

*Н.В. Суворов, Е.Е. Балашова, О.Б. Давидкова*

### **ТЕОРЕТИЧЕСКИЕ И МЕТОДИЧЕСКИЕ ВОПРОСЫ ПОСТРОЕНИЯ ДИФФЕРЕНЦИРОВАННЫХ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ЭФФЕКТИВНОСТИ ИСПОЛЬЗОВАНИЯ ПРОИЗВОДСТВЕННЫХ РЕСУРСОВ<sup>1</sup>**

*В статье проанализированы некоторые наиболее типичные подходы к отражению в макроэкономических моделях фактора неоднородности основного капитала. По результатам проведенного анализа сформулирован общий вид статистической модели, обеспечивающей возможность оценки на эмпирических данных коэффициентов эффективности (ресурсоемкости), дифференцированных по новой и базовой технологиям применительно к отдельным отраслям (видам экономической деятельности) реального сектора отечественной экономики.*

К настоящему времени опубликовано значительное количество трудов, связанных с обсуждением роли инноваций в перспективном развитии российской экономики. Однако их подавляющее большинство в указанной предметной области посвящено описанию организационных механизмов, призванных интенсифицировать инновационный процесс в отечественной экономике. Круг исследований, в которых затрагиваются инструментальные вопросы оценки динамики и экономической эффективности технологических инноваций (в макроэкономических терминах) и представлены обоснованные количественные характеристики эффективности технологических инноваций, весьма незначителен.

Результативность количественного анализа и прогноза воздействия инноваций на процесс экономического развития в рамках народнохозяйственного (макроэкономического) подхода определяется как степенью полноты отчетной экономико-статистической информации, которой располагает исследователь, так и качеством используемого аналитического инструментария, т.е. эконометрических моделей. Вне зависимости от того, формулируются ли эти модели в виде математических соотношений или представлены иным образом (например, в виде таблиц, схем и т.п.), важнейшим их элементом был и остается способ описания процесса производства, т.е. преобразования затрат различных производственных ресурсов в выпускаемую продукцию.

В рамках макроэкономического подхода формирование указанного выше аналитического аппарата связано с разработкой ряда методологических, методических и прикладных аспектов построения эконометрических моделей для прогнозирования структуры и динамики производства. В России и за рубежом накоплен весьма разнообразный и богатый опыт прогнозно-аналитических исследований воспроизводственных процессов, модельного описания производственного потенциала экономики и отдельных его компонент. В частности, применительно к советскому периоду весьма многочисленны работы, посвященные исследованиям потребности отдельных секторов экономики в инвестициях, в том числе опирающиеся на инструментарий межотраслевого баланса. Вместе с тем следует указать на явно недостаточную разработанность методического базиса, обеспечивающего возмож-

---

<sup>1</sup> *Статья подготовлена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 11-06-00216-а) и Российского гуманитарного научного фонда (проект № 10-02-00421а).*

ность макроэкономической оценки роли технологического фактора в воспроизводственном процессе.

Обобщение опыта предшествующих исследований в области анализа технологических изменений позволяет сформулировать следующие общие принципы описания технологии производства в качестве исходных для построения модельного инструментария, обеспечивающего количественную оценку роли технологических изменений в процессе экономического развития [1].

Во-первых, естественным способом количественного описания технологии производства отдельного продукта (т.е. производственного процесса, в котором расходуются различные виды материальных ресурсов), является совокупность удельных коэффициентов затрат топлива, сырья, энергии, труда, оборудования. Соответственно эволюция технологии – изменение во времени этих коэффициентов.

Само понятие технологии оказывается при этом относительным. Так, технология металлургического производства, описываемая в терминах коэффициентов прямых затрат межотраслевого баланса, коэффициентов фондо- и трудоемкости, может быть представлена как совокупность более частных технологий – добычи и обогащения руды, различных металлургических переделов и т.д., – описываемых своими наборами технологических коэффициентов.

Во-вторых, невозможно указать некоторый естественный уровень детализации технологий, используемых в народном хозяйстве, наиболее подходящий для изучения процессов технологических сдвигов. Тот или иной уровень агрегирования технических и экономических данных при исследовании всегда есть результат компромисса между информативностью описания технологии, компактностью этого описания и доступностью необходимой статистической информации.

В-третьих, вне зависимости от степени детализации определяющая черта развития и изменения любой технологии – это взаимосвязанность отдельных коэффициентов удельных затрат, отдельных технических характеристик. При этом условием снижения одного коэффициента может быть синхронное снижение другого, либо наоборот – повышение одного или нескольких коэффициентов.

Указанные выше принципы формального описания технологии процесса производства и технологических изменений правомерно рассматривать как обобщение описания технологии в рамках модели производственной функции (ПФ). Вместе с тем эти принципы могут рассматриваться и как обобщение теоретических предпосылок метода «затраты-выпуск», или метода межотраслевого баланса (МОБ) [1].

Иначе говоря, инструментарий ПФ и МОБ образуют различные макроэкономические «проекции» теоретической схемы, базирующейся на описании технологии в виде набора взаимосвязанных коэффициентов удельных затрат, различных видов сырья и материалов, коэффициентов капиталоемкости и трудоемкости, характерных для того или иного определенного производственного процесса.

Вместе с тем очевидно, что оперирование на макроуровне указанной совокупностью коэффициентов не позволяет в явном виде отразить чрезвычайно существенный аспект воспроизводственного процесса. Это обусловлено тем, что производственный аппарат отдельных отраслей (видов деятельности), функционирующий в экономике в каждый данный момент времени, представляет собой конгломерат объектов (предприятий), введенных в действие в различные периоды времени; соответственно в общем случае различаются и масштабы технической модернизации, произведенных ремонтов и т.п. каждого из этих объектов. В терминах сложившейся статистической практики учета как способа количественного описания наличного производственного аппарата правомерно говорить о том, что функционирующий в экономике основной капитал (основные фонды) образован инве-

стициями в основной капитал (капиталовложениями), произведенными в разные сроки и, следовательно, несущими отпечаток технического уровня своего времени.

В связи со сказанным выше явное количественное выражение результатов внедрения в производство достижений научно-технического прогресса самым тесным образом связано с учетом дифференциации среднеотраслевых технологических коэффициентов применительно к отдельным частям производственного аппарата.

В данной статье рассмотрены теоретические и методические аспекты исследования указанной выше проблемы<sup>2</sup>.

**Примеры модельных конструкций, учитывающих неоднородность основного капитала.** Необходимость явного отражения в макроэкономических моделях неоднородности основного капитала, функционирующего в национальной экономике, была осознана экономистами достаточно давно – в конце 1950-х– начале 1960-х годов. Макроэкономические модели такого типа известны как модели «овеществленного технического прогресса» или «технического прогресса, материализованного в инвестициях».

В контексте данной работы круг идей, связанных с такого рода моделями, целесообразно очертить, прежде всего, на примере модели формирования спроса на капитал [2].

Исходное предположение модели состоит в том, что с течением времени вновь инвестируемый капитал в результате технического прогресса становится более производительным (эффективным). Обозначим:  $v$  – год осуществления инвестиций  $I$ ;  $q(v)$  – создаваемая единицей этих капиталовложений продукция (удельная эффективность капитала);  $a(v)$  – количество труда, необходимое для функционирования единицы инвестиций;  $p(v)$  – производительность труда, относящаяся к данному поколению инвестиций, будет соответственно равна  $q(v)/a(v)$ . Рост эффективности означает, что производная  $dp/dv$  положительна.

Пусть срок службы основного капитала есть  $T$  и соответственно возраст самого старого капитала, функционирующего в текущий момент времени  $t$ , есть  $(t-T)$ .

Тогда в каждый текущий момент времени в производстве функционирует капитал, введенный в период с года  $(t-T)$  по год  $t$ . Соответственно общая для текущего года  $t$  продукция  $Q(t)$  равна:

$$X(t) = \int_{t-T}^t q(v)I(v)dv, \quad (1)$$

а затраты труда  $L(t)$  составят

$$L(t) = \int_{t-T}^t a(v)I(v)dv. \quad (2)$$

Дифференцирование уравнений (1) и (2) по времени дает выражения:

$$X(t) = q(t)I(t) - q(t-T)I(t-T), \quad (3)$$

$$L(t) = a(t)I(t) - X(t-T)I(t-T). \quad (4)$$

Далее с помощью соотношения (4)  $I(t-T)$  исключается из (3), что приводит к следующему его виду:

$$X(t) = [q(t) - a(t)q(t-T)/a(t-T)]I(t) + q(t-T)/a(t-T) L(t). \quad (5)$$

<sup>2</sup> Итоги реализации разрабатываемого здесь методического подхода в практике аналитических и прогнозных расчетов предполагается изложить в отдельной работе.

Полученная зависимость свидетельствует, что в условиях этой модели научно-технический прогресс может быть реализован только через инвестиции, так как даже при его наличии  $X(t)$  обращается в нуль, если  $I = 0$  и отсутствует рост занятости, т.е.  $L(t) = 0$ .

Дальнейшее изучение математических свойств модели, задаваемой соотношениями (1), (2) или (5), требует введения дополнительных гипотез. Например, как это часто постулируется при теоретическом анализе макроэкономических моделей, трудовые ресурсы растут постоянным во времени темпом. Специальные предположения о стабильности или известных законах изменения во времени отдельных структурных параметров позволяют получить в аналитическом виде дополнительные выводы о связи темпов экономического роста с темпами изменения производительности труда (которые определяются различиями в соотношениях  $q(t)/a(t)$  и  $q(t-1)/a(t-1)$  для последовательных объемов капиталовложений), динамикой эффективности капитала  $q(t)$  и темпами изменения численности занятых в экономике, а также сроком службы основного капитала [2].

Описанная выше модель предполагает отсутствие взаимозаменяемости факторов производства (в отличие от обычно принимаемой в ПФ). Макроэкономическая модель, базирующаяся на традиционном постулате о возможности замещения труда капиталом и учитывающая при этом неоднородность во времени капитальных ресурсов, сформулирована Р. Солоу в конце 1950-х годов [3]. Как и в рассмотренной выше модели спроса на капитал, в ПФ, разработанной Солоу, объем выпускаемой в году  $t$  продукции представлен в виде суммы продукции, производимой на отдельных возрастных когортах основного капитала. Более точно объем выпуска  $X_v(t)$ , связанный с объемом капитала каждой возрастной когорты, есть ПФ типа Кобба–Дугласа, или

$$X_v(t) = e^{\beta v} K_v^\alpha(t) L_v^{1-\alpha}(t).$$

Для отдельных когорт капитала ПФ различаются экспоненциальным множителем  $e^{\beta v}$  ( $\beta$ , по предположению, – константа), отражающим технический прогресс в период  $v$ . При некоторых дополнительных предположениях (о характере распределения трудовых ресурсов  $L_v$  по отдельным когортам капитала, а также о том, что предельный возраст капитала не превышает  $T$  лет) ПФ Солоу приобретает вид, аналогичный ПФ Кобба–Дугласа

$$X(t) = J^\alpha(t) L^{1-\alpha}(t)$$

с тем отличием, что вместо суммарной величины капитальных ресурсов в первой из них фигурирует величина:

$$J(t) = \sum_{v=t-T}^t K_v e^{\beta v}.$$

Макроэкономическая модель, разработанная Солоу на базе ПФ с материализованным техническим прогрессом, равно как и модель для исследования спроса на капитал, предназначена преимущественно для теоретического анализа, в том числе выяснения свойств траектории долгосрочного экономического роста.

Вместе с тем использование этих моделей для прикладных аналитических и прогнозных исследований сопряжено с необходимостью численного определения таких показателей, которые заведомо отсутствуют в макроэкономической статистике. Например, в системе национальных счетов не разрабатываются (а ранее не разрабатывались и в системе баланса народного хозяйства) характеристики эффективности вновь вовлекаемых и уже существующих элементов производственного

аппарата. В принципе, представление рассмотренных выше моделей как статистических зависимостей создает возможность оценки их (моделей) регрессионным методом. Но при этом в случае модели спроса на капитал необходимая статистическая информация о динамике продукции, инвестиций и занятости должна как минимум охватывать период времени, сопоставимый (и даже превышающий) возможный срок службы основного капитала. Предпринимавшиеся в прошлом неоднократные попытки верифицировать ПФ Солоу на эмпирических данных не дали сколько-нибудь убедительных результатов. Это связано, прежде всего, с тем, что характер статистических данных, традиционно использовавшихся различными исследователями для этой цели, позволяет оценивать (да и то не всегда) лишь самые простые статистические модели (например, ПФ Кобба–Дугласа с «нейтральным» техническим прогрессом) [4].

Производственную функцию Солоу отличает также следующее свойство: при фиксированном темпе увеличения инвестиций и неизменном сроке службы средств труда темп прироста величины  $J$  равен  $j = k + \beta$ , где  $k$  – темп прироста номинальной величины основных фондов.

Вместе с тем нетрудно показать, что режим наращивания производственного аппарата, отличающийся более высоким темпом, характеризуется и более высокой долей фондов наиболее молодых возрастов. Иными словами, темп технического прогресса в рамках данной модели в конечном счете инвариантен относительно возрастной структуры основных фондов. Более правдоподобным, однако, представляется предположение, что при прочих равных условиях поддержание более молодой структуры фондов должно способствовать и более быстрому росту их эффективности.

И в модели спроса на капитал, и в модели Солоу одним из ключевых параметров является срок службы основных фондов (капитала). Применительно к макроэкономическим моделям данный показатель должен определяться лишь на основе обработки ретроспективных статистических данных о динамике применяемых основных фондов, а также их вводов и выбытий. В связи с этим представляется очевидным, что построение статистических моделей производственного процесса, в которых в явном виде отражена связь эффективности производственного аппарата и его возрастных характеристик, требует, вообще говоря, использования временных рядов данных, превосходящих по длительности расчетные сроки службы основных фондов. Преодоление указанного ограничения, как правило, сопряжено с принятием ряда упрощающих гипотез, позволяющих верифицировать модель на относительно коротких временных рядах. При этом в рамках отраслевых или макроэкономических ПФ удастся вывести аналитические зависимости, связывающие темп «технического прогресса» с возрастными характеристиками производственного аппарата (см., в частности, [5]).

Тем не менее до настоящего времени не было создано модельных конструкций, в которых, обеспечивались бы, с одной стороны, учет взаимосвязи эффективности и возрастных характеристик производственного аппарата, а с другой – простота и надежность оценивания структурных параметров моделей.

Необходимо отметить, что при всей кажущейся естественности гипотеза о разбиении всего выпуска по поколениям основных фондов разного возраста не в полной мере соответствует реально используемым в экономических измерениях величинам. Действительно, вводу основных фондов при сложившейся практике статистического учета далеко не всегда соответствует ввод в действие новых объектов (заводов) целиком; применительно к вводу отдельных агрегатов в рамках уже существующих производств вряд ли допустимо говорить о возможности (пусть даже

теоретической) определения производимой на них продукции. Так, если данное оборудование находится в начальной стадии технологической цепи, связанной с переработкой сырья, то выпуск этого оборудования непосредственно не находит отражения в валовом выпуске предприятия; равным образом и продукция, выпускаемая за пределы предприятия, не связана лишь с оборудованием, используемым на завершающей стадии технологического процесса. Кроме того, ввод новых основных фондов может преследовать цель «расшивки узких мест», повышая в результате производительность установленного ранее оборудования. Тем самым эффект ввода новых фондов опять-таки не может быть непосредственно представлен как нечто изолированное от других элементов наличного производственного аппарата. Гипотеза, лежащая в основе модели Солоу, может быть признана корректной лишь в следующей интерпретации: измерение производственного потенциала (в данном случае – основного капитала) в виде суммы взвешенных капиталовложений призвано отразить то обстоятельство, что динамика накопления капитала может выступать специфическим фактором формирования уровня эффективности его (капитала) использования. В рамках макроэкономического подхода, как будет показано далее, это допущение позволяет сформулировать модель, которая может быть верифицирована на эмпирических данных.

Исследование эффектов, связанных с воздействием изменения коэффициентов затрат на динамику и структуру производства в национальной экономике, – одна из центральных проблем межотраслевого анализа. Методический аппарат, первоначально разработанный для этой цели В.Леонтьевым и его последователями [6, 7], в дальнейшем неоднократно применялся (с определенными модификациями) в различных исследованиях данного направления. Развитие межотраслевого метода, как и исследований в области макроэкономических ПФ, привело к пониманию необходимости явного учета взаимосвязи между прошлыми капиталовложениями, с одной стороны, и уровнями коэффициентов затрат межотраслевой таблицы с другой. Методология анализа данной проблемы и ее практическая реализация на эмпирических данных наиболее подробно рассмотрены в работе [8].

Как отмечается в этом исследовании, структура затрат каждого сектора (отрасли) представляет собой среднюю из структур затрат для многих видов продукции и различных слоев производственных процессов. При этом система, которая вводится для объяснения темпов структурных изменений в отдельных секторах межотраслевой таблицы, базируется на понятии «изменения относительного значения старых и новых слоев технологии». Структура каждого из секторов дезагрегирована при этом до двух «слоев»: новый слой, которому присущи «лучшие методы» (или коэффициенты затрат «лучшей практики», как их называл В.Леонтьев) и так называемый старый слой, который охватывает «все остальное», т.е. технологические коэффициенты которого характеризуют уже созданный ранее производственный аппарат. Далее предполагается, что все структурные изменения «овеществлены» в том смысле, что каждый сектор (отрасль), включенный в межотраслевую таблицу, в состоянии увеличить масштабы новых и старых технологических способов только путем осуществления капиталовложений в тот или иной технологический способ.

Проведение прикладных аналитических и прогнозных исследований в соответствии с данной теоретической схемой требует, как нетрудно видеть, разработки алгоритма исчисления технологических коэффициентов для «старого» и «нового» технологических «слоев» (или технологических способов) для каждого из секторов (отраслей или видов экономической деятельности), включаемых в межотраслевую таблицу. В работе [8] данная задача решается следующим образом.

Пусть известны отчетные значения технологических коэффициентов для лет 0 и  $t$ . Матрица приростных (т.е. соответствующих «новому слою») технологических коэффициентов рассчитывается тогда исходя из предположения, что каждый текущий коэффициент –  $a_{ij}(t)$  года  $t$  рассматривается как средневзвешенная величина из соответствующих коэффициентов года 0 и коэффициента «новой» технологии  $a_{ij}^n$ :

$$a_{ij}(t) = \gamma_j a_{ij}^n + (1 - \gamma_j) a_{ij}(0).$$

Тогда каждый из приростных коэффициентов затрат определяется по формуле:

$$a_{ij}^n = [a_{ij}(t) - (1 - \gamma_j) a_{ij}(0)] / \gamma_j,$$

где  $\gamma_j$  – удельный вес нового технологического «слоя» в выпуске продукции сектора  $j$  в году  $t$ . Далее, как указывается в работе [8], показатели  $\gamma_j$  аппроксимируются на основе данных о соотношении между суммарными валовыми капиталовложениями

$\sum_0^{t-1} I(v)_j$  в сектор  $j$  в период между годами 0 и  $t$  и объемом валового основного

капитала в году  $t - K_j(t)$ :

$$\gamma_j = \sum_0^{t-1} I(v)_j / K_j(t).$$

Данный метод оценки параметров новой технологии по отчетным статистическим данным следует признать допустимым, исходя из тех ограниченных информационных возможностей, которые изложены в [8]. Вместе с тем, как отмечается в этой работе, описанный метод в ряде случаев дает экономически неправдоподобные результаты. Последнее связано, по-видимому, с тем, что приведение к сопоставимой оценке сравниваемых межотраслевых таблиц за различные годы (а это необходимый элемент всей описанной системы расчетов) связано с ошибками и неточностями в определении темпов изменения отдельных коэффициентов затрат (в особенности это относится к малым по величине коэффициентам).

Итоги построения «приростных» коэффициентов МОБ, приведенные в [8], равно как и история попыток верифицировать различные виды ПФ с «овеществленным техническим прогрессом», со всей очевидностью демонстрируют необходимость самого тесного сопряжения исходного вида модельной конструкции, предназначенной для оценки параметров «новой» технологии, с той статистической информацией, на которой должна быть идентифицирована эта модельная конструкция.

Рассматривая теоретический и методический аспекты проблемы построения показателей эффективности производственных ресурсов, дифференцированных по отдельным возрастным когортам основных фондов, под углом зрения реалий отечественного статистического учета, следует, прежде всего, указать на наличие двух типов статистических данных, характеризующих динамику производственного потенциала. Это балансы основных фондов (основного капитала) и балансы производственных мощностей (ПМ). Очевидно, что данные, характеризующие процесс воспроизводства производственных мощностей (в терминах максимально возможного выпуска продукции) для отраслей, применительно к которым такая информация разрабатывается органами государственной статистики, позволяет значительно обогатить проводимый экономический анализ.

Вместе с тем доступные статистические данные о динамике и параметрах оборота производственных мощностей ограничены периодом после 1990 г., что делает достаточно условным применение в анализе показателей среднего срока службы и среднего возраста ПМ. Относительно короткие временные ряды показателей балансов ПМ, согласованных с показателями статистики капитального строительства и показателями баланса основных фондов, также препятствуют

применению в прогнозно-аналитических построениях сколько-нибудь сложных модельных конструкций.

Показатели фондоемкости производимой продукции, традиционно использовавшиеся в прошлом для оценки потребности в инвестициях на уровне отдельных отраслей, в современных условиях могут быть использованы в прогнозно-аналитических расчетах лишь после существенных корректировок, обусловленных значительными колебаниями уровня загрузки наличного производственного аппарата на протяжении 1990–2000-х годов. Кроме того, исследования, проводившиеся в тот период в ряде научно-исследовательских организаций (см. в частности, [9, 10]), указывают на значительную дифференциацию удельных показателей капиталоемкости существующих и вновь вводимых производственных мощностей в реальном секторе экономики. В методическом отношении это еще более актуализирует необходимость взаимоувязки показателей оборота производственных мощностей, динамики уровня их использования, показателей динамики продукции и масштабов инвестиционной активности. Принципиально необходимо при этом получение на ретроспективных статистических данных обоснованных оценок капиталоемкости новых и старых элементов производственного аппарата.

Сказанное в полной мере можно отнести и к проблеме получения дифференцированных (по отдельным возрастным когортам производственного аппарата) показателей трудоемкости, а также удельных показателей расхода различных видов сырья, материалов, топливно-энергетических ресурсов. В прикладном плане настоятельность указанных исследований определяется, в частности, и тем, что уже в среднесрочной перспективе уровень обеспеченности основных фондов трудовыми ресурсами может стать фактором, лимитирующим степень использования производственного потенциала; аналогичным образом, перспективный уровень материалоемкости (по крайней мере в части некоторых видов материальных ресурсов) может лимитировать развитие тех или иных секторов экономики.

В целом правомерно заключить, что разработка методологии анализа и соответствующего математического инструментария в указанной области принципиально важна для исследования роли инновационного фактора в экономическом развитии.

**Модель оценки эффективности производственных ресурсов по новой и базовой технологиям.** Как правило, ретроспективная информация, описывающая дифференциацию показателей эффективности капитальных, трудовых, топливно-энергетических и сырьевых ресурсов по базовой и новой технологиям (на старых и вновь вводимых в действие мощностях), имеется применительно к отдельным предприятиям. Даже на уровне дробных подотраслей промышленности (или видов экономической деятельности) она отсутствует, не говоря уже об агрегированных отраслях, представленных в укрупненном межотраслевом балансе. Вместе с тем не подлежит сомнению, что наличие указанной информации позволило бы значительно повысить адекватность расчетных схем, используемых в макроэкономическом прогнозировании.

Рассмотрим теоретическую конструкцию модели на примере определения показателей эффективности использования основных производственных фондов (основного капитала) в разрезе укрупненных отраслей промышленности.

Прежде всего, введем предположение, что объемам вновь вводимых, выбывающих в каждом данном году мощностей однозначно соответствуют показатели оборота основных производственных фондов (т.е. ввод и выбытие фондов) в стоимостной оценке<sup>3</sup>. Тогда отчетные оценки фондоемкости новой и базовой техноло-

<sup>3</sup> Естественно, при этом предполагается, что стоимостные величины элементов отчетных балансов основных фондов исчисляются в сопоставимой оценке (постоянных ценах). Проведение переоценки основных фондов в условиях существующей системы статистической отчетности – специальная экономико-статистическая проблема.

гий могут быть рассчитаны как соотношения соответствующих мощностных и фондовых показателей. Однако в силу ряда методических особенностей отечественной статистики показатели баланса основных фондов не полностью сопоставимы с аналогичными показателями баланса производственных мощностей. Это в свою очередь не позволяет получить оценки фондоемкости вновь вводимых и выбывающих мощностей непосредственно по данным указанных выше балансов.

Между тем сопоставление динамики основных фондов и динамики производственных мощностей представляется, безусловно, правомерным. Именно на основе такого сопоставления возможны предварительные выводы о соотношении в ретроспективном периоде удельных капитальных затрат для новых и уже находящихся в эксплуатации производственных мощностей. Так, если на протяжении ряда лет фондоемкость единицы производственных мощностей в данной отрасли росла (снижалась), это означает более высокую (низкую) фондоемкость вновь вводимых мощностей по сравнению с уже существующими мощностями. Данный вывод основывается на предпосылке, что в процессе эксплуатации фондоемкость производственной мощности существенно не меняется. Применительно к периоду 1990-х годов это, по всей видимости, не так, поскольку уменьшение производственных мощностей промышленности в этот период частично было связано с такими процессами, как сдвиги в структуре ассортимента выпускаемой продукции, перепрофилирование мощностей и т.п., а не с физической ликвидацией основных фондов. Вместе с тем имеющаяся отчетная статистика производственных мощностей позволяет разграничить изменения мощностей, связанные с ассортиментными сдвигами, и изменения, связанные с вводом новых мощностей. Таким образом, существующая официальная статистическая отчетность в принципе позволяет (начиная с 1990 г.) скорректировать отчетные показатели производственных мощностей в разрезе отраслей промышленности (по которым ведется учет производственной мощности) и получить оценки динамики фондоемкости единицы мощностей, обусловленные дифференциацией фондоемкости вновь вводимых, находящихся в эксплуатации и заменяемых мощностей.

Обозначим:  $M_0$ ,  $M_T$  и  $F_0$ ,  $F_T$  – соответственно производственные мощности и основные фонды в начальный (0) и конечный год ( $T$ ) исследуемого отрезка времени. В предположении, что фондоемкость единицы производственной мощности в указанный период изменяется исключительно вследствие различий в фондоемкости вновь вводимых и заменяемых мощностей, справедливо следующее соотношение:

$$\frac{M_0 + \alpha V - \beta W}{M_0} = \frac{F_T}{F_0},$$

где  $\alpha$  и  $\beta$  – корректировочные коэффициенты, отражающие соотношение уровней фондоемкости вводов ( $V$ ) и выбытий ( $W$ ) основных фондов в период (0,  $T$ ) и базового уровня фондоемкости производственных мощностей, т.е. ( $F_0/M_0$ ). Иными словами, расхождение индексов ( $M_T/M_0$ ) и ( $F_T/F_0$ ) имеет место в случае, если коэффициенты  $\alpha$  и  $\beta$  отличаются от единицы.

Приведем полученное соотношение к виду:

$$\alpha V - \beta W = \left(\frac{F_T}{F_0} - 1\right)M_0. \quad (6)$$

В данном выражении коэффициенты  $\alpha$  и  $\beta$  положительно связаны. При принятых ранее допущениях это позволяет определить верхнюю и нижнюю границы интервала возможного нахождения данных коэффициентов.

Допустим, в анализируемом периоде происходил рост фондоемкости производственных мощностей (как фактически в промышленности в 1990–2000-е годы). То-

гда естественно предположить, что  $\alpha \geq 1$  и  $\beta \leq 1$ , т.е. что фондоемкость вновь вводимых мощностей выше значения  $(F_0/M_0)$ , а фондоемкость выбывающих из эксплуатации мощностей – ниже. Задавая  $\beta_{\max} = 1$ , из выражения (6) получим верхнюю границу возможных значений  $\alpha_{\max}$ ; соответственно при  $\alpha_{\min} = 1$  – нижнюю границу значений  $\beta_{\min}$ .

Проиллюстрируем сказанное приведенными в таблице значениями  $\alpha_{\max}$  и  $\beta_{\min}$  по семи отраслям промышленности, рассчитанными для периода 1990-2001 гг. [11]. Если выбрать в качестве приближенных значений  $\alpha^*$  и  $\beta^*$  середины соответствующих интервалов, то можно заключить, что наибольшие различия в уровне фондоемкости вновь вводимых и находящихся в эксплуатации мощностей в 1990-е – начале 2000-х годов были характерны для черной металлургии, а наименьшие – для пищевой промышленности.

Таблица

Показатели относительной фондоемкости введенных и выбывших в 1991-2001 гг. производственных мощностей

Отрасль промышленности	$\alpha_{\max}$	$\beta_{\min}$	$\alpha^*$	$\beta^*$	$\alpha^* / \beta^*$
Угольная	1,340	0,872	1,170	0,936	1,250
Черная металлургия	2,126	0,306	1,563	0,653	2,395
Химическая	1,144	0,903	1,072	0,952	1,127
Машиностроение	1,384	0,722	1,192	0,861	1,384
Лесная	2,080	0,623	1,540	0,812	1,898
Стройматериалов	2,075	0,629	1,538	0,814	1,888
Легкая	3,276	0,430	2,138	0,715	2,991
Пищевая	1,006	0,990	1,003	0,995	1,008

Дальнейший анализ показал [11], что приведенный выше метод расчета оценок  $\alpha$  и  $\beta$  дает экономически содержательные результаты лишь на интервале 10-летней протяженности. Однако ограничение имеющейся статистической информации о балансах мощностей периодом начиная с 1990 г. не позволяет определить тенденции динамики  $\alpha$  и  $\beta$  за ретроспективный период. Попытка построить этим методом интервалы вероятных значений для  $\alpha$  и  $\beta$  по пятилетним подпериодам приводит в ряде случаев к экономически неправдоподобным значениям  $\alpha$  или  $\beta$ .

Вместе с тем наличная информация об основных фондах позволяет сформировать динамические ряды вводов и выбытий фондов в сопоставимой оценке (в разрезе отраслей промышленности) и для периода 1980-х годов. Использование как можно более длинных временных рядов представляется в данном случае весьма желательным. В связи с этим для нахождения ретроспективных значений параметров, отражающих дифференциацию уровней фондоемкости мощностей, введенных в эксплуатацию в различные годы, практически реализуемым оказывается следующий подход.

Выделим в составе основных фондов на начало данного года  $t$  «новые» фонды  $F_{nt}$ , отождествляемые в данном случае с суммой вводов за предшествующие  $\tau$  лет; остальной объем фондов считаем «старыми» ( $F_{st}$ ). Тогда

$$\varphi_{nt}F_{nt} + \varphi_{st}F_{st} = M_t, \quad (7)$$

где  $T$  – временной период, для которого имеется исходная статистическая информация о балансах основных фондов и динамике производственных мощностей,  $t = (\tau + 1, \dots, T)$ ;  $\varphi_{nt}$ ,  $\varphi_{st}$  – эффективность использования (фондоотдача) новых и старых фондов соответственно;  $M_t$  – производственные мощности года  $t$ . Если дополнительно предположить, что фондоотдача «старых» фондов  $\varphi_{st}$  в году  $t$  равна

фондоотдаче всей массы фондов в году ( $t-\tau$ ) (т.е. что уровень фондоемкости «старых» производственных мощностей года  $t$  совпадает с уровнем фондоемкости всей совокупности производственных мощностей, сложившихся в году, предшествовавшем году ввода в эксплуатацию «новых» фондов), фондоотдача «новых» фондов определяется по формуле:

$$\varphi_{nt} = (M_t - \varphi_{st}F_{st}) / F_{nt}, \quad (8)$$

$$\varphi_{st} = M_{t-\tau} / F_{t-\tau}. \quad (9)$$

Нетрудно видеть, что данная схема аналогична методу, приведенному выше (см. [8]).

Естественно, что такая схема может рассматриваться лишь как приближение, поскольку уровень фондоемкости «старых» мощностей года  $t$  в общем случае может не совпадать со средним уровнем фондоемкости всей совокупности мощностей года ( $t-\tau$ ). Кроме того, априори можно предположить, что использование данной схемы для сравнительно малых значений  $\tau$  будет обуславливать сильную колеблемость оценок  $\varphi_{nt}$ , поскольку в выражении (7) величина  $\varphi_{st}F_{st}$  заведомо многократно превышает слагаемое  $\varphi_{nt}F_{nt}$ . Практические расчеты  $\varphi_{nt}$  подтверждают это. Если принять, например, что  $\tau = 5$ , для ряда лет периода 1980–2000-х годов показатель  $\varphi_{nt}$  вообще оказывается отрицательным для всех отраслей, представленных в таблице.

В связи с этим для получения экономически содержательных и устойчивых (в математическом и экономико-статистическом смысле) оценок коэффициентов  $\{\varphi_{nt}\}$  система годовых соотношений (8)-(9) должна быть модифицирована таким образом, чтобы, во-первых, в явном виде учесть приближенный характер задания уровня фондоотдачи «старых» фондов как средней фондоотдачи года ( $t-\tau$ ), и во-вторых, обеспечить получение оценок эффективности использования «новых» фондов, не противоречащих теоретико-экономическим соображениям и здравому смыслу. В частности, из общих соображений следует, что коэффициент фондоотдачи «новых» фондов не может отличаться на порядок от аналогичного показателя «старых» фондов; кроме того, динамика коэффициента фондоемкости новых мощностей (соответственно и динамика фондоотдачи «новых» фондов) не должна, по всей видимости, характеризоваться наличием чрезмерно больших «скачков». Иначе говоря, изменение во времени коэффициента эффективности использования «новых» фондов должно быть достаточно плавным, т.е. аналогично тому, как меняется во времени коэффициент эффективности использования всей массы применяемых в производстве основных фондов. Сказанное приводит к необходимости рассматривать годовые соотношения (8)-(9) как приближенные, т.е. содержащие случайную составляющую (как это принято, например, в регрессионном анализе). Кроме того, модель (8)-(9) должна быть видоизменена таким образом, чтобы было гарантировано получение экономически и статистически осмысленных оценок коэффициентов  $\varphi_{nt}$ .

Другое направление изменения вида исходной модели, заданной соотношениями (7)-(9), связано с заменой соотношения (8) уравнением более общего типа. В основе модели (7)-(9), если рассматривать лишь малые значения  $\tau$ , лежит предпосылка о «полном овеществлении» технологических изменений. Таким образом, изменение технологического коэффициента (в данном случае – общего коэффициента фондоотдачи) в каждом данном году есть исключительно результат новых капиталовложений. Если же величина  $\tau$  достаточно значительна (например, сопоставима с гипотетически возможным сроком службы основных фондов), соотношение (9) соответствует также гипотезе о том, что все имеющиеся в экономике возрастные когорты капитала изнашиваются (прекращают функционирование)

равными темпами (именно это допущение принималось в первоначальной версии модели Солоу).

И гипотеза о полном «овеществлении» технологических изменений в указанном выше смысле, и гипотеза о равномерном выбытии различных возрастных групп основного капитала являются не более чем приближением реально наблюдаемых экономических процессов. Более корректная в теоретическом отношении и вместе с тем практически реализуемая модельная конструкция должна иметь вид:

$$\varphi_{st} = \sum_{h=1}^{\tau} \mu_h M_{t-\tau-1+h} / F_{t-\tau-1+h}, \quad (10)$$

где  $\mu_h$  – весовые коэффициенты, такие, что  $\mu_h > 0$ ;  $\mu_h > \mu_{h+1}$ ;  $\sum \mu_h = 1$ . Иными словами, аппроксимация для  $\varphi_{st}$  задается как средневзвешенная из предшествующих значений коэффициентов эффективности; при этом наибольший «вес» в формировании уровня  $\varphi_{st}$  имеет значение фондоотдачи года  $(t-\tau)$ . Усреднение приближений для  $\varphi_{st}$  позволяет также уменьшить воздействие на результаты расчета  $\varphi_{nt}$  возможных случайных флуктуаций в годовых уровнях  $(M_t / F_t)$ . Очевидно, что конкретный закон распределения весов  $\mu_h$  может быть выбран достаточно произвольно, однако с учетом принятых дополнительных условий для  $\mu_h$  предположим в дальнейшем, что эти веса образуют геометрическую прогрессию, так что  $\mu_h = \mu^h$ , где  $\mu$  – знаменатель геометрической прогрессии.

С учетом описанных выше требований исходная модель будет иметь вид:

$$M_t = \varphi_{nt} F_{nt} + \varphi_{st} F_{st} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

$$\varphi_{st} = \sum_{h=1}^{\tau} \mu_h M_{t-\tau-1+h} / F_{t-\tau-1+h} + \eta_t, \quad (12)$$

где  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$  – стохастические компоненты соответствующих групп уравнений,  $t = \tau, \dots, T$ . Без ограничения общности статистические свойства  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$  могут быть приняты такими, как и в классической модели линейной регрессии: все  $\varepsilon_t$ ,  $\eta_t$  имеют одинаковое распределение, математические ожидания  $M(\varepsilon_t)$  и  $M(\eta_t)$  равны нулю, дисперсии  $\sigma^2(\varepsilon_t)$  и  $\sigma^2(\eta_t)$  – фиксированные и не известные заранее величины.

Как уже отмечено выше, расчет  $\varphi_{nt}$  в соответствии с формулами (8)-(9) при малых значениях  $\tau$  не может, по предварительным представлениям, гарантировать получения результатов, согласующихся (с точки зрения знаков годовых значений этих коэффициентов и их динамики) с экономическим содержанием моделируемого процесса. В связи с этим представляется целесообразным разбить всю процедуру генерирования годовых значений  $\varphi_{nt}$ ,  $\varphi_{st}$  на два этапа.

На первом этапе должна быть рассчитана усредненная (за период, применительно к которому имеются отчетные статистические данные) величина коэффициента эффективности вновь вводимых фондов  $\varphi_n$ . Тогда модель будет иметь вид:

$$M_t = \varphi_n^e F_{nt} + \varphi_{st} F_{st} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

$$\varphi_{st} = \sum_{h=1}^{\tau} \mu_h M_{t-\tau-1+h} / F_{t-\tau-1+h} + \eta_t. \quad (14)$$

Таким образом, речь по существу идет об усреднении во времени годовых соотношений типа (11) с учетом правила определения  $\varphi_{st}$  в соответствии с (12). Искомый параметр данной модели может быть определен стандартными статистическими методами, в частности, методом наименьших квадратов.

На втором этапе оцениванию подлежит модель следующего типа:

$$M_t = \varphi_{nt} F_{nt} + \varphi_{st} F_{st} + \varepsilon_t, \quad (15)$$

где  $t=(\tau+1, \dots, T)$ ,  $T$  – временной период, для которого имеется исходная статистическая информация о балансах основных фондов и динамике производственных мощностей, при условии, что среднее значение искомого временного ряда параметров  $\{\varphi_{nt}\}$  совпадает или близко (в математическом смысле) оценке среднего значения  $\varphi_n^c$ , полученной при оценивании модели (11)-(12):

$$\varphi_n^c = 1/T \sum_t \varphi_{nt} + \zeta. \quad (16)$$

В (16) стохастический компонент  $\zeta$  аналогичен по смыслу  $\varepsilon_t$  в (15).

Модель, задаваемая соотношениями (15)-(16), как можно видеть, содержит  $2(T-\tau+1)$  оцениваемых параметров при  $(T-\tau+2)$  наблюдениях. Соответственно данную систему уравнений необходимо дополнить так, чтобы она могла быть решена стандартными математическими методами.

Формализация этих дополнительных требований основывается на предположении о соблюдении условий «гладкости» траекторий изменения  $\varphi_{nt}$  и  $\varphi_{st}$ , (это требование упоминалось выше) в виде:

$$\varphi_{nt} - \varphi_{n-1t} = \eta_t, \quad (17)$$

$$\varphi_{st} - \varphi_{s-1t} = \delta_t. \quad (18)$$

В приведенных соотношениях  $\eta_t, \delta_t$  – стохастические компоненты, аналогичные  $\varepsilon_t$  и  $\zeta$  в соотношениях (15)-(16).

В силу того, что число соотношений типа (17)-(18) составляет  $2(T-\tau)$ , система уравнений (15)-(18) является избыточной (т.е. содержит число уравнений, превосходящее число искомых параметров) и соответственно для ее решения уже могут быть (в отличие от системы, заданной лишь соотношениями (15)-(16)) использованы стандартные математические процедуры. Стохастические компоненты  $\varepsilon_t, \eta_t, \delta_t, \zeta$  могут обладать в общем случае различными математическими ожиданиями и дисперсиями. Как известно, применение метода наименьших квадратов, метода максимума правдоподобия или аналогичных математико-статистических методов требует определенной конкретизации предпосылок о свойствах  $\varepsilon_t, \eta_t, \zeta, \delta_t$ <sup>4</sup>.

При исчислении удельных показателей материало- и трудоемкости вновь вводимых и уже существующих производственных мощностей приходится сталкиваться с проблемами, аналогичными описанным выше. Поэтому получение оценок материало- и трудоемкости выпуска продукции, дифференцированных по различным категориям основных фондов, целесообразно проводить следующим образом. На первом шаге должны быть генерированы оценки коэффициентов фондоотдачи «новых» и «старых» фондов»; на втором шаге общий объем материальных и трудовых ресурсов, применяемых в производстве в данной отрасли, должен быть распределен между «новыми» и «старыми» фондами. В результате могут быть получены все статистические данные, необходимые для расчета уровней материало- и трудоемкости, корреспондирующих объемам продукции, производимой на вновь вводимых и уже существующих производственных мощностях.

Следует оговориться, что с точки зрения сложившихся правил статистического учета допущение о том, что отдельным группам основных фондов соответствуют определенные доли общего объема отраслевого выпуска (или отраслевой производственной мощности), представляется не вполне корректным, поскольку не существует прямого соответствия между годовым объемом ввода (выбытия) основных фондов и годовым объемом ввода (выбытия) производственной мощности. Вместе с тем использование в качестве индикатора «новых» фондов суммарной ве-

<sup>4</sup> Данный вопрос предполагается рассмотреть в следующем исследовании при описании результатов оценки модели (15)-(18) на основе эмпирических данных.

личины ввода фондов за ряд лет (например, за пятилетие), в значительной мере устраняет эту несопоставимость. Отметим также, что при наличии необходимой информации описанная выше модель может быть преобразована таким образом, чтобы искомыми параметрами выступали показатели капиталоемкости вновь вводимых и находящихся в эксплуатации мощностей, а аргументами при этих параметрах – доли «новых» и «старых» мощностей в их общей величине. В этом случае достигается корректное изложение рассмотренного методического подхода.

Отметим, что по аналогии с отраслями промышленности, в которых производственная мощность непосредственно измерима, разработанный методический подход может быть также применен при анализе отраслей экономики, для которых понятие производственной мощности не имеет официально принятого статистически определенного эквивалента, например сельского хозяйства или транспорта.

***Дифференцированные показатели эффективности (ресурсоемкости) и инструментарий МОБ и ПФ.*** Оперирование в теоретическом и прикладном анализе моделью взаимосвязи выпуска и производственных ресурсов, в рамках которой показатели эффективности использования этих ресурсов (или обратные им величины – показатели ресурсоемкости) рассматриваются как дифференцированные по различным возрастным группам функционирующего производственного аппарата, позволяет придать новое качество таким традиционным инструментам макроэкономических исследований, как МОБ и ПФ.

Применительно к межотраслевым построениям дезагрегация усредненных (по используемым в каждой отрасли технологиям) коэффициентов фондо-, материало- и трудоемкости на коэффициенты «новой» и «старой» (базовой) технологий позволяет в явном виде поставить динамику технологических изменений в зависимости от интенсивности инвестиционного процесса в том или ином секторе экономики. Так, существенные различия значений одноименных коэффициентов по новой и базовой технологиям, сложившиеся в ретроспективном периоде, следует рассматривать как самостоятельный специфический фактор изменения структуры межотраслевых связей в перспективе: постепенное замещение функционировавшего в прошлом производственного аппарата его новыми элементами будет означать и закономерное изменение средних по отрасли (виду экономической деятельности) удельных показателей расхода сырья, материалов, топлива и энергии, а также и потребности в трудовых ресурсах. Тем самым могут быть существенно улучшены прогностические свойства МОБ. В частности, экстраполяция усредненных коэффициентов прямых затрат на основе функций времени (как наиболее простой и часто используемый метод) может быть заменена построением параметрических зависимостей, в которых временным параметром, регулирующим уровень того или иного коэффициента затрат, будет являться удельный вес новых фондов (капитала) в их общем объеме.

В теоретическом плане чрезвычайно существенно то обстоятельство, что дифференцированное представление технологических коэффициентов позволяет также по-новому подойти к конструированию динамических моделей экономики на основе межотраслевого подхода.

Модель взаимосвязи выпуска и производственных ресурсов, в рамках которой показатели эффективности использования ресурсов рассматриваются как дифференцированные по различным возрастным группам производственного аппарата, в том виде, в котором она была сформулирована, предполагает дополняемость (или отсутствие взаимозаменяемости) производственных ресурсов труда и основных фондов (капитала). Между тем, согласно классическому предположению теории производственных функций, выпуск продукции есть результат комбинирования в

производственном процессе основного капитала и живого труда, и при этом один и тот же фиксированный объем выпуска может быть достигнут при различных сочетаниях упомянутых производственных ресурсов. Вместе с тем очевидно, что пропорции соединения факторов в модели с дифференцированными коэффициентами ресурсоемкости в общем случае оказываются переменными во времени. Это означает, что процесс замещения факторов производства в рамках указанной модели рассматривается либо как результат введения в эксплуатацию новой технологии, либо как результат изменения коэффициентов ресурсоемкости уже функционирующего производственного аппарата, либо, наконец, как комбинация двух указанных процессов.

Специфический характер взаимосвязи ПФ классического вида и модели с дифференцированными коэффициентами ресурсоемкости определяется также следующим обстоятельством. В двухфакторной линейно однородной ПФ вида  $X_t = F_t(K_t, L_t)$  динамика выпуска  $X_t$  определяется в каждый данный момент времени  $t$  динамикой применяемого капитала  $K_t$  и труда  $L_t$ , а также изменениями в эффективности использования указанных производственных ресурсов. В терминах темпов прироста используемых в ПФ переменных это означает, что

$$x_t = \alpha_t k_t + (1 - \alpha_t) l_t + \lambda_t,$$

где через  $x_t, k_t, l_t$  обозначены логарифмические производные (темпы изменения) соответствующих переменных ПФ,  $\lambda_t$  – темп изменения эффективности использования капитала и труда,  $\alpha_t$  – коэффициент эластичности выпуска по капиталу в момент времени  $t$ .

Соответственно темп изменения эффективности  $\lambda_t$  оказывается линейной комбинацией темпов изменения капиталоемкости ( $x_t - k_t$ ) и темпа изменения производительности труда ( $x_t - l_t$ ):

$$\lambda_t = \alpha_t (x_t - k_t) + (1 - \alpha_t) (x_t - l_t). \quad (19)$$

Проведенные исследования [12] показывают, что уровень параметра  $\alpha_t$  для ПФ реального сектора экономики РФ был подвержен изменениям на длительном периоде времени; вместе с тем в рамках относительно коротких временных интервалов (до 5-7 лет) данный параметр может считаться инвариантным относительно текущих годовых сочетаний  $x_t, k_t, l_t$ .

Из модели взаимосвязи выпуска и производственных ресурсов с дифференцированными коэффициентами ресурсоемкости следует, что темпы изменения эффективности использования ресурсов капитала и труда определяются темпами изменения соответствующих показателей эффективности этих ресурсов, дифференцированных по новой и старой технологиям, а также динамикой удельного веса нового капитала в его общем объеме. Иными словами, если траектории изменения эффективности ресурсов труда и капитала по новой технологии рассматриваются как экзогенно заданные, они в соответствии с (19) при заданном  $\alpha_t$  определяют и темп «технического прогресса».

В свою очередь исследования, проведенные ранее в лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства ИНП РАН [12, 13], позволяют заключить, что как для реального сектора экономики РФ в целом, так и для отдельных его отраслей темпы изменения эффективности  $\lambda_t$ , исчисляемые на основе ПФ, определяются динамикой совокупности коэффициентов текущих материальных затрат МОБ, описывающих технологию производства на отраслевом или макроэкономическом уровне.

Таким образом, и модели макроэкономических ПФ, и модель МОБ, и рассмотренная выше модель дифференцированных показателей ресурсоемкости оказываются взаимосвязанными в двояком отношении. Во-первых, дезагрегирование ко-

эффициентов классической модели МОБ на коэффициенты новой и базовой технологий позволяет предметно описать источник изменения структурных соотношений межотраслевой таблицы. Во-вторых, модель ПФ, в которой темп «технического прогресса» специфицирован как функция коэффициентов прямых затрат МОБ и их динамики, накладывает дополнительные ограничения на область потенциально реализуемых соотношений в динамике производительности труда и фондоемкости, следующих из модели дифференцированных показателей ресурсоемкости.

В заключение необходимо отметить направление использования модели дифференцированных показателей эффективности (ресурсоемкости), которое позволяет уточнить потенциально возможный характер изменений коэффициента  $\alpha_t$ , взаимозаменяемости трудовых и капитальных ресурсов в макроэкономических моделях, представленных ПФ (см. выражение (9)). Именно показатели фондо- и трудоемкости выпуска, относящиеся к новой технологии (если они поддаются количественной оценке на основе ретроспективных статистических данных) в свою очередь могут служить в качестве исходных данных для оценки параметров ПФ, описывающей новую технологию. Оценка параметров такой ПФ – основа для отражения в явном виде зависимости макротехнологических характеристик (в терминах теории ПФ) от возрастной структуры производственного аппарата.

### *Литература*

1. Суворов Н.В. *Макроэкономическое моделирование технологических изменений (теоретические, прикладные и инструментальные вопросы)*. М.: ГУ-ВШЭ, 2002.
2. *Прогнозирование капиталистической экономики. Проблемы методологии*. М.: Мысль, 1970.
3. Solow R. *Investment and Technical Progress, 1959, in Mathematical Methods in the Social Sciences*. Stanford University Press, 1960.
4. Отпенлендер К. *Технический прогресс: воздействие, оценки, результаты*. М.: Статистика, 1981.
5. Черников Д.А. *Темпы и пропорции экономического роста*. М.: Экономика, 1982.
6. Леонтьев В. *Исследования структуры американской экономики*. М.: Госстатиздат, 1958.
7. Ченери Х., Кларк П. *Экономика межотраслевых связей*. М.: Изд-во иностр. литературы, 1962.
8. Картер А. *Структурные изменения в экономике США*. М.: Статистика, 1974.
9. Водянов А.А. *Промышленные мощности: состояние и использование* // *Экономист*. 1999. № 9.
10. Гладышевский А.И. *Прогнозирование воспроизводственных процессов в экономике (инвестиционный аспект)*. М.: МАКС Пресс, 2004.
11. Суворов Н.В., Давидкова О.Б. *Система прогнозно-аналитических расчетов для оценки воздействия новых технологий на динамику и эффективность производства в отраслях промышленности. Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН*. М.: МАКС Пресс, 2005.
12. Суворов Н.В. *Методы и результаты макроэкономического анализа эффективности производства в реальном секторе отечественной экономики* // *Проблемы прогнозирования*. 2008. № 3.
13. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. *Применение межотраслевого метода в исследовании факторов динамики выпуска отраслей реального сектора отечественной экономики* // *Проблемы прогнозирования*. 2011. № 5.