эффекта кризиса 1998 г. (*табл. П2.1, П2.2*) позволяет сделать вывод о более высоком качестве модели на основе балансовой оценки ОФ. Аналогичная ситуация возникает и при сопоставлении *табл. П2.3* и *П2.4*. С точки зрения значимости коэффициентов обе группы моделей эквивалентны и удовлетворительны. При переходе от модели с постоянным μ к модели с фиктивной переменной ожидается, что если она устойчива, то λ поменяется незначительно, а μ окажется в интервале $\mu_0 + \mu_1 > \mu > \mu_0$. Так и получается с ге-оценками в *табл. П2.2* и *П2.4* (строка «Балансовая оценка ОФ» в *табл. 4*), но не выходит при сопоставлении *табл. П2.1* и *П2.3* (строка «Пригодные к эксплуатации ОФ» в *табл. 4*). С этих позиций оценки на основе официальной балансовой стоимости ОФ выглядят предпочтитель-

нее. Однако важно отметить, что параметры моделей на основе пригодных к эксплуатации ОФ также статистически удовлетворительны и согласуются с требованиями (9').

(iii) Установлено, что динамика инвестиций может объясняться как официальной оценкой ОФ, так и несколько измененным ее вариантом пригодных к эксплуатации ОФ. Однако вид зависимости (8) – (9) предполагает, что инвестиции зависят скорее не от самого капитала, а от разницы между его динамикой и динамикой показателя, пропорционального выпуску. В свою очередь, поведение временного ряда основных фондов определяется не только сегодняшними вводами, но и выбытиями. И если вводы – результат воздействия современной рыночной конъюнктуры, то выбытия во многом определяются возрастной структурой нерыночного капитала.

Таблица 4

Параметры инвестиционной функции (8), (9), (14)

Используемый показатель капитала	$\mu_0 + \mu_1$ модель (8), (9), (14)	μ модель (8), (9)	μ_0 модель (8), (9), (14)	λ модель (8), (9)	λ модель (8), (9), (14)
Пригодные к эксплуатации ОФ	1.597	2.280	2.130	0.071	0.081
Балансовая оценка ОФ	2.016	2.087	2.304	0.082	0.075

Примечание. Данные модели с пригодными к эксплуатации ОФ содержатся в табл. П2.1 и П2.3, а с балансовой оценкой ОФ – в табл. П2.2 и П2.4 приложения 2.

4. Выводы

В рамках сделанных предположений и с учетом ограничений, накладываемых используемыми моделями, можно сделать следующие выводы.

Оценка ОФ, построенная на основе динамики выбытий нерыночных ОФ (пригодные к эксплуатации ОФ) с помощью модели гибкого акселератора, позволяет объяснить динамику инвестиций в период с 1990 по 2002 г. по данным для 5 основных отраслей экономики. Нерыночный капитал до настоящего момента играет существенную роль в производстве конкурентоспособной продукции.

Кроме того, удалось установить, что структурные изменения, произошедшие в экономике вследствие финансового кризиса 1998 г., привели к изменению оценки агентами рынка желаемого капитала: она стала составлять существенно меньшую долю спроса.

В исследовании были построены оценки средних сроков службы для 15-ти отраслей экономики и возрастной структуры пригодных к эксплуатации ОФ. На основе гипотезы о постоянном сроке службы установлено, что переоценки ОФ 1992–2002 гг. в промышленности, сельском хозяйстве, строительстве и заготовках привели к завышению оценки ОФ в постоянных ценах, в лесной промышленности и отрасли материально-технического снабжения и сбыта – к занижению, а в остальных отраслях в рассматриваемый период имели место и завышение, и занижение. Этот эффект может быть объяснен

стремлением предприятий посредством переоценок добиться уменьшения налоговой нагрузки, хотя для определенных выводов о механизмах влияния переоценок 1992–2002 гг. требуются дополнительные исследования.

Таким образом, нерыночный капитал как в виде официальной балансовой оценки, так и пригодный к эксплуатации – заметная на макроуровне детерминанта инвестиционного поведения предприятий. Это не опровергает представлений о российской экономике как об экономике предложения, но позволяет предполагать неоднородность нехватки эффективного капитала в различных ее отраслях.

Приложения

Приложение 1

Таблица ПП.1 (начало)

Возрастная структура основных фондов промышленности (%) за период с 1970 по 2002 г.

Год	До 5 лет		От 6 до 10 лет		От 11 до 15 лет		От 16 до 20 лет		Старше 20 лет	
	Госкомстат РФ	Данная работа	Госкомстат РФ	Данная работа	Госкомстат РФ	Данная работа	Госкомстат РФ	Данная работа	Госкомстат РФ	Данная работа
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1970	40.8	40.2	30.0	28.5	14.0	18.2	6.9	9.5	8.3	3.6
1971	-	39.7	-	28.5	-	18.1	-	9.9	-	3.8
1972	-	39.1	-	28.1	-	18.6	-	10.4	-	3.9
1973	-	38.6	-	27.4	-	18.8	-	11.3	-	3.9
1974	-	38.3	-	26.7	-	19.2	-	11.8	-	4.0
1975	37.5	37.7	29.7	26.8	14.8	19.0	9.0	12.2	9.0	4.2
1976	-	37.4	-	26.7	-	19.2	-	12.2	-	4.6
1977	-	36.7	-	26.6	-	19.1	-	12.7	-	4.9
1978	-	36.1	-	26.7	-	18.9	-	13.0	-	5.3
1979	-	35.2	-	26.9	-	18.8	-	13.5	-	5.6
1980	35.5	34.7	28.7	26.8	15.6	19.1	9.5	13.5	10.7	5.8
1981	-	34.1	-	27.0	-	19.3	-	13.9	-	5.7
1982	-	34.2	-	26.7	-	19.4	-	13.9	-	5.9
1983	-	33.9	-	26.5	-	19.6	-	13.9	-	6.2

Таблица III.1 (окончание)

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
1984	-	33.5	-	26.0	-	19.9	-	13.9	-	6.7
1985	33.1	32.3	28.2	26.2	16.0	20.3	9.8	14.4	12.9	6.8
1986	-	31.8	-	26.0	-	20.7	-	14.8	-	6.7
1987	-	31.4	-	26.4	-	20.6	-	15.0	-	6.6
1988	-	30.5	-	26.6	-	20.7	-	15.3	-	6.9
1989	-	30.0	-	26.5	-	20.6	-	15.8	-	7.1
1990	29.4	29.7	28.3	25.8	16.5	20.9	10.8	16.2	15.0	7.4
1991	26.6	28.6	28.9	25.8	17.1	21.1	11.3	16.7	16.1	7.8
1992	22.8	25.5	29.4	26.6	18.2	22.4	12.0	17.4	17.6	8.1
1993	19.0	22.0	29.5	27.2	19.5	23.7	12.8	18.5	19.2	8.6
1994	14.7	18.1	29.8	28.2	20.7	24.9	13.8	19.4	21.0	9.3
1995	10.9	13.6	29.5	29.6	21.7	25.6	14.9	20.8	23.0	10.4
1996	8.0	9.6	27.4	30.0	23.2	27.0	15.9	22.1	25.5	11.4
1997	5.4	7.9	24.0	27.5	24.6	28.6	17.5	24.1	28.5	11.9
1998	4.1	7.0	20.1	24.3	25.6	30.0	18.6	26.1	31.6	12.6
1999	4.1	6.6	15.2	20.4	25.7	31.8	20.1	28.0	34.8	13.2
2000	4.7	6.7	10.6	15.5	25.5	33.6	21.0	29.1	38.2	15.0
2001	5.7	7.3	7.6	11.0	23.2	34.4	21.9	31.0	41.6	16.3
2002	6.7	8.0	5.8	9.1	20.0	31.8	22.6	33.1	44.9	18.0

Примечание. Данные Госкомстата РФ приводятся по (Российский статистический ежегодник). Приводится также возрастная структура пригодных к эксплуатации ОФ, оценка их в настоящей работе сделана на основе гипотезы о постоянном сроке службы, который составил 23 года (табл. 3). Оценки основных фондов сделаны в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года.

Таблица ПП.2 (начало)

**Возрастная структура пригодных к эксплуатации
основных фондов в сельском хозяйстве без учета стоимости
скота (%) за период с 1970 по 2002 г.**

Год	До 5 лет	От 6 до 10 лет	От 11 до 15 лет
1	2	3	4
1970	49.1	32.7	18.2
1971	48.9	32.8	18.2
1972	48.4	32.8	18.8
1973	49.3	31.8	18.9
1974	49.9	30.7	19.4
1975	49.7	30.1	20.1
1976	49.2	30.4	20.4
1977	48.7	30.6	20.7
1978	47.5	31.9	20.6
1979	46.2	33.3	20.5
1980	45.5	33.9	20.6
1981	44.9	34.1	21.0
1982	44.1	34.4	21.6
1983	42.7	34.3	23.1
1984	41.4	34.1	24.5
1985	39.8	34.5	25.7
1986	38.6	34.9	26.5
1987	37.6	35.1	27.3
1988	37.2	34.8	28.0
1989	36.9	34.6	28.4

Таблица ПП.2 (окончание)

1	2	3	4
1990	37.0	33.8	29.2
1991	35.8	33.7	30.5
1992	32.8	34.8	32.4
1993	28.1	37.1	34.8
1994	22.3	40.1	37.6
1995	15.5	44.2	40.3
1996	8.8	46.9	44.2
1997	5.4	45.9	48.7
1998	4.6	41.0	54.3
1999	4.5	34.1	61.4
2000	4.7	24.7	70.6
2001	5.3	15.0	79.7
2002	5.8	10.0	84.2

Примечание. Оценка пригодных к эксплуатации ОФ сделана в настоящей работе на основе гипотезы о постоянном сроке службы, который составил 15 лет (табл. 3). Оценки основных фондов сделаны в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года.

Таблица П1.3 (начало)

**Возрастная структура пригодных к эксплуатации
ОФ в строительстве (%) за период с 1970 по 2002 г.**

Год	До 5 лет	От 6 до 10 лет
1	2	3
1970	61.9	38.1
1971	64.7	35.3
1972	65.9	34.1
1973	65.1	34.9
1974	63.0	37.0
1975	61.6	38.4
1976	59.9	40.1
1977	57.9	42.1
1978	58.6	41.4
1979	59.5	40.5
1980	59.7	40.3
1981	59.1	40.9
1982	61.1	38.9
1983	60.5	39.5
1984	60.3	39.7
1985	59.8	40.2
1986	60.2	39.8
1987	57.5	42.5
1988	57.3	42.7
1989	56.3	43.7

Таблица ПП.3 (окончание)

1	2	3
1990	56.0	44.0
1991	54.1	45.9
1992	50.7	49.3
1993	44.8	55.2
1994	38.1	61.9
1995	29.3	70.7
1996	21.4	78.6
1997	17.7	82.3
1998	17.0	83.0
1999	18.4	81.6
2000	23.0	77.0
2001	31.2	68.8
2002	37.7	62.3

Примечание. Оценка пригодных к эксплуатации ОФ сделана в настоящей работе на основе гипотезы о постоянном сроке службы, который составил 10 лет (табл. 3). Оценки основных фондов сделаны в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года.

Таблица ПП.4 (начало)

**Возрастная структура пригодных к эксплуатации
ОФ на транспорте (%) за период с 1970 по 2002 г.**

Год	До 5 лет	От 6 до 10 лет	От 11 до 15 лет	От 16 до 20 лет	Старше 20 лет
1	2	3	4	5	6
1970	28.7	22.7	17.1	6.6	22.6
1971	29.0	22.3	17.4	7.1	21.7
1972	29.0	22.6	17.3	7.6	20.9
1973	30.6	21.6	16.8	8.1	19.9
1974	31.9	20.7	16.6	8.8	19.1
1975	33.6	20.1	15.9	9.1	18.5
1976	34.3	20.1	15.4	9.4	18.3
1977	34.9	19.8	15.5	9.3	18.0
1978	35.0	20.8	14.7	8.9	18.1
1979	34.7	21.7	14.1	8.6	18.2
1980	33.8	23.1	13.8	8.6	18.4
1981	33.2	23.8	13.9	8.4	18.5
1982	32.7	24.4	13.8	8.2	18.4
1983	32.0	24.6	14.6	8.2	18.5
1984	31.6	24.5	15.3	7.7	18.7
1985	31.1	24.0	16.4	7.7	18.8
1986	30.5	23.7	17.0	7.6	18.9
1987	29.8	23.5	17.5	7.5	19.2
1988	28.4	23.5	18.0	7.9	19.4
1989	27.3	23.5	18.2	8.5	19.6

Таблица ПП.4 (окончание)

1	2	3	4	5	6
1990	25.8	23.6	18.2	9.3	20.0
1991	24.0	23.7	18.4	10.2	20.8
1992	20.7	24.1	19.0	11.0	21.9
1993	16.9	24.1	19.9	11.6	23.8
1994	12.8	24.3	20.9	12.6	25.7
1995	9.3	24.0	21.9	13.2	28.0
1996	6.6	23.0	22.7	14.0	30.1
1997	5.1	20.2	23.5	14.4	32.5
1998	4.6	16.7	23.7	15.0	35.3
1999	4.3	12.7	24.1	16.1	38.0
2000	4.2	9.3	24.0	17.1	40.7
2001	4.3	6.6	23.0	18.2	43.4
2002	4.3	5.1	20.3	18.6	46.6

Примечание. Оценка пригодных к эксплуатации ОФ сделана в настоящей работе на основе гипотезы о постоянном сроке службы, который составил 40 лет (табл. 3). Оценки основных фондов сделаны в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года.

Таблица П1.5. (начало)

**Возрастная структура пригодных к эксплуатации
ОФ в торговле и общественном питании (%) за период
с 1970 по 2002 г.**

Год	До 5 лет	От 6 до 10 лет	От 11 до 15 лет	От 16 до 20 лет	Старше 20 лет
1	2	3	4	5	6
1970	38.8	26.5	18.3	9.5	6.8
1971	38.1	26.8	18.3	10.0	6.8
1972	36.9	27.4	18.3	10.5	6.9
1973	35.8	27.7	18.0	11.5	7.0
1974	34.9	27.6	18.2	12.1	7.2
1975	34.9	26.7	18.2	12.6	7.5
1976	34.4	26.4	18.6	12.7	7.9
1977	34.8	25.4	18.9	12.7	8.2
1978	34.9	24.7	19.1	12.4	8.9
1979	34.3	24.3	19.2	12.6	9.6
1980	33.3	24.7	18.9	12.9	10.1
1981	32.2	24.8	19.1	13.4	10.5
1982	30.7	25.8	18.8	14.0	10.7
1983	29.4	26.4	18.7	14.4	11.0
1984	28.9	26.3	18.7	14.8	11.3
1985	27.8	26.1	19.4	14.9	11.8
1986	27.1	25.6	19.7	15.2	12.3
1987	27.0	24.6	20.6	15.0	12.8
1988	27.4	23.5	21.1	14.9	13.2
1989	27.9	22.9	20.9	14.8	13.5

Таблица III.5 (окончание)

1	2	3	4	5	6
1990	28.8	21.8	20.5	15.2	13.6
1991	28.8	21.4	20.2	15.5	14.0
1992	27.4	21.8	19.9	16.6	14.3
1993	23.8	23.3	20.0	18.0	14.9
1994	19.9	25.1	20.6	18.8	15.6
1995	15.8	27.3	20.7	19.4	16.7
1996	11.6	28.7	21.3	20.1	18.3
1997	8.7	28.3	22.5	20.5	19.9
1998	8.5	24.8	24.3	20.8	21.6
1999	8.8	20.7	26.2	21.6	22.7
2000	9.5	16.6	28.6	21.6	23.8
2001	10.9	12.1	29.9	22.2	24.9
2002	13.2	9.0	29.1	23.2	25.5

Примечание. Оценка пригодных к эксплуатации ОФ сделана в настоящей работе на основе гипотезы о постоянном сроке службы, который составил 26 лет (табл. 3). Оценки основных фондов сделаны в сопоставимых ценах 1990 г. по состоянию на конец года.

Таблица III.6

**Пригодные к эксплуатации основные фонды в отраслях
экономики за период 1959–2002 гг. в сопоставимых ценах
1990 г. по состоянию на конец года**

Отрасли экономики							
Год	1	2	3	4	5	6	7
1959	26.4	7.46	0.0097	2.73	13.8	0.664	2.13
1960	29.3	7.92	0.0112	3.06	15.0	0.719	2.34
1961	32.2	8.44	0.0127	3.37	16.2	0.790	2.55
1962	35.9	9.22	0.0143	3.66	17.4	0.862	2.78
1963	40.2	10.1	0.0153	3.98	18.8	0.984	3.03
1964	44.9	11.2	0.0153	4.22	20.4	1.12	3.33
1965	49.3	12.7	0.0152	4.44	21.8	1.24	3.65
1966	54.3	14.1	0.0162	4.69	23.3	1.39	4.03
1967	59.5	15.7	0.0228	5.03	25.1	1.57	4.42
1968	65.3	17.3	0.0268	5.40	26.8	1.73	4.83
1969	71.5	19.0	0.0339	5.88	28.6	1.89	5.26
1970	78.7	21.0	0.0389	6.38	30.1	2.07	5.68
1971	86.0	23.1	0.0456	7.10	31.9	2.25	6.21
1972	93.5	25.4	0.0594	8.00	34.0	2.45	6.71
1973	101	28.2	0.0746	8.63	36.7	2.69	7.22
1974	110	31.1	0.0904	9.35	39.6	2.98	7.77
1975	119	34.2	0.106	10.3	42.9	3.26	8.39
1976	129	37.2	0.122	11.5	46.1	3.54	9.07
1977	137	40.3	0.157	12.5	49.8	3.85	9.83
1978	147	43.5	0.189	13.6	54.0	4.16	10.6
1979	156	46.7	0.224	14.5	58.1	4.49	11.2
1980	167	50.1	0.264	15.7	62.4	4.84	11.9
1981	178	53.7	0.307	16.8	66.6	5.19	12.6
1982	189	57.1	0.355	18.6	71.5	5.57	13.3
1983	200	60.3	0.406	20.1	77.0	5.97	14.0

Продолжение таблицы П1.6

Год	1	2	3	4	5	6	7
1984	211	63.4	0.457	21.8	82.6	6.38	14.6
1985	221	66.1	0.514	23.3	88.2	6.75	15.1
1986	232	69.1	0.575	24.8	93.5	7.14	15.8
1987	244	71.8	0.643	26.8	99.5	7.67	16.6
1988	255	73.8	0.717	28.5	105	8.19	17.5
1989	266	75.8	0.797	30.1	111	8.70	18.4
1990	278	77.9	0.876	31.7	117	9.16	19.2
1991	287	79.1	0.949	32.6	121	9.52	20.0
1992	289	77.6	0.968	31.2	123	9.91	20.6
1993	286	73.9	0.973	29.6	124	10.1	20.5
1994	283	69.9	0.978	27.4	125	10.3	20.4
1995	279	65.2	0.982	25.1	125	10.4	20.3
1996	274	60.3	0.985	22.4	126	10.5	20.1
1997	268	55.4	0.988	19.2	126	10.6	19.9
1998	260	50.5	0.993	16.0	126	10.7	19.7
1999	252	45.7	0.998	12.8	126	10.8	19.5
2000	245	40.8	1.00	9.54	126	10.9	19.4
2001	239	35.5	1.00	6.96	126	11.0	19.3
2002	231	30.2	1.00	5.47	126	11.2	19.3

Продолжение таблицы П1.6

Год	8	9	10	11	12	13
1959	0.449	0.584	32.3	3.89	9.69	100
1960	0.508	0.641	34.8	4.22	10.3	109
1961	0.534	0.691	37.3	4.60	11.0	118
1962	0.603	0.767	39.8	5.00	12.0	128
1963	0.662	0.849	42.6	5.44	13.0	140

Продолжение таблицы П1.6

Год	8	9	10	11	12	13
1964	0.751	0.941	45.2	5.97	14.0	152
1965	0.853	1.04	47.9	6.55	15.3	165
1966	0.894	1.13	50.7	7.15	16.7	178
1967	0.963	1.25	53.8	7.65	18.1	193
1968	1.06	1.37	56.7	8.40	19.6	209
1969	1.15	1.49	60.1	9.21	21.2	225
1970	1.25	1.60	63.8	10.1	23.4	244
1971	1.40	1.69	66.9	11.0	25.9	263
1972	1.53	1.79	69.8	11.9	28.6	284
1973	1.73	1.88	73.3	12.9	31.0	306
1974	1.86	2.01	76.7	13.9	33.5	329
1975	2.04	2.14	80.3	15.2	36.5	354
1976	2.21	2.25	83.9	16.3	39.5	380
1977	2.40	2.36	87.7	17.5	42.6	406
1978	2.60	2.47	91.6	18.8	45.9	434
1979	2.74	2.56	95.4	20.1	49.4	461
1980	3.01	2.66	99.5	21.3	53.1	492
1981	3.27	2.75	104	22.5	56.9	522
1982	3.49	2.83	108	23.4	60.5	554

Примечание. 1 – промышленность; 2 – сельское хозяйство (без скота); 3 – лесное хозяйство; 4 – строительство; 5 – транспорт; 6 – связь; 7 – торговля и общественное питание; 8 – материально-техническое снабжение и сбыт; 9 – заготовки; 10 – жилищное хозяйство; 11 – коммунальное хозяйство; 12 – прочие отрасли²²; 13 – всего ОФ (без скота).

²² К прочим отраслям относятся в том числе здравоохранение; физическая культура и социальное обеспечение; народное образование, культура и искусство; наука и научное обслуживание; финансы, кредит, страхование и пенсионное обеспечение; управление.

Приложение 2

Для всех результатов, приводимых в данном приложении, в скобках приводятся значения *p-value*;

* – гипотеза о значимости коэффициента не может быть отвергнута на уровне значимости 5%;

** – на уровне значимости 1%.

Значения параметров λ и μ приводятся для регрессий со значимыми параметрами. Определение показателей качества регрессии R^2 Within, Between и Overall соответствует применяемому в пакете Stata 8.0. Все регрессии значимы с точки зрения теста Уолда (*Wald*).

Таблица П2.1

Оценка параметров инвестиционной функции (10) и (11) на основе показателя пригодных к эксплуатации ОФ

Переменная	Зависимая переменная: I^{net}				
	OLS	Between	Fixed effects	Random effects	Random effects (GLS)
1	2	3	4	5	6
Константа	-1.796 (0.289)	-1.648 (0.416)	-27.759** (0.000)	-2.426 (0.347)	-3.581 (0.466)
Y_t	0.02558 (0.139)	-0.04192 (0.168)	0.19130** (0.000)	0.08806** (0.000)	0.16099** (0.000)
K_{t-1}	-0.006 (0.609)	0.031 (0.128)	0.022 (0.384)	-0.03754** (0.007)	-0.07062** (0.000)
λ	-	-	-	0.03754	0.07062
μ	-	-	-	2.346	2.280
Within R^2	-	0.526	0.726	0.006	0.634
Between R^2	-	0.763	0.025	0.065	0.235
Overall R^2	0.072	0.006	0.065	0.060	0.059

Примечание. Значение статистики теста Хаусмана (*p-value*) для сравнения регрессий fixed effects и random effects составило 8.27(0.016). Значение модифицированной статистики Дарбина-Уотсона для тестирования автокорреляций в панельных данных (*Bhargava, 1983*) для модели random effects составляет 0.51976 (гипотеза об отсутствии положительной автокорреляции отвергается).

Таблица П2.2

**Оценка параметров инвестиционной
функции (10) и (11) на основе официального
показателя балансовой стоимости ОФ**

Переменная	Зависимая переменная: I^{net}				
	OLS	Between	Fixed effects	Random effects	Random effects (GLS)
Константа	-1.240 (0.316)	-1.856 (0.472)	-23.868* (0.033)	-0.984 (0.697)	1.281 (0.771)
Y_t	0.08347** (0.000)	0.01060 (0.770)	0.18978** (0.000)	0.15893** (0.000)	0.17055** (0.000)
K_{t-1}	-0.03049** (0.000)	0.00799 (0.698)	0.00966 (0.819)	-0.06878** (0.000)	-0.08171** (0.000)
λ	0.03049	-	-	0.06878	0.08171
μ	2.738	-	-	2.311	2.08727
Within R^2	-	0.794	0.830	0.816	0.814
Between R^2	-	0.695	0.672	0.211	0.095
Overall R^2	0.458	0.204	0.309	0.439	0.398

Примечание. Значение статистики теста Хаусмана (p -value) для сравнения регрессий fixed effects и random effects составило 3.68(0.1587). Значение модифицированной статистики Дарбина-Уотсона для тестирования автокорреляций в панельных данных (Bhargava, 1983) для модели random effects составляет 0.7096 (гипотеза об отсутствии положительной автокорреляции отвергается).

**Оценка параметров инвестиционной функции
(16) и (17) на основе показателя пригодных
к эксплуатации ОФ**

Переменная	Зависимая переменная: I^{net}				
	OLS	Between	Fixed effects	Random effects	Random effects (GLS)
Константа	-1.459 (0.352)	-1.178 (0.685)	5.602 (0.409)	-0.901 (0.758)	-1.0848 (0.779)
Y_t	0.04261* (0.013)	-0.28817 (0.637)	0.19882** (0.000)	0.15445** (0.000)	0.1734** (0.000)
K_{t-1}	-0.00906 (0.381)	0.03363 (0.283)	-0.12595** (0.000)	-0.07284** (0.000)	-0.08141** (0.000)
$D98_t Y_t^\#$	-0.04253** (0.002)	0.73393 (0.681)	-0.05678** (0.000)	-0.04804** (0.000)	-0.04336** (0.000)
λ	-	-	0.12595	0.07284	0.08141
μ_0	-	-	1.57858	2.12028	2.12952
μ_i	-	-	-0.45083	-0.65947	-0.53261
Within R^2	-	0.197	0.846	0.830	0.842
Between R^2	-	0.817	0.754	0.449	0.413
Overall R^2	0.223	0.160	0.055	0.122	0.109

Примечание. Значение статистики теста Хаусмана (p -value) для сравнения регрессий fixed effects и random effects составило 3.87(0.2754). Значение модифицированной статистики Дарбина-Уотсона для тестирования автокорреляций в панельных данных (Bhargava, 1983) для модели random effects составляет 0.9279 (гипотеза об отсутствии положительной автокорреляции отвергается).

[#] Переменная $D98_t$ вводится в (12)–(14).

Таблица П2.4

Оценка параметров инвестиционной функции (16) и (17) на основе показателя балансовой стоимости ОФ

Зависимая переменная: I^{net}					
Переменная	OLS	Between	Fixed effects	Random effects	Random effects (GLS)
Константа	-1.271 (0.267)	-2.006 (3.184)	-13.568 (0.157)	-1.154 (0.715)	0.078 (0.980)
Y_t	0.08923** (0.000)	0.09583 (0.910)	0.18395** (0.000)	0.17032** (0.000)	0.17191** (0.000)
K_{t-1}	-0.02837** (0.000)	0.00687 (0.839)	-0.02611 (0.474)	-0.06989** (0.000)	-0.07463** (0.000)
$D98_t Y_t^\#$	-0.030** (0.002)	-0.252 (0.919)	-0.022** (0.000)	-0.024** (0.000)	-0.021** (0.002)
λ	0.02837	-	-	0.06989	0.07463
μ_0	3.14552	-	-	2.43707	2.30354
μ_1	-1.06667	-	-	-0.34087	-0.28708
Within R^2	-	0.166	0.882	0.878	0.877
Between R^2	-	0.700	0.620	0.219	0.160
Overall R^2	0.544	0.173	0.417	0.498	0.477

Примечания. Значение статистики теста Хаусмана (*p-value*) для сравнения регрессий fixed effects и random effects составило 1.59(0.6613). Значение модифицированной статистики Дарбина-Уотсона для тестирования автокорреляций в панельных данных (*Bhargava, 1983*) для модели random effects составляет 0.9544 (гипотеза об отсутствии положительной автокорреляции отвергается).

[#] Переменная *D98*, вводится в (12)–(14).

Литература

Анчишкин А.И. (1973) Прогнозирование роста социалистической экономики. М.: Экономика, 1973.

Астафьева Е., Луговой О. (2003) Калькуляция роста // Факторы экономического роста российской экономики. М.: ИЭПП, 2003.

Бессонов В.А. (2002) Проблемы построения производственных функций в российской переходной экономике // Анализ динамики российской переходной экономики. М.: ИЭПП, 2002.

Бессонов В.А. (2003а) О трансформационных структурных сдвигах в российской экономике // Экономика переходного периода. Сборник избранных работ 1999–2002 гг. М.: Дело, 2003. С. 597–637.

Бессонов В.А. (2003б) Анализ динамики совокупной факторной производительности в российской переходной экономике // Факторы экономического роста российской экономики. М.: ИЭПП, 2003.

Боярский А. (1962) Математико-экономические очерки. М.: Госстатиздат, 1962. С. 226–227.

Водянов А.А. (1995) Инвестиционные процессы в экономике переходного периода. М.: ИМЭИ, 1995.

Воскобойников И.Б. (2003) Динамика совокупной факторной производительности российской экономики в 1961–2001 гг. с учетом корректировки темпов роста основных фондов // Факторы экономического роста российской экономики. М.: ИЭПП, 2003.

Воскобойников И.Б. (2004) О корректировке динамики основных фондов в российской экономике // *Экономический журнал ВШЭ*. 2004. Т. 8. № 1. С. 3–20.

Иванов Е.А., Эскина А.И. (1985) Оборот основных производственных фондов и механизм планомерного управления им. В сб. «Управление использованием основных фондов в промышленности» / Под ред. М.И. Римера и Б.В. Воскресенского. М.: Экономика, 1985. С. 29–50.

Иванов Ю.Н., Казаринова С.Е., Громыко Г.Л. и др. (1999) Экономическая статистика. М.: ИНФРА-М, 1999.

Изряднова О. (2003) Состояние основных фондов отраслей экономики и промышленности // *Экономика переходного периода. Очерки экономической политики посткоммунистической России 1998–2002 гг.* М.: Дело, 2003.

Карлик А.Е., Шухгальтер М.Л., Горбашко Е.А. и др. (2003) Экономика предприятия. М.: ИНФРА-М. 2003.

Кваша Я.Б. (1937) Учет основных фондов промышленности // *Очерки промышленной статистики*. М.: Союзоргучет, 1937. С. 172.

Кваша Я.Б. (1979) Фактор времени в общественном производстве. Экономико-статистические очерки. М.: Статистика, 1979 // *Кваша Я.Б. Избранные труды*. Т. 3. М.: Наука, 2003.

Ланге О., Банасиньский А. (1971) Теория статистики. Пер. с польск. М.: Статистика, 1971. С. 351.

Методические положения по статистике (1996) Вып. 1. М.: Госкомстат России, 1996.

Народное хозяйство РСФСР. Сборники за различные годы.

Народное хозяйство СССР. Сборники за различные годы.

Полетаев А.В. (1997) Инвестиции в системе национальных счетов. Специальный доклад / Обзор экономики России. III. М.: РЕЦЭП, 1997. С. 235–248.

Российский статистический ежегодник. М.: Госкомстат России. Сборники за различные годы.

Струмилин С.Г. (1930) Очерки советской экономики. М. – Л.: Госиздат, 1930.

Цигельник А., Горшкова Л., Фенина Н. и др. (1988) Исследование возрастных характеристик в процессе обновления производственного оборудования // Вестник статистики. 1988. № 6. С. 15–29.

ЦЭК (2003) Россия – 2003: экономическая конъюнктура. М.: Центр экономической конъюнктуры при Правительстве Российской Федерации, 2003.

Филоненко-Бородич М.М. (1925) Математические основы теории амортизации // Труды Экономического бюро при Народном комиссариате путей сообщения. М., 1925. Вып. 1.

Bailey M.N. (1981) Productivity and the Services of Capital and Labor // Brookings Papers on Economic Activity. 1981. № 1. P. 1–50.

Basdevant O. (2000) An Econometric Model of the Russian Federation // Economic Modelling. 2000. Vol. 17. P. 305–336.

Bernd E.R. (1990) The Practice of Econometrics: Classic and Contemporary. Reading (MA): Addison-Wisely Publishing Company, 1990.

Bhargava A., Franzini L., Narendranathan W. (1983) Serial Correlation and the Fixed Effects Model // Review of Economic Studies. 1983. Vol. 49. P. 533–549.

Campos N.F., Coricelli F. (2002) Growth in Transition: What We Know, What We Don't and What We Should // Journal of Economic Literature. 2002. Vol. 40. P. 793–836.

De Broeck M., Koen V. (2000) The Great Contractions in Russia, the Baltic's and the Other Countries of the Former Soviet Union: A View from the Supply Side. IMF Working Paper. WP/00/32.

Dolinskaya I. (2002) Explaining Russia's Output Collapse // IMF Staff Paper. 2002. Vol. 49. № 2. P. 155–174.

Domar E. (1957) Essay in the Theory of Economic Growth. N.Y., 1957.

Griliches Zvi. (1963) Capital Stock in Investment Functions: Some Problems of Concept and Measurement / Measurement in Economics. Studies in Mathematical Economics and Econometrics in Memory of Ye-huda Grunfeld. Stanford: Stanford University Press, 1963.

Hicks J. (1981) Wealth and Welfare: Collected Essays on Economic Theory. Cambridge (MA): Harvard Univ. Press, 1981.

Jorgenson D. W. (1963) Capital Theory and Investment Behavior // American Economic Review. 1963. Vol. 53. № 2. P. 247–259.

Jorgenson D.W., Griliches Zvi. (1967) The Explanation of Productivity Change // Review of Economic Studies. 1967. Vol. 34(3). № 99. P. 249–280.

Kornai J. (1992) The Socialist System. Oxford: Oxford Univ. Press, 1992.

Koyck L.M. (1954) Distributed Lags and Investment Analysis. Amsterdam: North-Holland, 1954.

Meinen G., Verbiest P., de Wolf Peter-Paul. (1998) Perpetual Inventory Method. Service Lives, Discard Patterns and Depreciation Methods // CBS Statistics Netherlands, 1998. July.

Sun L. (1998) Estimating Investment Functions Based on Cointegration: The Case of China // Journal of Comparative Economics. 1998. Vol. 26. P. 175–191.

Winfrey R. (1935) Statistical Analysis of Industrial Property Retirement // Ames (Iowa): Iowa Engineering Experimental Station. 1935. Bulletin 125. December 11.