

ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ**Модельная оценка численностей занятых
в отраслях межотраслевого баланса¹****Ершов Э.Б., Ким И.А.**

В работе предложена модель расчета численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса, использующая данные о среднегодовых численностях занятых по хозяйственным отраслям и таблиц ресурсов и услуг, включаемых в системы таблиц «Затраты-Выпуск», разрабатываемые и публикуемые Госкомстатом России. Она реализована на преобразованных к требуемому, сопоставимому для разных лет, виду данных для 1995, 1998–2000 гг. Модель основывается на предположении о том, что трудоемкость производства продукции i -ой чистой отрасли в j -ой хозяйственной отрасли (при $i \neq j$) представляет собой взвешенное среднее известной средней трудоемкости продукции j -ой хозяйственной отрасли и искомой трудоемкости профильной продукции i -ой хозяйственной отрасли. Вес профильной трудоемкости не зависит от отрасли, но изменяется по годам. Траектория этих весов определяется с использованием критериев, характеризующих с различных позиций изменчивость во времени численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса. Полученные значения численностей занятых и соответствующие им трудоемкости используются для определения групп отраслей, имеющих однотипную и экономически одинаково интерпретируемую динамику рассматриваемых показателей.

Для анализа и моделирования процессов, происходящих в многоотраслевой российской экономике, необходимы данные не только об объемах производимой продукции и текущих затратах продукции и услуг в отраслях, но и об используемых в них первичных ресурсах. Под такими ресурсами принято понимать труд и основные производственные фонды, являющиеся ключевым элементом капитала.

Соответствующие статистические данные доступны в официальных публикациях Госкомстата только по хозяйственным отраслям. Поэтому актуальна задача модельного, а не прямого статистического определения численностей занятых для относительно однородных групп продуктов и услуг, образующих отрасли межотрас-

¹ Работа выполнена в рамках темы «Межотраслевой анализ и краткосрочный прогноз для экономики России: новые задачи, модели» проекта ГУ ВШЭ «Преподавание теоретических основ экономической политики государства и фирмы».

Ершов Э.Б. - к.э.н., профессор кафедры математической экономики и эконометрики ГУ ВШЭ.
Ким И.А. - старший преподаватель кафедры экономической теории ГУ ВШЭ.

Статья представлена в Редакцию в декабре 2003 г.

левого баланса. Для затрат товаров и услуг в таких отраслях аналогичная задача также актуальна, и в практике многих стран решается чисто математическими методами. Однако при этом постулируется независимость соответствующих коэффициентов затрат от того, в какой хозяйственной отрасли данный продукт или услуга производится. Такое предположение не только представляется экономически необоснованным, но и может приводить и приводит к результатам, противоречащим очевидной неотрицательности любых затрат. Поэтому необходимо предложить теоретическую модель, связывающую между собой статистически наблюдаемые трудоемкости и численности занятых в хозяйственных отраслях и аналогичные, но ненаблюдаемые величины для чистых отраслей, исследовать ее свойства и проверить возможность ее применения, используя реальные статистические данные.

Напомним, что под хозяйственной отраслью понимается совокупность предприятий или заведений, «сгруппированных по признаку отраслевой принадлежности продукции, преобладающей в производстве» ([3], с. 227; [4], с. 170) и относимых в используемой классификации отраслей или видов экономической деятельности к соответствующей, определенной этой классификацией отрасли. Часть продукции, производимой хозяйственной отраслью, может не быть для нее профильной. И наоборот, профильная для данной отрасли продукция может производиться также и в других хозяйственных отраслях. Заметим, что используемое понятие «профильная продукция» представляет собой краткий вариант словосочетания «продукция отраслевого профиля» ([3], с. 227) и не тождественно понятию «продукция основной деятельности» ([4], с. 170). Под продукцией чистой отрасли понимается совокупность товаров и услуг, определяемая в соответствии с используемыми принципами однородности, учитывающими взаимозаменяемость товаров и услуг в сфере использования, общность применяемых производственных технологий или переработку общего для них основного сырья. Состав продуктов и услуг, определяющих чистые отрасли или однородные их группы, как правило, соответствует составу профильной продукции хозяйственных отраслей.

Общэкономические показатели отраслей экономики, в том числе численности занятых, промышленно-производственного персонала и рабочих, разрабатываются и публикуются Госкомстатом России по хозяйственным отраслям ([6], с. 8–30). Следовательно, базирующиеся на этих численностях показатели трудоемкости продукции и производительности труда также характеризуют хозяйственные отрасли. В то же время в межотраслевых исследованиях потребности чистых отраслей в затратах труда моделируются с помощью коэффициентов трудоемкости продукции или отраслевых производственных функций, в число факторов которых включаются измеряемые каким-либо образом показатели затрат труда и занятости основных фондов.

Отсутствие в публикациях Госкомстата России данных о численностях занятых и других показателях затрат труда в отраслях межотраслевого баланса вынуждает исследователей использовать упрощающую гипотезу, согласно которой численности занятых или коэффициенты трудоемкости для хозяйственных и чистых отраслей численно совпадают. Однако эти гипотезы, по-видимому, никогда не проверялись, по крайней мере для экономики России, и специально не обосновывались. Степень правдоподобности, обоснованности этих гипотез в современных условиях России представляется недостаточной из-за интенсивного изменения структур продуктов и услуг, производимых предприятиями хозяйственных отраслей. Такие структуры, характеризуемые в терминах номенклатуры групп продуктов и услуг

(отраслей) межотраслевых балансов, до недавнего времени не были статистически описаны. Данные о более детальных продуктовых структурах их выпусков, по-видимому, использовались органами статистики в их внутренних расчетах и также не были доступны внешним по отношению к этой системе исследователям. Положение существенно изменилось в результате разработки Госкомстатом России системы таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 г., итоги которой опубликованы в 2000 г. [9], а затем и за 1996–2000 гг. [10, 11, 12]. Возможность использовать данные, содержащиеся в этих публикациях, определила направленность и содержание данной статьи.

1. Исходные статистические данные

Расчеты численности занятых выполнялись по 22 чистым отраслям межотраслевого баланса за 1995 г. и 1998–2000 гг. и по 24 отраслям – для 2000 г. При этом использовались таблицы ресурсов товаров и услуг за соответствующие годы, содержащиеся в [9, 10, 11]. Для 1996 и 1997 гг. расчет не проводился, поскольку в [12] таблицы ресурсов не приведены. Номенклатуры чистых и хозяйственных отраслей для таблиц «Затраты-Выпуск» [9, 10, 11] приведены в Приложении. Обратим внимание на то, что в таблицах за 2000 г. отрасль «Нефтегазовая промышленность» представлена тремя хозяйственными отраслями (нефтедобывающая, нефтеперерабатывающая и газовая промышленность) и тремя соответствующими им профильными для них группами продуктов. В дальнейшем, если это не будет приводить к недоразумениям, будем использовать сокращенные названия отраслей и их общую нумерацию для всех рассматриваемых лет. Отрасли, образующие нефтегазовую промышленность ($i=2$), будем обозначать сложными индексами «2.1», «2.2» и «2.3».

Таблицы ресурсов для 1995, 1998–1999 и 2000 гг. имеют близкие, но все же отличающиеся структуры. Эти отличия приходится учитывать и элиминировать, используя достаточно простые и естественные, но все же принимаемые в условиях отсутствия необходимых данных, допущения. Кратко охарактеризуем упомянутые отличия и примененный способ приведения таблиц для 1998–2000 гг. к сопоставимому с таблицей ресурсов для 1995 г. виду и содержанию.

Таблица ресурсов за 1995 г. имеет n строк и $n+1$ столбец, где n – число хозяйственных отраслей ($n=22$). При этом строка и столбец, соответствующие отрасли «Промышленность», в таблице присутствуют, но могут игнорироваться, поскольку их элементы получаются суммированием данных для промышленных отраслей. Последний, $(n+1)$ -ый столбец таблицы имеет название «Производство продукции и услуг домашними хозяйствами». Элементы этой таблицы будем обозначать $Z_{ij}(1995)$, или просто Z_{ij} ($i=1, \dots, 22$; $j=1, \dots, 23$). Величина Z_{ij} – это объем произведенной j -ой хозяйственной отраслью (при $j < 23$) или домашними хозяйствами (при $j=23$) продукции, относимой к i -ой группе товаров и услуг (i -ой чистой отрасли межотраслевого баланса), измеренный в текущих основных ценах. Таким образом, $\sum_j Z_{ij} \equiv Z_j$ – это выпуск товаров и услуг j -ой хозяйственной отрасли,

$\sum_j Z_{ij} \equiv X_i$ – выпуск i -ой чистой отрасли. Другие элементы таблицы ресурсов, содержащиеся в том числе объемы импортируемой продукции чистых отраслей, транс-

портные и торгово-посреднические наценки, налоги и субсидии на продукты, в расчетах численности занятых для отраслей межотраслевого баланса не использовались.

При составлении системы таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 г. Госкомстат России использовал действующий классификатор отраслей народного хозяйства (ОКОНХ) и трехуровневую номенклатуру групп продуктов и услуг, содержащую 227 исходных групп, последовательно агрегируемых в 110 и 22 группы. Детализированные таблицы разрабатывались с использованием всей доступной информации, в том числе полученной в результате обследования предприятий. Таблицы за 1996–2000 гг. составлялись только для высоко агрегированных хозяйственных отраслей и групп продуктов и услуг. При этом использовались детализированные таблицы за 1995 г. и данные базовой статистики для 1996–2000 гг. Состав, структура и содержание таблиц, опубликованных в [9–12], изменялись по годам. В частности, в таблицах ресурсов для 1998–2000 гг. отсутствовал столбец, содержащий объемы продукции и услуг, произведенных домашними хозяйствами. Число отраслей и групп продуктов в таблицах для 2000 г. увеличилось до 24. В таблицах ресурсов за 1998–2000 гг. объемы непромышленной продукции Z_{ij} , произведенной в отраслях промышленности ($m < i \leq n$, $j = 1, \dots, m < n$), приняты равными нулю, также как и объемы непрофильной продукции Z_{ij} , произведенной в непромышленных отраслях ($m < j$, $i \neq j$). Здесь m – число отраслей промышленности ($m = 13$ для таблиц 1995–1999 гг. и $m = 15$ для таблицы 2000 г.). Таким образом, все отрасли, не являющиеся отраслями промышленности, в таблицах ресурсов для 1998–2000 гг., по существу, представляют собой не хозяйственные, а чистые отрасли (группы продуктов), а в объемах выпусков хозяйственных промышленных отраслей учитывается только промышленная, в том числе непрофильная для них, продукция.

Охарактеризованные отличия таблиц ресурсов для различных лет были преодолены в результате преобразования таблиц для 1998–2000 гг. к сопоставимому с таблицей для 1995 г. виду. В таблицах, аналогично таблице 1995 г., был введен дополнительный столбец «Производство продукции и услуг домашними хозяйствами».

Объем профильной продукции Z_{ii} ($i > m$) непромышленных отраслей был распределен по всей соответствующей строке. При этом была использована гипотеза о том, что процентный вклад хозяйственных отраслей и домашних хозяйств в производство любой группы товаров и услуг непромышленной продукции остался неизменным с 1995 г. В соответствии с этой гипотезой, в таблице 1995 г. для непромышленных отраслей по каждой строке была определена структура выпуска (в %). Для таблиц 1998, 1999 и 2000 гг. соответствующий диагональный элемент был распределен между хозяйственными отраслями и домашними хозяйствами в этом же процентном соотношении. Таблица 2000 г. содержала разбиение нефтегазовой промышленности на нефтедобычу, нефтепереработку и газовую промышленность, чего не было в таблице 1995 г. Поэтому для построения новой таблицы 2000 г. использовалась как структура 1995 г., так и структура выпуска по столбцам исходной таблицы 2000 г. – для этих трех отраслей. Этот же подход применялся для построения трех соответствующих строк новой таблицы.

Для продукции промышленных отраслей в каждой строке, во-первых, выделялось производство данной продукции в непромышленных отраслях и домашними хозяйствами. При этом также использовалась структура таблицы 1995 г. Оставшаяся продукция распределялась по строке между промышленными отраслями в соответствии со структурой исходной таблицы соответствующего 1998, 1999, 2000 гг., с тем

чтобы получить преобразованные таблицы как можно более близкими к изначально опубликованным.

Так были получены таблицы ресурсов с 22 строками и 23 столбцами, последний из которых соответствовал домашним хозяйствам, рассматриваемым как специфическая «хозяйственная отрасль». Однако применение полученных таким образом данных об объемах продукции, произведенной домашними хозяйствами в 1998–2000 г.г., натолкнулось на тот факт, что в используемых публикациях Госкомстата России ([8], с. 141 и 167) численность занятых в домашних хозяйствах не приводится, а распределяется между хозяйственными отраслями. На это обратил внимание авторов статьи д.э.н. Э.Ф. Баранов. Производимая домашними хозяйствами продукция также включается Госкомстатом России в продукцию соответствующих хозяйственных отраслей и только в таблице ресурсов товаров и услуг для 1995 г. выделена в отдельный столбец. Но выделить численности занятых в домашних хозяйствах из общих численностей занятых для отраслей, используя доступные данные, оказалось невозможным. В этих условиях элементы 23-го столбца полученных таблиц ресурсов были добавлены к диагональным элементам в их строках и в дальнейшем использовались квадратные таблицы с 22 строками и столбцами, в которых профильная продукция хозяйственных и чистых отраслей M_{ij} включает соответствующую продукцию домашних хозяйств.

Доли продукции домашних хозяйств в общих объемах и объемах профильной продукции хозяйственных и чистых отраслей достаточно велики для пищевой промышленности, строительства, сельского хозяйства, торговли и ЖКХ. В продукции домашних хозяйств кроме названных отраслей значительные доли имеют также легкая промышленность, транспорт, здравоохранение и финансы. Именно продукцию этих отраслей производят и реализуют на рынке домашние хозяйства. Однако очевидно, что тонкая структура этой продукции не должна быть близкой к профильной продукции соответствующих хозяйственных отраслей. Также естественным представляется предположение о том, что средняя фондовооруженность труда в домашних хозяйствах, производящих продукцию j -ой отрасли, может существенно отличаться от фондовооруженности труда, используемого при производстве профильной продукции j -ой отрасли. Это означает, что вышеописанное включение продукции домашних хозяйств в диагональные элементы матриц M и использование численностей занятых $L_j^{хоз}$, включающих занятых в домашних хозяйствах, приводит, по-видимому, к погрешностям при модельных расчетах численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса. Такие погрешности должны и могут быть устранены, если будут доступны статистические данные о распределении занятых в домашних хозяйствах между видами производимых ими продуктов и услуг. Такие данные позволят также уточнить используемую в данной работе процедуру перехода от численностей промышленно-производственного персонала в отраслях промышленности к численностям занятых в этих хозяйственных отраслях.

Вместе с таблицей ресурсов товаров и услуг за 1995 г., взятой из [9], приведенные к сопоставимому виду преобразованные таблицы ресурсов использовались в расчетах численности занятых в отраслях межотраслевых балансов. Будем обозначать элементы этих таблиц через M_{ij} (1995), M_{ij} (1998), M_{ij} (1999), M_{ij} (2000), а содержащие их матрицы – соответственно M (1995), M (1998), M (1999), M (2000),

или $M(0)$, $M(1)$, $M(2)$, $M(3)$, что позволит отличить их от элементов Z_{ij} исходных таблиц ресурсов.

Полученные в результате таблицы ресурсов для 1998–2000 гг. ввиду большого объема в данной статье не приводятся и будут включены в препринт серии WP2 «Количественный анализ в экономике», издаваемой ГУ ВШЭ.

Отметим, что при составлении таблиц ресурсов, опубликованных в [10, 11], Госкомстат России мог применять более обоснованные и точные методы расчета, используя данные детальных таблиц за 1995 г. и доступные данные базовой статистики для соответствующих лет. Причины, по которым таблицы ресурсов для лет, последовавших за 1995 г., готовились в виде, отличном от таблицы для 1995 г., в известных нам публикациях не пояснялись. В этих условиях использование при расчетах таблиц M упрощающих гипотез было вынужденной мерой. Но предлагаемый в данной статье метод расчета численности занятых в отраслях межотраслевого баланса может быть реализован без изменения, если будут известны сопоставимые по структуре и содержанию таблицы ресурсов для последовательных лет.

Преобразование исходных таблиц ресурсов Z в таблицы M было признано необходимым, поскольку предприятия хозяйственных отраслей в рассматриваемый период диверсифицировали свою деятельность, производя продукты и услуги, не являющиеся для данной хозяйственной отрасли профильными. Следовательно, труд занятых на этих предприятиях имел своим результатом производство товаров и услуг, включаемых в различные чистые отрасли межотраслевого баланса. В этих условиях предположение о том, что труд занятых в хозяйственной отрасли промышленности расходовался только на производство промышленной продукции, а в непромышленных хозяйственных отраслях – только на производство профильной группы продуктов, представляется неправдоподобным и даже недопустимым. Но именно такие предположения должны были бы использоваться, если бы исходные таблицы ресурсов Z не были преобразованы.

Данные о среднегодовых численностях занятых в промышленности и непромышленных хозяйственных отраслях были взяты из [8, с. 141, 161]. В данном источнике используемая номенклатура отраслей получается агрегированием отраслей ОКОНХ (см. [5, с. 75]).

По отраслям промышленности в издаваемых Госкомстатом России статистических сборниках, в том числе в «Российских статистических ежегодниках», приводятся данные о среднегодовых численностях промышленно-производственного персонала (п.п.п.). Эти данные представлены по следующей номенклатуре отраслей: электроэнергетика, топливная промышленность, нефтедобывающая промышленность, нефтеперерабатывающая промышленность, газовая промышленность, угольная промышленность, черная металлургия, цветная металлургия, химическая и нефтехимическая промышленность, машиностроение и металлообработка, лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность, промышленность строительных материалов, легкая промышленность, пищевая промышленность, медицинская промышленность.

Номенклатура промышленных отраслей межотраслевого баланса, используемая в [9–11], несколько отличается от приведенной выше. Во-первых, топливная промышленность отсутствует, но присутствует «прочая топливная промышленность» (производство горючих сланцев и торфа). При расчете численности промышленно-производственного персонала в этой отрасли мы исходили из того, что топливная

промышленность включает в себя нефтедобывающую, нефтеперерабатывающую, газовую и угольную, а также прочую топливную промышленность, так что численность промышленно-производственного персонала в последней может быть получена вычитанием из общей численности персонала в топливной промышленности численности п.п.п. в первых четырех отраслях. Во-вторых, в опубликованных межотраслевых балансах нефтедобыча, нефтепереработка и газовая промышленность агрегированы в одну отрасль – «нефтегазовая промышленность» (кроме 2000 г.). Таким способом были получены следующие численности п.п.п. для топливных отраслей межотраслевого баланса (табл. 1).

Таблица 1.

**Численности промышленно-производственного персонала
для топливных отраслей межотраслевого баланса, тыс. человек**

	1995	1998	1999	2000
<i>Численности п.п.п., опубликованные в [8]</i>				
Топливная промышленность	846	794	738	730
Нефтедобывающая промышленность	213	289	261	267
Нефтеперерабатывающая пром-ть	117	120	113	113
Газовая промышленность	38	55	60	62
Угольная промышленность	451	310	283	269
<i>Рассчитанные численности п.п.п.</i>				
Нефтегазовая промышленность	368	464	434	442
Прочая топливная промышленность	27	20	21	19

Далее, в номенклатуре межотраслевого баланса присутствует отрасль, называемая «прочие отрасли промышленности». В ее составе: микробиологическая, мукомольно-крупяная и комбикормовая, полиграфическая промышленности; другие промышленные производства; государственная приемка продукции в промышленности; государственный надзор и контроль за стандартами и средствами измерений; хозяйственное управление промышленностью. Численность промышленно-производственного персонала в этой отрасли была получена вычитанием суммарного количества п.п.п. других отраслей промышленности из общего количества п.п.п. в промышленности.

Медицинская промышленность в номенклатуре межотраслевого баланса представлена в составе ряда других отраслей. Возникающие при этом трудности не были преодолены.

Для получения среднегодовых численностей занятых в отраслях промышленности рассчитанные численности п.п.п. для этих отраслей межотраслевого баланса были пропорционально увеличены так, чтобы расчетная численность занятых в промышленности совпала с приведенной в [8]. Этот прием может быть уточнен, если будут доступны данные о численности занятых в домашних хозяйствах и ее распределении между чистыми отраслями.

Данные по агрегированным непромышленным отраслям межотраслевого баланса (Транспорт и связь; Здравоохранение, физическая культура и социальное обеспечение, образование, культура и искусство; Финансы, кредит, страхование,

управление, общественные объединения) были получены суммированием соответствующих данных для хозяйственных отраслей.

«Другим отраслям» в [8] в номенклатуре отраслей межотраслевого баланса были поставлены в соответствие «прочие виды деятельности по производству товаров и услуг».

2. Выбор модели расчета численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса

Предполагается, что для каждого рассматриваемого года t известны матрица $M \equiv M(t)$ ресурсов товаров и услуг в основных текущих ценах этого года с элементами $M_{ij}(t)$, $i, j=1, \dots, n$ и вектор-строка $L^{xoz}(t) = (L_j^{xoz}(t))$ численностей занятых в n хозяйственных отраслях. Индекс t года будем опускать, если это не приводит к трудностям интерпретации используемых показателей и связывающих их соотношений.

Задача состоит в том, чтобы, используя эти данные, рассчитать коэффициенты трудоемкости l_{ji} единицы продукции i -ой группы товаров и услуг (чистой отрасли), производимой j -ой хозяйственной отраслью, удовлетворяющие балансовым соотношениям

$$(1) \quad \sum_i l_{ji} \cdot M_{ij} = L_j^{xoz}, \quad j=1, \dots, n,$$

и соответствующие этим трудоемкостям численности занятых T_i в отраслях межотраслевого баланса, определенные равенствами

$$(2) \quad T_i = \sum_j M_{ij} \cdot l_{ji}, \quad i=1, \dots, n.$$

Численности занятых в отрасли j , обеспечивающих производство продукции i -ых чистых отраслей, будем обозначать T_{ij} . Они используются в формулах (1) и (2), поскольку $T_{ij} = l_{ji} M_{ij}$. Эти слагаемые в суммах L_j^{xoz} и T_i определяют структуры численностей занятых в хозяйственных и чистых отраслях.

Очевидно, что без принятия предположений, относящихся к неизвестным l_{ji} , используя только уравнения (1), эту задачу решить невозможно. Предположения должны ввести (n) новых переменных вместо величин l_{ji} и получить для введенных величин систему из (n) уравнений с (n) неизвестными, решение которой определит положительные трудоемкости l_{ji} и численности T_i . Наиболее просты предположения о независимости величины l_{ji} от одного из индексов отраслей (j или i).

Гипотеза отраслевых технологий предполагает, что коэффициент l_{ji} не зависит от (i), т.е. от того, какой именно продукт производится в j -ой хозяйственной отрасли. В этом случае $l_{ji} = l_j^{omp}$ и из (1) находим

$$l_j^{omp} = l_j^{xoz} \equiv L_j^{xoz} / M_j,$$

где $M_j = \sum_i M_{ij}$ – продукция, произведенная хозяйственной отраслью. Тогда

$T_i = \sum_j (M_{ij}/M_j) L_j^{x03}$, и средняя трудоемкость продукции i -ой отрасли τ_i^{omp} , соответствующая гипотезе отраслевой технологии, находится по формуле

$$\tau_i^{omp} \equiv \frac{T_i}{\sum_j M_{ij}} = \sum_j \frac{M_{ij}}{\sum_k M_{ik}} \cdot \frac{L_j^{x03}}{M_j}.$$

Принятие этой гипотезы приводит к нахождению

всегда положительных величин l_{ji} , T_i и τ_i^{omp} , но при этом трудоемкости l_{ji} не зависят от продуктовой структуры продукции j -ой хозяйственной отрасли.

Гипотеза продуктовых технологий предполагает, что коэффициент l_{ji} не зависит от j , т.е. для продукции i -ой отрасли межотраслевого баланса трудоемкость не зависит от того, где она производится. В этом случае величины $l_{ji} = l_i^{npod}$ находятся из системы уравнений

$$(3) \quad \sum_i l_i \cdot M_{ij} = L_j^{x03}, \quad j=1, \dots, n,$$

которая при естественных предположениях имеет единственное решение $l = (l_i)$. Эти предположения состоят в том, что неотрицательные элементы матрицы (M) удовлетворяют хотя бы одной из систем неравенств

$$(4.1) \quad M_{ii} > \sum_{j, j \neq i} M_{ij}, \quad i=1, \dots, n,$$

или

$$(4.2) \quad M_{ii} > \sum_{j, j \neq i} M_{ji}, \quad i=1, \dots, n.$$

Невырожденность матрицы (M) следует из того, что для нее нуль ($z=0$) не принадлежит так называемым областям Гершгорина, содержащим собственные значения матриц (M) и (M^T) . Эта область для матрицы $(a)=(a_{ij})$ определяется как объединение кругов

$$|z - a_{ii}| \leq \sum_{j, j \neq i} |a_{ij}|, \quad i = 1, \dots, n$$

в комплексной плоскости ([13], с. 132; [7] с. 52–53; [14], с. 365 и 413).

Экономическая интерпретация неравенств (4.1) и (4.2) очевидна. Объем профильной продукции M_{ii} должен превышать объем остальной, непрофильной продукции, производимой i -ой отраслью межотраслевого баланса или хозяйственной отрасли. Для матриц ресурсов $M(t)$, неравенства (4.1) и (4.2) выполняются и, следовательно, существуют обратные матрицы $M(t)^{-1}$.

Средняя трудоемкость продукции i -ой чистой отрасли τ_i^{npod} , соответствующая гипотезе продуктовых технологий, очевидным образом совпадает со значением переменной l_i^{npod} . Но в общем случае элементы матрицы $(M)^{-1}$ и вектора продуктовых трудоемкостей $l^{npod} = (l_i^{npod}) \equiv (L^{x03})(M^{-1})$ не обязаны быть положи-

тельными и даже неотрицательными. Таким образом, гипотеза продуктовых технологий может приводить к получению противоречащих экономической постановке задачи значений величин l_i^{prod} и $T_i \equiv l_i^{prod} \cdot \sum_j M_{ij}$. Так, для 1995 г. вектор l^{prod} (1995) оказался имеющим отрицательный элемент, а именно для нефтегазовой промышленности $l_2^{prod}(1995) = -4,17 \cdot 10^{-7}$. Заметим, что простой прием, состоящий в замене отрицательных значений искомым трудоемкостей l_i^{prod} нулевыми значениями, приводит в общем случае к рассмотрению несовместной системы уравнений (3) для оставшихся неизвестными трудоемкостей. Нахождение с использованием методов математического программирования неотрицательного вектора (l_j), являющегося в каком-либо смысле наилучшим приближенным решением системы уравнений (3) и принадлежащего границе допустимых значений неизвестных, также порождает неинтерпретируемое, противоречащее существованию решаемой задачи решение, поскольку для него, по меньшей мере, одна из продуктовых трудоемкостей l_i^{prod} принимает нулевое значение. При этом оказывается нулевой занятость T_i в i -ой отрасли межотраслевого баланса.

Следовательно, необходимо рассмотреть более общие предположения об искомым величинах l_{ji} и выбрать такие, чтобы они обеспечивали получение положительных, экономически интерпретируемых трудоемкостей l_{ji} , зависящих от продуктовой структуры продукции хозяйственных отраслей и от задаваемых значение как можно меньшего числа параметров π_1, \dots, π_r .

Целесообразно, чтобы значения отраслевых трудоемкостей (l_j^{omp}) и продуктовых трудоемкостей (l_i^{prod}), если последние оказываются положительными, могли быть получены как частные случаи функций $l_{ji} = f_{ji}(M; L^{2003}; \pi_1, \dots, \pi_r)$ при некоторых допустимых значениях вектора параметров (π). Это позволит рассматривать гипотезы отраслевых и продуктовых технологий с более общих позиций и, как это будет видно из дальнейшего, выбирать значения параметров (π), не отвергая возможности использования упрощающих предположений, фактически принимаемых при подготовке отчетных межотраслевых балансов почти без обсуждения. При составлении таблиц таких балансов как элементов системы национальных счетов, базирующейся на статистических таблицах использования продуктов хозяйственными отраслями (таблицы «USE») и производства ими продуктов (таблицы «MAKE»), соответствующие методологические материалы и руководства, например ([4], с. 171; [15]), рекомендуют применять гипотезы отраслевых или продуктовых технологий.

Эти вопросы достаточно детально излагаются в четвертой главе монографии [2]. В ней, в частности, отмечается, что при использовании гипотезы продуктовых технологий для коэффициентов прямых затрат по чистым отраслям могут получаться и получаются отрицательные значения. Автор монографии Б.И. Клименко предложил использовать «смешанные технологии», получаемые комбинированием отраслевой и продуктовой технологий, предполагая, что профильная продукция M_{jj} j -ой хозяйственной отрасли производится только продуктовой технологией, а

объем непрофильной продукции M_{ij} i -го вида ($i \neq j$) разделяется в равных частях между i -ой продуктовой и j -ой отраслевой технологиями. Однако идея смешанных технологий не обеспечивает получение неотрицательных значений технологических коэффициентов и потоков затрат межотраслевого баланса по чистым отраслям. В случае, когда для коэффициентов затрат по продуктовой технологии нарушается требование неотрицательности, само комбинирование технологий оказывается экономически не интерпретируемо. Следовательно, необходимо так определить процедуру определения коэффициентов прямых затрат $a_{ki}(j)$ продукции чистых (k -ых) отраслей на единицу продукции i -ой отрасли межотраслевого баланса, производимую в j -ой хозяйственной отрасли, чтобы была гарантирована их неотрицательность и выполнялись балансовые соотношения:

$$\sum_i a_{ki}(j)M_{ij} = U_{kj},$$

в которых U_{kj} и M_{ij} – соответствующие элементы матриц «USE» и «MAKE». При этом должно быть преодолено допущение об экзогенном задании значений параметров (π), определяющих вместе с матрицами (U_{kj}) и (M_{ij}) коэффициенты $a_{ki}(j)$. В качестве таких параметров могут использоваться, например, доли объемов непрофильной продукции M_{ij} ($i \neq j$), производимой по отраслевой и продуктовой технологиям. В данной работе предлагается решение этой проблемы, но по отношению к единственному, выделенному виду затрат – труду. В предлагаемой модели роль коэффициента $a_{ki}(j)$ играет неизвестная трудоемкость l_{ji} , а численность занятых L_j^{xoz} является аналогом затрат k -го вида U_{kj} в j -ой хозяйственной отрасли.

Ограничимся рассмотрением тех предположений, при которых трудоемкости l_{ji} задаются в виде выпуклых линейных комбинаций отраслевых трудоемкостей l_j^{xoz} и неизвестных продуктовых трудоемкостей l_i , характеризующих всю продукцию i -ой отрасли $\sum_j M_{ij}$ или только ее профильную продукцию M_{ii} . Были исследованы три варианта таких предположений.

Вариант I. Пусть $l_{ji}^I = l_j^{xoz} \cdot (1 - \varphi_j) + l_i \varphi_j$, где φ_j – параметры, удовлетворяющие неравенствам $0 \leq \varphi_j \leq 1$, $j=1, \dots, n$. При $\varphi_j = 0$ получаем $l_{ji}^I(0) = l_j^{xoz}$, а при $0 < \varphi_j \leq 1$ система (1) представляется в виде уравнений:

$$\varphi_j \cdot \sum_i l_i \cdot M_{ij} = \varphi_j L_j^{xoz}, \quad j=1, \dots, n,$$

отличающихся от уравнений (3) только ненулевыми сомножителями φ_j . Таким образом, первый вариант не дает при любых допустимых значениях параметров (φ_j) ничего нового по сравнению с отраслевыми и продуктовыми технологиями.

Вариант II. Пусть $l_{ji}^II = l_j^{xoz} \cdot (1 - \psi_i) + l_i \psi_i$, где ψ_i – параметры, удовлетворяющие неравенствам $0 \leq \psi_i \leq 1$, $i=1, \dots, n$. При $\psi_i = \psi$ получаем частный случай первого варианта.

При ненулевых значениях параметров (ψ_i) решение $l(\psi) \equiv l(\psi_1, \dots, \psi_n)$ системы уравнений (1) находится в виде:

$$(5) \quad \psi_i \cdot l_i(\psi) = \sum_s \psi_s \left[\sum_j M_{sj} l_j^{xoz} (M^{-1})_{ji} \right] \equiv \sum_s \psi_s H_{si},$$

где H_{si} – элементы квадратной матрицы, определяемой формулой (5). Требования к трудоемкостям $l_i(\psi)$ и параметрам (ψ_i) , записываемые в виде неравенств

$$(6) \quad 0 \leq l_i(\psi), \quad 0 \leq \psi_i \leq 1, \quad i=1, \dots, n,$$

эквивалентны системе неравенств

$$(7) \quad 0 \leq \sum_s \psi_s H_{si}, \quad 0 \leq \psi_i \leq 1, \quad i=1, \dots, n.$$

Эта система совместна, поскольку нулевой вектор $\psi = (\psi_i) = 0$ ей удовлетворяет. Но вектор $\psi = e$ с единичными элементами ($\psi_i = 1$) дает решение системы уравнений (5) $l_i(e) \equiv l_i(1, \dots, 1)$, равное вектору продуктовых трудоемкостей l_i^{prod} . Таким образом, вектор $\psi = e$ будет недопустим, если среди величин $l_i^{prod} = \sum_s H_{si}$ есть отрицательные.

Поэтому среди допустимых значений параметров (ψ_i) , задаваемых неравенствами (7), целесообразно выбрать вектор ψ с как можно большими значениями элементов. Критерием выбора вектора ψ можно считать максимизацию минимального значения его координат. Присоединение к неравенствам (7) переменной w , условий

$$(8) \quad 0 \leq w \leq \psi_i, \quad i=1, \dots, n,$$

и критерия

$$(9) \quad \max w$$

порождает задачу линейного программирования, оптимальное решение которой (ψ^{onm}, w^{onm}) определяет трудоемкости l_{ji}^H :

$$(10) \quad l_{ji}^H = l_j^{xoz} (1 - \psi_i^{onm}) + \sum_s \psi_s^{onm} H_{si},$$

соответствующие второму варианту исследуемых предположений.

Этот вариант имеет следующие недостатки. Оптимальное решение задачи линейного программирования (7)–(9) имеет сложную структуру, проявляющуюся в том, какие из неравенств (7) и (8) выполняются как равенства и, как следствие, какие из трудоемкостей l_{ji}^H задаются общими формулами (10) или их частными случаями

$$(11) \quad l_{ji}^H = l_j^{xoz} (1 - \psi_i^{onm}) \text{ и } l_{ji}^H = \sum_s \psi_s^{onm} H_{is}.$$

Для оптимального решения имеем $0 < w^{onm} \leq \psi_i^{onm}$ и

$l_{ji}^H \equiv l_{ji}^H(\psi_i^{onm}) = (\psi_i^{onm})^{-1} \sum_s \psi_s^{onm} H_{si}$. Но для ключевых во втором варианте предположений переменных l_i и их значений l_i^H трудно предложить содержательную интерпретацию, что очевидно из (10) и (11).

Можно попытаться интерпретировать трудоемкость l_i как трудоемкость профильной продукции i -ой хозяйственной отрасли, т.е. постулировать равенства $l_{ii} = l_i$ ($i = 1, \dots, n$), представимые в виде

$$l_i - l_i^{xoz} = \psi_i (l_i - l_i^{xoz}).$$

Они выполняются в двух случаях.

1. Если $l_i = l_i^{xoz}$, то $l_{ji} = l_j^{xoz} \cdot (1 - \psi_i) + l_i^{xoz} \psi_i$, и система (1) превращается в уравнения на переменные (ψ_i)

$$\sum_i \psi_i \cdot M_{ij} (l_i^{xoz} - l_j^{xoz}) = 0, \quad j=1, \dots, n.$$

Ненулевое решение последней системы, если оно существует, может не удовлетворять ограничениям $0 \leq \psi_i \leq 1$.

2. Если $\psi_i = 1$, то $l_{ji} = l_i^{npoo}$, и неотрицательность таких трудоемкостей может не иметь места.

Таким образом, отождествление трудоемкостей l_i и l_{ii} в рамках второго варианта предположений оказывается невозможным или приводит (при $\psi_i = 0$) к отраслевым трудоемкостям ($l_{ij} = l_j^{xoz}$). Это замечание подсказывает идею еще одного варианта предположений об искомым трудоемкостях l_{ij} .

Вариант III. Будем постулировать отождествление искомым величин l_i с трудоемкостями l_{ii} профильной продукции отраслей. Для трудоемкостей l_{ji} при $j \neq i$ используем гипотезу линейной выпуклой комбинации отраслевых трудоемкостей l_j^{xoz} и искомым профильных трудоемкостей l_i с подлежащими определению весами $(1-\lambda)$ и λ , независимыми от того, для каких именно групп продуктов и производящих их хозяйственных отраслей они определяются. Эти предположения, использующие идею «смешанных технологий» Б.И. Клименко ([2], с. 75–76), представляются в виде соотношений-определений:

$$(12) \quad l_{ii} = l_i, \quad l_{ji} = l_j^{xoz} (1-\lambda) + l_i \lambda \quad \text{при } j \neq i,$$

где λ – параметр, удовлетворяющий неравенству $0 \leq \lambda \leq 1$.

Таким образом, трудоемкости l_{ji} производства i -ых продуктов в j -ых хозяйственных отраслях ($j \neq i$) предполагаются испытывающими влияние трудоемкости l_j^{xoz} j -ой отрасли, в которой продукция i -го вида производится как непрофильная, и трудоемкости профильной продукции $l_i = l_{ii}$ i -ой хозяйственной и i -ой чистой отраслей. Механизм этого влияния предполагается характеризуемым единым для всех отраслей и продуктов удельным весом λ для профильной трудоемкости l_i . Более общий вариант задания трудоемкостей l_{ji} , в котором веса λ и $(1-\lambda)$ могли бы быть заменены на дифференцируемые по (i), по (j) или по (i, j) значения параметров λ_{ij} , столкнулся бы с трудной, даже неразрешимой проблемой выбора и обоснования таких значений. Поэтому ограничимся использованием соотношений (12).

При $\lambda=0$ получаем $l_{ji}=l_j^{xoz}$ при $j \neq i$, и из (1) находим $l_j=l_{jj}=l_j^{xoz}$, т.е. трудоемкости $l^{III}(0)$ совпадают с заведомо положительными отраслевыми трудоемкостями.

При $\lambda=1$ $l_{ji}=l_i$ ($j=1, \dots, n$) и вектор $l^{III}(1)$ совпадает с продуктовыми трудоемкостями, среди которых могут быть отрицательные. Поэтому на параметр λ необходимо наложить ограничение, эквивалентное требованию неотрицательности трудоемкостей (l_i), являющихся решением системы уравнений (1). Последняя представляется в виде следующей системы уравнений относительно неизвестных l_1, \dots, l_n

$$(13) \quad l_j M_{jj} + \sum_{i, i \neq j} l_i (\lambda \cdot M_{ij}) = \lambda \cdot L_j^{xoz} + (1-\lambda) l_j^{xoz} M_{jj} \equiv \lambda \cdot l_j^{xoz} \left(\sum_{i, i \neq j} M_{ij} \right) + l_j^{xoz} M_{jj}, \quad j=1, \dots, n.$$

Очевидно, что при допустимых значениях λ матрица коэффициентов при неизвестных в системе (13) также, как и исходная матрица ресурсов (M), является неотрицательной матрицей со строгим диагональным преобладанием и, следовательно, невырождена. Поэтому решение $l^{III}(\lambda)$ системы (12) как функция параметра λ задается формулой

$$(14) \quad l^{III}(\lambda) = L^{xoz} \cdot (G + \lambda(I_n - G)) \cdot [D + \lambda(M - D)]^{-1},$$

в которой D – диагональная матрица с элементами $D_{jj}=M_{jj}$, L^{xoz} – вектор-строка с элементами L_j^{xoz} , G – диагональная матрица с элементами $G_{jj}=M_{jj} / \sum_i M_{ij}$.

Из того, что $l^{III}(0) = l^{omp} > 0$ следует существование такого значения λ^0 , что при $0 \leq \lambda < \lambda^0$ вектор $l^{III}(\lambda)$ положителен. Если $\lambda^0 > 1$, то в качестве множества допустимых значений параметра λ естественно считать отрезок $0 \leq \lambda \leq 1$. Если же $\lambda^0 < 1$ и при $\lambda = \lambda^0$ не все элементы вектора профильных трудоемкостей $l(\lambda^0) = (l_i(\lambda^0))$ положительны, то допустимыми будем называть значения λ из полуинтервала $0 \leq \lambda < \lambda^0$.

Таким образом, трудоемкости l_{ij} и численности занятых T_i в отраслях межотраслевого баланса предлагается рассчитывать, используя третий вариант предположений и выбирая из экономических и статистических соображений допустимые значения параметра λ для рассматриваемых лет. Способ выбора значений этого параметра характеризуется в разделе 4 статьи. Метод, базирующийся на формулах (1), (2) и (12), будем называть методом (моделью) профильных трудоемкостей, поскольку его ключевым моментом является нахождение величин $l_{ii} = l_i^{III}(\lambda) \equiv l_i^{nprof}(\lambda)$. Параметр λ назовем параметром профильности трудоемкостей или, кратко, параметром профильности, поскольку от его значения зависит удельный вес $u(\lambda)$ занятых в производстве профильной продукции всех отраслей в общей численности занятых:

$$(15) \quad u(\lambda) = \frac{\sum_i M_{ii} l_{ii}(\lambda)}{\sum_j L_j^{xoz}} \equiv \frac{\sum_i M_{ii} l_{ii}(\lambda)}{\sum_i \sum_j M_{ij} \cdot l_{ij}(\lambda)},$$

или доля профильной занятости. В дальнейшем будем также использовать обозначение

$$(16) \quad \tau_i \equiv \frac{\sum_j M_{ij} l_{ji}(\lambda)}{\sum_j M_{ij}}$$

для средней трудоемкости продукции i -ой отрасли межотраслевого баланса.

3. Эмпирический анализ модели профильных трудоемкостей

В анализе использовались преобразованные матрицы ресурсов $M(t)$ и специально рассчитанные по опубликованным статистическим данным векторы численностей занятых $L^{xos}(t)$ в хозяйственных отраслях для 1995 г. ($t=0$), 1998 г. ($t=1$), 1999 г. ($t=2$) и 2000 г. ($t=3$). Были найдены диапазоны допустимых значений параметра λ для этих лет. Округленное до 10^{-3} значение границы $\lambda^*(0)$, обеспечивающие при $0 \leq \lambda \leq \lambda^*(0)$ неотрицательность профильных трудоемкостей $l_i(\lambda) \equiv l_{ii}^{III}(\lambda)$, оказалось равным 0,839. Для остальных лет $\lambda^*(t)=1$.

Для всех лет и допустимых значений λ , задаваемых в виде $\lambda_s = 0 + 0,05 \cdot s$, $s=0, +1, +2, \dots$, были рассчитаны значения профильных трудоемкостей $l_i(t; \lambda)$, численностей занятых $T_i(t; \lambda)$ и средних трудоемкостей $\tau_i(t; \lambda)$ для отраслей межотраслевого баланса. Элементарный анализ показал, что при фиксированных значениях t и i любая из этих функций с большой точностью приближается квадратичной функцией и с допустимой точностью – линейной функцией от λ . При этом отрасли разбиваются на устойчиво определяемые для рассматриваемых лет группы по характеру зависимости функций $l_i(t; \lambda)$ и $T_i(t; \lambda)$ от λ . Для тех отраслей межотраслевого баланса, для которых соответствующие им хозяйственные отрасли характеризуются большими трудоемкостями ($L_i / \sum_k M_{ki}$), эти функции

растут с ростом λ , т.е. увеличение λ приводит для них к увеличению профильной трудоемкости и численности занятых и, следовательно, к уменьшению производительности живого труда $\sum_k M_{ik} / T_i(t; \lambda)$ в чистой отрасли. Такими отраслями

являются машиностроение, легкая промышленность, строительство, сельское хозяйство, транспорт и связь, ЖКХ, а также все «прочие отрасли» ($i=4$ и 13). В остальных отраслях функции $l_i(t; \lambda)$ и $T_i(t; \lambda)$ являются, как правило, убывающими по λ . Для некоторых отраслей эта закономерность нарушается при переходе от 1995 г. к 1998 г. или от 1998 г. к 1999 г. Естественно предположить, что такие особенности анализируемых зависимостей связаны с кризисным для российской экономики 1998 годом и ее переходом в новый режим функционирования в 1999 г.

Другое направление предварительного анализа полученных в результате расчетов при всех t и λ величин состоит в сравнении профильных ($l_i(t; \lambda)$) и средних ($\tau_i(t; \lambda)$) трудоемкостей продукции чистых отраслей. Было обнаружено, что

функция профильной трудоемкости $l_i(t; \lambda)$ для i -ой чистой и хозяйственной отрасли в году t при всех допустимых значениях принимает значения меньше, чем средняя трудоемкость ($\tau_i(t; \lambda)$) для чистой отрасли, если при $\lambda=0$ трудоемкость для хозяйственной отрасли $l_i^{xoz}(t) \equiv l_i(t; 0)$ меньше, чем средняя трудоемкость чистой отрасли $\tau_i(t; 0)$. Напомним, что последняя совпадает с отраслевой трудоемкостью для отрасли межотраслевого баланса, получаемой в соответствии с гипотезой отраслевой технологии. И наоборот, если $l_i(t; 0) \equiv l_i^{xoz}(t) > \tau_i(t; 0)$, то неравенство

$$(17) \quad l_i(t; \lambda) > \tau_i(t; \lambda)$$

выполняется при всех допустимых значениях λ . Соотношение между трудоемкостями $l_i(t; \lambda)$ и $\tau_i(t; \lambda)$ для большинства отраслей устойчиво во времени. Только для машиностроения знак неравенства в (17) изменяется со временем. Но для этой отрасли разности $l_i(t; \lambda) - \tau_i(t; \lambda)$ при любых t и λ малы.

Расчетные численности занятых $T_i(t; \lambda)$ в отраслях межотраслевого баланса характеризуются не только свойством их возрастания или убывания как функций от λ , но и взаимным расположением этих функций при различных t и относительными изменениями $\Delta_i(t; \lambda) \equiv [T_i(t; \lambda) - T_i(t; 0)]/T_i(t; 0)$ при допустимых значениях λ . Поскольку верхние границы допустимых значений λ различны для различных лет, то изменчивость монотонных функций $T_i(t; \lambda)$ удобно характеризовать значениями показателей $\Delta_i(t) \equiv |\Delta_i(t; \lambda)|$ при общем для всех лет значении параметра λ , принятом равным 0,8. Заметим, что $0,8 < \lambda^*(t)$ и значения λ , удовлетворяющие неравенствам $0,8 \leq \lambda \leq \lambda^*(t)$ не рассматриваются, поскольку при таких λ профильная трудоемкость $l_2(0; \lambda)$ и численность занятых $T_2(0; \lambda)$ для нефтегазовой промышленности (последняя измеряется в тысячах занятых) в 1995 г. (при $t=0$) становятся неправдоподобно малыми ($T_2(0; 0,8)=26,2$ при $L_2^{xoz}(0)=368$ и $T_2(0; 0)=392,6$).

Анализ значений показателей $\Delta_i(t)$ позволил выделить три группы отраслей:

- отрасли с сильно выраженной зависимостью расчетных значений численностей занятых $T_i(t; \lambda)$ от параметра λ , для которых $\max_i \Delta_i(t) \geq 0,24$ (электроэнергетика, нефтегазовая, прочая топливная и пищевая промышленности, прочие отрасли промышленности);

- отрасли со средневыраженной зависимостью, для которых

$$0,10 \leq \max_i \Delta_i(t) \leq 0,17$$

(черная и цветная металлургии, сельское хозяйство, прочие виды деятельности);

- отрасли со слабовыраженной зависимостью ($\max_i \Delta_i(t) \leq 0,07$).

Из этой группировки отраслей следует целесообразность использования при обосновании выбора траектории $\{\lambda_i\}$ численностей занятых в первую очередь для отраслей из первой группы. Отметим, что графики численностей $T_i(t; \lambda)$ как функций от λ для различных лет отличаются на слабо зависящую от λ величину,

т.е. примерно «параллельны». Для трех чистых отраслей, включаемых в первые две группы – нефтегазовой и пищевой промышленности, сельского хозяйства, эти графики приведены на рис. 1–3 (численности занятых измеряются в млн. занятых).

Динамика трудоемкостей $l_i(t; \lambda)$ и $\tau_i(t; \lambda)$ продукции чистых отраслей, получаемых при фиксированных значениях λ , не исследуется, поскольку все они, при любых i и λ , убывают со временем, что отражает рост основных цен в каждой из отраслей.

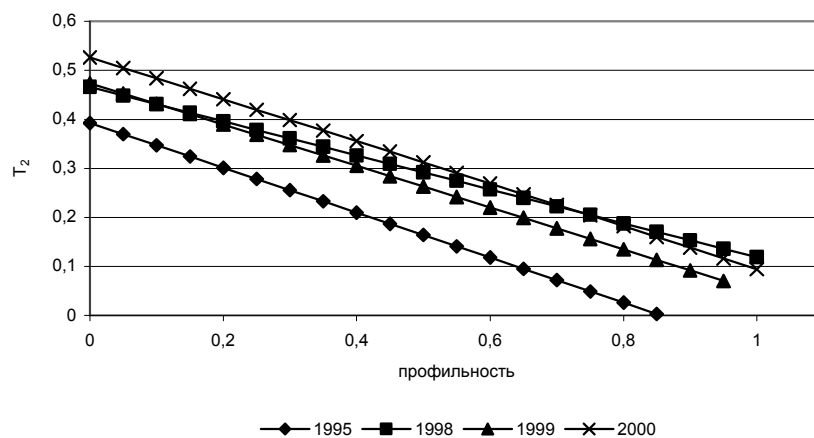


Рис. 1. Зависимость численности занятых в нефтегазовой промышленности $T_2(t; \lambda)$ от параметра профильности λ

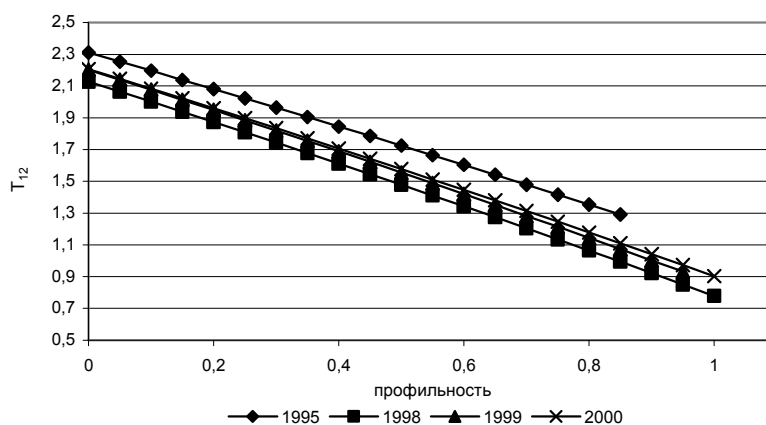


Рис. 2. Зависимость численности занятых в пищевой промышленности $T_{12}(t; \lambda)$ от параметра профильности λ

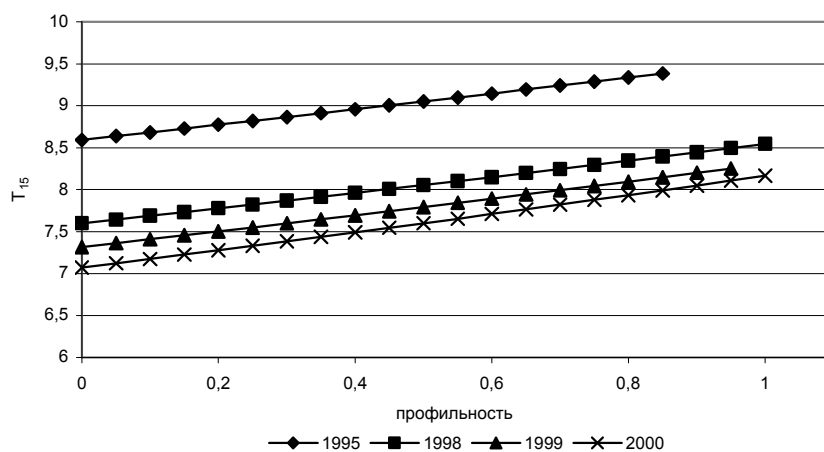


Рис. 3. Зависимость численности занятых в сельском хозяйстве $T_{15}(t; \lambda)$ от параметра профильности λ

Особенность 1998 г. по сравнению с другими годами очень четко проявляется в свойствах доли занятых в производстве профильной продукции всех хозяйственных и чистых отраслей в общей численности занятых, рассматриваемой для данного года как функция параметра λ . Эти доли определяются формулой (15). Соответствующие графики приведены на рис. 4.

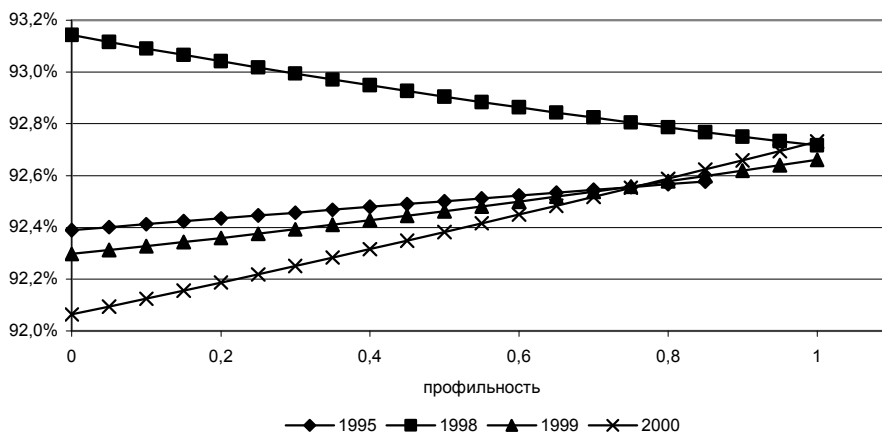


Рис. 4. Доли профильной занятости $u(\lambda)$ при разных значениях параметра профильности λ , в %

Для 1995 и послекризисных 1999 и 2000 гг., в которых экономику можно считать не подверженной непосредственному воздействию финансовых кризисов, графики $u(t; \lambda)$ являются возрастающими функциями от параметра λ . Для по-

слекризисного 1999 г. «наклон» графика как бы «восстанавливает» нормальное значение после отрицательности производной $\frac{du(t; \lambda)}{d\lambda}$ для 1998 г. К тому же, при

всех допустимых для 1995 г. значениях λ доля $u(2; \lambda)$ для 1999 г. принимает значения между долями для 1995 и 2000 гг., приближаясь к доле $u(0; \lambda)$ для докризисного 1995 г.

Проведенное эмпирическое исследование свойств предлагаемой модели показало, что получаемые с ее использованием трудоемкости $l_i(t; \lambda)$, $\tau_i(t; \lambda)$ и численности занятых $T_i(t; \lambda)$ представляются в виде функций от параметра профильности λ , обладающих для каждой отрасли свойствами, слабо зависящими от λ и от номера года t , что позволяет задачу оценки численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса считать сведенной к выбору траектории $\{\lambda_t\}$ значений общих для всех отраслей параметров λ для рассматриваемых лет.

4. Выбор траектории параметров профильной занятости

Исходное предположение, на котором основывается выбор траектории $\{\lambda_t\}$, состоит в том, что в процессе трансформации российской экономики трудоемкости производства непрофильных видов продукции (i) в хозяйственных отраслях (l_{ij} , $i \neq j$) приближаются к трудоемкостям производства профильной продукции (l_{ii}) в соответствующей i -ой отрасли межотраслевого баланса. Предполагается, что такой процесс происходил в 1995–2000 гг. и происходит в настоящее время. В отдельные годы для некоторых отраслей эта гипотеза могла не выполняться, в том числе из-за кризисного состояния экономики в 1998 г. С учетом того, что используются агрегированные статистические данные, подготовленные Госкомстатом России и преобразованные нами к сопоставимому виду при многочисленных допущениях, относящихся к 1998–2000 гг., это предположение представляется соответствующим хотя бы общей для рассматриваемого периода тенденции. Оно формализуется в виде гипотезы неубывания параметров λ_t во времени.

Значения λ_t будем выбирать в общем для всех лет диапазоне значений $\lambda \in [0; 0,75]$, определяемом по таблицам ресурсов $M(t)$ с 22 отраслями. Как и при эмпирическом анализе модели, рассмотрим только существенно различающиеся значения, задаваемые формулой $\lambda_s = 0 + 0,05s$, $s = 0, +1 \dots$. Каждую допустимую траекторию $\{\lambda_t\}$ будем характеризовать значениями нескольких критериев, определяемых с использованием численностей занятых $T_i(t; \lambda)$ в чистых отраслях. В качестве минимизируемых на траекториях критериев выбраны функции:

$$(18) \quad \begin{aligned} F^1(\{\lambda_t\}) &= \sum_i \sum_{t=1}^3 [T_i(t; \lambda_t) - T_i(t-1; \lambda_{t-1})]^2, \\ F^2(\{\lambda_t\}) &= \sum_i \sum_{t=1}^3 |T_i(t; \lambda_t) - T_i(t-1; \lambda_{t-1})|, \\ F^3(\{\lambda_t\}) &= \sum_i \sum_{t=1}^3 |T_i(t; \lambda_t) / T_i(t-1; \lambda_{t-1}) - 1|. \end{aligned}$$

Вместе критерии F^α ($\alpha = 1, 2, 3$) дают представление о совокупности траекторий численностей $T_i(t; \lambda_t)$, $i=1, \dots, 22$ для всех отраслей, порождаемых траекторией $\{\lambda_t\}$, об общей изменчивости численностей занятых в чистых отраслях, получаемых с помощью модели.

Поскольку невозможно априори отдать предпочтение ни одному из этих критериев, и их значения изменяются на траекториях в разных диапазонах, к тому же зависящих от задаваемого начального значения λ_0 для 1995 г., применим следующий прием их преобразования в один критерий. При фиксированном λ_0 найдем ту допустимую траекторию $\{\lambda_t\}$, на которой принимает наименьшее значение критерий F^α , будем обозначать ее $\{\lambda_t^\alpha\}$ и пусть $F^\alpha(\{\lambda_t^\alpha\}) = A^\alpha(\lambda_0)$. На множество $w(\lambda_0)$ допустимых при заданном λ_0 , неубывающих траекторий $\{\lambda_t\}$ наложим ограничение $(\lambda_t - \lambda_{t-1}) \leq 0,35$, предполагая, что от года к году значения λ не могут сильно и нерегулярно изменяться. Принятие этого ограничения предполагается соответствующим цели выявления общей для рассматриваемых лет тенденции сближения профильных и непрофильных трудоемкостей, т.е. величин $l_i = l_{ii}$ и l_{ji} ($j \neq i$), и согласованным с диапазоном $[0; 0,75]$ для значений λ , выбранным с учетом неправдоподобности получаемого при $\lambda \geq 0,80$ значения численности занятых в нефтегазовой промышленности в 1995 г.

Пронормируем критерии F^α с помощью их условных минимальных значений $A^\alpha(\lambda_0)$ и будем использовать критерии K^β , $\beta=1, \dots, 5$, задаваемые в виде

$$K^\alpha(\{\lambda_t\}) = [F^\alpha(\{\lambda_t\}) / A^\alpha(\lambda_0) - 1] \cdot 10^4, \alpha = 1, 2, 3,$$

$$K^4(\{\lambda_t\}) = \sum_{\alpha=1}^3 K^\alpha(\{\lambda_t\}),$$

$$K^5(\{\lambda_t\}) = \max_{\alpha} K^\alpha(\{\lambda_t\}).$$

Найдем траектории $\{\lambda_t\} \equiv \{\lambda_t^\beta, \lambda_t^{\beta_1}, \lambda_t^{\beta_2}, \lambda_t^{\beta_3}\}$, $\beta=1, \dots, 5$, на которых принимают минимальные значения критерии K^β при $\{\lambda_t^\beta\} \in w(\lambda_0)$. Такие траектории будем называть характерными для рассматриваемых критериев, избегая обязывающего термина «оптимальные». Заметим, что некоторые характерные траектории из $w(\lambda_0)$ могут совпадать. Характерные траектории приведены в табл. 2. Некоторые значения λ_0 в ней опущены, поскольку траектории $\{\lambda_t^\beta\}$ и соответствующие им значения критериев K^β , как показал анализ, в дальнейшем могут не использоваться.

Анализ значений критериев на траекториях с различными начальными значениями λ_0 выявил следующие их свойства. На характерных для K^1 траекториях параметр λ не убывает и растет после 1998 г. Для критерия K^2 траектории $\{\lambda_t^2\}$ также монотонно растут. Более сложными оказываются траектории $\{\lambda_t^3\}$, характерные для K^3 при различных λ_0 . При $\lambda_0=0$ такая траектория монотонно растет, при $\lambda_0=0,1; 0,2$ и $0,3$ – не убывает ($\lambda^3_1 = \lambda^3_2$), а при $\lambda_0=0,4$ и $0,5$ – убывает при переходе от кризисного 1998 г. к послекризисному 1999 г. Для конечного ($t=3$) года значения критериев K^2 и K^3 на характерных для них траекториях при общем начальном значении λ_0 , отличном от $0,4$, совпадают. Значения λ_t на траекто-

риях $\{\lambda_{t}^2\}$ и $\{\lambda_{t}^3\}$ близки и значительно превосходят аналогичные значения λ_t для траектории $\{\lambda_{t}^1\}$, характерной для K^1 , если все эти траектории имеют общее значение λ_0 .

Хотя на допустимых траекториях допускались убывающие значения параметра λ , характерные для рассматриваемых критериев траектории четко демонстрируют то, что растущие значения параметра профильности трудоемостей позволяют получать более гладкие траектории отраслевых численностей занятых. Однако критерий K^1 , с одной стороны, и критерии K^2 , K^3 , с другой, определяют достаточно сильно различающиеся последовательности величин λ_t при любом начальном значении λ_0 . К тому же, использование непосредственно критериев K^α ($\alpha=1, 2, 3$) не позволяет выбрать значение параметра λ для 1995 г., т.е. λ_0 . В таких условиях необходимо определить такое значение λ_0 , при котором характерные траектории для рассматриваемых критериев в каком-либо смысле сближались в наибольшей степени. Такое сближение предполагается интерпретировать, анализируя характерные траектории для критериев K^4 и K^5 . Поведение этих траекторий оказывается зависящим от выбора значения λ_0 .

Таблица 2.

Характерные траектории и значения критериев для них

λ_0	β	Траектории $\{\lambda_{t}^{\beta}\} \cdot 10^2$				Значения критериев $K^i(\{\lambda_t\})$				
		t				K^1	K^2	K^3	K^4	K^5
		0	1	2	3					
0,00	1	0	0	10	15	0	117	650	767	650
	2	0	25	30	35	583	0	1530	736	583
	3	0	20	25	35	442	1	0	443	442
	4	0	20	25	35	442	1	0	443	442
	5	0	10	15	30	210	67	205	482	210
0,10	1	10	10	20	25	0	131	690	821	690
	2	10	35	40	45	611	0	141	751	611
	3	10	35	35	45	630	69	0	699	630
	4	10	30	35	45	464	14	31	590	464
	5	10	20	25	40	222	81	241	545	241
0,20	1	20	20	30	35	0	115	743	858	743
	2	20	45	50	55	637	0	219	856	637
	3	20	45	45	55	637	61	0	717	637
	4	20	30	35	45	216	52	277	545	277
	5	20	30	35	50	233	66	264	562	264
0,30	1	30	30	40	45	0	83	704	787	704
	2	30	55	60	65	661	0	207	868	661
	3	30	55	55	65	682	74	0	756	682
	4	30	35	40	50	110	44	311	465	311
	5	30	40	45	55	227	23	221	471	227
0,40	1	40	40	50	55	0	53	705	758	705
	2	40	60	65	75	524	0	72	596	524
	3	40	65	60	70	732	170	0	902	732
	4	40	40	45	55	7	34	388	429	388
	5	40	50	55	65	237	12	208	457	237
0,50	1	50	50	60	65	0	34	797	831	797
	2	50	60	65	75	246	0	257	503	257
	3	50	75	65	75	792	257	0	1049	792
	4	50	55	60	70	120	2	342	464	342
	5	50	60	65	75	246	0	257	503	257

При $\lambda_0=0$ и $0,1$ для характерных траекторий $\{\lambda_t^4\}$ и $\{\lambda_t^5\}$ с общим λ_0 , при $t \neq 0$ имеем $\lambda_t^4 > \lambda_t^5$. Таким образом, критерий K^4 «рекомендует» при таких λ_0 выбирать траекторию с более четко выраженным ростом значений λ_t , в то время как критерий K^5 выбирает в качестве характерной также монотонно растущую траекторию $\{\lambda_t^5\}$, но с меньшими значениями λ_1^5 и λ_2^5 . Однако при $\lambda_0=0,3, 0,4$ и $0,5$ положение изменяется на противоположное: при $\lambda_0^4=\lambda_0^5$ имеем $\lambda_1^4 < \lambda_1^5$, $\lambda_2^4 < \lambda_2^5$ и $\lambda_3^4 < \lambda_3^5$. Особым значением оказывается $\lambda_0=0,2$, для которого траектории $\{\lambda_t^4\}$ и $\{\lambda_t^5\}$ совпадают при $t=0, 1$ и 2 , и только при $t=3$ различаются ($\lambda_3^4=0,45$ и $\lambda_3^5=0,50$), но незначительно.

В качестве компромиссной при используемых критериях естественно выбрать одну из характерных для критериев K^4 и K^5 траекторий с $\lambda_0=0,2$. На траектории $\{\lambda_t^4\}=\{0,2; 0,3; 0,35; 0,45\}$ приросты параметра λ изменяются более плавно по сравнению с траекторией $\{\lambda_t^5\}=\{0,2; 0,3; 0,35; 0,50\}$, для которой $\lambda_3^5-\lambda_2^5=\lambda_2^5-\lambda_1^5=0,15$. К тому же, для $\{\lambda_t^4\}$ приращение $(\lambda_3^4 - \lambda_2^4)=0,1$ совпадает с приращениями $(\lambda_3-\lambda_2)$ для всех траекторий $\{\lambda_t^4\}$ и для $\{\lambda_t^5\}$ при $\lambda_0 \geq 0,3$, а значение λ_3^4 является средним для значений λ_3 на траекториях, характерных для критериев K^1, K^2 и K^3 . Это дает основание выбирать в качестве траектории, определяющей численности занятых $T_i(t; \lambda_t)$ в отраслях межотраслевого баланса, траекторию $\{\tilde{\lambda}_t\}=\{0,2; 0,3; 0,35; 0,45\}$, которую будем называть основной.

5. Результаты расчета численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса

Порождаемые основной траекторией $\{\tilde{\lambda}_t\}$ численности занятых в чистых отраслях $T_i(t; \tilde{\lambda}_t)$ приводятся в табл. 3. Их значения округлены до целых тысяч занятых, также как и приводимые там же численности занятых $L_i^{omp} = T_i(t; 0)$, получаемые в соответствии с гипотезой отраслевых технологий. Для сравнения в этой же таблице приведены численности занятых в хозяйственных отраслях $L_i^{хоз}(t)$. Влияние на численности занятых в чистых отраслях относительно малых отклонений значений λ_t от значений $\tilde{\lambda}_t$ на основной траектории иллюстрирует расчет численностей $T_i(t; \lambda_t)$ для соседних с $\{\tilde{\lambda}_t\}$ траекторий $\{\tilde{\lambda}_t^-\}$ и $\{\tilde{\lambda}_t^+\}$. Для этих траекторий $\tilde{\lambda}_t^- = \tilde{\lambda}_t - 0,05$ и $\tilde{\lambda}_t^+ = \tilde{\lambda}_t + 0,05$. Результаты расчета приведены в табл. 4. Сравнение численностей $T_i(t; \tilde{\lambda}_t^-)$ и $T_i(t; \tilde{\lambda}_t^+)$ с $T_i(t; \tilde{\lambda}_t)$ показывает, что модули разностей $\Delta T_i(t) = T_i(t; \tilde{\lambda}_t^-) - T_i(t; \tilde{\lambda}_t^+)$ малы для большинства отраслей. Только для нефтегазовой промышленности и сельского хозяйства они составляют от численности занятых на основной траектории 5% и более. Таким образом, точность расчета значений параметра λ ($\Delta\lambda=0,05$) можно считать достаточной.

Таблица 3.

Численности занятых в хозяйственных и чистых отраслях, тыс. человек

Номер отрасли, i	Годы				Номер отрасли, i	Годы			
	0	1	2	3		0	1	2	3
	1995	1998	1999	2000		1995	1998	1999	2000
1	805	905	962	999	12	1617	1501	1573	1623
	881	992	931	957		2310	2127	2204	2207
	825	895	862	878		2081	1744	1755	1642
2	395	499	474	484	13	839	687	710	699
	393	466	474	526		1031	853	960	950
	302	361	327	334		1087	858	938	923
3	484	333	309	294	14	6208	5094	5083	5002
	461	307	274	259		5805	4775	4676	4663
	459	302	273	257		5837	4807	4741	4721
4	29	22	23	21	15	10003	8963	8738	8609
	22	14	13	7		8592	7599	7317	7070
	23	15	16	12		8773	7867	7645	7544
5	780	724	739	778	16	5253	4852	4919	5011
	766	655	680	722		5026	4634	4584	4617
	736	620	640	666		5042	4622	4610	4673
6	589	516	550	613	17	6679	9312	9320	9421
	552	522	577	617		8448	11113	11577	11868
	530	500	543	584		8475	11389	11741	12009
7	1039	922	917	959	18	1974	1716	1874	2038
	1086	874	855	902		1837	1622	1698	1865
	1074	867	864	909		1874	1664	1778	1970
8	6645	5221	5155	5191	19	2979	3405	3361	3317
	6465	5144	5129	5165		2834	3233	3054	2976
	6540	5191	5161	5190		2827	3229	3096	3045
9	1485	1112	1156	1206	20	11762	11493	11560	11518
	1358	942	1022	1068		11745	11478	11535	11492
	1353	928	995	1036		11748	11481	11542	11502
10	1045	767	785	748	21	1688	1302	1209	1201
	1231	862	845	786		1532	1201	1092	1093
	1221	849	846	787		1552	1209	1107	1108
11	1430	955	944	929	22	2713	3513	3602	3667
	1355	886	871	853		2712	3513	3598	3664
	1372	900	888	874		2711	3512	3598	3663

Примечание. В каждой клетке сверху вниз численности занятых в i -ой отрасли в году t : $L_i^{хоз}(t)$ – в хозяйственной отрасли; $L_i^{omp} = T_i(t; 0)$ – в чистой отрасли в соответствии с отраслевой технологией ($\lambda_t=0$); $T_i(t; \tilde{\lambda}_t)$ – в чистой отрасли, определяемая основной траекторией $\{\tilde{\lambda}_t\}$.

Таблица 4.

Численности занятых в чистых отраслях $T_i(\{\tilde{\lambda}_t\})$, соответствующие траектории $\{\tilde{\lambda}_t\}$ и соседним траекториям $\{\tilde{\lambda}_t^-\} \equiv \{\tilde{\lambda}_t - 0,05\}$, $\{\tilde{\lambda}_t^+\} \equiv \{\tilde{\lambda}_t + 0,05\}$, тыс. человек

Номер отрасли, i	Годы				Номер отрасли, i	Годы			
	0	1	2	3		0	1	2	3
	1995	1998	1999	2000		1995	1998	1999	2000
1	839	911	872	887	12	2139	1809	1820	1707
	825	895	862	878		2081	1744	1755	1642
	810	879	852	869		2022	1678	1689	1577
2	324	379	348	356	13	1073	857	941	926
	302	361	327	334		1087	858	938	923
	279	344	305	312		1102	859	935	921
3	459	303	273	258	14	5829	4801	4732	4715
	459	302	273	257		5837	4806	4741	4721
	458	302	272	257		5845	4812	4751	4728
4	23	15	15	12	15	8727	7821	7597	7490
	23	15	15	12		8773	7866	7645	7544
	23	16	16	13		8818	7913	7693	7598
5	743	626	646	672	16	5038	4624	4606	4669
	736	620	640	666		5042	4622	4610	4673
	728	615	634	659		5045	4620	4613	4679
6	535	504	548	588	17	8468	11342	11717	11993
	530	500	543	584		8475	11389	11741	12009
	524	496	538	580		8482	11435	11765	12025
7	1077	868	862	908	18	1865	1657	1766	1958
	1073	867	864	909		1874	1664	1778	1970
	1071	866	865	910		1883	1671	1789	1982
8	6521	5183	5156	5187	19	2829	3229	3090	3037
	6540	5191	5161	5190		2827	3229	3096	3045
	6559	5199	5166	5193		2826	3228	3102	3052
9	1354	931	999	1040	20	11747	11481	11541	11501
	1353	929	995	1036		11748	11481	11542	11502
	1352	926	991	1032		11748	11482	11543	11503
10	1224	852	846	787	21	1547	1207	1107	1106
	1221	849	846	787		1552	1209	1109	1108
	1219	847	846	787		1557	1210	1111	1109
11	1367	898	886	872	22	2711	3512	3598	3663
	1371	900	888	874		2711	3512	3598	3663
	1376	903	891	877		2711	3511	3598	3663

Примечание. В каждой клетке (i ; t) сверху вниз: численности занятых $T_i(t; \tilde{\lambda}_t^-)$, $T_i(t; \tilde{\lambda}_t)$, $T_i(t; \tilde{\lambda}_t^+)$.

Сравнение динамики численностей занятых $T_i(t; \tilde{\lambda}_t)$ для отраслей и их расположения по отношению к $L_i^{xoz}(t)$ и $L_i^{omp}(t)$ позволяет выделить чистые отрасли с однотипными траекториями. Используя знаки приростов $\Delta_i T(t) = T_i(t; \tilde{\lambda}_t) - T_i(t-1; \tilde{\lambda}_{t-1})$, $t=1, 2, 3$, выделим восемь таких групп. Одна из них, обозначаемая набором знаков $[+; +; -]$ для приростов $\Delta_i T(t)$, пуста. Схематически группы и номера входящих в них отраслей представлены на рис. 5. Там же указан тип расположения траектории $\{T_i(t; \tilde{\lambda}_t)\}$ относительно траекторий $\{L_i^{xoz}(t)\}$ и $\{L_i^{omp}(t)\}$. Если при всех t значения T_i меньше, чем L_i^{xoz} и L_i^{omp} , то номер (i) отрасли отмечается двумя чертами сверху ($\bar{\bar{i}}$). Если $T_i > \max(L_i^{xoz}; L_i^{omp})$, то используется обозначение (\underline{i}), а если $\min(L_i^{xoz}; L_i^{omp}) < T_i < \max(L_i^{xoz}; L_i^{omp})$, то обозначение (\bar{i}). Для отраслей с номерами $i = 7, 8, 10, 11, 13, 16$ и 19 взаимное расположение траекторий трех численностей изменяется со временем, а для финансов эти величины фактически совпадают при всех t .

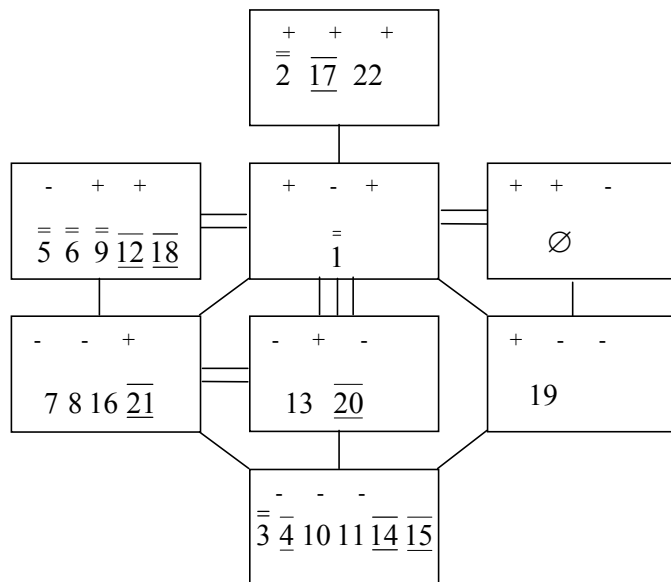


Рис. 5. Схема группировки отраслей по характеру траекторий численностей занятых

Заметим, что соотношения численностей занятых T_i , L_i^{omp} и L_i^{xoz} для чистой и хозяйственной отраслей в каждом году объясняются при сравнении слагаемых в суммах $T_i = \sum_j M_{ij} \cdot l_{ji} \equiv \sum_j M_{ij} \cdot \tau_i$, $L_i^{omp} = \sum_j M_{ij} \cdot l_j^{xoz}$, $L_i^{xoz} = \sum_j M_{ji} \cdot l_i^{xoz}$, в которых

используются продуктовые структуры чистых и хозяйственных отраслей, статистически рассчитываемые трудоемкости l_j^{xoz} для хозяйственных отраслей и отдельно определяемые трудоемкости l_{ji} производства продукции i -ой группы товаров и услуг в различных хозяйственных отраслях.

Влияние взаимосвязанных продуктовых структур продукции и отраслевых численностей занятых для хозяйственных и чистых отраслей наглядно проявляется в соотношениях средних трудоемкостей l_i^{xoz} , τ_i и трудоемкостей профильной продукции $l_i^{nprof} \equiv l_{ii}$. Представим трудоемкости l_i^{xoz} и τ_i в виде взвешенных средних для профильной трудоемкости l_i^{nprof} и средних непрофильных трудоемкостей для i -ой хозяйственной отрасли ($l_i^{n.n.}$) и для i -ой чистой отрасли ($\tau_i^{n.n.}$). Соотношения между этими величинами

$$(19) \quad \begin{aligned} l_i^{xoz} &\equiv L_i^{xoz} / \sum_j M_{ji} = l_i^{nprof} (M_{ii} / \sum_j M_{ji}) + l_i^{n.n.} (\sum_{k,k \neq i} M_{ki} / \sum_j M_{ji}) \\ \tau_i &\equiv T_i / \sum_j M_{ij} = (M_{ii} / \sum_j M_{ij}) \cdot l_i^{nprof} + (\sum_{k,k \neq i} M_{ik} / \sum_j M_{ij}) \cdot \tau_i^{n.n.} \end{aligned}$$

следуют из формул (1), (2) и введенных определений.

В табл. 5 для всех рассматриваемых отраслей и лет приведены значения трудоемкостей l_i^{xoz} , $l_i^{n.n.}$, l_i^{nprof} , $\tau_i^{n.n.}$, τ_i ($i=1, \dots, 22$) в таком порядке, чтобы из сравнения непрофильных трудоемкостей $l_i^{n.n.}$, $\tau_i^{n.n.}$ с l_i^{nprof} следовали знаки неравенств при сравнении l_i^{xoz} с l_i^{nprof} и τ_i с l_i^{nprof} . Очевидно, что соотношение среднеотраслевых трудоемкостей продукции хозяйственной (l_i^{xoz}) и чистой (τ_i) отраслей определяется не только трудоемкостями $l_i^{n.n.}$, l_i^{nprof} и $\tau_i^{n.n.}$, но и их весами в формулах (19).

Используя данные этой таблицы, выделим группы отраслей с устойчивыми во времени соотношениями трудоемкостей. Заметим, что из неравенств $l_i^{n.n.} < l_i^{nprof}$ и $l_i^{n.n.} > l_i^{nprof}$ следуют соответственно неравенства $l_i^{xoz} < l_i^{nprof}$ и $l_i^{xoz} > l_i^{nprof}$, а неравенство $l_i^{nprof} \vee \tau_i^{n.n.}$ эквивалентно неравенству $l_i^{nprof} \vee \tau_i$. Поэтому достаточно проанализировать соотношение между трудоемкостями $l_i^{n.n.}$, l_i^{nprof} и $\tau_i^{n.n.}$.

В первую группу включим те отрасли, для которых профильные трудоемкости l_i^{nprof} меньше, чем непрофильные трудоемкости $l_i^{n.n.}$ и $\tau_i^{n.n.}$. Неравенство $l_i^{nprof} < l_i^{n.n.} < \tau_i^{n.n.}$ для всех лет выполняется для электроэнергетики ($i=1$), нефтегазовой ($i=2$) и пищевой ($i=12$) промышленности, черной ($i=5$) и цветной ($i=6$) металлургии. За исключением отдельных лет такие же соотношения выполняются и для лесной промышленности ($i=9$) и финансов ($i=22$). Эти отрасли межотраслевого ба-

ланса имели в период 1995–2000 гг. относительно обеспеченную реализацию продукции на внутреннем или внешнем рынках. Поэтому естественно, что трудоемкость профильной продукции $l_i^{проф}$ для таких отраслей меньше, чем средняя трудоемкость непрофильной продукции i -ой хозяйственной отрасли и средняя трудоемкость производства продукции i -ой чистой отрасли, производимой в других отраслях ($j \neq i$) как их непрофильная продукция. В то же время нет отрасли, для которой в рассматриваемые годы выполнялось бы неравенство $l_i^{проф} < \tau_i^{н.н.} < l_i^{н.н.}$. Это можно интерпретировать следующим образом. Если непрофильные трудоемкости в хозяйственной и чистой отраслях превышают трудоемкость их профильной продукции, то субъекты, образующие хозяйственную отрасль, лучше приспособлены к условиям функционирования, чем субъекты, производящие в других хозяйственных отраслях продукты и услуги i -ой чистой отрасли ($l_i^{н.н.} < \tau_i^{н.н.}$).

Таблица 5.

Профильные, непрофильные и средние трудоемкости продукции хозяйственных и чистых отраслей, человек/млн. руб.

Но- мер отрас- ли, i	Трудоемкости					Но- мер отрас- ли, i	Трудоемкости					
	$l_i^{хоз}$	$l_i^{н.н.}$	$l_i^{проф}$	$\tau_i^{н.н.}$	τ_i		$l_i^{хоз}$	$l_i^{н.н.}$	$l_i^{проф}$	$\tau_i^{н.н.}$	τ_i	
1	6,17	9,60	5,87	18,01	6,51	12	8,96	11,44	8,44	31,80	11,89	
	3,33	6,93	3,08	9,79	3,37		5,06	8,03	4,37	16,97	6,18	
	3,01	4,41	2,82	5,40	2,93		2,53	4,06	2,16	8,08	3,00	
	2,31	3,36	2,16	3,58	2,23		1,89	3,10	1,55	5,28	2,08	
	2,19	5,59	1,67	13,29	1,90		13	44,67	39,83	45,56	31,12	39,42
2	1,64	4,85	1,28	8,92	1,32	13	18,59	15,44	18,76	18,95	18,81	
	0,74	2,85	0,51	3,55	0,55		8,41	7,18	8,46	10,50	8,91	
	0,39	2,33	0,25	2,04	0,28		6,06	5,02	6,10	7,21	6,36	
	15,97	17,18	15,90	11,23	15,88		14	25,00	24,56	25,05	17,90	24,68
3	9,54	11,36	9,38	5,89	9,38	14	14,27	14,10	14,28	10,83	14,10	
	6,76	6,95	6,74	5,02	6,74		9,23	8,71	9,30	6,93	9,17	
	4,37	4,61	4,34	4,74	4,34		5,48	5,28	5,50	4,43	5,45	
	35,49	31,33	37,02	23,66	36,24		15	40,66	36,18	41,45	25,45	41,16
4	24,29	19,44	27,03	22,02	26,95	15	24,01	19,90	24,79	16,05	24,63	
	14,10	10,27	17,29	12,56	17,22		11,81	9,41	12,31	8,29	12,24	
	9,17	5,81	15,38	10,74	15,30		8,90	6,46	9,46	6,52	9,41	
	8,04	10,58	7,75	12,59	8,00		16	19,39	20,28	19,34	9,42	18,88
	5,78	8,09	5,50	11,99	5,54		10,64	12,33	10,52	6,21	10,33	
5	2,91	4,27	2,75	5,70	2,79	16	6,71	7,08	6,68	3,86	6,55	
	1,85	3,07	1,72	3,70	1,74		4,89	5,03	4,88	2,97	4,79	
	7,60	10,77	7,30	12,44	7,37		17	19,83	18,74	19,85	19,01	19,65
	3,59	6,41	3,47	7,50	3,56		14,94	12,68	14,98	11,80	14,24	
	1,36	3,21	1,30	4,16	1,35		6,85	5,74	6,86	6,22	6,71	
6	1,11	2,58	1,06	3,11	1,08	17	4,54	3,70	4,55	4,32	4,49	
	12,61	13,26	12,54	15,89	12,88		18	118,45	100,13	119,99	41,34	116,60
	7,83	8,57	7,76	7,38	7,74		54,57	42,04	55,43	25,04	54,12	
	4,06	4,15	4,05	2,97	3,95		44,83	31,32	46,34	20,93	45,24	
	2,72	2,71	2,73	2,34	2,70		31,64	19,38	32,88	17,68	32,22	

Окончание таблицы 5

Но- мер отрас- ли, i	Трудоемкости					Но- мер отрас- ли, i	Трудоемкости				
	$l_i^{хоз}$	$l_i^{н.н.}$	$l_i^{проф}$	$\tau_i^{н.н.}$	τ_i		$l_i^{хоз}$	$l_i^{н.н.}$	$l_i^{проф}$	$\tau_i^{н.н.}$	τ_i
8	34,22	31,78	34,48	27,67	33,86	19	21,14	22,07	21,09	19,89	21,09
	18,14	16,60	18,27	16,76	18,16		14,05	14,38	14,03	12,18	14,03
	8,90	8,05	8,97	9,21	8,99		11,88	10,26	12,04	8,17	12,04
	5,95	5,17	6,01	6,65	6,05		8,85	7,08	9,05	6,25	9,05
9	24,38	24,12	24,45	30,85	25,04	20	68,54	60,32	68,55	22,75	68,54
	14,18	14,52	14,07	17,17	14,34		36,13	30,27	36,14	15,38	36,13
	6,54	6,84	6,45	8,73	6,64		28,71	21,43	28,73	12,67	28,72
	4,54	4,73	4,48	5,89	4,60		19,66	13,20	19,68	10,35	19,67
10	21,96	22,26	21,88	23,46	22,39	21	52,89	46,14	53,58	12,69	53,55
	12,70	13,09	12,57	13,40	12,83		18,80	17,37	18,92	6,94	18,91
	8,45	8,32	8,49	8,59	8,52		10,06	8,81	10,19	4,12	10,18
	5,22	5,15	5,24	5,30	5,26		5,95	5,18	6,02	2,96	6,02
11	49,60	43,93	50,06	32,41	49,35	22	14,06	15,42	14,06	30,19	14,07
	24,26	21,22	24,57	18,81	24,38		9,01	10,00	9,01	15,40	9,01
	12,44	10,52	12,66	10,53	12,59		6,70	6,69	6,71	8,13	6,71
	8,34	6,68	8,53	7,62	8,50		4,27	4,33	4,27	5,19	4,27

Примечание. В каждой клетке сверху вниз трудоемкости для 1995, 1998, 1999 и 2000 гг.

Ко второй группе отраслей отнесем отрасли, для которых трудоемкость профильной продукции $l_i^{проф}$ больше, чем трудоемкость непрофильной продукции хозяйственной ($l_i^{н.н.}$) и чистой ($\tau_i^{н.н.}$) отраслей. Неравенство $\tau_i^{н.н.} < l_i^{н.н.} < l_i^{проф}$ выполняется для легкой промышленности ($i=11$), строительства ($i=14$), сельского хозяйства ($i=15$), торговли ($i=17$), здравоохранения ($i=20$), науки ($i=21$) и «прочих» отраслей ($i=14, 11, 18$). Для этих отраслей трудоемкости продукции i -ой чистой и хозяйственной отраслей близки, хотя непрофильная трудоемкость $\tau_i^{н.н.}$ существенно меньше, чем профильная трудоемкость $l_i^{проф}$. Это возможно потому, что доля непрофильной продукции в продукции такой i -ой чистой отрасли мала. Неравенства $l_i^{н.н.} < \tau_i^{н.н.} < l_i^{проф}$ также не выполняются ни для одной отрасли, т.е. среди отраслей с относительно более трудоемкой профильной продукцией, чем непрофильная продукция чистой и хозяйственной отрасли ($l_i^{н.н.} > \max(l_i^{н.н.}; \tau_i^{н.н.})$), лучше приспособляются к условиям функционирования чистые, а не хозяйственные отрасли. Естественно, здесь речь идет о приспособлении производителей продукции чистой отрасли с точки зрения минимизации затрат труда.

В этих хозяйственных отраслях, по-видимому, сохранялась относительно избыточная занятость, которая сказывалась на трудоемкости профильной продукции и приводила к поиску возможности производить непрофильную продукцию, которая в среднем менее трудоемка и имеет шанс быть реализованной. Трудности с реализацией продукции i -ой чистой отрасли могли приводить к тому, что при ее производстве вне i -ой хозяйственной отрасли в таких отраслях

выбиралась «тонкая» структура продукции и услуг и технологии, обеспечивающие их конкурентоспособность на рынке. При этом избыточная занятость при производстве непрофильной продукции вряд ли могла иметь место.

Для отраслей третьей группы, угольной промышленности ($i=3$), химии ($i=7$) и транспорта ($i=16$), характерна близость трудоемкостей $l_i^{н.п.}$ и $l_i^{проф}$, существенно превышающих непрофильную трудоемкость $\tau_i^{н.п.}$ продукции чистой отрасли, а также выполнение неравенств $\tau_i^{н.п.} < l_i^{проф} < l_i^{н.п.}$ (за исключением 2000 г. для угольной промышленности, 1995 и 2000 г.г. – для химии). Малые доли непрофильной продукции для соответствующих чистых отраслей приводят к тому, что близки трудоемкости $l_i^{хоз}$ и τ_i .

Остальные отрасли – машиностроение ($i=8$), промышленность строительных материалов (ПСМ, $i=10$), ЖКХ ($i=19$) – характеризуются меняющимися во времени соотношениями сравниваемых трудоемкостей. Для послекризисных 1999 и 2000 гг. такие соотношения стабилизируются. Для машиностроения и ПСМ в эти годы выполняются неравенства $l_i^{н.п.} < l_i^{проф} < \tau_i^{н.п.}$, но трудоемкости $l_i^{хоз}$ и τ_i для i -ой хозяйственной и чистой отраслей близки вследствие незначительных долей непрофильной продукции. Иная ситуация сложилась в жилищно-коммунальном хозяйстве, для которого в 1999–2000 гг. $\tau_i^{н.п.} < l_i^{н.п.} < l_i^{проф}$ и $l_i^{хоз} < l_i^{проф} \approx \tau_i$. Из этих неравенств ясно, что для этой отрасли доля непрофильной продукции в продукции чистой отрасли мала, в то время как аналогичная доля для хозяйственной отрасли, диверсифицирующей свою деятельность, малой не является.

Трудоемкости, определяемые как отношения численности занятых к выпуску чистой отрасли в текущих основных ценах, несопоставимы во времени, поскольку в них проявляется влияние динамики индексов отраслевых цен и, конечно, изменение продуктовой структуры продукции агрегированных отраслей межотраслевого баланса. Доступная статистическая информация не дает возможности рассчитать отраслевые дефляторы продукции и значения трудоемкостей или обратных им показателей производительности труда в «реальных» измерителях. Однако опубликованные Госкомстатом России межотраслевые балансы [9–11] позволяют предложить для использования в анализе относительные показатели-субституты, приближенно характеризующие динамику производительности труда в отраслях. В этих балансах приведены объемы произведенной в чистых отраслях валовой добавленной стоимости (ВДС) в текущих основных ценах. Это позволяет рассчитать для отраслей отношения $\frac{ВДС_i(t)}{T_i(t)}$ в году t , средние по от-

раслям экономики отношения $\frac{\sum_j ВДС_j(t)}{\sum_j T_j(t)}$ и показатели относительной ВДС-про-

изводительности труда (в текущих основных ценах) для отраслей, определяемые формулой:

$$S_i(t) = \left(\frac{ВДС_i(t)}{T_i(t)} \right) / \left(\frac{\sum_j ВДС_j(t)}{\sum_j T_j(t)} \right).$$

Заметим, что сумма добавленных стоимостей $\left(\sum_j ВДС_j(t) \right)$ больше, чем валовая добавленная стоимость для экономики на косвенно измеряемые услуги финансового посредничества. Объем этих услуг не представляется возможным распределить между отраслями, что явным образом следует из таблиц «Отраслевая структура элементов добавленной стоимости», содержащихся в [9–11].

Показатели $S_i(t)$ безразмерны, хотя и не освобождены от влияния динамики основных цен, поскольку добавленные стоимости измеряются в текущих ценах и прием двойного дефлирования в настоящих условиях применить невозможно. Рассчитанные значения этих показателей-субститутов приведены в табл. 6. Используя данные этой таблицы, легко выделить группы отраслей межотраслевого баланса, характеризующихся устойчивым положением показателей $S_i(t)$ относительно таких же показателей для других отраслей или четко проявляющейся динамикой отраслей, определяемых упорядочиванием величин $S_i(t)$ для каждого года t .

Явными лидерами являются чистые отрасли: нефтегазовая промышленность, цветная и черная металлургия, электроэнергетика. Торговля и химия улучшают свои рейтинги к 2000 г.; менее явно эта же тенденция прослеживается для пищевой промышленности. Практически не изменяются рейтинги машиностроения, лесной промышленности, ПСМ, сельского хозяйства, транспорта, прочих промышленных отраслей и науки. Ухудшаются рейтинги прочих топливных отраслей и ЖКХ. Явными аутсайдерами выглядят остальные чистые отрасли, в том числе легкая промышленность и здравоохранение. Напомним, что точные названия отраслей межотраслевого баланса приведены в табл. 6 и в Приложении.

Таблица 6.

**Показатели относительной ВДС-производительности труда
для отраслей межотраслевого баланса, в %**

Номер отрасли, i	Наименование чистой отрасли	Годы			
		1995 ($t=0$)	1998 ($t=1$)	1999 ($t=2$)	2000 ($t=3$)
1	Электро- и теплоэнергия	284,9	348,6	229,5	208,6
2	Продукты нефтегазовой промышленности	1220,7	959,2	1400,9	1698,6
3	Уголь	168,8	143,3	114,9	122,3
4	Горючие сланцы и торф	86,2	59,1	63,1	48,7
5	Черные металлы	175,6	150,6	205,4	219,1
6	Цветные металлы	288,7	318,0	464,8	363,2
7	Продукты химической и нефтехимической промышленности	111,2	110,3	137,7	131,2
8	Машины и оборудование, продукты металлообработки	52,5	59,8	62,0	61,8

Окончание таблицы 6

Номер отрасли, i	Наименование чистой отрасли	Годы			
		1995 ($t=0$)	1998 ($t=1$)	1999 ($t=2$)	2000 ($t=3$)
9	Продукты лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности	71,5	72,7	99,6	92,8
10	Строительные материалы (включая продукты стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности)	84,0	79,0	66,6	75,0
11	Продукты легкой промышленности	31,4	37,4	36,4	34,0
12	Продукты пищевой промышленности	103,5	142,4	133,7	130,2
13	Прочие промышленные продукты	38,0	62,7	60,1	54,5
14	Продукция строительства	96,6	95,4	84,0	91,5
15	Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства	54,3	46,8	63,3	57,0
16	Услуги транспорта и связи	156,9	153,2	132,9	123,3
17	Торгово-посреднические услуги (включая услуги общественного питания)	175,1	138,0	161,4	163,7
18	Продукты прочих видов деятельности	27,8	32,4	20,0	19,4
19	Услуги жилищно-коммунального хозяйства и непроизводственных видов бытового обслуживания населения	126,6	89,7	62,6	57,5
20	Услуги здравоохранения, физической культуры и социального обеспечения, образования, культуры и искусства	37,9	42,3	29,3	27,2
21	Услуги науки и научного обслуживания, геологии и разведки недр, геодезической и гидрометеорологической служб	45,0	64,2	64,4	72,4
22	Услуги финансового посредничества, страхования, управления и общественных объединений	176,0	153,0	105,4	107,3
	В среднем по экономике	100,0	100,0	100,0	100,0

Выполненный сравнительный анализ трудоемкостей профильной и непрофильной продукции чистых и хозяйственных отраслей показал, что предлагаемая модель расчета численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса позволяет получить вполне правдоподобные, интерпретируемые результаты. Конечно, следует учитывать то, что элементы таблиц ресурсов и услуг $Z(t)$ и $M(t)$ для 1998, 1999 и 2000 гг. были получены при допущениях, возможно менее адекватных по мере удаления от 1995 г. – года, для которого опубликованные таблицы «Затраты-Выпуск» получены агрегированием более детальных, базирующихся на данных специального обследования таблицах.

Заключение

Результаты моделирования численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса можно считать подтверждающими уточненную гипотезу немоного, интенсифицирующегося к 2000 г. приближения трудоемкостей производства непрофильной продукции в чистых и хозяйственных отраслях к трудоемкостям соответствующей профильной продукции. Выявленные различия траекторий численностей L_i^{xoz} , L_i^{omp} , T_i и делают, по нашему мнению, некорректным использование в анализе динамики производительности труда по отраслям межотраслевого баланса при построении отраслевых производственных функций упрощающих предположений, отождествляющих процессы, происходящие в хозяйственных отраслях и в чистых отраслях.

Предлагаемая модель расчета может использоваться и в том случае, если будут доступны более детальные данные о затратах труда в хозяйственных отраслях, например о затратах, выраженных в человеко-часах. Возможность применения предлагаемого подхода для оценки объемов основных фондов, используемых отраслями межотраслевого баланса, по данным об их объемах для хозяйственных отраслей требует специального рассмотрения, хотя схема расчета может не изменяться в зависимости от того, к какому первичному ресурсу она прилагается. Но по отношению к основным фондам и их динамике статистика предоставляет набор взаимосвязанных показателей, в том числе объемы вводов и выбытий основных фондов, объемы капитальных вложений и их различные структуры, показатели степени износа фондов. В этих условиях целесообразно предложить способ расчета комплекса показателей, характеризующих воспроизводство основного капитала в отраслях межотраслевого баланса. Эта задача является более общей и сложной, чем расчет только объемов основных фондов.

Представляется методически и практически важным применить разработанную модификацию предложенной модели, использующую таблицы ресурсов $M(t)$ с выделенным столбцом для продукции домашних хозяйств и статистически определяемую численность занятых в домашних хозяйствах. Последняя оценивается Госкомстатом России с использованием данных выборочных обследований населения по проблемам занятости ([5], с. 216–240; [6], с. 131–163) и методов их распространения на генеральную совокупность домашних хозяйств. При обследовании хозяйства указывают основной вид деятельности по производству реализуемых ими на рынке товаров и услуг. Это позволяет распределить численность занятых в домашних хозяйствах между чистыми отраслями и включить получаемые величины в численности занятых хозяйственных отраслей, для которых такая продукция является профильной. Но результаты такого распределения занятых в домашних хозяйствах между отраслями в настоящее время в доступных публикациях Госкомстата России не содержатся.

Если бы были известны численности занятых в хозяйственных отраслях, не включающие занятых в домашних хозяйствах, а также общая численность занятых в домашних хозяйствах $L_{\partial.x.}$, не распределенная между чистыми отраслями, то с помощью модифицированной модели можно было бы оценивать не только занятых в чистых отраслях, но и распределение известной численности занятых $L_{\partial.x.}$ между отраслями. Это позволило бы сравнить получаемые таким образом величины с результатами аналогичного распределения занятых в домашних хо-

зяйствах, получаемыми Госкомстатом России на основании данных выборочных обследований. Сравнимые распределения были бы получены исходя из существенно различающихся допущений. В связи с этим замечанием отметим, что при распределении занятых в домашних хозяйствах между отраслями Госкомстат России, по-видимому, использует упрощающее предположение, согласно которому основной вид деятельности для обследуемых хозяйств является единственным видом деятельности по производству товарной продукции. Вряд ли поддается анализу, насколько такое предположение приводит к искажению получаемого распределения занятых между отраслями. Но все же близость численностей занятых в домашних хозяйствах, распределенных между отраслями с использованием двух разных подходов, могла бы интерпретироваться как достаточно серьезный, возможно даже убедительный аргумент, оправдывающий применение модифицированной модели. Поскольку необходимые для использования этой модели данные частично недоступны и, следовательно, она не может быть апробирована, в данной работе модифицированная модель не характеризуется.

Полученные оценки численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса необходимо сопоставить с динамикой физического объема продукции для этих отраслей. Но отраслевые выпуски товаров и услуг в таблицах «Затраты-Выпуск» приводятся в текущих ценах. Анализ динамики производительностей живого труда в чистых отраслях может быть выполнен при условии преобразования таких таблиц в какие-либо условно-постоянные, сопоставимые цены. Воспользоваться для этих целей таблицами межотраслевых балансов, разработанными отдельными исследователями и потому, возможно, несопоставимыми с публикуемыми Госкомстатом России данными, было бы некорректно. Особенности расчета среднегодовых индексов-дефляторов по хозяйственным отраслям и отраслям межотраслевого баланса рассмотрены в статье [1]. В ней показано, что существуют особенности учета продукции по чистым отраслям, отличающие его от учета для хозяйственных отраслей. Это подчеркивает важность решения Госкомстатом России задачи разработки хотя бы части таблиц «Затраты-Выпуск» в ценах базового года.

* *
*

СПИСОК ЛИТЕРАТУРЫ

1. Баранов Э.Ф. Об измерении индексов-дефляторов по отраслям экономики и промышленности // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2002. Т. 6. № 2.
2. Клименко Б.И. Межотраслевые балансы капиталистических стран. М.: Наука, 1986.
3. Методологические положения по статистике. Вып. 1. М.: Госкомстат России, 1996. Раздел 7. Система национальных счетов. Подраздел 7.4. Межотраслевой баланс производства и распределения продукции и услуг.
4. Методологические положения по статистике. Вып. 2. М.: Госкомстат России, 1998. Раздел 5. Система таблиц «Затраты-Выпуск».
5. Методологические положения по статистике. Вып. 3. М.: Госкомстат России, 2000.
6. Методологические положения по статистике. Вып. 4. М.: Госкомстат России, 2003.

7. *Ортега Д., Рейнболдт В.* Итерационные методы решения нелинейных систем уравнений со многими неизвестными. М.: Мир, 1975.
8. Российский статистический ежегодник: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 2001.
9. Система таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 год. Итоги разработки межотраслевого баланса производства и распределения товаров и услуг в экономике России (по краткой схеме). М.: Госкомстат России, 2000.
10. Система таблиц «Затраты-Выпуск» России. 1998–1999. М.: Госкомстат России, 2002.
11. Система таблиц «Затраты-Выпуск» России за 2000 год. М.: Госкомстат России, 2003.
12. Таблицы «Затраты-Выпуск» России за 1996–1997 годы. М.: Госкомстат России, 2001.
13. *Фаддеев Д.К., Фаддеева В.Н.* Вычислительные методы линейной алгебры. М.: Госиздательство физико-математической литературы, 1960.
14. *Хорн Р., Джонсон Ч.* Матричный анализ. М.: Мир, 1989.
15. A System of National Accounts. N.Y.: UN, 1968.

Приложение

Наименования отраслей в строках и столбцах таблиц «Затраты-Выпуск» России

№ п.п.	Столбцы (1995, 1998, 1999, 2000)	Строки* (1998, 1999, 2000)
1	Электроэнергетика	Электро- и теплоэнергия
2	Нефтегазовая промышленность	Продукты нефтегазовой промышленности
2.1	Нефтедобывающая промышленность	Продукты нефтедобычи
2.2	Нефтеперерабатывающая промышленность	Продукты нефтепереработки
2.3	Газовая промышленность	Продукты газовой промышленности
3	Угольная промышленность	Уголь
4	Прочая топливная промышленность	Горючие сланцы и торф
5	Черная металлургия	Черные металлы
6	Цветная металлургия	Цветные металлы
7	Химическая и нефтехимическая промышленность	Продукты химической и нефтехимической промышленности
8	Машиностроение и металлообработка	Машины и оборудование, продукты металлообработки
9	Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	Продукты лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности
10	Промышленность строительных материалов (включая стекольную и фарфоро-фаянсовую промышленность)	Строительные материалы (включая продукты стекольной и фарфоро-фаянсовой промышленности)
11	Легкая промышленность	Продукты легкой промышленности
12	Пищевая промышленность	Продукты пищевой промышленности
13	Прочие отрасли промышленности	Прочие промышленные продукты
14	Строительство	Продукция строительства
15	Сельское и лесное хозяйство	Сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства и продукты лесного хозяйства
16	Транспорт и связь	Услуги транспорта и связи
17	Торговля, посредническая деятельность и общественное питание	Торгово-посреднические услуги (включая услуги общественного питания)
18	Прочие виды деятельности по производству товаров и услуг	Продукты прочих видов деятельности
19	Жилищно-коммунальное хозяйство и непроизводственные виды бытового обслуживания населения	Услуги жилищно-коммунального хозяйства и непроизводственных видов бытового обслуживания населения
20	Здравоохранение, физическая культура и социальное обеспечение, образование, культура и искусство	Услуги здравоохранения, физической культуры и социального обеспечения, образования, культуры и искусства
21	Наука и научное обслуживание, геология и разведка недр, геодезическая и гидрометеорологическая службы	Услуги науки и научного обслуживания, геологии и разведки недр, геодезической и гидрометеорологической служб
22	Финансы, кредит, страхование, управление, общественные объединения	Услуги финансового посредничества, страхования, управления и общественных объединений

* Для 1995 г. названия строк и столбцов совпадают.