

*Н.В. Суворов, А.В. Суворов, В.Г. Гребенников, В.Н. Иванов,  
Е.Е. Балашова, О.Н. Болдов*

### **ОЦЕНКА ВКЛАДА НАКОПЛЕНИЯ ЧЕЛОВЕЧЕСКОГО КАПИТАЛА В ЭКОНОМИЧЕСКИЙ РОСТ<sup>1</sup>**

*В статье представлены уточненные по сравнению с ранее опубликованными оценки динамики человеческого капитала российской экономики. Построены сквозные динамические ряды человеческого капитала за 1992-2012 гг. в разрезе основных видов экономической деятельности, охватывающие в сумме 85-90% всего объема человеческого капитала в российской экономике. Анализ вклада накопления человеческого капитала в экономическую динамику осуществлен посредством моделей производственной функции. Разработан оригинальный подход к оценке параметров производственной функции, основанный на методе главных компонент.*

В работе приводятся оценки динамики человеческого капитала за 1991-2013 гг., уточненные по ранее выполненным методом накопленных затрат оценкам динамики и структуры человеческого капитала российской экономики за 1991-2012 гг. (см.[1]). Наиболее существенно уточнены оценки составляющей человеческого капитала, образованной за счет расходов на здравоохранение, однако в целом это не меняет выводов, полученных в ходе предыдущего исследования (табл. 1).

Расчеты потребовали построения сверхдлинных динамических рядов расходов на образование и здравоохранение в неизменных ценах за период 1920-2012 гг. Итоги расчетов показывают, что в период 1992-2012 гг. ежегодные темпы прироста человеческого капитала находились в интервале 3,8-1%. Его абсолютная величина составила в 2012 г. 60,5% объема основных фондов и 117% объема ВВП.

Важнейшим результатом проведенных измерений является определение лаговой структуры ежегодных затрат, относимых на объем человеческого капитала текущего года [1].

Лаговая структура инвестиций в человеческий капитал за счет расходов на здравоохранение и образование может быть представлена, во-первых, как распределение по годам ретроспективы этих расходов, относимых на накопленный человеческий капитал рассматриваемого года, во-вторых, как распределение долей ретроспективных годовых общих расходов на здравоохранение и образование, относимых на накопленный капитал в данном году.

По результатам расчетов можно констатировать значительные различия в лаговой структуре инвестиций в человеческий капитал за счет расходов на образование и здравоохранение. Так, применительно к 2012 г. лаговая структура человеческого капитала в части образования (и это типовой случай для всех лет ретроспективы) имеет «горб», закономерно связанный с тем, что значительная часть расходов на образование производится до того, как человек вступает в трудоспособный возраст и становится занятым в экономике. Так, на объем накопленного человеческого капитала, функционирующего в экономике, в 2012 г. приходится свыше 80% годовых расходов на образование в период 1973-1997 гг.

---

<sup>1</sup> Статья подготовлена при финансовой поддержке Российского гуманитарного научного фонда (проект № 13-32-11215).

Лаговая структура человеческого капитала в части накопленных расходов на здравоохранение имеет принципиально иной вид. Так, объем человеческого капитала в 2012 г. сформирован преимущественно из текущих расходов, произведенных в 1990-е – 2000-е годы.

Таблица 1

Оценки объемов накопленного человеческого капитала российской экономики в 1991-2013 гг., в сопоставимых ценах 2012 г.

Год	Капитал, млрд. руб.			Капиталовооруженность на одного занятого, млн. руб.		
	всего	в том числе за счет расходов		всего	в том числе за счет расходов	
		на образование	на здравоохранение		на образование	на здравоохранение
1991	49393	27555	21838	0,669	0,373	0,296
1992	50465	28519	21945	0,702	0,397	0,305
1993	50891	29781	21110	0,720	0,421	0,298
1994	50151	30346	19805	0,737	0,446	0,291
1995	50262	30728	19534	0,758	0,463	0,295
1996	51043	31828	19215	0,777	0,484	0,292
1997	51127	32503	18624	0,791	0,503	0,288
1998	51571	33489	18082	0,810	0,526	0,284
1999	54109	34269	19840	0,844	0,535	0,310
2000	55892	35814	20079	0,866	0,555	0,311
2001	57974	38030	19944	0,892	0,585	0,307
2002	59745	39144	20601	0,911	0,597	0,314
2003	60300	39228	21072	0,914	0,595	0,319
2004	61670	40490	21179	0,929	0,610	0,319
2005	62878	40884	21995	0,941	0,612	0,329
2006	64037	41648	22389	0,953	0,620	0,333
2007	66234	42606	23629	0,974	0,626	0,347
2008	67539	43362	24178	0,986	0,633	0,353
2009	67509	43151	24359	1,001	0,640	0,361
2010	69080	44079	25001	1,022	0,652	0,370
2011	70705	44832	25873	1,044	0,662	0,382
2012	72566	45566	27001	1,068	0,670	0,397
2013*	73945	46136	27809	1,089	0,679	0,410

\* За 2013 г. – предварительная оценка.

Результаты проведенных исследований позволяют сделать вывод, что применительно к отечественной экономике в настоящее время для оценки объема человеческого капитала методом накопленных затрат существенное значение имеет учет годовых расходов на образование и здравоохранение примерно с 1960 г. Так, для 2012 г. объем человеческого капитала в части расходов на образование на 99% сформирован расходами в период после 1959 г.; для человеческого капитала в части здравоохранения эта доля составляет более 99%. Таким образом, построение рядов расходов на образование и здравоохранение начиная с 1920 г. оказывается, по существу, излишним. Однако это становится очевидным лишь по результатам полного комплекса расчетов. Кроме того, определение лаговой структуры инвестиций в человеческий капитал позволяет заключить, что упрощающие предпосылки, принятые при выполнении расчетов (предпосылки относились, главным образом, к обработке числовых данных до 1960 г.), не могли оказать сколько-нибудь существенного воздействия на конечные оценки динамики и структуры человеческого капитала.

**Построение динамических рядов показателей человеческого капитала в разрезе видов экономической деятельности за 1992-2012 гг.** Для количественной оценки вклада динамики человеческого капитала в экономический рост (более широко – в изменение уровня ВВП, так как в рассматриваемом периоде имело место его падение) необходимо построение регрессионных моделей производственных функций, включающих показатель объема человеческого капитала в качестве од-

ного из факторов. В свою очередь для корректной оценки параметров этих моделей требуются достаточно продолжительные и построенные по единой методологии динамические ряды, значительно превышающие период 2004-2012 гг., за который имеются исходные данные в разрезе видов экономической деятельности. При этом производственные функции могут быть построены лишь для видов деятельности, для которых известна корректная оценка выпуска в сопоставимых ценах.

В итоге оказалось возможным построить динамические ряды показателей человеческого капитала в разрезе следующих видов экономической деятельности за период 1992-2012 гг.: промышленность; сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство; строительство; транспорт и связь; оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования; образование; здравоохранение и предоставление социальных услуг; наука и научное обслуживание; государственное управление и обеспечение военной безопасности; финансовая деятельность.

Прежде всего были построены показатели занятости в разрезе указанных видов деятельности за 1992-1999 гг. (Росстат разработал эти показатели лишь в ретроспективе до 2000 г.). Расчет был выполнен по индексам численности занятых в отраслях и соотношениям численностей занятых по видам деятельности и соответствующим им отраслевым показателям занятости за 2000 г. (табл. 2).

Таблица 2

Соотношение численностей занятых по видам экономической деятельности и соответствующим им отраслям в 2000 г.

Вид экономической деятельности (ВЭД)	Отрасль	Соотношение численности занятых (ВЭД/отрасль)
А	1	2
Промышленность (добывающие, обрабатывающие производства и производство и распределение электроэнергии, газа и воды)	Промышленность	1,051
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	Сельское хозяйство и лесное хозяйство	1,045
Строительство	Строительство	0,865
Транспорт и связь	Транспорт и связь	1,009
Образование	Образование	1,018
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	Здравоохранение, физкультура и социальное обеспечение	0,979
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	Управление	1,059
Оптовая и розничная торговля, ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	Оптовая и розничная торговля и общественное питание	0,935
Научные исследования и разработки	Наука и научное обслуживание	1,000
Финансовая деятельность	Кредитование, финансы и страхование	0,885

За 2004 г., исходя из данных обследований по проблемам занятости, были проведены расчеты объемов человеческого капитала как в разрезе отраслей, так и видов экономической деятельности. На основе этих показателей рассчитаны показатели капиталовооруженности одного занятого (по видам деятельности и отраслям) и вычислены их соотношения (табл. 3).

На основе данных табл. 3 рассчитаны показатели капиталовооруженности в разрезе видов экономической деятельности за счет расходов на образование и здравоохранение за 1992-1999 гг.

Таблица 3

Соотношение показателей капиталовооруженности одного занятого по видам экономической деятельности и соответствующим им отраслям в 2004 г.

Вид экономической деятельности (ВЭД)	Отрасль	Соотношение показателей капиталовооруженности (ВЭД/отрасль)	
		за счет расходов на образование	за счет расходов на здравоохранение
1	2	3	4
Промышленность (добывающие, обрабатывающие производства и производство и распределение электроэнергии, газа и воды)	Промышленность	0,992	1,015
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	Сельское хозяйство и лесное хозяйство	1,010	0,992
Строительство	Строительство	1,017	0,995
Транспорт и связь	Транспорт и связь	0,996	0,996
Образование	Образование	1,003	1,001
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	Здравоохранение, физкультура и социальное обеспечение	1,001	0,999
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	Управление	0,993	1,001
Оптовая и розничная торговля, ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	Оптовая и розничная торговля и общественное питание	1,013	0,993
Научные исследования и разработки	Наука и научное обслуживание	1,000	1,000
Финансовая деятельность	Кредитование, финансы и страхование	0,993	0,995

Далее умножением показателей капиталовооруженности на численность занятых по соответствующим видам деятельности были получены оценки динамики человеческого капитала за 1992-2012 гг. в разрезе выделенных видов экономической деятельности (табл. 4, полный ряд расчетных данных см. в *Приложении*).

Таблица 4

Показатели объема накопленного человеческого капитала по видам экономической деятельности в 1992-2012 гг., млрд. руб. в ценах 2012 г.

ВЭД	1992 г.	1995 г.	2000 г.	2005 г.	2010 г.	2012 г.
Промышленность	14344	12392	13017	13293	13354	13759
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	5987	6258	6361	5718	5799	5936
Строительство	4367	3719	3640	4481	5272	5697
Транспорт и связь	3679	3700	4310	4935	5322	5591
Образование	5267	5578	5945	6332	6538	6536
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	3140	3585	4179	4643	5044	5173
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	1301	1751	3152	3353	4050	4069
Оптовая и розничная торговля, ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	3665	4671	7919	10224	11735	12300
Научные исследования и разработки	1948	1537	1210	1180	1002	1011
Финансовая деятельность	368	616	671	924	1221	1366
Суммарный капитал по выделенным видам деятельности, по отношению ко всему объему капитала, %	87,3	87,2	90,2	87,6	85,9	84,7

Как видно из данных табл. 4, виды экономической деятельности, выделенные в расчетах, составляли в суммарном человеческом капитале 85-90% в анализируемом периоде.

**Количественное измерение вклада накопления  
человеческого капитала в экономический рост.  
Методические и информационные предпосылки расчетов**

**Исходная эконометрическая модель.** С учетом теоретических предпосылок (см. [2]) количественная оценка роли человеческого капитала в формировании динамики производства предполагает связь последней с темпами «технического прогресса» макроэкономической или отраслевой производственной функции (ПФ) (в зависимости от того, на уровне каких экономических агрегатов осуществляется исследование). В свою очередь, как было отмечено в [2], темп «технического прогресса» макроэкономической или отраслевой ПФ является результатом изменений качественных характеристик основного капитала и трудовых ресурсов, применяемых в процессе производства. Таким образом, исходная эконометрическая модель, подлежащая оценке на эмпирических данных, имеет следующий вид:

$$y_t = \alpha_{Kt}k_t + \alpha_{Lt}l_t + \lambda_t,$$

где  $y_t$ ,  $k_t$ ,  $l_t$  – темпы изменения соответственно выпуска, основного капитала (основных фондов) и живого труда (численности занятых);  $\alpha_{Kt}$ ,  $\alpha_{Lt}$  – показатели эластичности выпуска по соответствующим факторам;  $\lambda_t$  – темп технологических изменений (темп «технического прогресса»). При этом темп «технического прогресса»  $\lambda_t$  является функцией темпа изменения человеческого капитала в расчете на единицу живого труда ( $h-l$ ):

$$\lambda_t = \alpha_H(h-l) + g(z_{1K}, \dots, z_{nK}),$$

где  $h$  – темп изменения общего объема человеческого капитала;  $\alpha_H$  – коэффициент эластичности уровня выпуска по фактору удельного показателя человеческого капитала;  $g(z_{1K}, \dots, z_{nK})$  – слагаемое, характеризующее вклад в темп «технического прогресса» динамики качественных характеристик  $z_{1K}, \dots, z_{nK}$  основного капитала.

Наиболее существенны следующие утверждения о свойствах производственной функции и наборе факторов-аргументов, подлежащих включению в нее.

1. Конструкция ПФ, задаваемая в терминах темпов прироста в виде:

$$y_t = \alpha_{Kt}k_t + \alpha_{Lt}l_t + \lambda_t,$$

должна предполагать линейную однородность по факторам, или:

$$\alpha_{Kt} + \alpha_{Lt} = 1.$$

2. Показатели  $\alpha_{Kt}$ ,  $\alpha_{Lt}$  должны совпадать при измерении выпуска по валовой продукции и по добавленной стоимости. Это касается как собственно макроэкономической ПФ, охватывающей весь реальный сектор экономики, так и отраслевых ПФ.

3. В [2] также отмечено, что в ранее разработанной нами конструкции ПФ [3] переменная  $\lambda_t$  может рассматриваться и как функция темпов изменения коэффициентов текущих материальных затрат, так что динамика совокупности указанных коэффициентов выступает в качестве специфического фактора формирования динамики выпуска, наряду с показателями динамики основного капитала и живого труда. При этом структурные параметры макроэкономической ПФ (какими в данном случае являются эластичности выпуска по факторам основного капитала и труда, а также параметры при линейных комбинациях темпов изменения коэффициентов текущих затрат) представляют собой переменные во времени величины.

Идентификация ПФ (рассматриваемой как статистическая модель, обладающая перечисленными выше свойствами) на эмпирических данных предполагает использование специальных вычислительных процедур. Последние описаны в [4].

В табл. 5. показаны результаты применения сформулированного подхода к построению ПФ для реального сектора отечественной экономики в период 1971-2004 гг. (см. также [5]). Эти данные, как будет показано далее, использованы нами в решении задачи измерения вклада человеческого капитала в динамику производства.

Таблица 5

Погодовые значения коэффициентов факторной эластичности и темпа «технического прогресса» макроэкономической ПФ\*

Год	$\alpha_K$	$\alpha_L$	$\lambda$	Год	$\alpha_K$	$\alpha_L$	$\lambda$
1971	0,511	0,489	0,006	1988	0,384	0,616	0,045
1972	0,513	0,487	-0,025	1989	0,368	0,632	0,032
1973	0,515	0,485	0,042	1990	0,357	0,643	0,010
1974	0,511	0,489	0,000	1991	0,348	0,652	-0,075
1975	0,505	0,495	-0,021	1992	0,345	0,655	-0,224
1976	0,500	0,500	0,029	1993	0,342	0,658	-0,096
1977	0,494	0,506	0,010	1994	0,341	0,659	-0,181
1978	0,484	0,516	-0,002	1995	0,340	0,660	-0,024
1979	0,473	0,527	-0,021	1996	0,342	0,658	-0,039
1980	0,463	0,537	-0,004	1997	0,344	0,656	0,005
1981	0,453	0,547	-0,007	1998	0,345	0,655	-0,056
1982	0,443	0,557	0,023	1999	0,346	0,654	0,079
1983	0,435	0,565	0,014	2000	0,348	0,652	0,107
1984	0,426	0,574	0,001	2001	0,349	0,651	0,055
1985	0,415	0,585	-0,017	2002	0,350	0,650	0,022
1986	0,405	0,595	0,028	2003	0,351	0,649	0,071
1987	0,396	0,604	0,003	2004	0,351	0,649	0,055

\* Для каждого года  $\lambda = y - \alpha_K k - \alpha_L l$ .

**Специфика исходной статистической информации, использованной в расчетах.** Временной интервал, для которого была получена оценка динамики человеческого капитала, охватывает 1992-2012 гг. Характеризуя исходные статистические данные, необходимые для проведения расчетов, отметим следующее.

1. Как известно, с 2005 г. в связи с переходом российской статистики на систему национальных счетов (СНС), Росстат существенно изменил спецификацию данных, собираемых статистическими органами и публикуемых в официальных изданиях. Сведения, характеризующие социально-экономические итоги развития РФ, представляются в настоящее время в разрезе видов экономической деятельности в соответствии с Общероссийским классификатором видов экономической деятельности (ОКВЭД) взамен ранее публиковавшихся данных в разрезе отраслей экономики и промышленности, разрабатывавшихся в соответствии с Общесоюзным классификатором отраслей народного хозяйства (ОКОНХ). Разработка данных в структуре ОКОНХ с 2005 г. прекращена.

Применительно к информации о занятости, выпуске продукции и основном капитале (основных фондах)<sup>2</sup> для рассматриваемого в наших расчетах периода времени, это принципиальное изменение в российской статистике создало специфическую проблему смыкания отчетных данных, представленных в указанных классификаторах.

Способ исчисления показателей занятости в исследуемый период был изложен при описании методики построения динамических рядов показателей человеческого

<sup>2</sup> Как известно, в рамках ОКОНХ применяется термин «основные фонды», а в рамках ОКВЭД – термин «основной капитал». В дальнейшем изложении эти термины употребляются как синонимы.

го капитала в разрезе видов экономической деятельности за 1992-2012 гг. Проблемы, связанные с построением однородных в методическом отношении рядов динамики выпуска продукции и основного капитала, сводятся, в основном, к следующему.

Представляется очевидным, что в методическом плане перегруппировка статистических данных об объемах производства и основного капитала из отраслевой классификации (ОКОНХ) в классификацию ОКВЭД должна основываться на сопоставлении позиций альтернативных классификаторов, максимально сходных по экономическому содержанию. Тогда при наличии статистической информации в дробной номенклатуре (как по ОКОНХ, так и по ОКВЭД), в принципе, можно большинству отраслей поставить в соответствие лишь по одному виду экономической деятельности. Далее агрегированием детализированных показателей выпуска и основного капитала можно получить временные ряды необходимых данных, являющихся однородными (с точки зрения того или иного классификатора). Однако с учетом информации, доступной нам в процессе проведения исследований, это не представилось в полной мере осуществимым.

Вместе с тем на уровне таких крупных статистических агрегатов в терминах ОКОНХ, как «Промышленность», «Строительство», «Сельское хозяйство», «Транспорт и связь», «Торговля», на основе данных официальной статистической отчетности могут быть (хотя и несколько приближенно) определены их аналоги в терминах ОКВЭД. Так, в качестве показателя объема производства для промышленности за 2005-2012 гг. может быть принята сумма объемов выпуска (в постоянных ценах) следующих видов деятельности: «Добыча полезных ископаемых», «Обрабатывающие производства», «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды», «Рыболовство и рыбоводство», «Лесозаготовки»; показатели динамики строительства могут быть отождествлены с динамикой выпуска строительной деятельности в СНС; индексы выпуска отраслей «Сельское хозяйство», «Транспорт и связь» и «Торговля» – с динамикой выпуска одноименных видов деятельности в СНС.

Безусловно, данный метод является упрощенным. Так, буровые работы в нефтегазовой промышленности в соответствии с ОКОНХ включались в объем капитального строительства, тогда как в ОКВЭД они отнесены к добывающим производствам; вид деятельности «Производство и распределение электроэнергии, газа и воды» охватывает в том числе выпуски и затраты, относимые в терминах ОКОНХ к жилищно-коммунальному хозяйству и т. п.

Тем не менее расхождение ретроспективных показателей динамики выпуска, основного капитала и численности занятых для указанных выше статистических агрегатов по ОКВЭД и по ОКОНХ представляется в целом незначительным. Это делает корректным исчисление показателей динамики выпуска и производственных ресурсов в разрезе отраслей «Промышленность», «Строительство», «Сельское хозяйство», «Транспорт и связь», «Торговля» для периода 2005-2012 гг. (т. е. периода действия ОКВЭД) в соответствии с перечнем видов экономической деятельности, упомянутым выше.

2. Построение динамических рядов в разрезе указанных выше статистических агрегатов сопряжено с дополнительными проблемами, обусловленными спецификой учета основного капитала в отечественной статистике. Анализ отдельных методологических и методических аспектов измерения динамики физического объема основного капитала, представленный в Методических положениях по статистике Росстата [6], а также в ряде научных разработок (см., в частности, [7; 8]), позволяет констатировать наличие статистических условностей и проблем, связанных с исчислением динамики основного капитала в отечественной экономике.

В контексте данного исследования наиболее существенным представляется следующее обстоятельство. В период 1991-2004 гг. в качестве базы неизменных цен при исчислении показателей динамики основных фондов использовались цены 1990 г. Одновременно с внедрением в практику статистических измерений ОКВЭД для оценки динамики физического объема основного капитала (ранее – основных фондов) в качестве базы неизменных цен был принят 2000 г. Следствием этого явилось значительное увеличение коэффициентов обновления основного капитала по сравнению с оценками, выполненными на базе цен 1990 г.<sup>3</sup> Если исходить из официальных данных Росстата<sup>4</sup>, переход к новой базе сопоставимых цен привел к более чем двукратному росту коэффициентов обновления для добывающих и обрабатывающих производств и трехкратному – для производства и распределения электроэнергии, газа и воды. Коэффициенты выбытия при этом изменились гораздо менее существенно. Это обстоятельство может служить подтверждением положения, что объем основного капитала, имеющегося в настоящее время на балансе отечественных предприятий, является в значительной мере недооцененным.

В связи со сказанным с целью обеспечения сопоставимости показателей динамики основного капитала в исследуемых отраслях (видах деятельности)<sup>5</sup> в периоды 1992-2004 гг. и 2005-2012 гг. была проведена корректировка показателей динамики основного капитала для периода 2005-2012 гг. по сравнению с официальными данными Росстата.

3. Ранее сформированная нами информация о динамике межотраслевых связей ограничена первой половиной 2000-х годов и представлена исключительно в терминах ОКОНХ. Иными словами, существующие информационные возможности не позволяют применить разработанную прежде схему оценки макроэкономической и отраслевых ПФ применительно к периоду 2005-2012 гг. Именно поэтому данные табл. 5. заканчиваются 2004 г.

4. В связи с указанными обстоятельствами не представляется возможным полноценно реализовать схему оценки ПФ, ранее апробированную на макроэкономических данных. Это относится как к требованиям, вытекающим из общей спецификации ПФ, так и к наличной статистической информации.

Поэтому использованный в данной работе метод оценивания параметров эластичности ПФ по факторам основного капитала и занятости базировался на автономных расчетах параметров отраслевых ПФ для периодов 1992-2004 гг. и 2005-2012 гг. без явного учета фактора динамики коэффициентов текущих материальных затрат. При этом предполагалось, что параметры  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$ , как уже было сказано,

<sup>3</sup> Так, экспериментальные расчеты по переоценке основных фондов по ряду отраслей в цены 1997 г., проводившиеся специалистами Института народнохозяйственного прогнозирования РАН для ГКС РФ (ныне Росстат РФ) в начале 2000-х годов, показали, что коэффициенты обновления при этом могут увеличиваться на 30-50% и более. Основная причина этого, как представляется, была связана со значительным занижением восстановительной стоимости основных фондов в процессе их переоценки за 1997 г. В свою очередь недооценка стоимости используемых основных фондов – прямое следствие стремления хозяйствующих субъектов к снижению налогов, взимаемых с предприятий (конкретно – налога на имущество).

Следует специально указать, что в этих условиях значительное изменение воспроизводственных характеристик основных фондов вследствие перехода к новой базе сопоставимых цен имеет, с точки зрения экономико-статистического анализа, весьма существенные последствия. А именно, пересчет показателей баланса основных фондов в цены 1997 г. приводит, во-первых, к существенному повышению показателей динамики основных фондов для периода 1990-1996 гг. (по сравнению с оценками этой динамики исходя из цен 1990 г.). Во-вторых, упомянутый выше значительный рост коэффициентов обновления основного капитала отраслей промышленности в результате переоценки приводит к тому, что коэффициенты обновления 1990 г., рассчитанные исходя из цен 1997 г., оказываются в несколько раз выше фактически сложившихся в 1990 г. коэффициентов обновления, которые заведомо поддаются достаточно точному определению по имеющимся отчетным данным.

<sup>4</sup> Данные о коэффициентах ввода и выбытия за 2004-2005 гг., представленные в Российском статистическом ежегоднике-2006, рассчитывались, исходя из оценки основных фондов в ценах 1990 г. Аналогичные данные за 2004 г. и последующие годы, содержащиеся в более поздних изданиях Росстата, рассчитаны, исходя из оценки основных фондов в сопоставимых ценах 2000 г.

<sup>5</sup> В дальнейшем изложении используется термин «отрасль».



в сумме равны единице. Следует отметить, что разделение исследуемого периода времени на два подпериода позволяет (по крайней мере частично) «ослабить» предпосылку о неизменности коэффициентов факторной эластичности на периоде 1992-2012 гг. Кроме того, ранее полученные результаты оценивания параметров макроэкономической ПФ свидетельствуют о примерной стабильности параметров  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  применительно к периоду 1992-2004 гг. (см. табл. 5).

Это, во-первых, позволяет предположить и незначительную изменчивость параметров  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  отраслевых ПФ. Во-вторых, наличие предварительных числовых данных о макроэкономических значениях  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  обеспечивает принципиальную возможность разработки процедуры согласования макроэкономических и отраслевых значений  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  в случае, когда последние являются результатом автономных (по отношению к макроэкономической ПФ) статистических расчетов.

**Метод и результаты оценивания отраслевых производственных функций.**

Рассмотрим методы и результаты идентификации отраслевых ПФ.

В табл. 6 представлены итоги расчетов обычным методом наименьших квадратов параметров отраслевых моделей типа<sup>6</sup>:

$$y_t - l = \alpha_K (k_t - l) + \lambda, \quad (1)$$

где искомые параметры  $\alpha_K$ ,  $\lambda$  предполагаются постоянными. Как следует из приведенных данных, все варианты оцененных зависимостей не удовлетворяют требованию  $0 < \alpha_K < 1$ , вытекающему из теоретических соображений.

Таблица 6

Результаты оценивания отраслевых производственных функций методом наименьших квадратов\*

Отрасль (период)	$\alpha_K$	$\lambda$	$R^2$
Промышленность 1992-2004 гг.	-1,24 (0,54)	0,0611 (0,0303)	0,32
2005-2012 гг.	-1,94 (0,32)	0,1127 (0,0127)	0,86
Строительство 1992-2004 гг.	-1,18 (0,48)	0,0165 (0,0303)	0,36
2005-2012 гг.	-2,48 (0,48)	-0,0110 (0,0164)	0,81
Сельское хозяйство 1992-2004 гг.	2,88 (0,64)	-0,0052 (0,0167)	0,65
2005-2012 гг.	1,46 (1,74)	0,0166 (0,0457)	0,10
Транспорт и связь 1992-2004 гг.	-2,75 (1,08)	0,0329 (0,0299)	0,37
2005-2012 гг.	-2,67 (0,68)	0,1175 (0,0221)	0,72
Торговля 1992-2004 гг.	1,34 (0,49)	0,0070 (0,0148)	0,41
2005-2012 гг.	-1,84 (0,64)	0,1070 (0,0236)	0,58

\* В скобках под оценками параметров указаны их стандартные ошибки,  $R^2$  – коэффициент детерминации.

Для получения экономически правдоподобных значений факторных эластичностей  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  по исследуемым отраслям потребовалось применить специфическую

<sup>6</sup> В большинстве последующих формул данного раздела временные индексы при переменных, как правило, опущены, чтобы не усложнять изложение. Символ «t» используется лишь в тех случаях, когда это необходимо для однозначной интерпретации рассматриваемых математических выражений.

расчетную процедуру, называемую далее альтернативной регрессией (альтернативной по отношению к традиционным процедурам идентификации статистических моделей, в частности, методу наименьших квадратов). Данная процедура основывается, с одной стороны, на методе построения так называемого наилучшего линейного индекса, развитом в рамках математической теории индексов [см., в частности, 9; 10]. С другой – упомянутая вычислительная процедура использует некоторые результаты из области факторного анализа в части способа преобразования исходных данных, применяемого при построении так называемых интегральных показателей, или шкал<sup>7</sup>. Необходимо отметить, что в основе и метода построения наилучшего линейного индекса, и метода шкалирования лежит использование метода главных компонент.

Применение метода альтернативной регрессии предполагает следующее исходное представление ПФ в темповой форме:

$$y = \alpha_K k + \alpha_L l + \lambda, \quad (2)$$

где  $\lambda$  является переменной во времени и априори неизвестной величиной; искомые параметры  $\alpha_K, \alpha_L$  суть постоянные на исследуемом интервале времени величины, такие, что  $\alpha_K, \alpha_L > 0$  и  $\alpha_K + \alpha_L = 1$ .

Исчисление оценок  $\alpha_K, \alpha_L$ , обладающих указанными свойствами, требует, чтобы временные ряды погодных показателей  $(y_t - l_t)$  и  $(y_t - k_t)$  были предварительно преобразованы по правилу:

$$x_{ij}^s = (x_{ij} - x_j^{\min}) / (x_j^{\max} - x_j^{\min}), \quad j=1,2 \quad ; \quad (3)$$

где  $x_{i1} = (y_t - l_t)$ ,  $x_{i2} = (y_t - k_t)$ ;  $x_j^{\max}, x_j^{\min}$  – соответственно максимальное и минимальное значения временного ряда  $j$ ;  $\{x_{ij}^s\}$  – стандартизованные значения элементов соответствующих временных рядов. Стандартизованные ряды образуют матрицу  $D$ . Далее рассчитывается квадратная матрица  $DD$  и определяется ее первый собственный вектор, пересчет элементов которого после возврата к первоначальному масштабу переменных модели (2) позволяет определить коэффициенты  $\alpha_L$  и  $\alpha_K$  (так, что  $\alpha_L + \alpha_K = 1$ ).

Подробное обоснование разработанного нами альтернативного метода линейной регрессии (АМЛР-метода) и вариантов этого метода приведено в [13].

Результаты оценивания коэффициентов  $\alpha_K$  отраслевых ПФ АМЛР-методом представлены в табл. 7.

Таблица 7

Оценки коэффициентов  $\alpha_K$  для отдельных отраслей

Отрасль	1992-2004 гг.	2005-2012 гг.
Промышленность	0,383	0,423
Строительство	0,408	0,440
Сельское хозяйство	0,564	0,508
Транспорт и связь	0,466	0,452
Торговля	0,554	0,440

АМЛР-метод гарантирует получение неотрицательных значений факторных эластичностей  $\alpha_K, \alpha_L$  и выполнение условия  $\alpha_K + \alpha_L = 1$ . Тем не менее, результаты оценивания отраслевых ПФ указанным методом априори не обеспечивают соответствия отраслевых коэффициентов факторной эластичности значениям  $\alpha_K, \alpha_L$ , полученным при оценивании макроэкономической ПФ.

<sup>7</sup> Использование данного метода стандартизации при обработке статистических данных в отечественных научных трудах представлено, в частности, в работах С.А. Айвазяна и соавторов [см., напр., 11; 12].

Действительно, метод агрегирования отраслевых коэффициентов факторной эластичности в показатели факторной эластичности макроэкономической ПФ, предложенный в [14], предполагает, что макроэкономические значения  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  связаны с отраслевыми значениями аналогичных параметров следующими соотношениями:

$$\alpha_K = \sum_i \alpha_{K_i} w_i, \quad \alpha_L = \sum_i \alpha_{L_i} w_i, \quad (4)$$

где  $i$  – индекс отрасли;  $w_i$  – удельный вес выпуска отрасли  $i$  в общей величине народнохозяйственного выпуска.

Агрегирование отраслевых  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$ , полученных АМЛР-методом, в соответствии с (4) дает применительно к периоду 1992-2004 гг., следующий результат:  $\alpha_K = 0,441$ ;  $\alpha_L = 0,559$ .

Между тем средние оценки макроэкономических  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  следующие из данных табл. 5, отличаются от приведенных выше:  $\alpha_K = 0,346$ ;  $\alpha_L = 0,654$ .

Расхождение средневзвешенных значений  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$ , исчисленных в соответствии с (4), и значений  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$ , вытекающих из результатов оценивания макроэкономической ПФ, может быть вызвано различными причинами:

- во-первых, следствием различия применяемых методов оценивания;
- во-вторых, различием спецификаций отраслевых ПФ, оценивавшихся АМЛР-методом, и спецификации макроэкономической ПФ, метод оценивания которой основывается на обобщении традиционного метода наименьших квадратов;
- в-третьих, различными наборами исходных данных при оценивании макроэкономической и отраслевых ПФ. Это касается различий как в показателях динамики выпуска, так и в длине временных интервалов, на которых осуществлялась верификация производственных функций.

С учетом ранее накопленного нами опыта верификации различных статистических моделей, а также результатов, изложенных в [4], правомерно заключить, что именно результаты оценивания макроэкономической ПФ применительно к периоду 1971-2004 гг. должны рассматриваться как наиболее представительные с точки зрения и экономического содержания, и математико-статистических критериев. Следовательно, для согласования параметров факторных эластичностей отраслевых ПФ и средних за 1992-2004 гг. параметров факторных эластичностей макроэкономической ПФ необходимо несколько модифицировать процедуру оценки отраслевых ПФ на основе АМЛР-метода.

Практически реализованная в статистических расчетах модификация метода оценивания заключается в следующем.

1. Осуществляется стандартизация отраслевых временных рядов темпов изменения капиталотдачи и производительности труда в соответствии с (3).

2. Для корректировки значений ранее стандартизованных временных рядов отраслевых темпов изменения капиталотдачи применяется дополнительный параметр  $\mu$ , так что применительно к каждой отдельной отрасли в процессе оценивания значений  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  с помощью метода главных компонент используются временные ряды  $\{\mu x_{1t}^s\}$  и  $\{x_{2t}^s\}$ , где  $\{x_{1t}^s\}$  и  $\{x_{2t}^s\}$  – переменные, определяемые в соответствии с (3).

Указанный дополнительный параметр  $\mu$  должен находиться в пределах от нуля до единицы в силу того, что средневзвешенная из отраслевых величин  $\alpha_K$  превышает соответствующее значение для макроэкономической ПФ. При осуществлении расчетов параметр  $\mu$  определяется, исходя из двух условий: 1) данный параметр является единым для корректировки данных по всем исследуемым отраслям и 2) для периода 1992-2004 гг. средневзвешенные величины отраслевых  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  должны совпадать со средними значениями  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  макроэкономической ПФ.

Результаты проведенных расчетов показывают, что согласование отраслевых и макроэкономических значений факторных эластичностей достигается при  $\mu=0,82$ . При этом

следует отметить, что разработанный метод согласования отраслевых и макроэкономических оценок факторных эластичностей ПФ не тождествен простому нормированию отраслевых  $\alpha_K$ ,  $\alpha_L$  с тем, чтобы обеспечить совпадение средневзвешенных значений коэффициентов эластичности с аналогичными показателями макроэкономической ПФ.

Для периода 2005-2012 гг., как отмечено выше, предварительная информация о значениях факторных эластичностей макроэкономической ПФ отсутствует. Поэтому для корректировки ранее полученных АМЛР-методом отраслевых значений факторной эластичности отраслевых ПФ применялось то же значение коэффициента  $\mu$ , что и для периода 1992-2004 гг. Данная корректировка необходима для сопоставимости отраслевых показателей факторной эластичности для периодов 1992-2004 гг. и 2005-2012 гг. Результаты расчетов приведены в табл. 8.

Таблица 8

Скорректированные оценки коэффициента  $\alpha_K$  для отдельных отраслей

Отрасль	1992-2004 гг.	2005-2012 гг.
Промышленность	0,294	0,330
Строительство	0,316	0,346
Сельское хозяйство	0,465	0,409
Транспорт и связь	0,370	0,356
Торговля	0,454	0,346

**Метод и результаты оценки вклада фактора человеческого капитала в экономическую динамику**

**Общий вид эконометрической модели.** Исходя из изложенного выше, в самом общем виде эконометрическая модель, отражающая связь темпов «технического прогресса» с динамикой качественных характеристик фактора живого труда (с которыми в данном случае ассоциируется удельная величина человеческого капитала в расчете на одного занятого) и качественных характеристик основного капитала, должна иметь следующий вид:

$$\lambda = \alpha_H(h-l) + g(z_{1K}, \dots, z_{nK}) + \varepsilon,$$

где  $\varepsilon$  – статистическая погрешность эконометрической модели (остальные переменные были определены ранее).

**Учет уровня использования производственного потенциала.** Как отмечалось в [2], уровень использования производственного потенциала – наиболее существенный фактор, определявший динамику выпуска в период 1990-х – 2000-х годов. Не менее существенно и то, что количественное измерение уровня использования функционирующего в отечественной экономике производственного аппарата может быть основано на данных, традиционно разрабатываемых государственной статистикой.

В рамках настоящего исследования был реализован следующий методический подход.

1. В качестве исходной информации были использованы данные Росстата о балансах производственных мощностей отдельных видов промышленной продукции и уровне использования этих мощностей.

2. Информация об уровне использования мощностей по производству отдельных видов промышленной продукции была агрегирована вначале до уровня укрупненных отраслей промышленности и затем – до уровня промышленности в целом. Конкретные методы построения показателей такого типа применительно к отечественной экономике приведены, в частности, в работах [7; 15-17].

3. Полученные оценки уровня использования производственных мощностей промышленности при условии, что они охватывают подавляющую часть производ-

ственного аппарата промышленности, в принципе, позволяют рассчитать динамику промышленного потенциала в ретроспективе. Однако существующая статистика производственных мощностей охватывает далеко не полный круг промышленных производств (это, прежде всего, относится к машиностроительным производствам). Кроме того, для остальных отраслей реального сектора информация об уровне использования производственного потенциала Росстатом не разрабатывается.

Вследствие этого корректировка динамики производства – как для реального сектора в целом, так и для отдельных отраслей, охваченных исследованием – имевшая цель исключить воздействие на отчетные статистические данные изменений уровня использования производственного потенциала, выполнялась, исходя из результатов построения регрессионных моделей, в которых темп «технического прогресса» представлен в виде:

$$\lambda_j = \gamma_{0j} + \gamma_{1j}u + \varepsilon, \quad (5)$$

где  $\lambda_j$  – темп «технического прогресса»;  $j$  – индекс реального сектора в целом или отдельной отрасли;  $u$  – темп изменения уровня использования производственных мощностей промышленности;  $\gamma_{0j}$ ,  $\gamma_{1j}$  – параметры регрессионного уравнения;  $\varepsilon$  – статистическая погрешность.

Иными словами, мы исходили из предположения, что, во-первых, динамика агрегированного показателя уровня использования производственных мощностей промышленности может влиять на динамику промышленного производства так, что соответствующий коэффициент эластичности  $\gamma_1$  будет отличаться от единичного значения (вследствие упомянутой выше неполноты статистики производственных мощностей). Во-вторых, из того, что динамика использования производственного аппарата промышленности статистически значимо воздействует и на режим использования производственного потенциала остальных отраслей реального сектора отечественной экономики.

Расчеты показали, что для периода 1992-2004 гг. применительно к промышленности коэффициент  $\gamma_1$  отличается от единичного значения примерно на 19%. Для остальных отраслей указанный коэффициент находится в пределах от 0,63 до 0,86. Значение коэффициента  $\gamma_1$  для реального сектора в целом (измеренное на данных макроэкономической ПФ) находится на уровне 0,825 и в целом примерно корреспондирует с оценками отраслевых значений данного коэффициента. При этом все уравнения типа (5) для 1992-2004 гг. обладают весьма высокими статистическими характеристиками (это касается и коэффициента множественной детерминации и стандартных ошибок оценок коэффициента  $\gamma_1$ ). Оценки отраслевых коэффициентов  $\gamma_1$  для периода 2005-2012 гг. (табл. 9) существенно отличаются от аналогичных оценок для 1992-2004 гг. Результаты оценивания в целом указывают также и на более низкое качество статистических моделей типа (5) для данного периода. Причина этого заключается, по всей видимости, в недостаточно полной сопоставимости статистики производственных мощностей промышленности для исследуемых периодов времени<sup>8</sup>.

Далее отчетные макроэкономические и отраслевые показатели темпов «технического прогресса» корректировались по правилу:  $\lambda_j^c = \lambda_j - \gamma_{1j}u$ .

**Метод и численные результаты идентификации эконометрической модели.** Следующий этап количественной оценки вклада человеческого капитала в экономическую динамику заключался в построении эконометрической модели, связывающей на уровне реального сектора в целом скорректированные темпы «технического прогресса»  $\lambda_j^c$  и темпы изменения удельного показателя человеческого капитала для периода 1993-2004 гг.

<sup>8</sup> Данные статистики производственных мощностей, использованные в наших расчетах, являются более подробными для периода 1992-2004 гг. в сравнении с 2005-2012 гг. В частности, для 1992-2004 гг. имелись оценки уровня использования производственных мощностей в цветной металлургии, а также в ряде других производств, для которых аналогичные данные за 2005-2012 гг. отсутствовали.

Таблица 9

## Оценки эластичности отраслевого выпуска по уровню использования производственных мощностей промышленности

Отрасль	1993-2004 гг.	2005-2012 гг.
Промышленность	0,813	0,350
Строительство	0,859	0,410
Сельское хозяйство	0,627	0,019
Транспорт и связь	0,805	0,293

В качестве первого шага была оценена модель вида:

$$\lambda^c = \alpha_0 + \alpha_H(h-l) + \varepsilon, \quad (6)$$

где  $\alpha_0$ ,  $\alpha_H$  – искомые параметры модели (рассматриваемые как константы), а  $\varepsilon$  определена аналогично уравнению (5).

Как показали расчеты, использование традиционного регрессионного метода для идентификации параметров уравнения (6) дает неудовлетворительный результат – с точки зрения как возможностей экономической интерпретации оценок искомых параметров, так и их (оценок) статистических характеристик. В принципе, данный результат представляется закономерным, если учесть, что динамика качественных характеристик основного капитала в явном виде не отражена.

Как уже отмечалось, АМЛР-метод позволяет осуществить оценивание модели вида:

$$\lambda^c = f(t) + \alpha_H(h-l), \quad (7)$$

в которой в отличие от (6)  $f(t)$  является переменной во времени и априори неизвестной величиной, а для коэффициента  $\alpha_H$  должны быть заранее сформулированы предположения о возможной области его значений.

Естественно предполагать, что  $\alpha_H$  является положительной величиной; мы предполагаем также, что искомый параметр  $\alpha_H$  не превышает единицу<sup>9</sup>.

При принятых предположениях модель (7) приводится к виду:

$$(1 - \alpha_H)\lambda^c + \alpha_H(\lambda^c - (h-l)) = f(t). \quad (8)$$

В этом преобразованном виде модель (7) может быть оценена с помощью АМЛР-метода аналогично примененному для оценивания ПФ, т. е. временные ряды годовых показателей  $\lambda^c$  и  $(\lambda^c - (h-l))$  преобразуются по правилу:

$$x_{ij}^s = (x_{ij} - x_j^{\min}) / (x_j^{\max} - x_j^{\min}), \quad (9)$$

где  $x_{i1} = \lambda^c$ ,  $x_{i2} = (\lambda^c - (h-l))$ ;  $x_j^{\max}$ ,  $x_j^{\min}$  – соответственно максимальное и минимальное значения временного ряда  $j$ ;  $\{x_{ij}^s\}$  – стандартизованные значения элементов соответствующих временных рядов. Стандартизованные ряды образуют матрицу  $D$ ; далее рассчитывается квадратная матрица  $DD$  и определяется ее первый собственный вектор, пересчет элементов которого после возврата к первоначальному масштабу переменных модели (7) позволяет определить коэффициенты  $(1 - \alpha_H)$  и  $\alpha_H$  соответственно.

Значение  $\alpha_H$ , полученное для макроэкономической ПФ применительно к периоду 1993-2004 гг., составляет 0,285.

Отраслевые значения  $\alpha_H$  для периодов 1993-2004 гг. и 2005-2012 гг., рассчитанные АМЛР-методом аналогично тому, как это было выполнено для макроэкономической ПФ, приведены в табл. 10. В процессе проведения расчетов было установлено, что эф-

<sup>9</sup> На основе АМЛР-метода возможно оценивание  $\alpha_H$  исходя из условия, что данный параметр лежит вне интервала между нулевым и единичным значениями (см. [13]). Однако результаты этих расчетов оказываются неудовлетворительными с точки зрения их экономической интерпретации.

фактивность использования человеческого капитала в торговле незначительна, так что коэффициент  $\alpha_H$  для данной отрасли может быть принят нулевым.

Таблица 10

Оценки эластичности отраслевого выпуска по уровню удельного человеческого капитала

Отрасль	1993-2004 гг.	2005-2012 гг.
Промышленность	0,453	0,443
Строительство	0,434	0,461
Сельское хозяйство	0,494	0,496
Транспорт и связь	0,439	0,457

Как следует из приведенных данных, отраслевые уровни  $\alpha_H$  для 1993-2004 гг. и 2005-2012 гг. различаются незначительно.

Расчет макроэкономической оценки  $\alpha_H$  для 1993-2004 гг. как средневзвешенной из отраслевых оценок, подобный примененному к параметрам ПФ, дает величину  $\alpha_H$  на уровне 0,375. Это превосходит значение данного параметра, исчисленное в результате обработки данных, полученных из макроэкономической ПФ. Таким образом, как и в случае расчета параметров отраслевых ПФ, возникает проблема согласования макроэкономического и отраслевых значений  $\alpha_H$ . Расчетная процедура согласования совершенно аналогична той, что выполнена в процессе расчетов отраслевых ПФ, т.е. на уровне отдельных отраслей, во-первых, осуществляется стандартизация исходных временных рядов в соответствии с (8); во-вторых, стандартизованные значения исходного временного ряда  $\{x_{i2} = \lambda_i^c - (h-l)_i\}$  дополнительно взвешиваются по коэффициенту  $\mu$ , значение которого заключено в пределах от нуля до единицы. При заданном значении  $\mu$  формируется матрица, аналогичная матрице  $D'D$  и рассчитываются модифицированные значения параметров  $\alpha_H$  отраслевых моделей типа (8). Параметр  $\mu$  для отраслевых моделей принимается единым и определяется перебором так, чтобы макроэкономическое значение  $\alpha_H$  совпало со средневзвешенным из отраслевых значений аналогичных параметров. Согласно результатам расчетов для 1993-2004 гг.  $\mu=0,796$ .

Ввиду отсутствия информации о макроэкономическом значении параметра  $\alpha_H$  для периода 2005-2012 гг. для корректировки отраслевых значений применительно к указанному временному интервалу применялось значение коэффициента  $\mu$ , определенное ранее для периода 1993-2004 гг. Скорректированные отраслевые оценки  $\alpha_H$  приведены в табл. 11.

Таблица 11

Скорректированные оценки отраслевых коэффициентов эластичности ( $\alpha_H$ ) объема выпуска по фактору удельного человеческого капитала

Отрасль	1993-2004 гг.	2005-2012 гг.
Промышленность	0,343	0,335
Строительство	0,327	0,351
Сельское хозяйство	0,382	0,384
Транспорт и связь	0,331	0,347

**Факторы формирования динамики производства и масштабы воздействия человеческого капитала на темпы изменения выпуска реального сектора отечественной экономики в ретроспективном периоде.** Как указано выше, идентификация структурных параметров ПФ создает основу для исследования темпов изменения выпуска (на уровне реального сектора в целом или отдельных его отрас-

лей) под углом зрения значимости отдельных факторов, формирующих экономическую динамику. При этом в контексте данного исследования особый интерес представляет анализ масштабов воздействия фактора человеческого капитала.

Итоги расчетов, описанных выше, позволяют представить фактические значения годовых темпов изменения выпуска отраслевой ПФ в виде:

$$y = \alpha_K k + \alpha_L l + \lambda = \alpha_K k + \alpha_L l + \alpha_H(h-l) + d_u + d_s, \quad (10)$$

где  $d_u$  – компонента, обусловленная изменением уровня использования производственного потенциала (метод ее измерения описан выше),  $d_s$  – «остаточный член», т. е. составляющая общей величины темпов изменения выпуска, не связанная явным образом с факторами физического объема производственного капитала и численности занятых, а также человеческого капитала.

Если темпы изменения выпуска положительны и существенно отличны от нуля, выражение (10) можно представить в терминах относительных величин, или как:

$$y = (\alpha_K k/y)y + (\alpha_L l/y)y + (\lambda/y)y = (\alpha_K k/y)y + (\alpha_L l/y)y + (\alpha_H(h-l)/y)y + (d_u/y)y + (d_s/y)y, \quad (11)$$

где каждое слагаемое в скобках отражает «долю» того или иного фактора в темпах изменения выпуска. Термин «доля» при этом распространяется как на положительные, так и отрицательные компоненты суммарной величины темпа изменения выпуска. Именно такая схема анализа факторов экономического роста была сформулирована в трудах А.И. Анчишкина [18]. Существенным элементом данной схемы является также разделение факторов роста производства на «экстенсивные», к которым относится вклад основного капитала и живого труда, т. е.  $(\alpha_K k + \alpha_L l)$ , и «интенсивные», к которым относится  $\lambda$  или ее составляющие.

Распространение указанной выше схемы анализа на исследование экономической динамики реального сектора российской экономики в 1990-х – 2000-х годах выявляет ее определенную условность. Во-первых, как уже отмечалось, темпы изменения выпуска в отраслях реального сектора были отрицательными как в период до 1999 г., так и в 2009 г. Во-вторых, изменение уровня использования производственного потенциала реального сектора, безусловно, оказало значительное воздействие на динамику производства в рассматриваемый период. Вместе с тем очевидно, что изменение уровня использования производственных мощностей не может рассматриваться в качестве «интенсивного фактора» динамики производства.

В связи с указанными обстоятельствами все дальнейшие сопоставления базируются на использовании отраслевых показателей динамики выпуска, скорректированных на изменение уровня использования производственного потенциала. Кроме того, поскольку оцененные отраслевые ПФ изначально предполагались линейно однородными (т.е.  $\alpha_L + \alpha_K = 1$ ), исходное выражение (10) преобразовано к виду:

$$(y - d_u) - l = \alpha_K(k - l) + \alpha_H(h - l) + d_s, \quad (12)$$

где выражение в левой части равенства есть потенциально возможный темп изменения уровня производительности живого труда (при постоянном уровне использования производственного потенциала);  $(k - l)$  – темп изменения капиталовооруженности; остальные переменные определены выше.

Таким образом, в качестве результирующего показателя в (12) выступают потенциальные темпы изменения производительности труда, а в качестве «экстенсивного фактора» – темпы изменения капиталовооруженности живого труда. Для большей наглядности численные оценки, иллюстрирующие значимость отдельных факторов, которые обусловили формирование динамики производительности труда в 1993-2012 гг., усреднены для периодов 1993-2004 и 2005-2012 гг. соответственно (табл. 12).



Таблица 12

## Факторы формирования динамики отраслевого выпуска в 1993-2012 гг.\*

Фактор	$y - d_{Tn}$	$(y - d_{Tn}) - 1$	$\alpha_k(k-l)$	$\lambda$	$\alpha_H(h-l)$	$d_s$
Промышленность 1993-2004 гг.						
а)	-1,204	2,273	1,096	1,177	1,001	0,176
б)		100	48,2	51,8	44,1	7,7
2005-2012 гг.						
а)	2,368	3,78	1,173	2,607	0,58	2,026
б)		100	31,0	69,0	15,4	53,6
Строительство 1993-2004 гг.						
а)	-1,653	1,373	0,566	0,806	0,931	-0,124
б)		100	41,3	58,7	67,8	-9,1
2005-2012 гг.						
а)	6,028	3,858	-0,837	4,695	0,499	4,196
б)		100	-21,7	121,7	12,9	108,8
Сельское хозяйство 1993-2004 гг.						
а)	-1,500	1,620	0,210	1,410	0,970	0,440
б)		100	12,7	87,3	60,2	27,1
2005-2012 гг.						
а)	2,780	4,510	0,800	3,720	0,950	2,760
б)		100	17,7	82,3	21,1	61,2
Транспорт и связь 1993-2004 гг.						
а)	-0,860	-0,270	0,560	-0,830	0,900	-1,730
б)		100	-211,7	311,7	-338,7	650,4
2005-2012 гг.						
а)	3,810	3,490	1,040	2,460	0,600	1,860
б)		100	29,6	70,4	17,1	53,3

\* В таблице в строке а) для каждой отрасли и соответствующего периода времени представлены значения отдельных компонент отраслевых выпусков (в процентных пунктах) в соответствии с формулой (12); в строке б) для каждой отрасли и соответствующего периода времени представлены вклады отдельных факторов в темпы изменения производительности труда в процентах.

Анализ данных, приведенных в табл. 12, позволяет сделать следующие выводы.

1. Динамика производства в рассматриваемых отраслях реального сектора российской экономики, даже с учетом корректировки на изменение уровня использования производственного потенциала (в том числе производственных мощностей промышленности), оказывается отрицательной применительно к периоду 1993-2004 гг.

2. Темпы изменения производительности труда, скорректированные на изменение уровня использования производственного потенциала, являются положительными величинами для всех обследуемых отраслей и временных интервалов за исключением отрасли «Транспорт и связь» для интервала 1993-2004 гг. Это позволяет, в основном, использовать схему анализа факторов формирования экономической динамики, предложенную в [18], о которой упоминалось выше.

3. Темпы изменения капиталовооруженности живого труда положительны на всем протяжении исследуемого периода во всех отраслях за исключением отрасли «Строительство» в 2005-2012 гг. При этом основной причиной роста капиталовооруженности в исследуемых отраслях являлось снижение численности занятых: среднегодовой темп прироста основного капитала в период 1993-2004 гг. был положительным только в промышленности.

4. Соотносительная роль «экстенсивного» и «интенсивного» факторов в формировании динамики производства существенно различается как по отраслям, так и по подпериодам исследуемого временного интервала. Так, в 1993-2004 гг. вклад темпов изменения капиталовооруженности в темпы изменения производительности труда наиболее значим в промышленности и строительстве (соответственно 1,1

и 1,2% среднегодовых); в отрасли «Транспорт и связь» этот вклад темпов изменения был существенно меньшим (на уровне 0,56% среднегодовых); в сельском хозяйстве наименее значим (0,2% в среднегодовом выражении). При этом доля «экстенсивного» фактора была менее 50% в промышленности, строительстве и сельском хозяйстве. Применительно к транспорту данный расчет не имеет экономического смысла ввиду отрицательных темпов изменения выпуска в 1993-2004 гг.

В 2005-2012 гг. в сравнении с 1993-2004 гг. значимость фактора наращивания капиталовооруженности в абсолютном выражении возросла в таких отраслях, как промышленность, сельское хозяйство, транспорт и связь: рост производительности труда за счет увеличения капиталовооруженности в этих отраслях составил соответственно 1,2%, 0,8% и 1% среднегодовых. В строительстве в 2005-2012 гг., напротив, наблюдалась отрицательная динамика капиталовооруженности. Вместе с тем следует констатировать снижение доли «экстенсивного» фактора в динамике выпуска во всех рассматриваемых отраслях.

5. Роль отдельных компонентов в формировании суммарных темпов «интенсивного» фактора существенно дифференцирована по подпериодам анализируемого временного интервала.

Данные табл. 12 позволяют заключить, что роль фактора удельного человеческого капитала в динамике отраслевых выпусков была устойчиво положительной с тенденцией к снижению в промышленности, строительстве, транспорте и связи; стабильные уровни вклада удельного человеческого капитала в исследуемый период времени имели место только в сельском хозяйстве. При этом если в 1993-2004 гг. фактор удельного человеческого капитала доминировал в формировании общей величины темпов «интенсивного» фактора, то в 2005-2012 гг. имела место обратная ситуация – «остаточный член»  $d_s$  по значимости существенно превосходит как фактор удельного человеческого капитала, так и фактор капиталовооруженности.

### Литература

1. Суворов А.В., Суворов Н.В., Гребенников В.Г., Иванов В.Н., Болдов О.Н. *Оценки динамики и структуры человеческого капитала для российской экономики за 1991-2012 гг.* // Проблемы прогнозирования. 2015. № 2. С. 3-15.
2. Суворов А.В., Суворов Н.В., Гребенников В.Г., Иванов В.Н., Болдов О.Н., Красильникова М.Д., Бондаренко Н.В. *Подходы к измерению динамики и структуры человеческого капитала и оценке воздействия его накопления на экономический рост* // Проблемы прогнозирования. 2014. № 3. С. 3-17.
3. Суворов Н.В. *Макроэкономическое моделирование технологических изменений (теоретические, прикладные и инструментальные вопросы)*. М.: ГУ-ВШЭ, 2002. 80 с.
4. Суворов Н.В. *Метод построения регрессионных моделей с динамическими структурными параметрами* // Проблемы прогнозирования. 2005. № 4. С. 143-154.
5. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. *Инструментарий и результаты макроэкономического анализа эффективности производства в реальном секторе отечественной экономики*. В монографии «Инновационная ориентация российских экономических институтов». М.: Книжный дом «Либроком», 2009. С. 342-363.
6. *Методические положения по статистике*. Вып. 5. М.: Росстат, 2006. 510 с.
7. Гладышевский А.И. *Прогнозирование воспроизводственных процессов в экономике (инвестиционный аспект)*. М.: МАКС Пресс, 2004. 392 с.
8. Лиокумович Д.А., Рутковская Е.А. *Оценка динамики основного капитала в РФ по видам экономической деятельности: методические проблемы и результаты по данным за 2006-2009 гг.* // Научные труды: ИНИ РАН. М.: МАКС Пресс, 2011. С. 102-114.
9. Аллен Р. *Экономические индексы*. М.: Финансы и статистика, 1980. 256 с.
10. Еришов Э.Б. *Ситуационная теория индексов цен и количеств*. М.: РИОР, 2011. 420 с.
11. Айвазян С.А., Енюков И.С., Мешалкин Л.Д. *Прикладная статистика. Т. 2. Исследование зависимостей*. М.: Финансы и статистика, 1985.
12. Айвазян С.А. *Анализ качества и образа жизни населения*. М.: Наука, 2012.
13. Суворов Н.В. *Актуальные направления и проблемы совершенствования модельного инструментария макроэкономического анализа* // Проблемы прогнозирования. 2015. № 5. С. 25-39.
14. Суворов Н.В., Суворов А.В. *Методологические вопросы измерения эффективности общественного производства* // Экономика и математические методы. 1988. № 3.
15. Гладышевский А.И. *Формирование производственного потенциала: анализ и прогнозирование*. М.: Наука, 1992.
16. Водянов А.А. *Инвестиционные процессы в экономике переходного периода (методы исследования и прогнозирования)*. М.: ИМЭИ. 1995.
17. Водянов А.А. *Промышленные мощности: состояние и использование* // Экономист. 1999. № 9.
18. Анчишкин А.И. *Прогнозирование роста социалистической экономики*. М.: Экономика, 1973. 294 с.

Приложение

Таблица

Оценка объемов человеческого капитала российской экономики за 1992-2012 гг. по видам экономической деятельности в постоянных ценах 2012 г, всего за счет расходов на образование и здравоохранение, млрд. руб.

ВЭД	1992 г.	1993 г.	1994 г.	1995 г.	1996 г.	1997 г.	1998 г.	1999 г.	2000 г.	2001 г.	2002 г.	2003 г.
Промышленность	14344	14374	13143	12392	12465	12013	11951	12522	13017	13281	13387	13303
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	5987	6167	6449	6258	6174	5980	6259	6288	6361	6165	6111	5768
Строительство	4367	4087	3986	3719	3702	3758	3525	3615	3640	3767	3906	3993
Транспорт и связь	3679	3641	3699	3700	3860	3983	3932	4115	4310	4472	4585	4614
Образование	5267	5233	5435	5578	5794	5864	5849	5942	5945	5979	6114	6284
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	3140	3252	3473	3585	3789	3833	3976	4096	4179	4217	4314	4412
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	1301	1456	1390	1751	2526	2525	2773	3030	3152	3183	3025	3125
Оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	3665	4247	4447	4671	5012	6787	7574	7720	7919	8671	9108	9479
Научные исследования и разработки	1948	1943	1639	1537	1413	1361	1248	1191	1210	1221	1238	1268
Финансовая деятельность	368	446	589	616	633	650	641	662	671	710	750	815
ВЭД	2004 г.	2005 г.	2006 г.	2007 г.	2008 г.	2009 г.	2010 г.	2011 г.	2012 г.			
Промышленность	13412	13293	13382	13633	13703	13283	13354	13632	13759			
Сельское хозяйство, охота и лесное хозяйство	5591	5718	5590	5590	5649	5742	5799	5868	5936			
Строительство	4274	4481	4631	4943	5181	5099	5272	5462	5697			
Транспорт и связь	4748	4935	5005	5203	5247	5180	5322	5426	5591			
Образование	6357	6332	6355	6477	6456	6528	6538	6536	6536			
Здравоохранение и предоставление социальных услуг	4535	4643	4764	4897	4960	5026	5044	5117	5173			
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	3325	3353	3450	3597	3749	3930	4050	4053	4069			
Оптовая и розничная торговля; ремонт автотранспортных средств, мотоциклов, бытовых изделий и предметов личного пользования	9969	10224	10512	11062	11449	11422	11735	12036	12300			
Научные исследования и разработки	1206	1180	1149	1111	1054	1034	1002	1025	1011			
Финансовая деятельность	900	924	1015	1116	1209	1172	1221	1308	1366			