

ПРАКТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ

Обобщенная модель профильных трудоемкостей для оценивания численности занятых в отраслях межотраслевого баланса и домашних хозяйствах¹⁾

Ершов Э.Б., Толмачева Н.А.

Предлагается модифицируемая в зависимости от имеющихся статистических данных и целей исследования обобщенная модель профильных трудоемкостей. Исходный вариант модели охарактеризован и применен к российским данным в [2, 3]. Модель позволяет оценить численность занятых в отраслях межотраслевого баланса и домашних хозяйствах, используя данные о занятых в хозяйственных отраслях и таблицу ресурсов товаров и услуг, включаемую в систему таблиц «Затраты-Выпуск». Приводятся результаты расчетов для 1995 г.

В Российских статистических ежегодниках [11–13], каждый из которых является «наиболее полным ежегодным изданием Государственного комитета Российской Федерации по статистике, отражающим явления и процессы, происходящие в экономической, социальной и политической жизни страны в условиях перехода к рыночной экономике» [11, с. 3; 12, с. 3], и в других официальных изданиях Госкомстата России, например в [17, 18, 20], численности занятых для отдельных лет приводятся по хозяйственным отраслям экономики. Для отраслей промышленности в тех же источниках даются среднегодовые численности промышленно-производственного персонала (п.п.п.). Но для отраслей межотраслевого баланса среднегодовые численности занятых и п.п.п. в публикациях Госкомстата отсутствуют, что делает актуальной рассматриваемую в этой статье задачу. Решать ее предлагается, используя общедоступные статистические данные и специально разработанную для этого экономико-математическую модель. Получаемые с ее помощью оценки численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса интерпретируются как согласованные в отношении удельных трудоемкостей товаров и услуг, измеряемых в основных ценах и производимых в различных хозяйственных отраслях и домашних хозяйствах, а не как заменяющие собой данные о численностях занятых по Балансу трудовых ресурсов (БТР) и выборочного Обсле-

¹⁾ Работа выполнена в рамках темы «Межотраслевой анализ и краткосрочный прогноз для экономики России: новые задачи, информационные возможности и 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.
Толмачева Н.А. - к.э.н., ведущий научный сотрудник НИИ статистики Госкомстата России.

Статья представлена в Редакцию в апреле 2004 г.

дования населения по проблемам занятости (ОМПЗ), разрабатываемых в расчете на свои цели и по собственным методологиям.

Исходными данными для модели являются численности занятых по хозяйственным отраслям, в том числе отраслям промышленности. Но численность занятых в промышленности по ее отраслям не распределяется. В ней отражаются занятые в неформальном секторе экономики, определение численности которых и ее распределение между отраслями представляется делом весьма сложным. Для того чтобы получить оценки численностей занятых в отраслях промышленности, будем применять пропорциональное увеличение численностей п.п., при котором сумма отраслевых численностей занятых совпадает с ее оценкой по БТР. Эти оценки, конечно, могут быть заменены на более точные, основанные, например, на детальных данных БТР.

Чтобы обоснованно использовать данные БТР в расчетах численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса, необходимо учитывать то, как численности занятых в хозяйственных отраслях, далее называемых, если это не приводит к неточным формулировкам, просто «отраслями», соотносятся с объемами продукции, произведенной в хозяйственных и чистых отраслях. В литературе этот вопрос почти не затрагивался. Только в статье [1] Э.Ф. Баранов затронул проблему соотношения объемов выпусков и структуры хозяйственных и чистых отраслей. Частично это может быть связано с тем, что методология БТР и методология ОМПЗ после 1991 г. неоднократно менялись [5, с. 49–50; 7, с. 216–240; 8, с. 131–139, 152–156, 192–200]. В этих условиях сформулируем относящиеся к численностям занятых в отраслях и домашних хозяйствах исходные положения, на которых основывается данная работа.

1. Исходные соображения и предположения

Суммарную продукцию отрасли с номером j или ее выпуск в текущих основных ценах будем обозначать M_j^{xoz} и представлять ее в виде суммы $M_j^{xoz} = M_j + M_j^{\partial.x.}$, в которой $M_j^{\partial.x.}$ – продукция, произведенная домашними хозяйствами и представляющая собой профильную продукцию j -ой отрасли и j -ой чистой отрасли, т.е. отрасли межотраслевого баланса. В тексте статьи далее будем использовать сокращения часто повторяющихся словосочетаний: д.х. – домашние хозяйства, МОБ – межотраслевой баланс, ч.з. – численность занятых.

Величины M_j^{xoz} содержатся в публикациях Госкомстата России, но их разделение на слагаемые M_j и $M_j^{\partial.x.}$ в них, как правило, не проводится. Только в уникальном сборнике «Система таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 год» [14], позволившем обратиться к рассматриваемой здесь и в [2, 3] теме, приводится так называемая «Таблица ресурсов товаров и услуг в экономике России за 1995 год». Она содержит 25 строк и 36 столбцов и включает таблицу с 22 строками ($i = 1, \dots, 22$; $n = 22$) и 23 столбцами ($j = 1, \dots, 23$). Ее элементы M_{ij} представляют собой объемы продукции i -ой отрасли МОБ, произведенной в j -ой отрасли ($j = 1, \dots, n$) или в д.х. ($j = n + 1$). Связи между элементами матрицы $M = (M_{ij}; M_{i,n+1})$, которую будем называть матрицей ресурсов, и величинами M_j^{xoz} и $M_j^{\partial.x.}$ очевидны:

$$M_j^{0.x} = M_{j,n+1}, \quad M_j = \sum_i M_{ij}, \quad M_j^{xoz} = \sum_i M_{ij} + M_{j,n+1}.$$

В таблицах ресурсов товаров и услуг для последующих лет [15, 16, 19] продукция д.х. не выделяется в качестве отдельного столбца, представляющего д.х. как специфическую область. Поскольку продукция $M_j^{0.x}$ должна включаться в выпуск j -ой чистой отрасли [6, с. 178], в [2, 3] принималось, что в таблицах ресурсов, не выделяющих д.х. в особую отрасль, она добавлялась к объему профильной продукции M_{ij} j -ой отрасли, так же, как это делается с продукцией малых и совместных предприятий, рассматриваемой как «основная продукция» соответствующей отрасли [6, с. 178]. Отметим, что согласно методологическим положениям, касающимся определения объема производства продукции по отраслям экономики с учетом скрытой и неформальной деятельности [7, с. 9–126], показатели производства товаров и услуг в этой сфере экономики, в том числе в домашних хозяйствах, рассчитываются с использованием данных выборочных обследований бюджетов семей, данных ОНПЗ, данных других выборочных обследований и опросов, а также поправочных коэффициентов и коэффициентов досчета, устанавливаемых экспертно. Сложности, возникающие на этом пути, очевидны, так же как и необходимость корректирующих досчетов, обеспечивающих увязку объемов производства с показателями системы национальных счетов (СНС). Но при этом таблицы «Затраты-Выпуск» рассматриваются в методических положениях по статистике как содержащие подробные, наиболее полные и точные «характеристики производства и использования товаров и услуг, а также доходов, формирующихся в процессе производства» [6, с. 170]. Такая оценка этой системы таблиц четко формулируется в [6, с. 21]: «Полученные оценки общего объема промышленного производства с учетом скрытой и неформальной деятельности в дальнейшем могут быть уточнены по окончании разработки межотраслевого баланса». Разделяя эту оценку, авторы статьи принимают матрицу ресурсов, содержащуюся в [14], в качестве информационной базы исследования, надеясь на то, что хотя «общий объем производства в промышленности с учетом скрытой экономической деятельности в таблице “Ресурсы товаров и услуг” распределяется по отраслям экспертным путем» [6, с. 179], вносимые в процессе согласования таблиц «Затраты-Выпуск» корректировки делают содержащиеся в них данные, в том числе данные таблиц ресурсов, достаточно представительными, адекватными целям данного исследования.

Объемам продукции M_j^{xoz} и M_j должны соответствовать различные ч.з. j -ой отрасли. Поскольку источником данных о ч.з. является БТР, обратим внимание на то, как в этом балансе учитываются занятые в д.х. и в неформальном секторе экономики. Важным источником таких данных, начиная с 1992 г., является ОНПЗ. Содержание и структура первичных данных этого выборочного обследования подробно характеризуется в [7, с. 216–240; 8, с. 131–191].

Трудности, возникающие при подготовке данных для БТР о занятых в неформальном секторе экономики и д.х., не исчерпываются проблемами распространения выборочных данных на генеральную совокупность, поскольку определения «занятых» в БТР и ОНПЗ различаются, и эти различия изменяются со временем. Так, в БТР включаются все занятые, независимо от возраста, а в ОНПЗ

занятые имеют возраст от 15 до 72 лет. Занятые в личном подсобном и домашнем хозяйстве производством товаров и услуг для реализации, не имеющие другой занятости, включаются в ч.з. в ОНПЗ только с 2001г., а в БТР – с 1999 г.

Сложности получения объективных данных в рамках ОНПЗ становятся понятными при ознакомлении с Анкетой этого обследования [8, с. 164–196]. Следующее мнение по этому поводу высказано А.В. Полетаевым: «...данные ОНПЗ в силу постоянных изменений методики практически несопоставимы во времени. Методика составления БТР также менялась в 1990-е гг., но все же основную часть данных БТР составляют достаточно устойчивые и надежные показатели отчетности предприятий и организаций, в то время как данные ОНПЗ основаны на непроверяемой и во многом субъективной информации респондентов» [10, с. 18], «...данные ОНПЗ могут занижать долю занятых, поскольку они основаны на ответах респондентов. Эти ответы подвержены определенным смещениям, как в силу недостаточного знания точных экономических определений, так и в силу психологических причин. В частности, можно предположить, что из-за некоторых традиционных установок, сформировавшихся в советское время, самозанятость (и особенно предпринимательская деятельность) считаются менее престижными, чем “трудовая” работа по найму» [10, с. 19], «...с точки зрения задач нашего исследования данные БТР точнее отражают динамику занятости, чем данные ОНПЗ. Недостатки ОНПЗ оказываются еще более существенными при переходе к отраслевым показателям. Как показывает практика, респонденты ОНПЗ, во-первых, не в состоянии определить отраслевую принадлежность своего места работы в соответствии с достаточно сложной... отраслевой классификацией по ОКОНХ, используемой при расчетах объема производства. Кроме того, на ответы работающих респондентов о своей отраслевой принадлежности в существенной мере влияют статусные соображения» [10, с. 32].

При составлении БТР используются данные из различных источников, применяются процедуры досчета занятых на малых предприятиях, в фермерских хозяйствах, в д.х., занятых предпринимательством и работой по найму у физических лиц. Такие досчеты касаются, в основном, занятых в неформальном секторе экономики, вне предприятий. Принципы и процедуры дооценок «недостаточно прозрачны для исследователей вне системы Госкомстата России» [9, с. 56]. Насколько велики могут быть корректировки для неформального сектора экономики, применяемые при составлении БТР, видно из такого примера: «Численность занятых по найму у физических лиц в 1999 г. по данным выборочных обследований составила 2364 тыс. человек. В БТР эта группа лиц была включена в численность равной 3877 тыс. человек» [9, с. 56].

Для России среднегодовые ч.з. по БТР, начиная с 1992 г., когда начали проводить ОНПЗ, устойчиво превышали оценки ч.з. по ОНПЗ. Превышения изменялись с 1 млн. в 1992 г. до 2,8 млн. человек в 2000 г., достигая максимального значения в 1999 г. [9, с. 54]. И это в условиях, когда военнослужащие не включаются в число занятых по БТР, но считаются занятыми по методологии ОНПЗ и, надо полагать, их численность квалифицированно, с использованием достоверной информации определяется при распространении выборочных данных на генеральную совокупность. Причины и факторы, вызывающие такие расхождения вообще и в отдельные годы в частности, по-видимому, не были предметом исследований. В доступных публикациях не содержатся систематизированные, сопоставимые по годам

данные о занятых в неформальном секторе экономики. Некоторые представления о численностях таких занятых дает табл. 1, позаимствованная из [9, с. 66].

Для БТР ч.з. по категориям приведены для 1996–1999 гг. в табл. 2, использующей данные из [9, с. 55].

Сравнение данных табл. 1 и 2 показывает не только масштабы расхождений между оценками ч.з. по ОНПЗ и БТР в экономике и ее неформальном секторе, но и масштабы влияния на ч.з. и ее структуру со стороны специфических условий функционирования экономики и статистической системы в отдельные годы. Обращают на себя внимание существенные изменения ч.з. в фермерских хозяйствах по БТР в 1997–1999 гг. и последствия включения в 1999 г. в ч.з. для д.х. новой категории занятых. С этим хотя бы частично связано увеличение в БТР для 1999 г. соответствующей ч.з. до 2,2 млн. человек. Эта категория занятых включается в ч.з. по ОНПЗ только с 2001 г., но уже в 1999 г. ч.з. в д.х. производством товаров и услуг для реализации составляла 2439 тыс. человек и была больше, чем ч.з. тех же занятых по БТР. Это дает основание предполагать, что в 1999 г. и тем более в предшествующие годы ч.з. для д.х. в БТР занижалась по сравнению с гипотетической численностью занятых, производивших в д.х. продукцию, которая учитывается в СНС и должна включаться в таблицы «Затраты-Выпуск».

Таблица 1.

Оценки неформальной занятости, тыс. человек

№№ п/п	Численность занятых	1999	2000
1	В сфере предпринимательской деятельности без образования физического лица	2693	2646
2	По найму у физических лиц	2364	2508
3	Неоплачиваемых семейных работников	107	86
4	В домашнем хозяйстве производством товаров и услуг для реализации	2349	2344
5	В домашнем хозяйстве производством товаров и услуг для собственного потребления (как основное занятие с продолжительностью > 30 часов в неделю)	1593	1241
А	1 + 2 + 3	5164	5240
Б	4 + 5	3942	3585
В	1 + 2 + 3 + 4 + 5	9106	8825
	Всего занятые согласно ОНПЗ (включает А и не включает Б)	60408	62180

Источник: данные Госкомстата России.

Таблица 2.

Численность занятых по категориям, тыс. человек

№№ п/п	Занятые по категориям	1996	1997	1998	1999
1	На крупных и средних предприятиях	52167,8	48367,1	46661,3	45824,5
2	На малых предприятиях	6890,8	6973,4	6516,4	6856,4
3	Индивидуальной деятельностью	2774,6	3492,1	4158,1	4394,8
4	По найму у физических лиц	1296,4	3022,9	3591,2	3877,2
5	В фермерских хозяйствах	899,8	1023,8	2400,0	782,3
6	В домашних хозяйствах производством	1920,6	1813,2	1084,5	2226,2
	Общая численность занятых по БТР	65950,0	64692,5	64411,5	63961,4

Источник: данные Госкомстата России.

В связи с этим важно иметь в виду, что статистика занятости и статистика производства еще не вполне согласованы. Это отмечается в методологических положениях по измерению занятости в неформальном секторе экономики: «Рамки неформального сектора для статистики занятости ограничиваются, как правило, рыночной деятельностью домашних хозяйств. Исключаются домашние и личные услуги, оказываемые членами домашних хозяйств бесплатно, услуги, оказываемые добровольно на общественных началах, а также производство продукции сельского, лесного хозяйства, охоты, рыболовства для собственного конечного использования. Вместе с тем для целей оценки общих трудовых затрат на создание товаров и услуг в границах производства, определенных в СНС, дополнительно выделяется категория населения, занятого в домашнем хозяйстве производством продукции сельского, лесного хозяйства, рыболовства для собственного конечного использования» [8, с. 221]. Есть и другие трудные методические вопросы, имеющие отношение к согласованности данных о продукции, занятости и затратах труда. Так, ОНПЗ «обеспечивает формирование необходимых для оценки совокупных затрат труда данных о количестве рабочих мест и среднем времени работы в расчете на одно рабочее место» [8, с. 204], в том числе для рабочих мест по производству в домашнем хозяйстве продукции, предназначенной для собственного использования, хотя эта продукция не считается результатом производственной деятельности домашних хозяйств в соответствии с принятым определением границ производства [8, с. 204]. В то же время результаты выполняемых домашними хозяйствами для собственных нужд работ по строительству садовых домиков, дач, хозяйственных построек и индивидуальных жилых домов учитываются в объеме строительного производства с учетом скрытой и неформальной деятельности [6, с. 77–78, 113–114], но в ч.з. по БТР и ОНПЗ эта деятельность не учитывается.

Таким образом можно считать, что решающим различием подходов к учету занятости в БТР и ОНПЗ, с одной стороны, и продукции в МОБ, с другой, является включение в выпуски отраслей стоимостей продуктов, произведенных в д.х. для собственного потребления [6, с. 204]. Следовательно, выпускам товаров и услуг в основных ценах таблицы ресурсов и объемам продукции хозяйственных отраслей

должны соответствовать ч.з., включающие занятых в д.х., производящих продукцию для собственных нужд.

Все же считается, что одним из преимуществ данных БТР по сравнению с оценками ОНПЗ является то, что их можно использовать в совместном анализе «с другими обследованиями предприятий (например измерение выпуска, затрат труда и производительности)» [9, с. 55]. По нашему мнению, очевидна необходимость анализа и учета степени согласованности ч.з. в отраслях и д.х. по БТР с данными межотраслевых балансов. Одной из возможных причин возникновения несогласованностей может быть также то, что среднегодовые ч.з. по экономике и ее отраслям рассчитываются в БТР по весьма сложному алгоритму [5, с. 55–59], но сам расчет базируется на данных региональных органов статистики. Используемые при подготовке региональных данных методы красноречиво характеризуются в [9, с. 49–50]: «Вначале балансовые расчеты производятся во всех регионах, затем региональные итоги сводятся в общероссийский баланс. Хотя методические указания по расчету баланса трудовых ресурсов для региональных органов статистики в целом задают достаточно жесткий алгоритм действий, в них существуют определенные “окна”, в которых возможна если и не произвольная, то весьма малопрозрачная корректировка промежуточных результатов для отдельных категорий работников... В итоге суммирование показателей, имеющих различную природу (получение из разных источников, в ходе сплошных и выборочных обследований, среднегодовые и на конкретный момент, а также досчитанные на основе разнообразных гипотез), вносит в балансовые итоги разнообразные статистические ошибки, величину которых трудно оценить».

Общий вывод состоит в том, что данные о ч.з. по отраслям, базирующиеся на БТР, и данные таблицы ресурсов товаров и услуг из системы «Затраты-Выпуск» вполне могут не быть полностью согласованными в методическом отношении. Степень согласованности таких данных для 1995 г., единственного года, для которого в таблице ресурсов выделен столбец д.х., до сих пор не анализировалась. Поскольку российские таблицы «Затраты-Выпуск» за 1995 г. впервые разрабатывались в соответствии с методологическими принципами и стандартами СНС-93, а методология составления БТР неоднократно пересматривалась и уточнялась, использующий первичную информацию анализ возможен только силами непосредственных разработчиков БТР и МОБ.

Следует также иметь в виду, что причинами, повлиявшими на согласованность упоминаемых данных, могли быть специфические особенности 1995 г. и предшествующих ему лет. Они вряд ли могли быть учтены на стадии подготовки исходных данных этих балансов. Ограничимся несколькими относящимися к 1995 г. соображениями о возможных причинах возникновения несогласованностей ч.з. по БТР [11, с. 111; 20, с. 20–21] и объемов продукции по [14].

Год 1995-й был трудным, неблагоприятным для российских граждан. Это видно из табл. 3.

Данные за последующие годы в табл. 3 не включены, т.к. уже 1998 г. был специфическим из-за финансового кризиса, а также в связи с несопоставимостью данных для разных лет вследствие изменений после 1996 г. в применяемой статистической методологии. В 1997 г. была изменена методика распространения выборочных данных ОНПЗ. С 1999 г. эти обследования проводятся по другой схеме выборки и ежеквартально. Заметим, что данные ОНПЗ за 1995 г. не вполне сопоставимы с данными за 1994 г. потому, что в 1994 г. опрашивались д.х. числен-

ностью около 600 тыс. человек, а в 1995 г. – приблизительно 160 тыс. человек [8, с. 133–135; 20, с. 5].

Таблица 3.

Некоторые макроэкономические и социальные показатели

№ № п/п	Показатели	1994	1995	1996
1	Среднегодовая численность занятых (по БТР), тыс. человек	68484	66441	65950
2	Численность занятых (по ОНПЗ; 1994, 1995 гг. – на конец октября, 1996 г. – на конец марта), тыс. человек	64785	64149	62928
3	Общая численность безработных (на конец года, по методологии МОТ), тыс. человек	5689	6539	7280
4	Безработные (по данным ОНПЗ; 1994, 1995 гг. – на конец октября, 1996 г. – на конец марта), тыс. человек	5702	6712	6732
5	Реально располагаемые денежные доходы населения, в % к предыдущему году	113	85	99
6	Реально начисленная заработная плата одного работника, в % к предыдущему году	92	72	106
7	Реальный размер назначенных месячных пенсий (с учетом компенсации 1993 г.), в % к предыдущему году	97	81	109
8	Покупательная способность (наборов прожиточного минимума) среднедушевых денежных доходов	2,38	1,95	2,06
9	Численность населения с денежными доходами ниже величины прожиточного минимума, млн. человек	33,3	36,6	32,7
10	Дефицит дохода, в % от общего объема денежных доходов населения	3,3	3,8	3,2
11	Число зарегистрированных преступлений за год, тыс.	2633	2756	2625
12	Среднее время поиска работы безработными (по данным ОНПЗ, месяцев; 1994, 1995 гг. – на конец октября, 1996 г. – на конец марта)	6,6	7,4	8,2
13	Численность граждан, ищущих работу и обратившихся в Гражданскую службу занятости по вопросу трудоустройства, тыс. человек	3708,5	5122,4	5279,8
	в том числе:			
	учащиеся, желающие работать в свободное от учебы время	224,6	849,1	713,7
	не занятые трудовой деятельностью	3193,8	3937,3	4415,9
14	Доля расходов на покупку продуктов для домашнего питания, %	43,9	49,0	47,2
15	Численность инвалидов, стоящих на учете в органах социальной защиты населения (на конец года), человек на 1000 населения	37,7	48,5	49,6
16	Число заболеваний с впервые установленным диагнозом, тыс.	96000,4	100306,1	95012,6
17	Зарегистрировано больных с впервые установленным диагнозом, человек на 1000 населения	653,2	678,8	648,5

№ № п/п	Показатели	1994	1995	1996
18	Перевозки пассажиров транспортом общего назначения, млн. человек	46283	45037	45304
19	Поступления от продажи сельскохозяйственных продуктов, кормов, скота, в % от денежных доходов			
	все домашние хозяйства	3,9	2,7	2,3
	домашние хозяйства в городской местности	1,2	0,3	0,2
	домашние хозяйства в сельской местности	12,1	15,9	13,0
20	Величина прожиточного минимума (в среднем на душу населения), тыс. руб. в месяц	86,6	264,1	369,4
21	Соотношение среднегодовых денежных доходов и величины прожиточного минимума, %	238	195	206

Источники: [12, с. 173; 17, с. 8, 131, 211, 259, 329; 18, с. 21–23, 63, 74, 77, 123, 156, 157, 293].

Из табл. 3 следует, что в 1995 г. имели место более значительные, чем в соседние годы, неблагоприятные изменения в социальном положении и уровне жизни населения страны. Они должны были вызвать и, конечно, вызвали перераспределение занятости между ее видами, категориями, формами и типами, привели граждан к необходимости поиска источников дохода и новых сфер деятельности. В этих условиях могла измениться занятость в неформальном секторе экономики, включая д.х. Но именно в этой сфере используемые методы составления БТР, проведения ОНПЗ и получения распространенных на д.х. страны результатов этого обследования могли не поспевать за происходящими процессами. В частности, это могло приводить к занижению в БТР и ОНПЗ ч.з. в отраслях из-за несопоставимости используемых в них данных о занятых в д.х. с занятыми, продукция которых учтена в таблице ресурсов товаров и услуг за 1995 г. Происходившие в 1995 г. процессы должны были, по нашему мнению, приводить к не отражаемому в БТР и ОНПЗ росту численности занятых производством в д.х. и, возможно, во всем неформальном секторе экономики. К этому вопросу вернемся при обсуждении результатов расчетов в разделе 3 данной статьи.

Работы по составлению системы таблиц «Затраты-Выпуск» за 1995 г. основывались на масштабном обследовании предприятий и организаций, проводились в течение ряда лет, что позволило получить систему действительно согласованных данных о производстве и использовании продукции по 110 и 22 группам товаров и услуг. Поэтому эти данные используются при анализе согласованности с ними ч.з. в отраслях и д.х. как более точные, менее подверженные статистическим искажениям. Заметим также то, что в предисловии к [14, с. 7] упоминается выполненная Госкомстатом России работа, связанная с темой данной статьи: «Среднегодовая численность занятых в отраслях экономики определена по методологии расчета совокупного количества труда (с учетом основной и дополнительной занятости) в эквиваленте полной занятости (условных работников)». Вряд ли здесь идет речь о ежегодно разрабатываемом БТР, скорее признается необходимость определения численностей занятых в отраслях, согласующихся с таблицами «Затраты-Выпуск». Но результаты этой работы в публикациях не отражены. Если

они будут опубликованы, это создаст возможность выполнения разнообразных исследований, использующих максимально согласованные данные о продукции и численности занятых для отраслей и домашних хозяйств, в том числе для модельных расчетов ч.з. в отраслях межотраслевого баланса.

Возможную несогласованность численностей занятых в отраслях и таблицы ресурсов предлагается выявлять и даже корректировать, используя показатели трудоемкости единиц продукции каждого из элементов этой таблицы. Поскольку статистически такие показатели не наблюдаются, они рассматриваются как моделируемые исходя из представляющихся правдоподобными гипотез. Последние формулируются для всех элементов таблицы ресурсов. Предполагается, что вводимые предположения позволяют распределить задаваемые численности занятых в отраслях между отраслями межотраслевого баланса, выделив при этом занятых в д.х., или даже скорректировать исходные численности, добавив к ним статистически ненаблюдаемые, но оцениваемые с помощью модели «скрытые» численности занятых в д.х. По отношению к занятым во всем неформальном секторе экономики подобную процедуру выделения их численности из данных по БТР или досчета можно реализовать, только если продукцию домашних хозяйств в таблице ресурсов отождествлять с продукцией, произведенной в этой сфере экономики.

2. Описание обобщенной модели профильных трудоемкостей, ее версий и вариантов

Предполагаются задаваемыми матрица ресурсов M для рассматриваемого года с элементами M_{ij} и $M_{i,n+1}$ ($i, j=1, \dots, n$), а также численности занятых \tilde{L}_j в хозяйственных отраслях, интерпретируемые в зависимости от характера имеющихся данных и предположений, определяющих версию модели.

Пусть L_j^{xoz} – полная ч.з. в j -ой отрасли, включающая занятых $L_j^{\partial.x.}$ в д.х., производящих продукцию $M_{j,n+1}$, учитываемую в матрице ресурсов. Тогда $L_j^{xoz} = L_j + L_j^{\partial.x.}$, где L_j – ч.з. в j -ой отрасли производящих продукцию $\sum_i M_{ij}$ и полностью учитываемых в БТР. Численность $L_j^{\partial.x.}$ будем представлять в виде $L_j^{\partial.x.} = \tilde{L}_j^{\partial.x.} + \Delta L_j^{\partial.x.}$, где $\tilde{L}_j^{\partial.x.}$ – ч.з. в д.х., учитываемая в БТР, $\Delta L_j^{\partial.x.}$ – не учитываемая в БТР ч.з. Аналогичное разделение полной численности L_j^{xoz} на два слагаемых очевидно: $L_j^{xoz} = \tilde{L}_j + \Delta L_j^{\partial.x.}$. Для \tilde{L}_j имеем: $\tilde{L}_j = L_j + \tilde{L}_j^{\partial.x.} = L_j + L_j^{\partial.x.} - \Delta L_j^{\partial.x.}$. Величины $\Delta L_j^{\partial.x.}$ будем называть скрытыми, или латентными, численностями занятых в д.х.

Под полной численностью занятых в д.х. будем понимать $L^{\partial.x.} = \sum_j L_j^{\partial.x.}$, под численностью по БТР – $\tilde{L}^{\partial.x.} = \sum_j \tilde{L}_j^{\partial.x.}$.

В версии модели, не использующей предположение о полной согласованности ч.з. в отраслях по БТР с продукцией в матрице ресурсов, формализуемое в

виде тождеств $\Delta L_j^{\partial.x.} = 0$, $L_j^{\partial.x.} = \widehat{L}_j$ ($j=1, \dots, n$), будем применять упрощающую гипотезу о пропорциональности численностей $\Delta L_j^{\partial.x.}$ численностям $\widehat{L}_j^{\partial.x.}$ с задаваемым или оцениваемым коэффициентом пропорциональности Z . Предположение о дифференциации его значения по отраслям не используется ввиду явной ограниченности имеющихся данных.

Взаимосвязь ч.з. и элементов таблицы M будем моделировать с помощью трудоемкостей единиц продукции каждого из объемов M_{ij} и $M_{i,n+1}$. При этом будем игнорировать тот факт, что ч.з. \widetilde{L}_j не вполне точно отражают фактические затраты труда из-за особенностей принятой методологии БТР. Исходные положения модели не изменятся, если будет возможность использовать в качестве величин \widetilde{L}_j другие статистические показатели, более адекватно характеризующие такие затраты. Соответствующие объемам M_{ij} и $M_{i,n+1}$ трудоемкости обозначим l_{ji} и $l_{n+1,i}$. Для продукции отраслей и д.х. средние трудоемкости будем обозначать соответственно \bar{l}_j и \bar{l}_{n+1} .

Неизвестные величины l_{ji} ($j \neq i$) будем предполагать равными выпуклым линейным комбинациям $[(1-\lambda)\bar{l}_j + \lambda l_{ii}]$ средних трудоемкостей \bar{l}_j и профильных трудоемкостей $l_{ii} \equiv l_i$ продукции i -ой отрасли. Это позволит уменьшить число неизвестных l_{ji} с n^2 до n , т.е. до числа уравнений, порождаемых тем, что задаются численности \widetilde{L}_j ($j=1, \dots, n$). Под вектором l будем понимать n -мерный вектор с элементами l_1, \dots, l_n , т.е. $l=(l_i)$. Для трудоемкостей $l_{n+1,i}$ продукции i -ой отрасли, производимой д.х., будем использовать один из четырех вариантов их задания, описываемых формулами (15.1)–(15.4). Если численности $L_i^{\partial.x.}$ или $\widehat{L}_i^{\partial.x.}$ не задаются экзогенно, то получающиеся три варианта формул для $l_{n+1,i}$ записываются в виде $l_{n+1,i} = [(1-\mu)\bar{l}_{n+1} + \mu l_i]$, где μ – параметр, принимающий значения $\mu=1$ (вариант 1), $\mu=\lambda$ (вариант 2) и $\mu \neq \lambda$ ($0 \leq \mu < 1$) – вариант 3.

В дальнейшем все ч.з. в д.х. будем для однообразия записи соотношений модели помечать нижним индексом $(n+1)$: $L_j^{\partial.x.} \equiv L_{j,n+1}$, $\widehat{L}_j^{\partial.x.} \equiv \widehat{L}_{j,n+1}$, $\Delta L_j^{\partial.x.} \equiv \Delta L_{j,n+1}$, $L^{\partial.x.} \equiv \sum_j L_j^{\partial.x.} \equiv L_{n+1}$, $\widehat{L}^{\partial.x.} = \sum_j \widehat{L}_j^{\partial.x.} \equiv \widehat{L}_{n+1}$.

Ядро обобщенной модели задается в виде системы из двух групп соотношений:

• балансовых уравнений, следующих из определения исходных данных и переменных

$$(1) \quad \widehat{L}_j = L_j + \widehat{L}_{j,n+1}, \quad (2) \quad L_j^{xoz} = \widehat{L}_j + \Delta L_{j,n+1}, \quad (3) \quad L^{xoz} = \sum_j L_j^{xoz},$$

$$(4) \quad \widehat{L}_{n+1} = \sum_j \widehat{L}_{j,n+1}, \quad (5) \quad L_{n+1} = \sum_j L_{j,n+1}, \quad (6) \quad L_{n+1} = \bar{l}_{n+1} \sum_i M_{i,n+1},$$

$$(7) \quad L = \sum_j L_j, \quad (8) \quad L_{n+1} = \sum_j l_{ji} M_{ij}, \quad (9) \quad L_j = \bar{l}_j \sum_i M_{ij},$$

$$(10) \quad \bar{L} = \sum_j \bar{L}_j, \quad (11) \quad L_{j,n+1} = l_{n+1,j} M_{j,n+1}, \quad (12) \quad L_{j,n+1} = \bar{L}_{j,n+1} + \Delta L_{j,n+1};$$

• постулируемых соотношений между трудоемкостями и численностями занятых

$$(13) \quad l_{ji} = (1-\lambda)\bar{l}_j + \lambda l_{ii} \quad (j \neq i),$$

$$(14) \quad \Delta L_{j,n+1} = z \bar{L}_{j,n+1},$$

$$(15) \quad l_{n+1,i} = \begin{cases} l_i, & (15.1) \\ (1-\lambda)\bar{l}_{n+1} + \lambda l_i, & (15.2) \\ (1-\mu)\bar{l}_{n+1} + \mu l_i, & (15.3) \\ \frac{L_{i,n+1}}{M_{i,n+1}} \equiv \frac{(1+z)\bar{L}_{i,n+1}}{M_{i,n+1}}, & (15.4) \end{cases}$$

если численности $L_{i,n+1}$ и $\bar{L}_{i,n+1}$ задаются.

Все эндогенные и экзогенные переменные предполагаются неотрицательными.

Уравнения (13), (15.2) и (15.3) обобщают гипотезу о «смешанных технологиях» производства продукции в отраслях МОБ [4, с. 74–76], распространяя ее на затраты труда. В этих уравнениях λ – параметр профильности. На λ и μ накладываются ограничения: $0 \leq \lambda \leq 1$, $0 \leq \mu \leq 1$. Механизм влияния трудоемкостей \bar{l}_j и l_i на l_{ji} ($j \neq i$) предполагается универсальным, единым для всех видов продукции ($i=1, \dots, n$) и производящих их отраслей ($j=1, \dots, n$, $j \neq i$). Аналогичные предположения принимаются для трудоемкостей продукции д.х., рассматриваемых как особая отрасль.

Переменные ядра модели, используемые в уравнениях (1)–(15), определяют переменные ее «эпилога», а именно, элементы матрицы (T) отраслевых структур ч.з. для отраслей $T_{ij} \equiv l_{ji} M_{ij}$ и д.х. $T_{i,n+1} \equiv L_{i,n+1}$. Суммами ее элементов в столбцах являются численности L_j в отраслях и L_{n+1} в д.х., суммами для строк – ч.з. \tilde{T}_i в отраслях МОБ, включающие ч.з. в д.х. $L_{i,n+1}$. Для \tilde{T}_i имеем тождества

$$(16) \quad \tilde{T}_i \equiv \sum_j T_{ij} + T_{i,n+1} \equiv T_i + L_{i,n+1},$$

в которых T_i – ч.з. без занятых в д.х.

Средние трудоемкости единиц продукции i -х отраслей МОБ $\tilde{\tau}_i$ и τ_i определяются равенствами:

$$(17) \quad \tilde{T}_i = \tilde{\tau}_i (\sum_j M_{ij} + M_{i,n+1}), \quad T_i = \tau_i \sum_j M_{ij}.$$

Для дальнейшего необходимо получить выражения для средних трудоемкостей \bar{l}_j и \bar{l}_{n+1} через ключевые переменные $l=(l_i)$.

Приравнивая выражения (8) и (9) для L_j и используя (13), получаем

$$\bar{l}_j \sum_i M_{ij} = \sum_{i \neq j} [(1-\lambda)\bar{l}_j + \lambda l_i] M_{ij} + l_j M_{jj},$$

откуда следует

$$(18) \quad \bar{l}_j = [(1-\lambda)l_j M_{jj} + \lambda \sum_i \bar{l}_i M_{ij}] / [(1-\lambda)M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}].$$

Приравнивая выражения (5) и (6) для L_{n+1} и используя для $l_{n+1,i}$ формулу (15.3), получаем искомую формулу для \bar{l}_{n+1} :

$$(19) \quad \bar{l}_{n+1} = \sum_i l_i M_{i,n+1} / \sum_k M_{k,n+1},$$

выполняющуюся при любых допустимых значениях λ и μ . Она является частным случаем формулы (18) и отличается от нее потому, что принимаются равными нулю объемы специфической продукции д.х. $M_{n+1,j}$, $M_{n+1,n+1}$, не являющейся продукцией чистых отраслей МОБ. Заметим, что согласно методике ОНПЗ: «Не считается оплачиваемой работой или доходным занятием: ... работа в собственном домашнем хозяйстве по уборке дома, приготовлению пищи для членов домашнего хозяйства, пошиву, ремонту и содержанию в чистоте одежды для членов домашнего хозяйства, воспитанию детей, уходу за пожилыми и больными членами домашнего хозяйства» [7, с. 235–236].

Если же для $l_{n+1,i}$ используется предположение (15.1), то

$$\bar{l}_{n+1} \sum_i M_{i,n+1} \equiv \sum_i l_{n+1,i} M_{n+1,i} = \sum_i l_i M_{i,n+1}$$

и (19) также выполняется.

Но при задаваемых экзогенно численностях $L_{i,n+1}$

$$\bar{l}_{n+1} \sum_i M_{i,n+1} = \sum_i L_{i,n+1},$$

\bar{l}_{n+1} фактически определяется вне модели и в общем случае (19) не выполняется.

Обобщенная модель допускает выбор ее версий, различающихся интерпретацией задаваемых экзогенно величин ч.з. \tilde{L}_j . Такие версии обозначаются римскими цифрами. Сочетания рассматриваемых версий модели и вариантов способа моделирования трудоемкостей $l_{n+1,i}$ определяют «варианты» обобщенной модели, кратко обозначаемые МI.1, МI.2, ..., МIII.1, МIII.2, ... Экзогенно задаваемые значения переменных модели будем помечать символом (*). Далее характеризуются

основные версии и варианты обобщенной модели профильных трудоемостей, ключевыми переменными которой являются трудоемкости l_1, \dots, l_n .

Первая версия модели (модель М1). Предполагается, что имеется полная и достоверная ($z^*=0$), согласованная с матрицей ресурсов информация о ч.з. в отраслях и д.х., включая их отраслевые структуры, т.е. известны численности L_j^* и $L_{j,n+1}^*$. Тогда $\Delta L_{j,n+1}^* = 0$, $\widehat{L}_{j,n+1} = L_{j,n+1}^*$, $L_j^{xoz} = L_j^* + L_{j,n+1}^*$ и трудоемкости $l_{n+1,i}$ определяются формулой (15.4), т.е. экзогенно. В этом случае $\widetilde{L}_j \equiv L_j^*$ ($j=1, \dots, n$).

В рамках первой версии возможен только вариант М1.4, в котором трудоемкости $l=(l_i)$, $l_{ji}(j \neq i)$ и численности \widetilde{T}_i , T_i находятся в зависимости от значения параметра λ . Используя для \widetilde{L}_j формулу (18), представляем (9) в виде уравнения для известных $l=(l_j)$:

$$(20) \quad \left(\sum_s M_{sj} \right) [(1-\lambda)l_j M_{jj} + \lambda \sum_i l_i M_{ij}] / [(1-\lambda)M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}] = L_j^*, \quad j=1, \dots, n,$$

или в эквивалентном виде:

$$\left(\sum_s M_{sj} \right) [l_j M_{jj} + \lambda \sum_{i \neq j} l_i M_{ij}] / [M_{jj} + \lambda \sum_{k \neq j} M_{kj}] = L_j^*, \quad j=1, \dots, n.$$

Вторая версия (модель МII). Предполагается известной достоверная ($z^*=0$) информация о ч.з. в отраслях, но для д.х. известна только общая ч.з., т.е. задаются L_j^* и L_{n+1}^* , но неизвестны численности $L_{j,n+1}$ и L_j^{xoz} . Для неизвестных численностей $L_{j,n+1}$ в вариантах моделей МII.1, МII.2 и МII.3 принимаются соответственно предположения (15.1), (15.2) и (15.3).

Ключевые переменные $l=(l_i)$ находятся при заданном λ из системы (20). Ее решение обозначим $l(\lambda)$. Значение λ выбирается так, чтобы выполнялось соотношение (19), т.е.

$$(21) \quad \sum_i l_i(\lambda) M_{i,n+1} = L_{n+1}^*.$$

Численности $L_{i,n+1}$ и L_{n+1} находятся по формулам (15.1), (15.2) в моделях МII.1, МII.2 и при задаваемом значении μ в модели МII.3 – с помощью (15.3).

Третья версия (модель МIII). Предполагаются задаваемыми полные ч.з. в отраслях $L_j^{xoz,*}$ и L_{n+1}^* . Тогда $z^*=0$, $\Delta L_{j,n+1}^* = 0$, $L_{j,n+1} = \widehat{L}_{j,n+1}$, $L_j = \widehat{L}_j$, $L_j^{xoz,*} = L_j + L_{j,n+1}$ и численности L_j и $L_{j,n+1}$ оцениваются. При этом средняя трудоемкость продукции д.х. \bar{l}_{n+1} известна, поскольку $\bar{l}_{n+1}^* = L_{n+1}^* / \sum_i M_{i,n+1}$.

Модель МIII.1 получаем, принимая для $l_{n+1,j}$ предположение (15.1) Используя формулы (20) для L_j и (15.1) для $l_{n+1,j}$, получаем систему уравнений на переменные $l=(l_i)$:

$$(22) \quad L_j + l_j M_{j,n+1} \equiv \left(\sum_s M_{sj} \right) [(1-\lambda) l_j M_{jj} + \lambda \sum_i l_i M_{ij}] / [(1-\lambda) M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}] + l_j M_{j,n+1} = L_j^{xoz,*} \equiv \tilde{L}_j, \quad j=1, \dots, n.$$

К уравнениям (22) присоединяем уравнение (21). Система (21)–(22) определяет решение $(l_1, \dots, l_n; \lambda)$ или $(l_1, \dots, l_n; L_{n+1})$, если задается значение λ .

Модели МП.2 и МП.3 получаем, принимая для $l_{n+1,j}$ предположения (15.2) или (15.3). Поскольку при $\mu = \lambda$ модель МП.3 совпадает с моделью МП.2, используем (15.3) и получаем систему уравнений:

$$(23) \quad L_j + l_{n+1,j} M_{j,n+1} \equiv \left(\sum_s M_{sj} \right) [(1-\lambda) l_j M_{jj} + \lambda \sum_i l_i M_{ij}] / [(1-\lambda) M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}] + [(1-\mu) \bar{L}_{n+1}^* + \mu l_j] M_{j,n+1} = L_j^{xoz,*} \equiv \tilde{L}_j, \quad j=1, \dots, n.$$

При $\lambda = \mu$ система уравнений определяет решение $(l_1, \dots, l_n; \lambda)$ для МП.2 или при задаваемом λ – «решение» $(l_1, \dots, l_n; L_{n+1})$. Для МП.3 при задаваемом значении параметра μ из системы (21), (23) находится решение $(l_i(\mu), \lambda(\mu))$, а затем численности $L_{j,n+1} = [(1-\mu) \bar{L}_{n+1}^* + \mu l_j(\mu)] M_{j,n+1}$. При этом соотношение (19) выполняется при любом допустимом значении μ , т.е. при $0 \leq \mu \leq 1$.

Четвертая версия (модель МIV). Предполагается известной минимальная информация о ч.з. в отраслях, а именно считаются задаваемыми численности \bar{L}_j^* по БТР и допускается, что они могут быть не вполне согласованными с матрицей ресурсов. Поэтому значение z не обязательно равно нулю и численности L_j , $L_{j,n+1}$, L_j^{xoz} и L_{n+1} должны определяться в модели.

Для \bar{L}_j^* имеем $\bar{L}_j^* = L_j + \bar{L}_{j,n+1} = L_j + (1+z)^{-1} L_{j,n+1} = L_j + (1+z)^{-1} l_{n+1,j} M_{j,n+1}$ и модели МIV.1–МIV.3 получаем при использовании для $l_{n+1,j}$ формул (15.1)–(15.3).

В модели МIV.1 имеем $l_{n+1,j} = l_i$, т.е. $\mu = 0$, и, используя для L_j формулу (20), получаем систему уравнений:

$$(24) \quad \left(\sum_s M_{sj} \right) [(1-\lambda) l_j M_{jj} + \lambda \sum_i l_i M_{ij}] / [(1-\lambda) M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}] + (1+z)^{-1} l_j M_{j,n+1} = \bar{L}_j^* \equiv \tilde{L}_j, \quad j=1, \dots, n.$$

Решение этой системы $l(\lambda; z)$ зависит от параметров λ и z . Если задается значение L_{n+1}^* , то с помощью уравнения (19) значение z определяется. Если считать известной численность \bar{L}_{n+1}^* , то для нахождения z при заданном значении λ используется уравнение:

$$\sum_j \bar{L}_{j,n+1} = (1+z)^{-1} \sum_j l_j M_{j,n+1} = \bar{L}_{n+1}.$$

Поскольку модель МIV.2 получается из модели МIV.3 при $\mu = \lambda$, запишем систему уравнений для $l = (l_i)$, используя более общее предположение (15.3):

$$(25) \quad L_j + (1+z)^{-1} l_{n+1,j} M_{j,n+1} \equiv (\sum_s M_{sj}) [(1-\lambda) l_j M_{jj} + \lambda \sum_i l_i M_{ij}] / [(1-\lambda) M_{jj} + \lambda \sum_k M_{kj}] + \\ + (1+z)^{-1} [(1-\mu) (\sum_i l_i M_{i,n+1}) / (\sum_k M_{k,n+1}) + \mu l_j] M_{j,n+1} = \tilde{L}_j^* \equiv \tilde{L}_j, \quad j=1, \dots, n.$$

Решение системы (25) $l(\lambda, \mu; z)$ зависит от значений трех параметров. Два значения могут быть определены при фиксировании значений третьего, если считать задаваемыми численности L_{n+1}^* и \tilde{L}_{n+1}^* и к (25) присоединить уравнения:

$$(26) \quad \sum_i l_i M_{i,n+1} = L_{n+1}^*,$$

$$(27) \quad \sum_i l_i M_{i,n+1} = (1+z) \tilde{L}_{n+1}^*.$$

Для модели MIV.2 при $\mu=\lambda$ система уравнений (25)–(27) определяет ее решение $(l_1, \dots, l_n; \lambda, z)$. Уравнения (26) и (27) можно рассматривать и как определяющие переменные L_{n+1} и \tilde{L}_{n+1} .

Наиболее сложная для реализации и анализа из-за большого числа параметров модель MIV.3 сводится к системе (25), в которой $z^* = (L_{n+1}^* - \tilde{L}_{n+1}^*) / \tilde{L}_{n+1}^*$ и $\sum_i l_i M_{i,n+1} = L_{n+1}^*$, и уравнению (26) с неизвестными (l_i) , λ и μ .

Системы уравнений (20), (22), (23), (24) и (25) на переменные (l_i) удобно представить в общей для моделей МП–MIV форме:

$$(28) \quad (\sum_s M_{sj}) [l_j M_{jj} + \lambda \sum_{i \neq j} l_i M_{ij}] / [M_{jj} + \lambda \sum_{i \neq j} M_{ij}] + \delta (1+z)^{-1} [(1-\mu) (\sum_i l_i M_{i,n+1}) / \\ / (\sum_k M_{k,n+1}) + \mu l_j] M_{j,n+1} = \tilde{L}_j^*, \quad j=1, \dots, n,$$

где \tilde{L}_j^* – задаваемая в рассматриваемом варианте модели ч.з. в j -ой отрасли, δ – индикатор, равный нулю для модели МП и единице – для остальных моделей.

Пятая версия модели основывается на системе уравнений (28), но допускает возможность задания значений параметров z_j и μ_j в уравнениях для L_{n+1} и $\tilde{L}_{j,n+1}$:

$$(29) \quad \tilde{L}_{j,n+1} = (1+z_j)^{-1} L_{j,n+1} = (1+z_j)^{-1} [(1-\mu_j) \bar{l}_{n+1} + \mu_j l_j] M_{j,n+1}.$$

Если рассматриваются дифференцированные по отраслям значения параметров z_j и μ_j , то из тождества

$$L_{n+1} = \bar{l}_{n+1} \sum_i l_i M_{i,n+1} = \sum_j [(1-\mu_j) \bar{l}_{n+1} + \mu_j l_j] M_{j,n+1}$$

получаем более общую, чем (19), формулу для \bar{l}_{n+1} :

$$(30) \quad \bar{l}_{n+1} = \sum_i \mu_i l_i M_{i,n+1} / \sum_k \mu_k M_{k,n+1},$$

и для модели MV переменные (l_i) находятся из системы уравнений

$$(31) \quad (\sum_s M_{sj}) [l_j M_{jj} + \lambda \sum_{i \neq j} l_i M_{ij}] / [M_{jj} + \lambda \sum_{i \neq j} M_{ij}] + \delta(1+z_j)^{-1} [(1-\mu_j) (\sum_i \mu_i l_i M_{i,n+1}) / (\sum_k \mu_k M_{k,n+1}) + \mu_j l_j] M_{j,n+1} = \tilde{L}_j, \quad j=1, \dots, n.$$

Для этой модели выделение вариантов MV.1–MV.3, соответствующих выбору для μ_j значений 0, 1 или λ , не имеет смысла. Чтобы ее применять, необходимо иметь соображения, аргументы либо информацию, позволяющую выделять группы отраслей с предположительно одинаковыми или близкими значениями параметров z_j или μ_j .

Заметим, что исходный вариант модели профильных трудоемкостей, описанный и примененный в [2, 3], несколько отличается от предложенных в данной статье вариантов, хотя и близок к МП.1. Отличие заключается в том, что в исходном варианте модели для l_{ji} ($i \neq j$) используется формула $l_{ji} = (1-\lambda) \bar{l}_j^{xoz} + \lambda l_i$, в которой $\bar{l}_j^{xoz} = L_j^{xoz,*} / (\sum_k M_{kj} + M_{j,n+1})$ – экзогенно задаваемая средняя трудоемкость всей продукции j -ой отрасли, в то время как в моделях МП.1–МП.3 $l_{ji} = (1-\lambda) \bar{l}_j + \lambda l_i$, где $\bar{l}_j = L_j / \sum_k M_{kj}$ – неизвестная средняя трудоемкость, определяемая без учета занятых $L_{j,n+1}$ и продукции $M_{j,n+1}$ для д.х.

Модель МП получается из модели МIV при больших значениях параметра z , т.е. в предположении о том, что доля скрытой занятости в д.х. $z/(1+z)$ близка к 100%, а известные численности занятых \tilde{L}_j интерпретируются как численности в отраслях L_j , не включающие занятых в д.х., но при этом значение L_{n+1} не задается.

Системы уравнений (28) и (31) линейны относительно переменных $l=(l_i)$. Поэтому нахождение решений в вариантах моделей сводится к их многократному решению при различных значениях параметров λ , μ и z . В процессе расчетов должна контролироваться неотрицательность переменных обобщенной модели, с тем чтобы исключить из рассмотрения противоречивые значения ее исходных данных и параметров. Эти системы решаются методом Жордана–Гаусса или итерационными методами после приведения к виду $l=la+b$, где (a) и (b) матрица и вектор, элементы которых являются известными функциями параметров. Из итерационных методов используются метод простой итерации, методы Якоби, Зейделя или Некрасова. Остальные переменные обобщенной модели вычисляются с помощью уравнений (1)–(17), (29) и уравнений (18), (19) или (30) для \bar{l}_j и \bar{l}_{n+1} .

3. Оценивание численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса и домашних хозяйствах российской экономики для 1995 г.

Применим обобщенную модель профильных трудоемкостей в ее нескольких вариантах к российским статистическим данным за 1995 г. Матрицу ресурсов с $n=22$ возьмем из [14, с. 10–12]. Численности занятых в хозяйственных отраслях, характеризуемые, в основном, как численности по БТР, полученные из данных [12, с. 179, 375, 394–436; 18, с. 26] способом, охарактеризованным в [2], приведены в табл. 9. В этой же таблице приведены полные, совпадающие для хозяйственных и чистых отраслей названия и их сокращенные используемые в статье варианты.

Последний, $(n+1)$ -ый столбец матрицы ресурсов (M) содержит уникальную для российской статистики информацию о продукции д.х. Ее общий объем составляет значимую долю (9,15%) в общем объеме выпуска товаров и услуг, измеряемом в основных ценах. Десять из 22 элементов этого столбца $M_{i,n+1}$ равны нулю. Производимые д.х. объемы продукции $M_{i,n+1}$ остальных отраслей МОБ не равноценны по их роли, отношениям к объемам продукции хозяйственных отраслей, удельным весам в продукции отраслей МОБ и в суммарной продукции д.х. Соответствующие показатели, рассчитанные по [14, с. 10–12], приведены в табл. 4. Из нее следует, что наибольшее влияние на ч.з. в отраслях МОБ T_i , \tilde{T}_i и на численности $L_{i,n+1}$ могут оказать производимая д.х. продукция сельского хозяйства ($i=15$) и торговли ($i=17$), а меньшее, но, возможно, также значимое влияние – продукция легкой промышленности ($M_{11,n+1}$) и ЖКХ ($M_{19,n+1}$). Следующую группу отраслей с примерно равными показателями значимости их продукции д.х. по отношению к рассматриваемым агрегатам образуют пищевая промышленность ($i=12$), строительство ($i=14$) и финансы ($i=22$). Влияние объемов остальных видов производимой д.х. продукции ($i=8, 9, 10, 16, 20$) на формирование отраслевых структур ч.з. может предполагаться незначительным.

Таблица 4.

Относительные показатели значимости продукции домашних хозяйств в 1995 г., в %

Номер отрасли (i)	Название отрасли (краткий вариант)	Показатель значимости продукции $M_{i,n+1}$ по отношению к продукции		
		домашних хозяйств $M_{i,n+1} / \sum_k M_{k,n+1}$	i -ой отрасли $M_{i,n+1} / \sum_k M_{ki}$	i -ой отрасли МОБ $M_{i,n+1} / (\sum_k M_{ik} + M_{i,n+1})$
8	Машиностроение	0,73	0,96	0,97
9	Лесная промышленность	0,01	0,33	0,37
10	ПСМ	0,01	0,45	0,39
11	Легкая промышленность	1,12	9,90	10,27
12	Пищевая промышленность	3,26	4,60	4,75
14	Строительство	4,35	4,47	4,69

Номер отрасли (i)	Название отрасли (краткий вариант)	Показатель значимости продукции $M_{i,n+1}$ по отношению к продукции		
		домашних хозяйств $M_{i,n+1}/\sum_k M_{k,n+1}$	i-ой отрасли $M_{i,n+1}/\sum_k M_{ki}$	i-ой отрасли МОБ $M_{i,n+1}/(\sum_k M_{ik} + M_{i,n+1})$
15	Сельское хозяйство	38,34	39,72	45,84
16	Транспорт	2,84	2,67	2,71
17	Торговля	38,51	29,14	22,76
19	ЖКХ	6,14	11,11	11,68
20	Здравоохранение	1,16	1,72	1,73
22	Финансы	3,38	4,46	4,7

Для ч.з. в д.х. в 1995 г. мы не располагаем данными официальной статистики. В этих условиях для сопоставления с оценками ч.з. L_{n+1} , получаемыми с помощью предлагаемых моделей, найдем грубые, весьма приблизительные оценки этой численности, основанные на имеющихся статистических данных.

Численность занятых в д.х. для 1999 г. по ОНПЗ оценивалась в 3,9 млн. человек (см. табл. 1 и [9, с. 66]). В 1995 г. такая численность, по нашему мнению, не могла быть меньше 4 млн. человек. Но в ОНПЗ в 1999 г., как уже отмечалось, в занятые в д.х. включались лица, не имевшие другой занятости, хотя они уже включались в ч.з. по БТР. Следовательно, можно принять в качестве оценки ч.з. в д.х. по БТР оценку $\hat{L}_{n+1}(1)=4$ млн. человек.

Другая оценка численности \hat{L}_{n+1} получается исходя из данных табл. 2 для БТР. Из нее следует, что численность занятых в д.х., производивших продукцию для реализации, для 1995 г. можно принять равной 2 млн. человек (минимальная оценка). Используя среднее для 1999–2000 гг. соотношение ч.з. в д.х. для лиц, производящих продукцию для себя и для реализации, равное $(1593+1241)/(2349+2349)\approx 0,6$, получаем минимальную оценку $\hat{L}_{n+1}(2)=(1+0,6)\cdot 2$ млн. человек = 3,2 млн. человек. В этой оценке игнорируется то, что ч.з. в д.х., производящих продукцию для продажи, по БТР в 1999 г. (2226,2 тыс. человек) была меньше, чем по ОНПЗ (2340 тыс. человек), хотя в БТР определение занятых в д.х. вообще и в 1999 г. в частности можно считать (с некоторыми оговорками) более широким, чем их определение в ОНПЗ.

В ч.з. по БТР для 1995 г. оценки $\hat{L}_{n+1}(1)$ и $\hat{L}_{n+1}(2)$ составляют соответственно 6,0 и 4,8%. Эти доли можно охарактеризовать как контрастирующие с долей продукции д.х. в общем объеме выпуска товаров и услуг в основных ценах (9,15%). При средней для д.х. трудоемкости продукции, принимаемой равной средней трудоемкости для всего выпуска, ч.з. в д.х. составила бы $66441\cdot 0,0915\approx 6079,35$ тыс. человек. Примем ее после округления в качестве возможных оценок $\hat{L}_{n+1}(3)=6,1$ млн. человек и $L_{n+1}(1)=6,1$ млн. человек.

Если принять предположение, согласно которому трудоемкость $l_{n+1,j}$ равна трудоемкости $l_j^{x03} \equiv L_j^{x03} / (\sum_k M_{kj} + M_{j,n+1})$ единицы продукции j -ой отрасли, включающей продукцию $M_{j,n+1}$ д.х., и, принимая $z^*=0$, использовать \tilde{L}_j в качестве L_j^{x03} , то получаем $\sum_j l_j^{x03} M_{j,n+1} \approx 7291$ тыс. человек. После округления получаем оценку $L_{n+1} (2) = 7,3$ млн. человек.

Наконец, воспользуемся оценками профильных трудоемкостей $l_i (i=1, \dots, n)$ для 1995 г., полученными в [2, 3] в рамках исходного варианта модели. В этом случае $l_{i,n+1} = l_i$, $\sum_i l_i M_{i,n+1} \approx 7358$ тыс. человек, что позволяет использовать огрубленную оценку $L_{n+1} (3) = 7,4$ млн. человек.

Разнообразие приведенных, исходящих из весьма общих, условных предположений оценок ч.з. в д.х. (от 3,2 до 7,4 млн. человек) привело авторов статьи к замыслу разработать модель, в которой ч.з. $L_{i,n+1}$, L_{n+1} в д.х. и T_i , \tilde{T}_i в отраслях МОБ оценивались бы по доступным данным одновременно, согласованно и исходя из четко формулируемых гипотез.

Расчеты проведены по моделям МП.3, МIV.3 и MV при задаваемых значениях параметров $\pi = (z, \lambda, \mu)$. Ввиду большого объема результаты не могут быть детально охарактеризованы в этой статье. Предполагается, что они будут включены в препринт серии WP2 «Количественный анализ в экономике», издаваемой ГУ ВШЭ. Здесь ограничимся описанием важнейших свойств решений для вариантов обобщенной модели, анализ которых позволяет определить, какие из них и при каких значениях параметров можно рассматривать как дающие альтернативные оценки численностей занятых в отраслях МОБ (T_i , \tilde{T}_i) и домашних хозяйствах ($L_{i,n+1}$, L_{n+1}).

Как и ожидалось, модель МП.3, предполагающая, что в известные численности \tilde{L}_j не включены занятые $L_{j,n+1}$ в д.х., т.е. $\tilde{L}_j = L_j^*$ и $z^* = 0$, приводит к явному завышению общей ч.з. в д.х. L_{n+1} . При значениях параметров $0 \leq \lambda \leq 0,5$ и $0 \leq \mu \leq 1$, выбранных так, чтобы множество получаемых решений включало множество решений моделей МП.1 и МП.2 (при $\lambda \leq 0,5$), переменная L_{n+1} является возрастающей функцией от λ , не зависит при фиксированном λ от μ , что следует из (19) и (20), и изменяется от 10787 при $\lambda=0$ до 11555 при $\lambda=0,5$. Свойство возрастания L_{n+1} с ростом λ сохраняется и при $\lambda > 0,5$, что позволяет не анализировать такие значения λ . Ясно, что модель МП.3 не соответствует экономическому содержанию используемых численностей занятых $\tilde{L}_j = \hat{L}_j$, поскольку в БТР ч.з. в д.х. учитываются и $\hat{L}_j \geq L_j$ ($j=1, \dots, n$), $\sum_j \hat{L}_j > \sum_j L_j$. Завышение общей ч.з.

$\sum_j (L_j + L_{j,n+1}) = \sum_i (T_i + L_{i,n+1}) \equiv \sum_i \tilde{T}_i$ очевидно из того, что для нее модель МП дает неправдоподобный диапазон значений:

$$66441 + 10787 = 77228 \leq \sum_i \tilde{T}_i \leq 77996 = 66441 + 11555.$$

Расчеты по третьей и четвертой версиям модели выполнялись при заданном множестве H значений параметров $\pi = (z, \lambda, \mu)$ для наиболее общей для этих версий модели MIV.3. Сетка значений параметров задавалась в виде $z_g = 0,05g$, $\lambda_h = 0,1h$, $\mu_s = 0,1s$, что обеспечивало возможность анализа решений при $\pi \in H$, где H определяется неравенствами $0 \leq z \leq 1$, $0 \leq \lambda \leq 0,5$, $0 \leq \mu \leq 1$. Диапазон для z может быть уменьшен с учетом того, что доля скрытой занятости в д.х. $d(z) \equiv z/(1+z)$ вряд ли может сильно отличаться от нуля. При $z=0,5$ она составляет $1/3$, т.е. уже становится избыточно большой, а при $z=1$ эта доля составляет 50%. Диапазон значений для λ выбран с учетом того, что в [2, 3] оценка этого параметра для 1995 г. равнялась 0,2, а также с учетом выявленных свойств переменной $L_{n+1}(\pi)$ как функции параметров. В необходимых случаях расчеты выполнялись на сетке значений параметров с Δz , $\Delta \lambda$ и $\Delta \mu$, равными 0,01, 0,001 и даже 0,0001.

Были выявлены следующие свойства десяти важнейших переменных модели L_{n+1} , \tilde{L}_{n+1} , $L_{15,n+1}$, $L_{17,n+1}$, T_{15} , T_{17} , $\sum_i T_i$, \tilde{T}_{15} , \tilde{T}_{17} и $\sum_i \tilde{T}_i$ как функций параметров. Выделенные переменные будем называть «контролируемыми», т.к. их значения и свойства анализируются в первую очередь при выборе альтернативных значений параметров. Выбор сельского хозяйства ($i=15$) и торговли ($i=17$) объясняется доминирующей ролью этих отраслей в формировании структуры занятости в отраслях МОБ и домашних хозяйствах.

На первом этапе анализа исследовались свойства функций $L_{n+1}(\pi)$ и $\tilde{L}_{n+1}(\pi)$. Выяснилось, что $L_{n+1}(\pi)$ – возрастающая функция от z , λ и убывающая, выпуклая функция от μ с минимальным значением

$$\min_{\pi \in H} L_{n+1}(\pi) = L_{n+1}(0; 0; 1) \approx 7282 \text{ тыс. человек,}$$

близким к оценке $L_{n+1}(2) = 7,3$ млн. человек. Следовательно, при $\pi \in H$ не существуют наборы параметров, для которых $L_{n+1}(\pi) < 7282$, и оценка $L_{n+1}(1) = 7,1$ оказывается существенно заниженной, не согласующейся с таблицей ресурсов при гипотезах, используемых в версиях MII и MIV обобщенной модели.

Учитываемая в БТР ч.з. в д.х. $\tilde{L}_{n+1}(\pi) \equiv (1+z)^{-1} L_{n+1}(\pi)$ является возрастающей по λ и убывающей по z и μ функцией. Ее минимальное значение $\min_{\pi \in H} \tilde{L}_{n+1}(\pi) = 0,5L_{n+1}(1; 0; 1) \approx 4320$ меньше, чем $\tilde{L}_{n+1}(3) = 6,1$, но больше, чем $\tilde{L}_{n+1}(1) = 4$. Множество $H(\tilde{z})$ зададим неравенствами $0 \leq z \leq (\tilde{z})$, $0 \leq \lambda \leq 0,5$ и $0 \leq \mu \leq 1$, тогда $\min_{\pi \in H(\tilde{z})} L_{n+1}(\pi) = L_{n+1}(\tilde{z}; 0; 1) \equiv f(\tilde{z})$ есть функция параметра (\tilde{z}) . Анализ показал, что оценка $\tilde{L}_{n+1}(3)$ не реализуется при $\pi \in H(\tilde{z})$, если $(\tilde{z}) \leq 0,25$, т.к. $f(0,25) \approx 6221$ и $f(0,3) \approx 6032$ (рассматривались значения z на сетке с $\Delta z = 0,05$). Таким образом, интерпретируя оценку $\tilde{L}_{n+1}(3)$ как возможную оценку учитываемой в БТР ч.з. в д.х.,

приходится допускать для z значения, не меньшие, чем 0,28 ($f(0,28) \approx 6102$). При этом допущении доля скрытой занятости в д.х. $d(z)$ должна быть не меньше чем 22%. Такие значения этой доли представляются нереалистичными, завышенными.

Поскольку $\widehat{L}_{n+1}(\pi)$ – возрастающая функция от z , то оценке $\widehat{L}_{n+1}(3)$ соответствует общая численность занятых в д.х. L_{n+1} , которая не может быть меньше, чем $L_{n+1}(0,28; 0; 1) \approx 7810$ тыс. человек. Это означает, что оценки $L_{n+1}(2)=7,3$ и $L_{n+1}(3)=7,4$ млн. человек не согласуются с оценкой $\widehat{L}_{n+1}(3)=6,1$.

Таким образом, оценки $\widehat{L}_{n+1}(1)$, $\widehat{L}_{n+1}(2)$ и $\widehat{L}_{n+1}(3)$ для ч.з. в д.х. учитываемой в БТР, и $L_{n+1}(1)$ для общей ч.з. в д.х. не могут использоваться в моделях МIII и МIV. Следовательно, приходится считать допустимыми значения L_{n+1} , превышающие 7282 тыс. человек, и, по-видимому, согласиться с тем, что $\widehat{L}_{n+1} > 6,1$ млн. человек. Такие допущения позволяют ограничиться использованием относительно небольших значений z . Будем предполагать, что $z \leq 0,25$. Тогда доля скрытой занятости в д.х. $d(z)$ не может быть больше 20%, что представляется допущением, позволяющим охватить весь диапазон возможных значений этой доли.

На втором этапе анализа обратим внимание на свойства и значения остальных контролируемых переменных. Свойства возрастания или убывания этих переменных как функций параметров характеризуются в табл. 5. Чтобы создалось представление о сочетаниях значений параметров, порождающих одно и то же значение какой-либо из контролируемых переменных, выберем в качестве такой переменной общую численность занятых в д.х. L_{n+1} и два ее значения: $L_{n+1}(4)=7,5$ млн. человек и $L_{n+1}(2)=7,3$ млн. человек. В табл. 6 приведены характерные значения параметров, при которых $L_{n+1}(\pi) \approx L_{n+1}(4)$ и $L_{n+1}(\pi) \approx L_{n+1}(2)$. Значения μ выбирались при фиксированных значениях z ($z \leq 0,5$) и λ . Обнаружено, что при $z > 0,1$ $L_{n+1}(\pi) > L_{n+1}(4)$, а при $z > 0,05$ $L_{n+1}(\pi) > L_{n+1}(2)$, т.е. искомые сочетания значений λ и μ существуют не при любом z . Это утверждение иллюстрирует включенные в табл. 6 значения контролируемых переменных при значениях параметров $\pi=(0,15; 0; 1)$ и $\pi=(0,2; 0; 1)$, для которых минимальны значения L_{n+1} , если $\pi \in H(0,15) \equiv H(\tilde{z})$ и $\pi \in H(0,2) \equiv H(\tilde{z})$. В этой и других таблицах статьи численности занятых даются с округлением до целых тысяч человек.

Таблица 5.

Свойства контролируемых переменных модели МIV

Параметр	Знак производной переменной по параметру									
	L_{n+1}	\widehat{L}_{n+1}	$L_{15,n+1}$	$L_{17,n+1}$	T_{15}	T_{17}	$\sum_i T_i$	\tilde{T}_{15}	\tilde{T}_{17}	$\sum_i \tilde{T}_i$
z	+	-	+	+	+	+	+	+	+	+
λ	+	+	+	+	+	-	+	+	-	+
μ	-	-	+	-	-	+	+	+	+	0, если $z=0$; «-», если $z>0$.

Таблица 6.

**Значения контролируемых переменных модели MIV
при характерных значениях параметров λ , тыс. человек**

Переменные	Значения параметров $\begin{pmatrix} z \\ \lambda \\ \mu \end{pmatrix}$ по вариантам									
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	0 0,2	0 0,2 0,5	0 0,4 0,8	0,05 0 0,5	0,05 0,1 0,7	0,05 0,2 0,9	0,1 0 1,0	0 0 0,9	0,15 0 1,0	0,2 0 1,0
L_{n+1}	7489	7502	7503	7507	7506	7502	7491	7302	7586	7676
\hat{L}_{n+1}	7489	7502	7503	7150	7149	7145	6809	7302	6597	6397
$L_{15,n+1}$	3194	3622	3983	3604	3844	4061	4122	3900	4190	4255
$L_{17,n+1}$	2639	2338	2091	2357	2190	2043	1999	2009	2023	2045
T_{15}	5204	5087	4980	5025	4953	4886	4789	4674	4867	4941
T_{17}	5842	6115	6388	6226	6382	6534	6644	6441	6708	6768
$\sum_i T_i$	58952	58939	58938	59292	59293	59296	59631	59139	59844	60044
\tilde{T}_{15}	8398	8709	8963	8629	8797	8946	8911	8574	9057	9314
\tilde{T}_{17}	8481	8453	8479	8584	8572	8577	8643	8450	8731	8833
$\sum_i \tilde{T}_i$	66441	66441	66441	66799	66798	66798	67122	66441	67431	67729

Используя данные для одного года, трудно обосновать выбор значений параметров, если вне модели не определены значения части ее контролируемых переменных. В этих условиях примем в качестве экзогенных оценок значение параметра профилности $\lambda^* = 0,2$, выбранное в [2, 3] для 1995 г. с использованием данных 1995, 1998–2000 гг., и значение общей ч.з. в д.х. $L_{n+1}^* = 7500$ тыс. человек. Выбор этого значения L_{n+1}^* позволяет рассматривать в модели MIII значения z в диапазоне от 0 до 0,1.

В табл. 6 значениям $\lambda = 0,2$ и $L_{n+1}^* = 7500$ соответствуют варианты 2 и 6 значений параметров $(z; \lambda; \mu) = (0; 0,2; 0,5)$ и $(0,05; 0,2; 0,9)$ с близкими значениями z , но сильно различающимися значениями μ . В структуре занятости для д.х., как уже отмечалось, наибольшие веса имеют сельское хозяйство и торговля. Но для этих отраслей численности $L_{15,n+1}$ и $L_{17,n+1}$ принципиально различным образом изменяются при изменении параметра профилности для домашних хозяйств (μ). Из табл. 5 видно, что $\frac{\partial L_{15,n+1}(z; \lambda; \mu)}{\partial \mu} > 0$, но $\frac{\partial L_{17,n+1}(z; \lambda; \mu)}{\partial \mu} < 0$. Следовательно, если иметь целью выбор таких значений параметров, чтобы значения перемен-

ных L_{n+1} и \widehat{L}_{n+1} были меньше, чем получаемые с помощью модели MIV, и ближе к оценкам ч.з. для д.х. по БТР, то целесообразно использовать модель MV, допускающую задание различных значений μ_i для отраслей. В таком случае естественно предполагать, что $\mu_{15} \leq \mu_{17}$. Для того чтобы избежать расчетов по модели MV с четырьмя параметрами z , $\mu_i = \mu (i \neq 15, 17)$, μ_{15} и μ_{17} (при $\lambda = \lambda^* \equiv 0,2$), примем упрощающие предположения: $\mu = \lambda$ и $\mu_{15} + \mu_{17} = 1$. Последнее обеспечивает разнонаправленность изменений параметров μ_{15} и μ_{17} при заданных значениях одного из них. Будем задавать значение μ_{15} , предполагая, что $0 \leq \mu_{15} \leq 0,5$.

Принимаемое предположение о различных значениях параметра μ для производимой домашними хозяйствами продукции сельского хозяйства и торговли согласуется с тем, что для этих хозяйственных отраслей принципиально различались динамики численностей занятых в период после 1970 г. Такие численности занятых приведены в табл. 7 вместе с общей численностью занятых в экономике и промышленности. Для отдельных лет «Российские статистические ежегодники», изданные в разные годы, содержат различные значения ч.з. в экономике и ее отраслях. Поскольку вносимые в издания более поздних лет изменения не имеют систематического характера, их вряд ли можно считать отражающими учет изменений в методологии БТР. В табл. 7 включены данные из [11–13], что позволяет судить о масштабах вносимых в ч.з. поправок. Отметим, что расхождения в оценках наблюдаются для далекого 1975 г. и для 1993, 1995–1997 гг. Для 1995 г. такие расхождения относительно малы, и это оправдывает применение в расчетах численностей занятых, взятых из [11, 12, 18], поскольку именно эти данные использовались в [2, 3].

В сельском хозяйстве ч.з. убывала в 1975–1990 гг., росла с 1990 по 1994 г. и опять убывала, начиная с 1994 г., за исключением кризисного 1998 г. Для торговли ч.з. росла с 1975 по 1985 гг., убывала с 1985 по 1991 г. и росла, начиная с 1991 г. Таким образом, за исключением периода стагнации экономики СССР 1985–1991 гг., численности занятых в сельском хозяйстве и торговле изменялись разнонаправленно: первая убывала, вторая росла.

Эти отрасли различались по степени привлекательности для лиц, ищущих работу и доход как в формальном, так и в неформальном секторах экономики. Торговая деятельность, выполняемая вне предприятий и организаций, стала легально развиваться после 1991 г. Она не требовала больших объемов начальных средств, имела малый срок оборота вложенных денег, оставляла свободу в выборе направлений и способов действий, характеризовалась относительно слабой зависимостью результатов от действий других субъектов рынка, хотя сопровождалась большими рисками. Такая ситуация означает большие возможности для занятых в домашних хозяйствах торговой деятельностью самостоятельно приспосабливаться к создающимся экономическим условиям. Для занятых в домашних хозяйствах сельскохозяйственной деятельностью ситуация была иная: требовались значительные начальные средства, срок оборота вложенных денег был существенно больше, чем для торговой деятельности, реализация результатов существенно зависела от других субъектов рынка. Занятость этой деятельностью может считаться в большей степени вынужденной в условиях потери других доходов, компенсирующей их уменьшение. В обобщенной модели профильных трудоемкостей такие различия сельскохозяйственной и торговой деятельности для занятых в домаш-

них хозяйствах естественно учитывать в уравнениях для соответствующих трудоемкостей $l_{15,n+1}$ и $l_{17,n+1}$, предполагая, что $\mu_{15} \leq \mu_{17}$.

Таблица 7.

**Динамика среднегодовой численности занятых
в сельском хозяйстве и торговле, тыс. человек**

Отрасль	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Сельское	11496 ¹⁾	11003	10687	9965	–	–	–	–
и лесное	11496 ²⁾	11003	10687	9965	9970	10336	10347	10528
хозяйство	10599 ³⁾	11003	10687	9965	9970	–	10347	10528
Оптовая	5546 ¹⁾	6060	6222	5869	–	–	–	–
и розничная	5546 ²⁾	6060	6222	5869	5626	5679	6374	6484
торговля,	5546 ³⁾	6060	6222	5869	5626	–	6374	6484
общественное								
питание								
Справочно:								
Всего занято	68847 ¹⁾	73275	74937	75325	–	–	–	–
в экономике	68847 ²⁾	73275	74937	75325	73848	72071	70852	68484
	67967 ³⁾	73275	74937	75325	73848	–	70852	68484
Занято	22441 ¹⁾	23812	24175	22809	–	–	–	–
в промыш-	22441 ²⁾	23812	24175	22809	22407	21324	20805	18576
ленности	22441 ³⁾	23812	24175	22809	22407	–	20805	18576
Отрасль	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Сельское	10003 ¹⁾	9508	8832	8963	8738	8609	8200	7947
и лесное	10003 ²⁾	9508	8834	–	–	–	–	–
хозяйство	10003 ³⁾	9800	–	–	–	–	–	–
Оптовая	6676 ¹⁾	6795	8725	9312	9320	9421	9997	10837
и розничная	6679 ²⁾	6795	8705	–	–	–	–	–
торговля,	6679 ³⁾	6840	–	–	–	–	–	–
общественное								
питание								
Справочно:								
Всего занято	66409 ¹⁾	65950	64693	63812	63963	64327	64710	65359
в экономике	66441 ²⁾	65950	64639	–	–	–	–	–
	66441 ³⁾	66000	–	–	–	–	–	–
Занято	17116 ¹⁾	16366	14905	14162	14297	14543	14692	14534
в промыш-	17182 ²⁾	16366	14893	–	–	–	–	–
ленности	17182 ³⁾	16300	–	–	–	–	–	–

1) Данные в строке приведены по [13, с. 137].

2) Данные в строке приведены по [12, с. 179].

3) Данные в строке приведены по [11, с. 111].

Результаты расчетов значений контролируемых переменных модели MV с параметрами z и μ_{15} (при $\lambda = \mu_i = 0,2$, $i \neq 15, 17$, $\mu_{17} = 1 - \mu_{15}$) приводятся в табл. 8. Значения z выбирались при $\Delta z = 0,05$, параметр μ_{15} определялся исходя из условия $L_{n+1} = 7500$. Значение $z = 0,1$ не использовалось, поскольку для него не сущест-

вует допустимого значения параметра μ_{15} . Вариант параметров с $z \approx 0,23$ подобран так, чтобы удовлетворялись условия $L_{n+1}=7500$ и $\widehat{L}_{n+1} \approx 6100$, поскольку $(L_{n+1} - \widehat{L}_{n+1}) / \widehat{L}_{n+1} = 1400 / 6100 \approx 0,2295$.

Таблица 8.

**Значения контролируемых переменных модели MV
для вариантов значений параметров (z ; $\lambda = \mu$; μ_{15}), тыс. человек**

Параметры	В а р и а н т ы					
	А	Б	В	Г	Д	Е
z	0	0,05	0,15	0,20	0,2295	0,25
$\lambda = \mu = \mu_i$ ($i \neq 15, 17$)	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2	0,2
μ_{15}	0,4426	0,4135	0,3663	0,3447	0,3368	0,3300
Переменные						
L_{n+1}	7500	7500	7500	7500	7500	7500
\widehat{L}_{n+1}	7500	7143	6522	6250	6100	6000
$L_{15,n+1}$	3557	3560	3558	3554	3551	3549
$L_{17,n+1}$	2286	2282	2283	2286	2289	2290
T_{15}	5141	5274	5513	5619	5678	5717
T_{17}	6164	6294	6513	6606	6657	6691
$\sum_i T_i$	58941	59298	59919	60191	60341	60441
\widetilde{T}_{15}	8698	8834	9070	9173	9229	9266
\widetilde{T}_{17}	8451	8577	8795	8892	8945	8981
$\sum_i \widetilde{T}_i$	66441	66798	67419	67691	67841	67941

Из табл. 8 видно, что при фиксированных значениях L_{n+1} и λ значения контролируемых переменных модели MV как функции от μ_{15} разделяются на растущие ($L_{15,n+1}$, T_{15} , T_{17} , $\sum_i T_i$, \widetilde{T}_{15} , \widetilde{T}_{17}) и убывающие (\widehat{L}_{n+1} , $L_{17,n+1}$, $\sum_i \widetilde{T}_i$) с ростом μ_{15} . Численность занятых в д.х. сельскохозяйственной ($L_{15,n+1}$) и торговой ($L_{17,n+1}$) деятельностью по вариантам А – Е значений параметров изменяются незначительно, т.е. увеличение доли скрытой занятости в д.х. $d(z)$ в диапазоне от 0 при $z=0$ до 20% при $z=0,25$ в существенной мере компенсируется уменьшением значения параметра профильности μ_{15} для сельскохозяйственной продукции д.х. Однако выбор значения z при фиксированном значении общей ч.з. в д.х. ($L_{n+1}=7500$) влияет на значения остальных контролируемых переменных, поскольку от z и μ_{15} зависят профильные трудоемкости l_i продукции отраслей МОБ и $l_{i,n+1}$ продукции д.х.

В варианте А значений параметров скрытая занятость в д.х. отсутствует, но велика ч.з. \widehat{L}_{n+1} , учитываемая в БТР. Увеличение доли скрытой занятости приводит к существенному уменьшению переменной \widehat{L}_{n+1} (до 6 млн. человек в варианте Е). В варианте Д становятся не противоречащими друг другу экзогенные оценки численностей $L_{n+1}(4)=7,5$ и $\widehat{L}_{n+1}(3)=6,1$ млн. человек, и этот вариант представляется альтернативным по отношению к вариантам А, Б и В из-за высокого значения доли скрытой занятости ($d(0,2245) \approx 18,7\%$). Для вариантов В и Г со средними значениями параметра z значения контролируемых переменных значимо отклоняются от их значений, полученных при характерных параметрах модели МIV с ограничением $L_{n+1}=7500$, а также в случаях с $z=0,15$ и $z=0,20$.

Но для вариантов А и Б с небольшими значениями доли скрытой занятости для д.х. ($d(0)=0$ и $d(0,05) \approx 4,76\%$) ситуация иная. Вариант А и вариант 1 из табл. 6 имеют относительно близкие значения переменных L_{n+1} , \widehat{L}_{n+1} , $\sum_i T_i$, \widetilde{T}_{17} при общем для них значении $\sum_i \widetilde{T}_i$. Еще ближе вариант Б и варианты 4, 5 и 6 для модели МIV, имеющие общее значение $z=0,05$, но различающиеся значения параметров μ_i ($i=1, \dots, 22$). Степень близости значений контролируемых переменных для вариантов 4, 5, 6 и варианта Б различается по переменным. Так, вариант Б по значениям $L_{15,n+1}$, $L_{17,n+1}$, T_{15} , T_{17} ближе к варианту 4, по \widetilde{T}_{15} – к варианту 5, по \widetilde{T}_{17} – к варианту 6.

Поэтому в качестве варианта обобщенной модели профильных трудоемкостей выбираем вариант Б для наиболее общей модели MV. Для этого варианта численности занятых T_i , \widetilde{T}_i в отраслях МОБ, L_i в хозяйственных отраслях по БТР и $L_{i,n+1}$ в домашних хозяйствах приведены в табл. 9. Для сравнения в последнем столбце этой таблицы приведены оценки численностей занятых в отраслях МОБ, полученные при использовании исходного варианта модели профильных трудоемкостей для 1995 г. [2, с. 44]. Они соответствуют выбранной основной траектории $\{\widetilde{\lambda}_i\}$ значений параметра профильности λ , для которой $\lambda(1995)=0,2$, $\mu_i=\lambda$ ($i=1, \dots, 22$) и $z=0$. Элементы векторов $\widetilde{T} = (\widetilde{T}_i)$ и $\widetilde{T}^{исх} = (\widetilde{T}_i^{исх})$ для большинства отраслей отличаются незначительно, что частично объясняется структурой продукции д.х. и использованием общего для моделей значения параметра λ .

Разности $\widetilde{T}_i - \widetilde{T}_i^{исх}$ существенны, как и следовало ожидать, только в тех отраслях МОБ, продукцию которых домашние хозяйства производят в достаточно больших количествах. Предназначение обобщенной модели и состоит в том, чтобы учитывать специфику производства товаров и услуг домашними хозяйствами при расчете численностей занятых для отраслей межотраслевого баланса.

Отмечаемая близость результатов расчетов по исходной модели, в которой не выделялись занятые в д.х., и по наиболее общему варианту MV обобщенной модели дает эмпирическое подтверждение адекватности принимаемых в этих моделях предположений. Ее можно также интерпретировать как свидетельство ус-

тойчивости выбранного решения по отношению к изменениям значений параметров обобщенной модели и обоснованного выбора экзогенного значения общей численности занятых в домашних хозяйствах ($L_{n+1}=7,5$ млн. человек).

Таблица 9.

**Значения основных переменных для варианта Б решения модели MV
(численности занятых в тыс. человек для 1995 г.)**

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодовая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Б решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ $\tilde{T}_i^{уч}$
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
1	Электроэнергетика	Электроэнергетика	805	805	826	826	0	825
2	Нефтегазовая промышленность	Нефтегазовая промышленность	395	395	302	302	0	302
3	Угольная промышленность	Угольная промышленность	484	484	459	459	0	459
4	Прочая топливная промышленность	Прочая топливная промышленность	29	29	23	23	0	23
5	Черная металлургия	Черная металлургия	780	780	736	736	0	736
6	Цветная металлургия	Цветная металлургия	589	589	530	530	0	530
7	Химическая и нефтехимическая промышленность	Химия	1039	1039	1074	1074	0	1073
8	Машиностроение и металлообработка	Машиностроение	6645	6591	6501	6558	57	6540
9	Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	Лесная промышленность	1485	1480	1354	1360	6	1353
10	Промышленность строительных материалов	ПСМ	1044	1038	1215	1221	6	1221
11	Легкая промышленность	Легкая промышленность	1430	1338	1277	1374	97	1371
12	Пищевая промышленность	Пищевая промышленность	1617	1419	1958	2166	208	2081

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодо- вая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Б решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ \tilde{T}_i^{ucx}
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
13	Прочие отрасли промышленности	Прочие отрасли промышленности	839	839	1093	1093	0	1087
14	Строительство	Строительство	6208	5907	5539	5855	317	5837
15	Сельское и лесное хозяйство	Сельское хозяйство	10003	6613	5275	8834	3560	8773
16	Транспорт и связь	Транспорт	5253	5064	4857	5056	198	5042
17	Торговля, посредническая деятельность и общественное питание	Торговля	6679	4505	6295	8577	2282	8475
18	Прочие виды деятельности по производству товаров и услуг	Прочие виды деятельности	1974	1974	1874	1874	0	1874
19	Жилищно-коммунальное хозяйство и непроизводственные виды бытового обслуживания населения	ЖКХ	2979	2567	2420	2852	433	2827
20	Здравоохранение, физическая культура и социальное обеспечение, образование, культура и искусство	Здравоохранение	11762	11658	11643	11754	111	11748
21	Наука и научное обслуживание, геология и разведка недр, геодезическая и гидрометеорологическая службы	Наука	1688	1688	1553	1553	0	1552

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодо- вая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Б решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ \tilde{T}_i^{ucx}
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
22	Финансы, кредит, страхование, управление, общественные объединения	Финансы	2713	2498	2496	2722	226	2711

1) Оценки \tilde{T}_i^{ucx} взяты из [2, с. 44].

Заслуживает внимания также альтернативный вариант Д, в котором ч.з. в д.х. L_{n+1} и \tilde{L}_{n+1} принимают экзогенно выбранные значения и оценка не учитываемой в БТР латентной занятости составляет 1,4 млн. человек, или 18,(6)% от ч.з. в д.х., т.е. 2,1% от известной по БТР ч.з. 66,4 млн. человек. Значения основных переменных модели для этого варианта приводятся в табл. 10. Из сравнения табл. 9 и 10 видно, как задание значений параметра z , переменной \tilde{L}_{n+1} или разности $(L_{n+1} - \tilde{L}_{n+1})$ влияет на отраслевые структуры ч.з. в отраслях МОБ и д.х., изменяя оценки трудоемкостей продукции. Это влияние, как и следовало ожидать, оказывается существенным для сельского хозяйства и торговли.

Очевидно, что требуется предложить способ обоснованного выбора используемых в модели оценок ч.з. L_{n+1} и \tilde{L}_{n+1} . Богатую информацию для этого дают проводимые, начиная с 1999 г. ежеквартально, выборочные обследования населения по проблемам занятости. В публикуемых Госкомстатом России результатах ОНПЗ имеются данные о занятых в д.х. производством товаров и услуг для реализации и для собственного конечного потребления. При этом выделяются занятые только этими видами деятельности и лица, имеющие помимо нее другие доходные занятия. Занятые производством для собственных нужд разделяются на отработавших менее 31 часа и отработавших 31 и более часов в последнюю неделю второго месяца данного квартала. Для этой категории занятых приводится фактическое количество отработанных человеко-часов в неделю в домашнем хозяйстве с выделением отраслей экономики, к которым относится выполняемая ими деятельность. Это позволяет пересчитать занятых в затраты труда в эквиваленте полной занятости. Такие же оценки затрат труда приводятся и по отраслям экономики (в тыс. условных работников, в расчете на неделю). Все это создает благоприятные возможности для разработки метода получения оценок затрат труда полной или учитываемой в БТР ч.з. в д.х. L_{n+1} и \tilde{L}_{n+1} (рассчитываемых в эквиваленте полной занятости), учитывающего различия в методических подхо-

дах и определениях, используемых в БТР и ОНПЗ. К сожалению, в 1995 г. ОНПЗ проводилось только в последние недели марта и октября, и при этом использованная тогда методика отличалась от более совершенной методики, применяемой сегодня. Поэтому для 1995 г. получение более глубоко обосновываемых оценок численностей L_{n+1} и \hat{L}_{n+1} сталкивается с трудностями информационного характера.

В этих условиях метод получения оценок затрат труда или ч.з. в д.х., сопоставимых с объемами продукции в таблицах «Затраты-Выпуск», представляется целесообразным разработать применительно не к состоянию исходной информации в 1995 г., а в расчете на ее современное состояние. Отметим, что в таблице ресурсов товаров и услуг за 2000 г. [16] специальная отрасль «Домашние хозяйства» не выделялась, т.е. продукция д.х. включалась в объемы продукции хозяйственных отраслей, и, следовательно, для 2000 г. обобщенная модель профильных трудоемкостей может быть применена только при использовании условных приемов расчета объемов продукции $M_{i,n+1}$ д.х. Но в Бланк заказов информационно-издательского центра «Статистика России» на 2004 г. включен статистический сборник «Система таблиц “Затраты-Выпуск” за 2001 год». Если в этих таблицах продукция домашних хозяйств будет выделена из продукции других отраслей, а в таблице ресурсов производимая хозяйственными отраслями продукция будет разделена между всеми отраслями МОБ (совокупностями однородных групп продуктов и услуг), то разрабатываемый подход к нахождению и обоснованию оценок ч.з. L_{n+1} и \hat{L}_{n+1} может быть реализован практически, поскольку детальные данные квартальных ОНПЗ и БТР за 2001 г. Госкомстатом России опубликованы.

Таблица 10.

**Значения основных переменных для варианта Д решения модели MV
(численности занятых в тыс. человек для 1995 г.)**

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодовая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Д решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ $\hat{T}_i^{исх}$
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
1	Электроэнергетика	Электроэнергетика	805	805	824	824	0	825
2	Нефтегазовая промышленность	Нефтегазовая промышленность	395	395	301	301	0	302
3	Угольная промышленность	Угольная промышленность	484	484	458	458	0	459
4	Прочая топливная промышленность	Прочая топливная промышленность	29	29	23	23	0	23

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодовая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Д решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ $T_i^{исх}$
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
5	Черная металлургия	Черная металлургия	780	780	734	734	0	736
6	Цветная металлургия	Цветная металлургия	589	589	529	529	0	530
7	Химическая и нефтехимическая промышленность	Химия	1039	1039	1073	1073	0	1073
8	Машиностроение и металлообработка	Машиностроение	6645	6599	6521	6578	57	6540
9	Лесная, деревообрабатывающая и целлюлозно-бумажная промышленность	Лесная промышленность	1485	1480	1357	1363	6	1353
10	Промышленность строительных материалов	ПСМ	1044	1039	1218	1224	6	1221
11	Легкая промышленность	Легкая промышленность	1430	1351	1290	1387	97	1371
12	Пищевая промышленность	Пищевая промышленность	1617	1447	2031	2240	209	2081
13	Прочие отрасли промышленности	Прочие отрасли промышленности	839	839	1100	1100	0	1087
14	Строительство	Строительство	6208	5950	5578	5895	317	5837
15	Сельское и лесное хозяйство	Сельское хозяйство	10003	7115	5678	9229	3551	8773
16	Транспорт и связь	Транспорт	5253	5092	4881	5079	198	5042
17	Торговля, посредническая деятельность и общественное питание	Торговля	6679	4818	6657	8945	2289	8475
18	Прочие виды деятельности по производству товаров и услуг	Прочие виды деятельности	1974	1974	1874	1874	0	1874
19	Жилищно-коммунальное хозяйство и производственные виды бытового обслуживания населения	ЖКХ	2979	2626	2475	2909	434	2827

№ № п/п	Полное название хозяйственной отрасли и отрасли МОБ	Краткое название отрасли	Заданная среднегодовая численность занятых в хозяйственной отрасли	Значения переменных для варианта Д решения модели MV				Оценка ч.з. в отрасли МОБ ¹⁾ $\tilde{T}_i^{исх}$
				L_i	T_i	\tilde{T}_i	$L_{i,n+1}$	
20	Здравоохранение, физическая культура и социальное обеспечение, образование, культура и искусство	Здравоохранение	11762	11673	11658	11769	111	11748
21	Наука и научное обслуживание, геология и разведка недр, геодезическая и гидрометеорологическая службы	Наука	1688	1688	1552	1552	0	1552
22	Финансы, кредит, страхование, управление, общественные объединения	Финансы	2713	2529	2527	2753	226	2711

¹⁾ Оценки $\tilde{T}_i^{исх}$ взяты из [2, с. 44].

Заключение

Выполненное исследование оправдывает предположение о неполной согласованности численностей занятых в хозяйственных отраслях, содержащихся в балансе трудовых ресурсов, и объемов продукции этих отраслей и отраслей межотраслевого баланса. Причинами несогласованности являются учет продукции домашних хозяйств, производимой ими для собственного потребления, в таблице ресурсов товаров и услуг и таблицах межотраслевых балансов, включаемых в систему таблиц «Затраты-Выпуск», и общеизвестные трудности получения объективных данных о занятости в неформальном секторе экономики, в том числе в домашних хозяйствах.

Предложенная обобщенная модель профильных трудоемкостей предназначена для получения при различных гипотезах о доступных статистических данных оценок численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса и в домашних хозяйствах, рассматриваемых как особая хозяйственная отрасль. В простых версиях этой модели обнаруживается противоречие оценок численности занятых в домашних хозяйствах, базирующихся на данных балансов трудовых ресурсов и исследований населения по проблемам занятости, с данными таблицы ресурсов для 1995 г. Используемые в наиболее сложном варианте модели гипотезы существования скрытой занятости в домашних хозяйствах и дифференциации пара-

метра профильности для продукции различных чистых отраслей, производимой домашними хозяйствами, позволяют уменьшить оценку численности занятых в домашних хозяйствах и получить решение, согласующееся с имеющимися априорными представлениями.

Оправдывается предположение о том, что домашние хозяйства, занимающиеся сельскохозяйственной и торговой деятельностью, более эффективно приспособляются к условиям их функционирования, чем предприятия и организации формального сектора экономики. Это предположение подтверждается тем, что определяемые в модели значения параметров профильности для сельскохозяйственной и торговой продукции домашних хозяйств оказываются значимо больше, чем значение параметра профильности для продукции, производимой вне домашних хозяйств.

* * *

*

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. Ершов Э.Б., Ким И.А. Модельная оценка численностей занятых в отраслях межотраслевого баланса // Экономический журнал Высшей школы экономики. 2004. Т. 8. № 1.
3. Ершов Э.Б., Ким И.А. Модель профильных трудоемкостей для чистых отраслей межотраслевых балансов и их расчет для 1995, 1998–2000 гг.: Препринт WP2/2004. Серия WP2 «Количественный анализ в экономике». М.: ГУ ВШЭ (в печати).
4. Клименко Б.И. Межотраслевые балансы капиталистических стран. М.: Наука, 1986.
5. Методологические положения по статистике. Вып. 1. М.: Госкомстат России, 1996.
6. Методологические положения по статистике. Вып. 2. М.: Госкомстат России, 1998.
7. Методологические положения по статистике. Вып. 3. М.: Госкомстат России, 2000.
8. Методологические положения по статистике. Вып. 4. М.: Госкомстат России, 2003.
9. Обзор занятости в России. Выпуск 1 (1991–2000 гг.). Фонд «Бюро экономического анализа». М.: Теис, 2002.
10. Полетаев А.В. Эффективность функционирования российского рынка труда: Препринт WP3/2003/06. Серия WP3 «Проблемы рынка труда». М.: ГУ ВШЭ, 2003.
11. Российский статистический ежегодник: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 1997.
12. Российский статистический ежегодник: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 1998.
13. Российский статистический ежегодник: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 2003.
14. 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.
15. Система таблиц «Затраты-Выпуск» России за 1998–1999 годы. М.: Госкомстат России, 2002.
16. Система таблиц «Затраты-Выпуск» России за 2000 год. М.: Госкомстат России, 2003.
17. Социальное положение и уровень жизни населения России: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 1997.
18. Социальное положение и уровень жизни населения России: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 1999.
19. Таблицы «Затраты-Выпуск» России за 1996–1997 годы. М.: Госкомстат России, 2001.
20. Труд и занятость в России: Стат. сб. М.: Госкомстат России, 1996.