

Изменения совокупной факторной производительности в российской промышленности

Российская экономика в 1990-е гг. пережила значительный трансформационный спад⁹, связанный с адаптацией структуры экономики и отдельных предприятий к рыночным условиям. Особенностью российского трансформационного спада является то, что на его первой фазе, характеризующейся доминированием тенденций снижения выпуска, производство сократилось значительно сильнее, чем основные фонды и численность занятых, а на второй фазе, когда стали доминировать тенденции роста, производство стало расти опережающими темпами. Иллюстрацию этого явления для российской промышленности дает рис. 2.1. Аналогичная картина наблюдается и для экономики в целом, ее отраслей и отраслей промышленности (подробнее см. (Бессонов, 2003)).

Динамика выпуска и факторов производства, которую иллюстрирует рис. 2.1, дает основания полагать, что значительная (если не основная) часть изменений выпуска на обеих фазах трансформационного спада не может быть объяснена динамикой факторов производства и должна быть отнесена на счет изменений *совокупной факторной производительности* (СФП). Это делает анализ СФП в российской переходной экономике весьма актуальной задачей.

Данная глава посвящена анализу динамики СФП в российской промышленности на второй фазе переходного процесса, характеризующейся доминированием тенденций роста. В качестве информаци-

⁹ Анализу трансформационного спада в переходных экономиках посвящен ряд исследований как российских, так и зарубежных авторов. См., например: (Kognai, 1994), (Campos, Coricelli, 2002), (Полтерович, 1996), (Бессонов, 2001).

онной базы исследования используются микроэкономические данные по предприятиям российской промышленности с 1997 по 2002 г. и временные ряды макроэкономических показателей.

В первом параграфе описана методика исследования и используемые данные. Анализу динамики производительности в российской промышленности и ее отраслях посвящен второй параграф. Третий параграф содержит обсуждение проблемы учета основных фондов и, особенно, специфики российской статистики основных фондов. В заключительном параграфе мы рассмотрим оценки совокупной факторной производительности, полученные на выборочных данных о деятельности промышленных предприятий. В конце главы приведены основные выводы из нашего анализа.

Анализу СФП в российской переходной экономике посвящены работы: (De Broek, Koen, 2000; Dolinskaya, 2002; Gavrilenkov, 2002; Bessonova et al., 2003; Brown, Earle, 2003; Brown et al., 2004; Воскобойников, 2003; Бессонов, 2003). Данная работа отличается от них, в частности, следующим. Во-первых, использована комбинированная методика, основанная на данных двух типов — макроэкономических временных рядах и микроэкономических данных о предприятиях промышленности. Первые позволяют более точно идентифицировать отраслевые тенденции производительности, тогда как вторые дают больше возможностей для анализа влияния на производительность различных факторов. Во-вторых, большое внимание уделено учету качества исходных данных, прежде всего, оценкам основных фондов. В-третьих, рассматривается влияние измерительных проблем на полученные выводы при использовании дефлятированных стоимостных оценок. В-четвертых, рассмотрение посвящено второй фазе российского переходного процесса, на которой доминируют тенденции экономического роста.

2.1. Методика исследования совокупной факторной производительности и описание исходных данных

Взаимосвязь выпуска Y с факторами производства — капиталом K и трудом L определяет *производственная функция* (ПФ)

$$Y = A \cdot F(K, L). \quad (2-1)$$

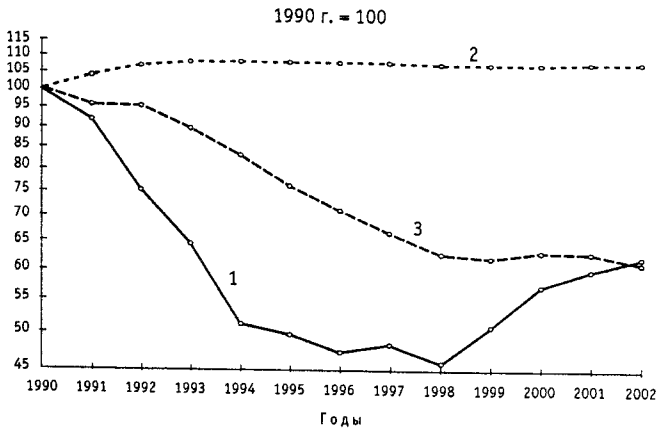


Рис. 2.1. Динамика индекса промышленного производства (1), основных фондов (2) и численности занятых (3) в российской промышленности

Обычно факторы не полностью описывают выпуск, оставляя необъясненным остаток A . Этот остаток отражает вклад в выпуск всех остальных факторов, не учитываемых непосредственно в качестве аргументов производственной функции. Его называют совокупной факторной производительностью (СПФ).

Выражение для совокупной факторной производительности

$$A = \frac{Y}{F(K, L)} \quad (2-2)$$

представляет собой отношение результата к среднему уровню затрат, поскольку производственную функцию $F(K, L)$ можно рассматривать как функцию осреднения факторов (см. (Бессонов, 2002[a])). Соответственно СПФ можно рассматривать как *совокупный* показатель производительности в отличие от *частных* показателей производительности, какими являются средняя производительность труда $y = \frac{Y}{L}$ и средняя фондоотдача $g = \frac{Y}{K}$. Более того, A может быть представлена как среднее y и g (при надлежащем выборе единиц измерения). Скажем, если $F(K, L) = K^\alpha L^{1-\alpha}$ — ПФ Кобба — Дугласа, то $A = g^\alpha y^{1-\alpha}$, т.е. в данном случае A — среднее геометрическое взвешенное y и g .

Таким образом, для того чтобы оценить динамику СФП, из динамики выпуска нужно удалить вклад факторов производства. Для этого необходимо определить, какие исходные данные следует использовать в качестве меры выпуска, какие факторы определяют динамику выпуска и как их измерить, и как изменения факторов влияют на выпуск.

Как правило, в качестве меры выпуска используют данные по производству добавленной стоимости. Несмотря на то, что в используемом нами информационном массиве микроэкономических данных имеются данные о производстве добавленной стоимости по предприятиям, в качестве меры выпуска Y предпочтительнее использовать данные по выпуску товаров и услуг в текущих ценах. В пользу такого выбора имеются следующие соображения. Во-первых, оценки добавленной стоимости в рассматриваемых условиях смещены вниз, причем масштаб смещения и его динамика не ясны. Это смещение обусловлено целым рядом причин, таких как распространенность бартера и уклонение от налогообложения, масштаб которых на протяжении рассматриваемого периода времени велик и существенно изменяется. Во-вторых, добавленная стоимость в рассматриваемых условиях весьма часто принимает нулевое или отрицательные значения, следовательно, ее не всегда удобно использовать при проведении расчетов, связанных с производственными функциями. В-третьих, высокая инфляция искажает оценки добавленной стоимости сильнее, чем оценки валового выпуска, что обусловлено, в частности, проблемой учета холдинговой прибыли. Особенно актуально это должно быть для 1998 г. — года резкого обострения кризиса в российской экономике.

Поскольку микроэкономические данные представлены, в основном, в стоимостном выражении в текущих ценах, то для проведения анализа производительности на основе таких данных необходимо использовать дефляторы. В табл. 2.1 приведены три возможных варианта дефлятора выпуска для промышленности в целом. Первый из них, дефлятор валовой добавленной стоимости в промышленности, рассчитывается в Госкомстате России. Имплицированный дефлятор промышленного производства может быть получен делением индекса промышленного производства в номинальном выражении на соответствующий индекс физического объема, т.е. по способу получения он аналогичен первому дефлятору. Третий дефлятор рассчитан на основе месячной динамики базисного индекса цен производителей промышленной продукции интегрированием в пределах каждого календарного года по формуле трапеций.

Первые два дефлятора имеют преимущество перед третьим, так как они, будучи имплицитными, примерно соответствуют среднегодовым индексам цен, рассчитанным по формуле Пааше. Это означает, что дефлятированные индексы стоимостей примерно соответствуют индексам количеств, построенным по формуле Ласпейреса. Результатом является сопоставимость по индексным формулам между дефлятированными стоимостными оценками и соответствующими индексами физического объема, которые традиционно строятся в России по формуле агрегатного индекса с запаздывающей весовой базой, т.е. по построению они близки к индексам Ласпейреса. Такое соответствие индексных формул важно для согласования результатов расчетов по микроэкономическим данным с результатами расчетов по макроэкономическим временным рядам. Если же формировать дефлятор на основе обычных индексов цен (таких, как индексы цен производителей), которые в России строятся как сцепленные агрегатные индексы с запаздывающей весовой базой (подробнее см.: (Бессонов, 1998; Бессонов, 2002[6]; Бессонов, 2001), то в дефлятированный показатель будет внесено смещение, обусловленное эффектом Гершенкрона для индексов цен, что может значительно исказить результаты (см. также (Бессонов, 2003)).

Представленные в таблице данные показывают именно это. Так, в соответствии с первым дефлятором средний уровень цен 2002 г. составил 368,1% от уровня цен 1996 г., в соответствии со вторым — 357,8%, а в соответствии с третьим — 391,3%. Таким образом, третий дефлятор показывает за этот период рост цен на 9,4% более высокий по сравнению со вторым, т.е. в среднем за год третий дефлятор показывает рост цен на 1,5% более высокий, чем второй. Для оценок изменений СФП в промышленности, которые редко превышают единицы процентов в год, такое смещение представляется весьма значительным.

Данные таблицы показывают также, что различия между оценками роста цен в соответствии с тремя дефляторами для каждого из рассматриваемых лет весьма велики. Для всех лет, кроме 2002 г., максимальный дефлятор превышает минимальный на величину от 7,6 процентного пункта до 14,2 процентного пункта. В 2002 г. это различие снизилось до 2,0 процентных пунктов, что, впрочем, тоже немало. Эти различия дают представления о масштабе погрешности дефлятора, которая автоматически переносится на дефлятированный показатель. Подчеркнем, что масштаб различий между дефляторами *превышает* масштаб оценок годовых темпов прироста СФП. В контексте получения оценок дина-

Таблица 2.1. Дефляторы промышленного производства

	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
Дефлятор валовой добавленной стоимости в промышленности*	113,6	118,7	170,8	136,7	105,7	110,6
Имплицитный дефлятор промышленного производства**	108,5	110,7	166,2	135,1	117,7	112,6
Дефлятор на основе индекса цен производителей***	116,1	106,2	159,4	149,1	119,9	111,3

* Источник данных (Госкомстат России, 2003[а]), с. 74).

** Получено делением индекса объема промышленной продукции в текущих ценах в годовом выражении на соответствующий индекс физического объема.

*** На основе помесечной динамики базисного индекса цен производителей промышленной продукции интегрированием в пределах календарного года по формуле трапеций.

мики СФП особенно важны различия между вторым и третьим дефляторами, поскольку они оба относятся к валовому выпуску.

Несмотря на то что третий дефлятор в соответствии с эффектом Гершенкрона показывает в целом более высокие оценки роста цен по сравнению со вторым, эта закономерность нарушается в 1998—1999 гг., т.е. в окрестности периода резкого обострения кризиса в российской экономике. Поскольку третий дефлятор построен на данных помесечной динамики индексов цен и, следовательно, в нем учтены значительные различия темпов инфляции на протяжении 1998 г., это дает основания считать для 1998 и 1999 гг. именно третий из представленных в табл. 2.1 дефляторов наиболее точным, и, следовательно, дает дополнительные соображения о величине погрешности второго дефлятора в эти годы.

Динамика трех вариантов индекса валового выпуска в реальном выражении по используемой выборке предприятий промышленности, полученных с применением описанных дефляторов, показана на рис. 2.2. Там же для сравнения показана и динамика официального индекса физического объема производства по промышленности в целом. Из рис. 2.2 следует, что динамика выборочных данных характе-

ризуется гораздо большей волатильностью по сравнению с макроэкономическими данными. Это может быть обусловлено, с одной стороны, смещенностью выборки и ее недостаточным объемом, и, с другой стороны, погрешностью дефляторов и неопределенностью, возникающей при дефлятировании годовых данных в номинальном выражении в условиях высокой инфляции (подробнее см. (Бессонов, 2003[б])). Непостоянство темпов изменения выпуска по выборке по отношению к предыдущему году означает, что имеет смысл анализировать изменения выборочных показателей лишь за достаточно длительный период времени.

Таким образом, сопоставление приведенных в табл. 2.1 дефляторов определено показывает, что нет надежды на получение сколь-нибудь точных оценок динамики СФП в тех случаях, когда применяется операция дефлятирования годовых данных. Получение оценок динамики СФП приемлемой точности возможно лишь при использовании показателей в натуральном выражении. Поэтому представляется, что наиболее точные оценки динамики СФП могут быть получены на основе временных рядов макроэкономических индексов, по-

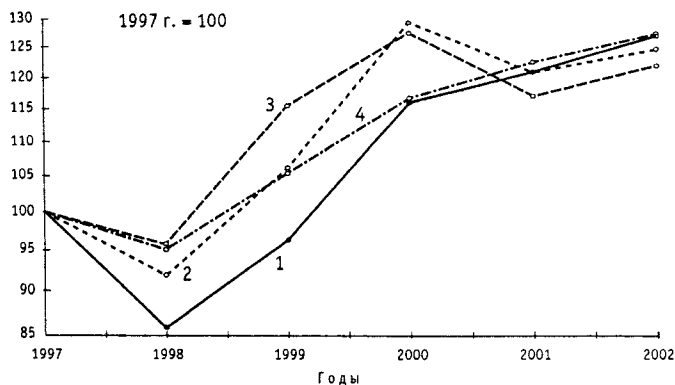


Рис. 2.2. Динамика индекса валового выпуска по выборке предприятий промышленности, дефлятированного с использованием дефлятора валовой добавленной стоимости в промышленности (1), имплицитного дефлятора промышленного производства (2), дефлятора на основе индексов цен производителей (3) и динамика индекса физического объема российского промышленного производства (4)

строенных на основе исходных данных в натуральном выражении, а не на основе микроэкономических данных.

Это вынуждает в условиях российской переходной экономики применять комбинированную методику измерения СФП, использующую микроэкономические данные в сочетании с временными рядами макроэкономических показателей. Временные ряды макроэкономических показателей позволяют получать наиболее точные оценки динамики СФП, но объем информации, содержащейся в небольшом количестве таких рядов, ограничен, что уменьшает и возможности для получения содержательных выводов лишь с их помощью. Использование обширных баз микроэкономических данных позволяет в принципе выйти из этого информационного тупика и дает возможность исследования более «тонких» эффектов. Вместе с тем в условиях российской переходной экономики результаты, получаемые на основе микроэкономических данных, могут быть сильно искажены, в частности, побочными эффектами дефлятирования. Поэтому использование микроэкономических данных часто приводит к результатам, несопоставимым с получаемыми на основе макроэкономических временных рядов. Так, оценки динамики СФП, получаемые на основе макро- и микроэкономических данных, могут различаться на многие проценты в год и даже более (хотя бы потому, что, как показывает рис. 2.2, таков масштаб расхождений оценок темпов изменения выпуска). В ряде случаев в рассматриваемый нами период с 1997 по 2002 г. различные оценки динамики СФП в промышленности, построенные на макроэкономических временных рядах, показывают стабильный рост со средним темпом 35% в год, тогда как анализ микроэкономических данных показывает продолжение спада СФП. Различия в кумулятивных оценках СФП за эти годы может составлять десятки процентов. В ситуации, когда микроэкономические данные не позволяют получить даже первого приближения таких простых («грубых») результатов, как темпы изменения СФП в целом по промышленности, закономерно возникает вопрос о том, можно ли доверять гораздо более «тонким» результатам (скажем, оценкам влияния на СФП прямых иностранных инвестиций или приватизации), получаемым на основе анализа массивов микроэкономических данных?

Особо серьезные проблемы, по нашему мнению, в рассматриваемых условиях могут возникать при использовании более одного дефлятора для перевода в сопоставимые цены однотипных данных (скажем, использование разных дефляторов для получения сопоставимых

оценок выпуска предприятий разных отраслей). В этом случае различия в динамике дефлятированных показателей могут быть обусловлены не только содержательными причинами, но и различиями в погрешностях дефляторов, причем в рассматриваемых условиях влияние вторых может значительно превышать влияние первых, приводя к заведомо неадекватным содержательным результатам. По нашему мнению, если операция дефлятирования является неизбежной, то в условиях российского переходного периода следует использовать единый для всей выборки дефлятор, но крайне нежелательно использование более чем одного дефлятора. Нередки ситуации, когда меньшим злом представляется пожертвовать в какой-то мере экономическим смыслом дефлятора, чем его точностью (скажем, использовать дефлятор ВВП там, где по смыслу лучше подходит дефлятор на основе ИЦП).

Помимо получения заведомо неадекватных с содержательной точки зрения выводов (что не представляет большой проблемы), использование разных дефляторов может заметно исказить содержательные выводы, не выводя их, однако, за пределы разумного. Последнее наиболее опасно. Поясним, как это может случиться. Известно, что измерительные проблемы при построении сводных экономических индексов, как правило, тем сильнее, чем выше уровень агрегирования индекса. Так, имеются основания полагать, что индекс цен производителей по промышленности в целом обладает более значительными погрешностями (в том числе систематическими), чем большинство индексов по отраслям промышленности. Это может быть обусловлено, в частности, тем, что на масштаб измерительных проблем на уровне индекса по промышленности в целом влияют и межотраслевые, и внутриотраслевые структурные сдвиги, в то время как на точность отраслевых индексов влияют лишь внутриотраслевые структурные сдвиги. Аналогичным образом, чем менее однородна совокупность данных, тем большими проблемами может обладать построенный на ее основе индекс. Таким образом, наибольшие погрешности имеют индексы, соответствующие относительно менее однородным, многопродуктовым отраслям, выпускающим сравнительно более сложную продукцию, тогда как наименьшие проблемы возникают при построении индексов для отраслей, производящих более однородную, более простую продукцию.

Применительно к российской промышленности следует ожидать возникновения наибольших погрешностей (и, в частности, наибольших смещений) у индексов цен в машиностроении, пищевой промышленности, легкой промышленности, тогда как построение индексов цен в эле-

ктроэнергетике, топливной промышленности, черной и цветной металлургии может сопровождаться меньшими проблемами. В случае использования разных дефляторов, основанных на отраслевых индексах цен, в динамику индексов количеств могут быть привнесены разные смещения — тем большие, чем более сложную продукцию выпускает отрасль. Но это — именно тот признак, в соответствии с которым различается воздействие эффекта дезорганизации на производство в разных отраслях: на первой фазе российского переходного процесса от эффекта дезорганизации в наибольшей мере пострадало производство более сложной продукции (Blanchard, Kremer, 1997), тогда как на второй фазе переходного процесса, когда доминируют тенденции роста, именно производство более сложной продукции растет опережающими темпами, т.е. имеет место обратный эффект. Если же использовать дефляторы, полученные на основе отраслевых индексов цен, то эффект опережающего роста производства относительно более сложной продукции может быть смещен — частично снижен, полностью компенсирован или даже изменен на обратный — различиями в смещениях дефляторов.

В завершение обсуждения проблем дефлятирования стоимостных оценок в годовом выражении в условиях российской переходной экономики подчеркнем, что эти проблемы в значительной мере объективны и обусловлены высокой инфляцией и интенсивными структурными сдвигами. Вместе с тем, они накладывают серьезные ограничения на достижимую точность результатов, что необходимо учитывать как при построении методик, так и при анализе получаемых результатов.

Методика анализа микроэкономических данных, по нашему мнению, должна обеспечивать хотя бы качественное соответствие получаемых результатов результатам, основанным на макроэкономических временных рядах. Такое соответствие может быть достигнуто лишь при использовании данных обоих типов. Для этого, например, микроэкономические данные могут быть подвергнуты калибровке с тем, чтобы динамика среднего по выборке соответствовала динамике соответствующего макроэкономического показателя. Если такое согласие будет достигнуто, то это дает основания и для большей степени доверия более «тонким» результатам.

Изложенные соображения приводят к следующей схеме анализа. Поскольку использование микроэкономических данных не позволяет получить сколько-нибудь надежные оценки динамики производительности по промышленности в целом и ее отраслям, то эти оценки получаются в работе на основе макроэкономических временных ря-

дов. Для обеспечения соответствия результатов, получаемых на основе данных по предприятиям промышленности, результатам, получаемым по макроэкономическим временным рядам, микроэкономические данные подвергаются калибровке. Она проводится следующим образом. На основе всей совокупности данных формируется панель, которую образуют данные только тех предприятий j , информация о выпуске Y_i^j , основных фондах K_i^j и численности занятых L_i^j , которых имеется для всех рассматриваемых лет t с 1997 по 2002 г. Таких предприятий оказалось 505. Для каждого года определяем выборочные значения $Y_i = \sum_j Y_i^j$, $K_i = \sum_j K_i^j$, $L_i = \sum_j L_i^j$, где суммирование проводится по всем предприятиям панели. После этого исходные данные выпуска Y_i^j по всем предприятиям каждого года t изменяются в одинаковой для всех предприятий пропорции (калибруются) с тем, чтобы динамика суммарных калиброванных значений выпуска по выборке соответствовала индексу физического объема российского промышленного производства.

По способу проведения такая операция калибровки аналогична дефлятированию, но по смыслу она не вполне соответствует дефлятированию. Смысл такой операции калибровки состоит в том, чтобы привести значения выпуска по выборке в среднем в соответствие с динамикой макроэкономического временного ряда производства. Исходные выборочные данные могут не соответствовать этому ряду, по крайней мере, по трем причинам. Во-первых, исходные данные Y_i^j выражены в текущих ценах, поэтому их динамика подвержена влиянию изменения цен с течением времени. Во-вторых, исходные данные Y_i^j представлены в годовом выражении, так что в условиях высокой инфляции возникает значительная неоднозначность при дефлятировании даже с использованием безусловно построенного дефлятора, вызванная утратой в годовых данных информации о различиях в интенсивности производства в течение календарного года. В-третьих, структура выборки может не вполне соответствовать структуре промышленности в целом. Описанная процедура калибровки устраняет несоответствия по всем трем рассмотренным причинам, в то время как дефлятирование — только по первой. Как и процедура дефлятирования, использованная процедура калибровки изменяет лишь масштаб всех данных одного года, но не изменяет пропорции между ними.

Данные по основным фондам K_i^j были подвергнуты аналогичной процедуре калибровки с тем, чтобы динамика суммарных калиброванных фондов по выборке соответствовала индексу физического объема

основных фондов в промышленности. Данные по численности занятых L_t^j также были подвергнуты калибровке с тем, чтобы обеспечить соответствие с временным рядом численности занятых в промышленности. Применительно к данным по численности занятых изменения, обусловленные калибровкой, были минимальными, поскольку изменение цен не оказывает непосредственного влияния на L_t^j .

В результате проведенной калибровки динамика всех показателей в среднем по выборке по построению соответствует динамике макроэкономических показателей.

Коэффициенты калибровки приведены в табл. 2.2. Видим, что различия между коэффициентами калибровки выпуска и дефляторами не превышают различий между дефляторами выпуска (ср. табл. 2.2 и 2.1).

Таблица 2.2. Коэффициенты калибровки микроэкономических данных

Показатели	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
Выпуск*	1,000	1,068	1,863	2,760	2,898	3,232
Основные фонды**	1,000	0,971	0,932	1,064	1,411	2,458
Численность занятых***	1,000	1,005	0,988	0,971	0,986	0,927

* Получено делением индекса суммарного выпуска предприятий используемой панели на индекс физического объема промышленного производства.

** Получено делением индекса суммарных основных фондов предприятий используемой панели на индекс физического объема основных фондов в промышленности.

*** Получено делением индекса суммарной численности занятых предприятий используемой панели на индекс численности занятых в промышленности.

Представляется, что для построения оценок совокупной факторной производительности имеет смысл использовать производственную функцию Кобба — Дугласа, поскольку предполагается, что в условиях низкой точности исходных данных ее строгие предпосылки не повлияют на качество результатов, но избавят от «тонких» эффектов на уровне ошибок измерений

$$A = \frac{Y}{K^\alpha L^{1-\alpha}}. \quad (2-3)$$

Оценку α , необходимую для расчета СФП в соответствии с (2-3) получим на основе официальных данных счетов образования доходов (табл. 2.3). Однако, даже данные, скорректированные на скрытую оплату труда, дают завышенную оценку доли капитала, поскольку валовые смешанные доходы учитываются целиком в доле капитала. Кроме того, едва ли можно надеяться на то, что приведенные в табл. 2.3 данные имеют высокую точность, потому что в условиях высокой инфляции, сопровождающей российский переходный период, операция суммирования показателей в текущих ценах нарастающим итогом в течение календарного года, лежащая в основе этих оценок, не является вполне корректной (см. (Бессонов, 2003[б])).

Таблица 2.3. Пропорции между оплатой труда наемных работников, с одной стороны, и валовой прибылью экономики и валовыми смешанными доходами, с другой стороны

	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.
Доля валовой прибыли экономики и валовых смешанных доходов	0,53	0,55	0,65	0,65	0,63	0,60
То же с учетом скрытой оплаты труда	0,39	0,43	0,52	0,52	0,49	0,47

Источник: рассчитано по: (Госкомстат России, 2001, с. 294—298; Госкомстат России, 2002, с. 296—297; Госкомстат России, 2003, с. 20).

Учитывая это, а также отсутствие явной тенденции в данных (табл. 2.3), представляется целесообразным при построении оценок СФП использовать одни и те же значения долей капитала и труда для всех лет. Таким образом, динамика оценок СФП будет определяться лишь динамикой выпуска и факторов, а изменение имеющих невысокую точность оценок долей факторов на нее влиять не будет.

Ниже для построения всех оценок СФП будем использовать значение $\alpha = 0,3$. Это вполне соответствует стандартной практике (см., например: (Schreyer, 2001, p. 149; De Broek, Koen, 2000; Dolinskaya, 2002)), а значения, как было только что показано, не противоречат имеющимся данным системы национальных счетов. Используемые оценки долей факторов (0,3 и 0,7) далеки от крайних значений (0 и 1), что обеспечивает сбалансированность вклада факторов в оценки СФП, поскольку в противном случае один из них практически не учитывался бы.

Так как для анализа динамики СФП используются индексы и, принимая во внимание невысокую точность исходных данных и дефляторов, учет информации о динамике материальных затрат при построении оценок динамики СФП представляется возможным опустить.

2.2. Динамика производительности в промышленности и ее отраслях

Оценки динамики СФП в промышленности и ее отраслях показаны на рис. 2.3. В качестве базы сравнения использован 1998 г. — год нижней точки спада промышленного производства. Период после 1998 г. характеризуется как ростом производства, так и резким увеличением производительности. При этом наблюдаются значительные отраслевые различия в динамике СФП (см. рис. 2.3 и табл. 2.4).

По росту СФП в 1998—2002 гг. лидируют машиностроение и металлообработка. В группу лидеров входят также легкая промышленность (сильнее других пострадавшая от увеличения импорта продукции зарубежного производства), химическая и нефтехимическая промышленность, лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность и промышленность строительных материалов.

Единственной отраслью российской промышленности, в которой не наблюдается роста производительности, является электроэнергетика. В этой отрасли умеренный по меркам российского переходного периода трансформационный спад выпуска (примерно на четверть за весь период реформ) сопровождается ростом запасов основных фондов и в особенности — увеличением численности занятых. За период реформ занятость увеличилась более чем на 70%. Возможно, объяснение столь негативных тенденций СФП в электроэнергетике следует искать в монополизации отрасли.

В группу отстающих по темпам роста СФП в рассматриваемый период времени входят также топливная промышленность, цветная металлургия и пищевая промышленность, причем все эти отрасли достаточно благополучные с точки зрения динамики выпуска. Динамика СФП в черной металлургии примерно соответствует динамике СФП в целом по промышленности.

Таким образом, упорядоченность отраслей промышленности по росту СФП в рассматриваемый период времени существенно отличается от их упорядоченности по глубине спада выпуска на первой фазе

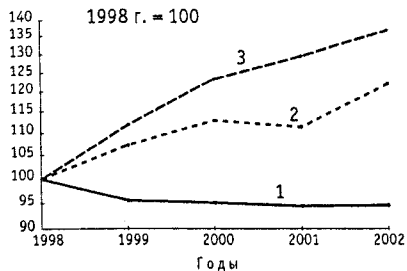
Таблица 2.4. Темпы роста выпуска и производительности в промышленности и ее отраслях с 1998 по 2002 г.

<i>Отрасли</i>	<i>У</i>	<i>А</i>	<i>у</i>
Промышленность в целом	135,1	137,0	138,1
Электроэнергетика	102,0	94,6	92,5
Топливная промышленность	122,1	121,9	125,2
Черная металлургия	138,9	135,5	134,5
Цветная металлургия	141,0	123,5	118,8
Химическая и нефтехимическая промышленность	151,9	151,7	150,5
Машиностроение и металлообработка	153,8	162,7	165,6
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	140,3	144,3	143,7
Промышленность строительных материалов	135,4	143,2	144,8
Легкая промышленность	137,7	155,8	159,9
Пищевая промышленность	136,8	128,6	127,8

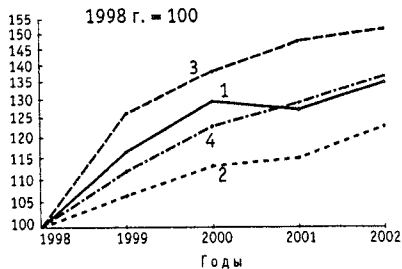
Примечание. У — выпуск; А — СФП; у — производительность труда.

переходного процесса. Отрасли, производство в которых на первой фазе снизилось сильнее, демонстрируют наиболее высокие темпы роста на второй фазе, и наоборот.

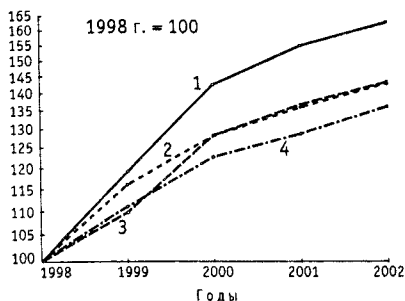
Рассмотренные оценки динамики СФП в промышленности и ее отраслях основаны на ряде допущений. Прежде всего, это оценки вклада капитала и труда (0,3 и 0,7) в выпуск, которые известны с невысокой точностью. Также в переходной экономике существуют многочисленные измерительные проблемы, существенно снижающие точность показателей макроэкономической динамики, на основе которых получены оценки СФП (подробнее см. (Бессонов, 2003[в])). Наибольшие проблемы, по нашему мнению, связаны с получением



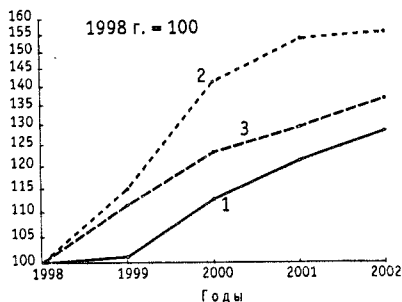
а) электроэнергетика (1), топливная промышленность (2), промышленность всего (3)



б) черная металлургия (1), цветная металлургия (2), химическая и нефтехимическая промышленность (3), промышленность всего (4)



в) машиностроительный комплекс (1), лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность (2), промышленность строительных материалов (3), промышленность всего (4)

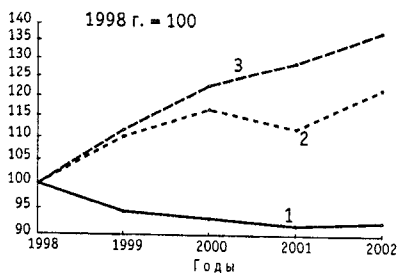


г) пищевая промышленность (1), легкая промышленность (2), промышленность всего (3)

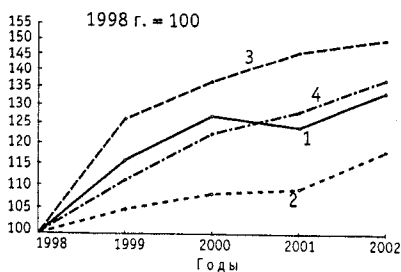
Рис. 2.3. Динамика совокупной факторной производительности в отраслях промышленности

оценок динамики основных фондов в российской переходной экономике. Это проявляется, в частности, в том, что временные ряды индексов физического объема основных фондов демонстрируют лишь незначительные изменения, в то время как выпуск претерпевает драматические изменения. Иллюстрацию этой ситуации дает рис. 2.1.

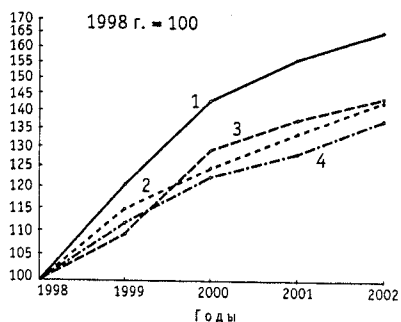
Поэтому представляется целесообразным рассмотреть также динамику производительности труда, поскольку этот показатель не зависит ни от динамики фондов, ни от оценок вкладов капитала и труда в вы-



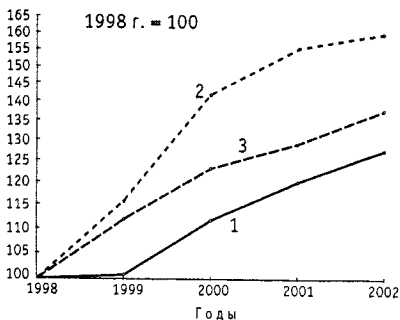
а) электроэнергетика (1), топливная промышленность (2), промышленность всего (3)



б) черная металлургия (1), цветная металлургия (2), химическая и нефте-химическая промышленность (3), промышленность всего (4)



в) машиностроительный комплекс (1), лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность (2), промышленность строительных материалов (3), промышленность всего (4)



г) пищевая промышленность (1), легкая промышленность (2), промышленность всего (3)

Рис. 2.4. Динамика производительности труда в отраслях промышленности

пуск. Соответствующие результаты приведены на рис. 2.4 и в табл. 2.4. Анализ динамики производительности труда в промышленности и ее отраслях приводит к тем же выводам, что и анализ динамики СФП.

Таким образом, наихудшую динамику производительности на второй фазе переходного процесса демонстрируют отрасли промышленности с относительно благополучной динамикой выпуска на первой фазе, в которых либо имеется естественный монополист, либо имеющие стабильный сбыт на внешнем или внутреннем рынке и по-

этому не испытывающие достаточных стимулов к повышению производительности. Наилучшую динамику производительности на втором этапе переходного процесса демонстрируют отрасли, относительно менее благополучные в плане динамики выпуска на первом этапе, не монополизированные и столкнувшиеся с жесткими ограничениями спроса. Это вынуждало производителей снижать издержки и повышать эффективность использования факторов производства. Несмотря на негативный процесс перераспределения ресурсов в пользу топливно-сырьевых отраслей, ресурсы, остающиеся в распоряжении обрабатывающих отраслей, на протяжении рассматриваемого периода времени стали использоваться гораздо более производительно.

2.3. Проблема оценки основных фондов и российская специфика их учета

Как было отмечено выше, попытки анализа совокупной факторной производительности в российской переходной экономике наталкиваются на серьезные проблемы, связанные с получением сколько-нибудь надежных оценок основных фондов. Поэтому рассмотрим данный вопрос более подробно.

Роль основных фондов (ОФ) крайне существенна в самых разных задачах экономического анализа: например, при исследовании факторов экономического роста (Denison, 1972; Jorgenson, Griliches, 1972); при оценке распределения налоговой нагрузки между инвестициями и потреблением (Jorgenson, Yun Kup-Young, 2001); при оценке влияния информационных технологий на совокупную факторную производительность в условиях быстрого морального старения вычислительной техники (Jorgenson, 2002). В то же время, измерение динамики ОФ по выражению Дж. Хикса — «...один из самых скверных видов работы, который экономисты подкинули статистикам» (Hicks, 1981).

Однако данные из статистических публикаций — это не всегда то, что требуется экономисту. За ним остается *определение* того, какой именно показатель, построенный на основе имеющейся статистической информации, наиболее точно отражает состояние и динамику основных фондов с точки зрения решаемой задачи. Цви Грилихес перечисляет шесть возможных показателей: полная первоначальная стоимость (gross capital stock); полная первоначальная стоимость, скорректированная на ожидаемый срок службы (adjusted gross capital

stock); остаточная стоимость (net capital stock); рыночная стоимость; потребление основного капитала или амортизация; чистая приведенная стоимость «услуг капитала» (flow of capital services) (Griliches, 1963). По его мнению, каждый из них лучше или хуже отражает две характеристики ОФ — *запас* капитала (*quantity*) в каких-либо физических единицах и его рыночную *стоимость* (*value*).

Например, в электроэнергетике *запас* капитала — суммарная мощность всех электростанций по состоянию на некоторую дату, измеренная в киловатт-часах. С этой точки зрения, одна турбина АЭС, введенная в 1990 г., эквивалентна 10 турбинам ГРЭС, введенным в 1928 г. и дающим вместе в текущем году то же количество электроэнергии, что и турбина АЭС. Переход к денежным единицам через сопоставимые цены в данном случае — вынужденная мера, связанная с потребностью складывать различные виды ОФ.

Стоимость капитала отражает его способность приносить доход в будущих периодах. Предполагается, что рыночная цена, по которой инвестор приобретает ОФ, по крайней мере, не ниже чистой приведенной стоимости ожидаемых им будущих доходов от их эксплуатации. В данном случае, турбина АЭС — это большее количество ОФ, чем 10 эквивалентных по мощности турбин ГРЭС, поскольку, как ожидается, проработает существенно дольше, требует меньше издержек на единицу выпуска и, следовательно, принесет больше прибыли.

Согласно Грилихесу, в задачах, связанных с производственной функцией, к которым относится и оценка совокупной факторной производительности, на первое место выходит именно запас капитала. Если же, например, требуется объяснить поведение инвестиций с помощью инвестиционной функции, то в ней важны обе характеристики ОФ — и запас, и стоимость.

Подход к измерению запаса ОФ в разных странах во многом определяется способностью государственных статистических органов получать от предприятий требуемую статистическую информацию. Существенным фактором, влияющим на качество первичной информации, является связь декларируемого предприятием состояния собственных ОФ для статистических органов и его налоговой базой. Если такой связи нет, при определенных условиях можно ожидать высокой точности результатов.

В США для оценки ОФ используется метод непрерывной инвентаризации. Предприятия подают в статистические органы информацию о полной первоначальной стоимости ОФ в период их ввода, а за-

тем на основе эмпирических функций дожития для каждого типа ОФ путем моделирования износа учитывается потребление основного капитала. Слабость такого подхода проявляется в увеличении с течением времени расхождений между реальными и полученными эмпирически функциями дожития. До 1980-х гг. в статистике использовались кривые дожития, построенные в середине 1930-х гг. (Bernd, 1990) и опубликованные в работе (Winfrey, 1935).

Как указывается в (Meinen et al., 1998), если статистика инвестиций в большинстве европейских стран достаточно надежна, то данные о выбытиях ОФ крайне скудны. Статистические органы их получают из налоговой статистики, отчетов компаний, выборочных опросов, оценок экспертов и имеющихся данных для других стран. На основе этой информации, а также предположений о типах эмпирических функций дожития, с помощью метода непрерывной инвентаризации строятся оценки динамики ОФ. Получение более точной информации о сроках службы оборудования и выбытиях наталкивается на почти непреодолимые препятствия, поскольку, в частности, на предприятиях не видят необходимости хранить подробную информацию о выбытиях ни для себя, ни по требованию статистических органов, ни для налоговых деклараций (West, 1998).

В какой-то степени исключительным примером является Голландия. В этой стране с 1991 г. в каждой отрасли промышленности один раз в пять лет проводится инвентаризация ОФ. Такие инвентаризации позволяют отслеживать изменения в кривых дожития различных видов оборудования, что позволяет получать очень точные оценки запасов ОФ с помощью метода непрерывной инвентаризации даже тогда, когда данные балансов ОФ предприятий недоступны (Meinen et al., 1998).

Проблемы оценки основных фондов, более или менее успешно решаемые в странах с отлаженной десятилетиями работы в условиях рыночной экономики системой статистических наблюдений, в странах с переходной экономикой существенно сложнее. Российская статистика унаследовала методы оценки ОФ с того времени, когда государственные статистические органы имели огромные полномочия, поскольку на основе их информации осуществлялось планирование и управление народным хозяйством. Если в плановой экономике предприятия не могли не предоставлять достаточно полные и развернутые сведения, то сегодня каждый пункт статистического опросного листа — это дополнительные издержки для фирмы в условиях, когда возможности контроля со стороны Госкомстата крайне ограничены. В этом смысле си-

туация мало отличается от упомянутых выше трудностей в других странах. Однако она усугубляется тем, что метод непрерывной инвентаризации у нас пока не применяется, а непосредственное использование в статистике данных бухгалтерских балансов, полученных *как бы* прямым наблюдением, приводит к существенно большим искажениям.

Кроме перечисленных субъективных причин искажений имеются и объективные. Так, смещения в оценке ОФ, связанные с изменением с течением времени соотношения цен на инвестиционные товары и загрузки основных фондов, в переходных экономиках должны быть существенно больше. Это связано как с неприспособленностью в начале переходного периода системы статистического учета к регистрации быстрых изменений цен на ОФ, так и с резкой сменой гарантированного планового спроса со стороны государства на спрос рыночный. Такие изменения экономических условий приводят к фактическому выводу из производства стоящего на балансе, пригодного к использованию, но бесполезного для выпуска конкурентоспособной продукции оборудования. Если использовать понятие структурного сдвига, то, видимо, можно утверждать, что динамика ОФ на протяжении всего переходного периода в российской экономике именно их и претерпевает, причем сильные и практически ненаблюдаемые.

В результате, к настоящему моменту мы что-то знаем об изменениях в запасах основных фондов в течение переходного периода по данным об инвестициях, но не имеем сколько-нибудь надежных представлений о том, что случилось со *старыми* ОФ, которые были введены в период плановой экономики и названы авторами обзора (Campos, Coricelli, 2002) «коммунистическим капиталом». По их мнению, получение адекватной оценки старых ОФ для стран с переходной экономикой сегодня крайне актуально.

Если оценка рыночной стоимости «коммунистического капитала» не особенно важна, когда конкретная задача требует информации о запасах ОФ, то какие-либо соображения о загрузке и реальном физическом состоянии старых ОФ крайне существенны. Какая часть от этих старых ОФ, числящихся на балансе предприятий, по своему физическому состоянию еще может использоваться? Какая их доля задействована для выпуска востребованной на рынке продукции? Обойти вниманием эти вопросы при анализе динамики СФП — значит заведомо ухудшить качество результатов.

На данный момент можно говорить о четырех подходах к поиску ответов на поставленные вопросы.

Первый реализован в официальной статистике и состоит в определении балансовой стоимости основных фондов на основе полной восстановительной по результатам переоценок. Если в период плановой экономики переоценки осуществлялись примерно раз в 10 лет, то в 1990-е гг. они проводились по состоянию на 1 июля 1992 г., на 1 января 1994, 1995, 1996 и 1997 гг. В качестве основного метода переоценки использовался индексный. Коэффициенты (индексы) пересчета балансовой стоимости основных фондов определялись в зависимости от периода их приобретения. В случае существенного ухудшения финансовых результатов деятельности вследствие переоценок предприятие имело право использовать специальные понижающие коэффициенты. С переоценки 1995 г. был введен также метод прямой оценки стоимости объектов на основе рыночной стоимости новых аналогичных объектов в соответствии с документальным подтверждением. Одним из способов документального подтверждения служило экспертное заключение независимых оценщиков или организаций, осуществляющих оценочную деятельность (Экономика предприятия, 2003). После 1997 г. переоценки осуществляются по решению руководителей предприятий.

Переоценки оказали существенное влияние на динамику ОФ. Лишь в результате переоценок 1992—1996 гг. стоимость ОФ по оценке (Экономическая статистика, 1999, с. 247) увеличилась в 4,3 тыс. раз. Искажения по итогам переоценок могли быть связаны как с условным характером индексов пересчета восстановительной стоимости, так и с заинтересованностью предприятий в изменении стоимости собственных ОФ, поскольку увеличение балансовой стоимости ОФ оказывает неоднозначное влияние на финансовые результаты предприятия. С одной стороны, из-за нее увеличиваются амортизационные отчисления, сокращается налогооблагаемая база, с другой — увеличиваются налоговые выплаты на имущество юридического лица. Влияние переоценок может быть одним из объяснений того, почему динамика ОФ в сопоставимых ценах никак не связана с динамикой выпуска в период с 1990 г. (рис. 2.5). Обзор состояния ОФ на основе официальной статистики содержится в (Изряднова, 2003, с. 561—568).

Второй подход к оценке основных фондов основан на данных о загрузке мощностей промышленных предприятий. Оценки загрузки мощностей промышленных предприятий в разные периоды сделаны в работах: (Водянов, 1995; ЦЭК, 2003; Астафьева, Луговой, 2003; Бессонов, 2003[6]; Dolinskaya, 2002).

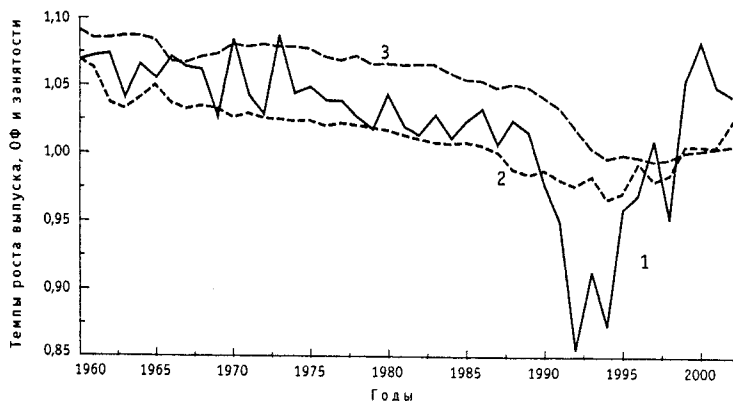


Рис. 2.5. Темпы роста выпуска, занятости и основных фондов: 1 — темпы роста ВВП (до 1990 г. включительно — (Пономаренко, 2002, с. 227), 1991—2002 гг. — данные Госкомстата России; 2 — темпы роста занятости — данные Госкомстата России; 3 — ОФ в сопоставимых ценах на конец года — данные Госкомстата России

Недостатки этого метода проявляются следующим образом. Во-первых, некорректно было бы распространять его результаты на прочие отрасли экономики. Во-вторых, информация о загрузке ОФ в текущем году не говорит почти ничего о том, какая доля ОФ из незагруженных сегодня может быть использована в случае увеличения спроса в будущем, а какая заморожена навсегда (Бессонов, 2002[a]). В третьих, доля загрузки ОФ также определяется на основе балансовой стоимости ОФ, а значит подвержена искажениям, связанным с переоценками.

Третий подход появился вследствие необходимости преодоления недостатков первых двух и основан на идее, что в качестве косвенного показателя динамики ОФ могут быть выбраны относительно хорошо измеряемые и неподверженные влиянию переоценок валовые инвестиции. Инвестиции представляют собой заведомо эффективно используемую часть ОФ, а их динамика соответствует рыночной конъюнктуре — они претерпели еще более глубокий спад, чем выпуск, в первой половине 1990-х гг. (Бессонов, 2002[a]; Бессонов, 2003[б]).

Недостатком этого показателя может стать ограниченность его применения вместо ОФ. Во-первых, данные об инвестициях не будут объяснять динамику запасов ОФ, накопленных до перехода к рынку

и пригодных для выпуска востребованной сегодня продукции. Во-вторых, инвестиции несут информацию о рыночной стоимости ОФ, поэтому изменения относительных цен ОФ, крайне существенные в переходный период, будут давать дополнительные искажения, если интерес фокусируется именно на запасах ОФ.

Четвертый подход, основанный на предпосылке о постоянстве срока службы ОФ в течение последних трех десятилетий плановой и всего периода рыночной экономики, позволяет получить сопоставимые оценки динамики ОФ за весь рассматриваемый период, ослабить искажения от переоценок 1990-х гг. и оценить динамику *эффективных* ОФ (т.е. таких ОФ, которые задействованы для производства товаров и услуг, пользующихся спросом в условиях рыночной экономики) с учетом старых ОФ. Попытки его применения были осуществлены в работах: (Воскобойников, 2003; Воскобойников, 2004), где были получены модельные оценки пригодных к эксплуатации ОФ на уровне народного хозяйства за период 1959—2002 гг.

К недостаткам этого метода следует отнести жесткие предположения, на которых он основан: о постоянстве срока службы ОФ и сохранении параметров производственной функции, оцененных по данным за период плановой экономики, в первые годы после перехода к рынку. Кроме того, если какая-то часть ОФ перестала использоваться в период трансформационного спада 1991—1994 гг., а затем сменила собственника и была задействована вновь, она также выпадает из рассмотрения.

В заключение следует признать: какой бы из перечисленных подходов не использовался, полученные с его помощью оценки ОФ не имеют под собой твердого фундамента регулярных переписей, основаны на досчетах, предположениях и разного рода оценках, и относятся, по выражению авторов (Meinen et al., 1998, с. 8), к продуктам «второго сорта». Преодолеть существующий на сегодняшний день провал в отечественной статистике и, как следствие, в нашем понимании состояния российской экономики, удастся только путем давно назревшей переписи основных фондов, не проводившейся в полном объеме с 1984 г. Ее программа «... должна быть построена так, чтобы результаты разработки вскрыли структуру оборудования и способы его организации, помогли бы обнаружить резервы мощности производственного аппарата и те организационно-технические мероприятия, которыми эти резервы можно мобилизовать» (Кваша, 1932).

2.4. Оценка совокупной факторной производительности по микроэкономическим данным

Для анализа производительности по микроэкономическим данным была построена панель, в которую вошли данные по 505 предприятиям за период 1997—2002 гг. Данные были прокалиброваны в соответствии с подходом, описанным в параграфе 2.1. В соответствии с используемой методикой анализа исследование динамики оценок СФП как по промышленности в целом, так и по ее отраслям проведено на основе макроэкономических временных рядов.

Наличие данных по предприятиям позволяет проанализировать распределение показателей производительности относительно своих средних значений. Были рассмотрены распределения следующих трех показателей:

$$a_1^j = \frac{Y_{2002}^j}{Y_{1997}^j}, a_2^j = \frac{A_{2002}^j}{A_{1997}^j}, a_3^j = \frac{Y_{2002}^j}{Y_{1997}^j}, \quad (2-4)$$

из которых первый представляет собой темпы роста выпуска предприятия j , подвергнутые описанной выше процедуре калибровки, второй — темпы роста СФП, а третий — темпы роста производительности труда. Сопоставлялись уровни показателей для крайних лет панели с тем, чтобы уменьшить влияние значительной погрешности в темпах роста значений текущего года по отношению к предыдущему.

Первоначально были оценены стандартные отклонения соответствующих распределений с использованием следующей робастной процедуры. Для получения средних значений каждого из трех признаков в каждом случае были отброшены все предприятия, для которых соответствующее значение a_i превышало 10. На основе полученных оценок были построены коэффициенты вариации для каждого из трех распределений. Они оказались следующими: $r_1 = 1,001$, $r_2 = 1,200$, $r_3 = 1,171$.

Столь большие значения коэффициентов вариации показывают, что как выпуск, так и производительность для разных предприятий выборки на рассматриваемом интервале времени демонстрируют существенно разную динамику. Таким образом, несмотря на интенсивный рост выпуска и производительности, среди всего множества предприятий выделяется как значительная доля лидеров, у которых темпы прироста выпуска и производительности в несколько раз превышают соответствующие темпы по промышленности в целом, так и значи-

тельная доля аутсайдеров, у которых не только не наблюдается роста выпуска и производительности, но даже имеет место спад этих показателей (см. табл. 2.5, 2.6). Анализ отраслевой принадлежности таких предприятий-лидеров и предприятий-аутсайдеров представляет несомненный интерес.

Идентификация лидеров и аутсайдеров проведена следующим образом. Были построены гистограммы распределений для каждого из трех показателей (2-4). Эти гистограммы показаны на рис. 2.6.

Все три распределения имеют «тяжелый» правый хвост, что может быть объяснено наличием некоторого количества неинформативных выбросов в выборке (этим и была обусловлена выше необходимость использования робастной процедуры оценивания выборочных средних и стандартных отклонений). Предприятия, данные для которых попали в этот хвост распределения, были исключены из рассмотрения.

После удаления неинформативных выбросов, были выделены те предприятия, значения показателя для которых значительно превышает среднее значение по выборке. К «лидерам» по признаку a_i были отнесены те предприятия, для которых его значение оказалось выше среднего на величину, превышающую одно стандартное отклонение.

В отличие от правого края, левый край для всех трех распределений не демонстрирует наличия «тяжелого» хвоста (рис. 2.6), поскольку значения всех показателей (2-4) ограничены снизу нулем. Подход к выделению «аутсайдеров», аналогичный тому, что использовался для «лидеров» был невозможен, поскольку значения стандартных отклонений во всех трех случаях оказались примерно равны средним (см. приведенные выше значения коэффициентов вариации). В результате к «аутсайдерам» по признаку a_i было решено отнести предприятия, для которых его значения оказались меньше среднего на величину, превышающую 0,6 от стандартного отклонения. Единое для всех групп соотношение между минимальным по модулю отклонением от среднего для «аутсайдеров» и стандартным отклонением определялось с целью обеспечить примерное равенство количества предприятий в группах «лидеров» и «аутсайдеров» по промышленности в целом.

Распределение лидеров и аутсайдеров по отраслям промышленности приведено в табл. 2.5. Эти результаты позволяют получить выводы двух типов. Во-первых, в одних отраслях суммарная доля лидеров и аутсайдеров мала (т.е. динамика показателей по предприятиям отрасли более однородна), тогда как в других отраслях она весьма велика (т.е. предприятия отрасли демонстрируют значительную неод-

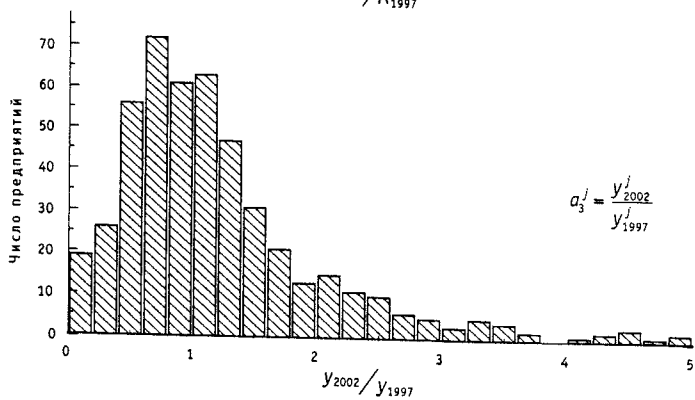
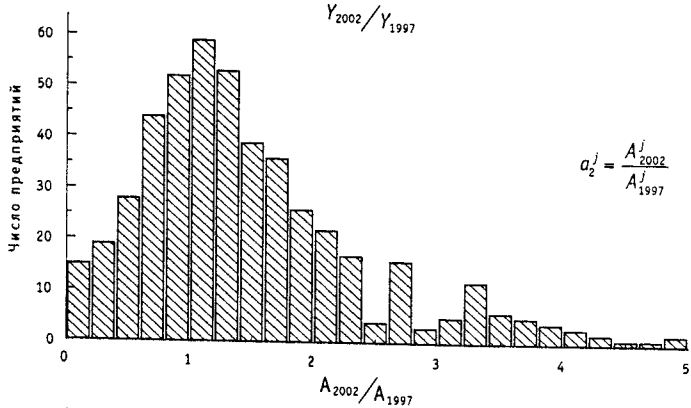
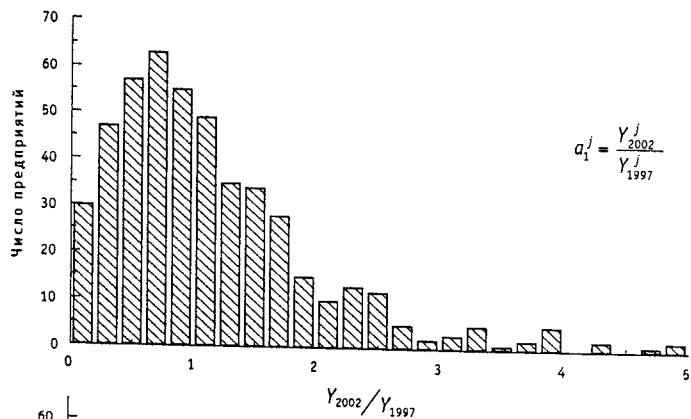


Рис. 2.6. Гистограммы распределений показателей a_1^j , a_2^j , a_3^j

нородность динамики показателей). Так, суммарная доля лидеров и аутсайдеров весьма велика в машиностроении (что неудивительно, учитывая неоднородность отрасли и широчайшую номенклатуру производимой ею продукции), топливной промышленности (что не столь очевидно), лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, легкой и пищевой промышленности.

Таблица 2.5. Число предприятий-лидеров по отраслям

Отрасли	По признаку $\alpha_1^j = \frac{Y_{2002}^j}{Y_{1997}^j}$		По признаку $\alpha_2^j = \frac{A_{2002}^j}{A_{1997}^j}$		По признаку $\alpha_3^j = \frac{y_{2002}^j}{y_{1997}^j}$		Всего предприятий в отрасли по выборке
	лидеры	аутсайдеры	лидеры	аутсайдеры	лидеры	аутсайдеры	
Электроэнергетика	1	4	1	8	0	7	27
Топливная	3	3	2	4	2	4	12
Черная металлургия	1	2	1	1	0	2	11
Химическая и нефтехимическая	1	3	0	4	0	4	12
Машиностроение и металлообработка	39	19	61	19	41	21	169
Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная	17	13	17	11	13	10	65
Промышленность стройматериалов	3	6	6	4	2	7	33
Легкая	13	17	17	16	12	13	61
Пищевая	12	26	8	31	8	32	93
Прочие отрасли	1	6	4	3	4	3	22
Всего	91	99	117	101	82	103	505

Во-вторых, в каких-то отраслях доминируют лидеры, а в каких-то аутсайдеры (в том смысле, что количество предприятий-лидеров значительно превышает число аутсайдеров, или наоборот). Так, в электроэнергетике определенно доминируют аутсайдеры, что вполне согла-

суется с приведенными в параграфе 2.2 результатами анализа отраслевых показателей (рис. 2.3, 2.4 и табл. 2.4). В топливной промышленности также доминируют аутсайдеры, несмотря на присутствие и некоторого количества лидеров. В черной металлургии, в химической и нефтехимической промышленности наблюдается доминирование аутсайдеров. В машиностроении, металлообработке и в лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности преобладают лидеры по темпам роста показателей. В промышленности строительных материалов преобладают скорее аутсайдеры. Это же наблюдается и в пищевой промышленности, несмотря на то, что в среднем по отрасли тенденции явно положительные. В легкой промышленности количество лидеров примерно равно числу аутсайдеров.

В целом это означает, что наблюдается значительная неоднородность в поведении предприятий и на уровне промышленности, и на уровне отдельных отраслей. Хотя, как показал проведенный выше анализ динамики отраслевых показателей, отраслевые тенденции и выпуска, и производительности существенно различаются, но даже среди предприятий отраслей, демонстрирующих наилучшую динамику, наблюдается колоссальный разброс в темпах изменения производительности. Другими словами, принадлежность предприятия к растущей отрасли еще не гарантирует роста соответствующего показателя для предприятия. Очень многое решается на уровне предприятия.

Сопоставление гистограмм, приведенных на рис. 2.6, показывает, что имеются важные с содержательной точки зрения различия в характере распределений. Так, мода распределения темпов выпуска $a_1^j = \frac{Y_{2002}^j}{Y_{1997}^j}$ значительно меньше единицы. На половине предприятий выборки на рассматриваемом интервале времени наблюдается спад выпуска, тогда как промышленный подъем последних лет обеспечивается опережающим ростом производства на второй половине предприятий (табл. 2.6).

Мода распределения темпов производительности труда $a_3^j = \frac{Y_{2002}^j}{Y_{1997}^j}$ лишь незначительно меньше единицы. Доля предприятий с растущей производительностью труда несколько превышает долю предприятий с падающей производительностью (табл. 2.6).

Распределение же темпов СФП $a_2^j = \frac{A_{2002}^j}{A_{1997}^j}$ определенно показывает, что рост совокупной факторной производительности наблюдается на большинстве предприятий выборки (доля предприятий с растущей

СФП вдвое превышает долю предприятий с падающей СФП, табл. 2.6). Это означает, что процесс увеличения СФП является гораздо более фронтальным (хотя и менее заметным), чем процесс роста выпуска. Это, с одной стороны, подтверждает интерпретацию совокупной факторной производительности как опережающего индикатора по отношению к выпуску, и, с другой стороны, позволяет с оптимизмом смотреть на перспективы роста выпуска в российской промышленности.

Дополнительная информация о характеристиках предприятий, переживающих рост и стагнацию, приведена в табл. 2.6. Во-первых, доля в выпуске, основных фондах и численности растущих предприятий по всем трем признакам превышает их долю по числу предприятий. Это может свидетельствовать в пользу гипотезы о преимущественном росте в промышленности за счет крупных предприятий — каждый из перечисленных показателей может рассматриваться как признак размера предприятия.

Во-вторых, растущие предприятия по признакам роста выпуска (a_1) и производительности труда (a_3) по отношению к 1997 г. наиболее сильно выделяются среди остальных предприятий выборки долей в выпуске в 2002 г. (67,2 и 61,3% соответственно), тогда как растущие по совокупной факторной производительности (a_2) — занятостью (88,7%). Возможно, это свидетельствует о том, что наиболее эффективные предприятия испытывают давление со стороны спроса и реагируют на него в первую очередь увеличением численности занятых.

Для всех трех показателей доля основных фондов меньше всего связана с ростом или стагнацией и скорее соответствует доле в общем числе предприятий. Это свидетельствует в пользу гипотезы о том, что основные фонды сами по себе слабее занятости влияют на экономическое положение предприятия.

Выше было приведено обсуждение причин, по которым динамика основных фондов на макроуровне не позволяет объяснить динамику выпуска. Однако оказалось, что на микроуровне показатель фондовооруженности играет важную роль. Он позволяет не только объяснить динамику производительности труда, но и выявить влияние на нее отраслевой принадлежности предприятий.

Первоначально была проведена оценка уравнения вида

$$\ln y_i^j = \mu + \alpha_j + \beta \ln k_i^j + \varepsilon_i^j, \quad (2-5)$$

Таблица 2.6. Структура выборки предприятий, переживающих рост и стагнацию, по выпуску, основным фондам и занятости

Признак группировки	Доля в числе предприятий, %	Доля в выпуске в 2002 г., %	Доля в объеме основных фондов в 2002 г., %	Доля в численности занятых в 2002 г., %
$a_1 \geq 1$	50,1	67,2	53,8	65,6
$a_1 < 1$	49,9	32,8	46,2	34,4
$a_2 \geq 1$	68,7	85,1	79,3	88,7
$a_2 < 1$	31,3	14,9	20,7	11,3
$a_3 \geq 1$	53,7	61,3	54,1	59,7
$a_3 < 1$	46,3	38,7	45,9	40,3

Примечание. Признаки группировки – темпы роста выпуска (a_1), СФП (a_2) и производительности труда (a_3) в 2002 г. по отношению к 1997 г.

где $y_t^j = \frac{Y_t^j}{L_t^j}$ — производительность труда на предприятии j в году t ;

$k_t^j = \frac{K_t^j}{L_t^j}$ — фондовооруженность (табл. 2.7).

Таблица 2.7. Результаты эконометрической оценки уравнения (2-5)

Переменная	Зависимая переменная: $\ln y$			
	Between	Fixed Effects	OLS	Random Effects
μ	1,256* (0,000)	1,509* (0,000)	1,312* (0,000)	1,457* (0,000)
$\ln k$	0,123* (0,000)	0,059* (0,000)	0,108* (0,000)	0,072* (0,000)
within R^2	0,0177	0,0177	0,0177	0,0177
between R^2	0,0925	0,0925	0,0925	0,0925
overall R^2	0,0693	0,0693	0,0693	0,0693

* Гипотеза о значимости коэффициента не может быть отвергнута на уровне значимости 1%; в скобках приводятся соответствующие значения p-value, если они существенно не превышают 0,1. Подробнее о свойствах оценок типа “between”, “fixed effects”, “OLS” и “random effects” см., например, в (Verbeek, 2000, p. 49).

Затем были включены в рассмотрение dummy-переменные для выделения влияния на производительность предприятия его принадлежности к той или иной отрасли

$$\ln y_i^j = \mu + \alpha_j + \left(\beta + \sum_{i=1}^n \gamma_i D_i^j \right) \ln k_i^j + \varepsilon_i^j. \quad (2-6)$$

Здесь $D_k^j = 1$, если предприятие j относится к отрасли i , и $D_k^j = 0$ в остальных случаях. Количество отраслей n соответствует количеству отраслей в табл. 2.8. Соответственно $n = 9$.

Значения статистики теста Хауссмана для уравнения (2-6) равно 36,94 (p-value равно 0,001) и позволяет на уровне значимости 1% отвергнуть гипотезу о статистической незначимости между расхождениями в оценках типа «fixed effect» (FE) и «random effect» (RE). Это означает, что оценки FE являются асимптотически наиболее эффективными. Однако принимая во внимание крайне слабую объясняющую силу FE-оценок — крайне низкие значения R^2 по сравнению с оценками «between» и «OLS», — а также статистическую неразличимость моделей «OLS» и «between» для интерпретации предпочтительнее использовать результаты оценок «OLS».

Как видно из табл. 2.8, рост фондовооруженности на 1% приводит в среднем к росту производительности на 0,07%. Удастся также выделить ряд отраслей, в которых производительность труда меняется сильнее или слабее при одинаковом росте фондовооруженности. Например, при росте фондовооруженности на 1% в пищевой промышленности производительность труда вырастает больше, чем в машиностроении, а в легкой промышленности рост будет меньшим.

На основе полученных оценок появляется возможность построить градацию отраслей по инвестиционной привлекательности с точки зрения возможностей увеличения производительности труда путем наращивания фондовооруженности. Наиболее предпочтительным оказывается положение предприятий в топливной промышленности, затем — в черной металлургии и в пищевой промышленности. Хуже других на общем фоне выглядит легкая промышленность.

Следует также обратить внимание на тот факт, что общий коэффициент детерминации модели (2-6) с учетом отраслевых эффектов вырос примерно с 0,07 до 0,18 по сравнению с моделью (2-5). Если абстрагироваться от влияния на него увеличения количества факторов (для оценок «OLS» $R_{adj}^2 = 0,1796$), то учет отраслевой специфики позволяет лучше объяснить изменения производительности труда и указы-

Таблица 2.8. Результаты эконометрической оценки уравнения (2-6)

Переменная	Зависимая переменная: $\ln y$			
	Between	Fixed Effects	OLS	Random Effects
μ	1,393** (0,000)	1,471** (0,000)	1,413** (0,000)	1,455** (0,000)
$\ln k$	0,077** (0,001)	0,145** (0,002)	0,074** (0,000)	0,074** (0,000)
D_1 (электроэнергетика)	0,037 (0,096)	-0,109 (0,067)	0,037** (0,001)	0,021
D_2 (топливная промышленность)	0,108** (0,000)	-0,144* (0,033)	0,106** (0,000)	0,077** (0,002)
D_3 (черная металлургия)	0,095** (0,003)	-0,143 (0,103)	0,092** (0,000)	0,068* (0,021)
D_4 (химическая и нефтехимическая промышленность)	0,016	-0,081	0,015	0,003
D_5 (машиностроение)	-0,008	-0,075	-0,009	-0,017
D_6 (лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность)	-0,010	-0,175** (0,001)	-0,014	-0,046* (0,024)
D_7 (промышленность стройматериалов)	0,007	-0,041	0,007	0,003
D_8 (легкая промышленность)	-0,053* (0,019)	-0,091 (0,076)	-0,054** (0,000)	-0,055** (0,007)
D_9 (пищевая промышленность)	0,059** (0,004)	-0,011	0,058** (0,000)	0,049* (0,011)
within R^2	0,017	0,031		0,021
between R^2	0,240	0,026		0,230
overall R^2	0,182	0,023	0,182	0,176

* Гипотеза о значимости коэффициента не может быть отвергнута на уровне значимости 5%.

** Гипотеза о значимости коэффициента не может быть отвергнута на уровне значимости 1%; в скобках приводятся соответствующие значения p-value, если они существенно не превышают 0,1. Подробнее о свойствах оценок типа "between", "fixed effects", "OLS" и "random effects" см., например, в (Verbeek, 2000, p. 49).

вает на существенно разную чувствительность производительности труда к изменению фондовооруженности в различных отраслях. Это может быть связано с различиями в технологии производства и с особенностями отраслевых рынков. Все эти факторы часто выпадают из рассмотрения на макроуровне. Тем не менее, необходимо предложить ответ на вопрос о том, почему сами по себе основные фонды плохо объясняют динамику выпуска и связанную с ним динамику производительности труда, а фондовооруженность с учетом отраслевой дифференциации позволяет сделать это существенно лучше.

Видимо, это связано с *неоднородностью основных фондов*, значительная доля которых была введена в период плановой экономики и в настоящее время в разной степени отражает структуру рыночного спроса. Представим себе два предприятия, работающих в одной и той же отрасли промышленности, первоначально имеющих одинаковое количество занятых и одинаковый запас основных фондов. В ответ на возросший спрос на свою продукцию в краткосрочном периоде они реагируют одинаково — набирают дополнительных рабочих и увеличивают загрузку оборудования. Если допустить, что основные фонды одного предприятия точнее соответствуют спросу, скажем, оборудование можно быстрее приспособить к выпуску необходимой сейчас продукции и оно окажется более производительным, то каждый дополнительно нанятый рабочий обеспечит больший прирост выпуска, чем такой же дополнительный рабочий на другом. Таким образом, первое предприятие сможет достичь одинакового со вторым уровня производительности, нанимая меньше рабочих.

Полученную отраслевую дифференциацию также можно связать с приспособленностью основных фондов к выпуску рыночной продукции. В топливной промышленности, в электроэнергетике и в черной металлургии конечный продукт однороден и претерпел относительно слабые изменения при переходе к рынку. В пищевой промышленности изменения оказались более существенными, однако степень приспособляемости основных фондов здесь существенно выше: их стоимость и сроки окупаемости могут оказаться существенно ниже, чем, скажем, в машиностроении и строительстве. Основную группу составили отрасли с высокой степенью переработки и значительной неоднородностью конечной продукции. Наконец, существенно худшее положение легкой промышленности также может быть связано с устаревшей структурой основных фондов и жесткой конкуренцией на внутреннем рынке.

Проведенный анализ дает основания говорить о значительном росте производительности в российской промышленности на втором этапе российского переходного процесса, на котором доминируют тенденции экономического роста. При этом наблюдаются значительные различия в динамике производительности как по отраслям, так и по предприятиям.

Наихудшую динамику производительности на второй фазе переходного процесса демонстрируют отрасли промышленности с относительно благополучной динамикой выпуска на первой фазе, в которых либо имеется естественный монополист, либо имеющие стабильный сбыт на внешнем или внутреннем рынке и, поэтому, не испытывающие достаточных стимулов к повышению производительности. Наилучшую динамику производительности на втором этапе переходного процесса демонстрируют отрасли, относительно менее благополучные в плане динамики выпуска на первом этапе, не монополизированные и столкнувшиеся с жесткими ограничениями спроса. Это вынуждало производителей снижать издержки и повышать эффективность использования факторов производства. Несмотря на негативный процесс перераспределения ресурсов в пользу топливно-сырьевых отраслей, ресурсы, остающиеся в распоряжении обрабатывающих отраслей, на протяжении рассматриваемого периода времени стали использоваться гораздо более производительнее.

Несмотря на интенсивный рост выпуска и производительности в целом по промышленности после обострения кризиса в 1998 г., среди предприятий выделяется как значительная доля лидеров, у которых темпы прироста выпуска и производительности в несколько раз превышают соответствующие темпы по промышленности в целом, так и значительная доля аутсайдеров, у которых не только не наблюдается роста выпуска и производительности, но даже имеет место снижение этих показателей.

Распределения предприятий по темпам роста выпуска и совокупной факторной производительности имеют весьма существенные различия. На половине предприятий выборки на рассматриваемом интервале времени наблюдается спад выпуска, тогда как промышленный подъем последних лет обеспечивается опережающим ростом производства на второй половине предприятий выборки, в первую очередь на предприятиях-лидерах, число которых составляет меньшинство из числа всех предприятий выборки. Распределение же темпов СФП опосредованно показывает, что рост производительности, в отличие от вы-

пуска, наблюдается на большинстве предприятий. Это означает, что процесс роста производительности является гораздо более фронтальным, чем процесс роста выпуска. Это позволяет с оптимизмом смотреть на ближайшие перспективы российской промышленности.

С помощью эконометрических оценок панельных данных удается выделить ряд отраслей, в которых производительность труда меняется сильнее или слабее при одинаковом росте фондовооруженности. Так, по сравнению со средним уровнем в отраслях промышленности производительность труда возрастает сильнее в топливной промышленности, черной металлургии и пищевой промышленности, и слабее — в легкой. Таким образом, учет отраслевой специфики позволяет лучше объяснить изменения производительности труда и указывает на существенно разную чувствительность производительности труда к изменению фондовооруженности в различных отраслях. Это может быть связано с разной приспособленностью существующих основных фондов к выпуску востребованной на рынке продукции.