

Н.В. Суворов, Е.Е. Балашова

МОДЕЛЬНЫЙ ИНСТРУМЕНТАРИЙ ПРОГНОЗНО-АНАЛИТИЧЕСКИХ ИССЛЕДОВАНИЙ ДИНАМИКИ МЕЖОТРАСЛЕВЫХ СВЯЗЕЙ ОТЕЧЕСТВЕННОЙ ЭКОНОМИКИ¹

В статье приведены основные результаты разработки балансово-эконометрической модели для целей анализа и прогноза межотраслевых связей реального сектора экономики РФ в период после 1990 г.

Настоящая работа является логическим продолжением исследований, проводившихся в лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства ИМП РАН в 1990-е годы. Эти исследования (результаты их частично отражены в опубликованных ранее работах [1-3]) привели к созданию математической конструкции специального вида – так называемой модели формирования коэффициента прямых затрат (КПЗ) укрупненного баланса межотраслевых связей (или, для краткости, модели коэффициентов затрат – МКЗ), которая может быть продуктивно использована для решения разнообразных задач в области анализа и прогнозирования структуры экономики. В частности, сферой практического применения данной модели явилось получение расчетных значений КПЗ укрупненного межотраслевого баланса (МОБ) для реального сектора экономики РФ, измеренных в постоянных (неизменных) ценах применительно к периоду 1990-2000-х годов [2, 4]. Особенно важно принять во внимание, что для периода 1991-1994 гг. какие-либо официальные данные государственной статистики о межотраслевых связях в принципе отсутствуют, а с 1995 по 2003 г. таблицы «затраты-выпуск» (публиковавшиеся Росстатом с 2000 г.) содержат информацию о межотраслевых связях исключительно в фактических (текущих) ценах.

Накопление опыта практической эксплуатации МКЗ в конечном счете привело к созданию модифицированной версии данной модели. В связи с этим имеющиеся в данной статье пересечения с прежними авторскими публикациями [1-4] обусловлены исключительно необходимостью целостности описания рассматриваемого модельного инструментария – с точки зрения как исходных предпосылок его создания, так и специфики отдельных элементов модельной схемы.

Конкретные приемы использования разработанной модели в аналитических и прогнозных построениях, а также описание полученных количественных результатов предполагается изложить в отдельной работе.

Предпосылки разработки балансово-эконометрической межотраслевой модели для целей исследования динамики межотраслевых связей. При исследовании экономической динамики и структурных пропорций традиция межотраслевого метода предполагает параллельное использование двух типов таблиц межотраслевых связей: 1) таблиц, составленных в текущих, т.е. фактических для каждого данного года исследуемого периода ценах и 2) таблиц, показатели которых оцениваются в неизменных ценах.

¹ *Статья подготовлена при финансовой поддержке Российского фонда фундаментальных исследований (проект № 07-06-00194) и Российского гуманитарного научного фонда (проект № 07-02-00205а).*

Исходной информацией служат показатели межотраслевых связей в фактических ценах, и лишь специально проводимая переоценка их позволяет анализировать изменение структуры затрат и выпуска в терминах физических объемов.

Отметим следующий принципиально важный момент. Сложившиеся в мировой (в том числе и отечественной) статистической практике процедуры формирования исходных данных, необходимых для построения таблиц межотраслевых связей, и традиционно используемые методы переоценки отдельных межотраслевых потоков в сопоставимые цены явно или неявно базируются на предположении, что внутригодичное изменение цен в экономике незначительно, поэтому им практически можно пренебречь. В частности, структура распределения продукции отдельно взятой отрасли, включаемой в номенклатуру межотраслевого баланса, должна предполагаться идентичной вне зависимости от системы цен (естественно, если отвлечься от неоднородности продуктового состава отрасли).

Другое фундаментальное требование, которое должно соблюдаться при составлении межотраслевой таблицы – взаимное соответствие между потоками затрат и выпуска в материально-вещественной форме и движением финансовых показателей.

Применительно к отечественной экономике 1990-х годов (прежде всего, имеется в виду первая половина указанного периода) исходная статистика, которая могла бы быть использована при составлении межотраслевых таблиц, заведомо не отвечает указанным выше требованиям. Чрезвычайно высокие темпы инфляции, широкое распространение бартера, других форм неденежных отношений между предприятиями, огромные масштабы невыплат заработной платы – все это создавало практически непреодолимые трудности на пути корректного применения сложившихся ранее правил построения межотраслевых балансов применительно к пореформенному периоду.

Отметим, что даже при отсутствии различий между реальным движением денежных потоков и скалькулированными в первичной статистической отчетности данными значительный и неравномерный внутригодичный рост цен по отдельным отраслям на обрабатываемую в экономике продукцию деформирует действительные соотношения затрат и выпуска. Так, двадцатикратный рост цен на произведенную продукцию в течение календарного года, как это имело место в 1992 г., означает, что соотношения, например, годовых сумм затрат различных видов материальных ресурсов, заработной платы для отдельно взятой отрасли будут отражать практически лишь структуру затрат, характерную для последних месяцев данного года. Хотя формально информативность таких стоимостных показателей не вызывает сомнений, они не могут быть использованы для адекватной характеристики пропорций годовых объемов производства и распределения продукции, а также элементов добавленной стоимости отраслей, охватываемых межотраслевой таблицей.

В этих условиях исследование динамики межотраслевых связей в терминах физических объемов применительно к российской экономике 1990-х годов могло строиться лишь на основе самостоятельных расчетов, не связанных непосредственно с переоценкой в сопоставимые цены номинальных показателей затрат и выпуска, формируемых на основе сложившихся форм государственной статистической отчетности. При этом необходимым элементом таких построений оказывается использование различного рода технико-экономических данных, данных натуральных балансов отдельных видов материальных ресурсов и т.п. [2].

В связи с этим для целей анализа динамики и структуры межотраслевых связей отечественной экономики авторами была разработана балансово-эконометрическая модель, использование которой позволяло бы численно определять отсутствующие в официальной статистике показатели межотраслевого баланса в части коэффициентов прямых материальных затрат [1]. Возможности и направления использова-

ния эконометрических методов для формирования данных о динамике межотраслевых связей в решающей мере определялись наличной статистической информацией.

Исходная отчетная информация Госкомстата РФ о межотраслевых связях (в номенклатуре стандартных укрупненных 18-отраслевых МОБ), которой мы располагали при разработке первоначальной версии модели формирования КПЗ [1], ограничивалась периодом 1980-1992 гг., причем эти отчетные межотраслевые таблицы были составлены лишь в текущих (фактических) ценах конечного потребления. Для целей исследования экономической динамики, а также закономерностей изменения структуры производства в его материально-вещественном аспекте данные МОБ должны были быть приведены к сопоставимой оценке. Корректное осуществление подобной переоценки отчетных данных предполагает поэлементный пересчет в цены базисного года всех показателей как первого, так и второго квадранта МОБ. Эти индивидуальные (по каждому межотраслевому потоку затрат и отраслевым составляющим конечной продукции) индексы цен для периода 1980-1990 гг. применительно к российской экономике отсутствуют. По этой причине для указанной переоценки были использованы данные общесоюзных МОБ, разрабатывавшихся Госкомстатом СССР. В качестве индексов цен, дифференцированных по отдельным видам затрат и компонентам конечного спроса, были приняты соотношения одноименных позиций общесоюзных межотраслевых балансов, исчисленных в сопоставимых и фактических ценах (информация о межотраслевых связях в целом по СССР за 1980-е годы представлена данными как в текущих, так и в сопоставимых ценах). Для переоценки отраслевых составляющих ввоза и вывоза продукции для российских МОБ (ввиду отсутствия информации об индексах цен соответствующих элементов конечного продукта) использовались среднеотраслевые индексы цен.

Переоценка прироста оборотных фондов и запасов теоретически может быть осуществлена так же, как и переоценка других элементов МОБ, поскольку прирост оборотных фондов при расчете балансов оценивается (или должен оцениваться в соответствии с существующими методическими принципами) в среднегодовых ценах вне зависимости от того, составляется баланс в текущих или сопоставимых ценах. Расчет соответствующих индексов цен по данным общесоюзных МОБ показал, что лишь для сельского хозяйства указанный выше метод переоценки неприемлем. По этой причине для российских МОБ в сопоставимых ценах статья «прирост оборотных фондов, запасов и резервов» в части сельского хозяйства была принята равной одноименной статье в МОБ в текущей оценке.

Для приведения к сопоставимой оценке данных о накоплении оборотных фондов в машиностроении также потребовались дополнительные расчеты ввиду того, что в отчетных МОБ за 1980-1989 гг. в накопление оборотных фондов по данной отрасли включены закупки продукции оборонного назначения. В российском балансе 1990 г. указанные статьи показаны отдельно, что в совокупности с одноименными данными МОБ СССР за 1980-1990 гг. (в которых объемы оборонной продукции в конечном продукте изначально были представлены в явном виде) позволило приближенно определить соответствующую статью конечной продукции для российских балансов в 1980-1989 гг.

Использование общесоюзных индексов цен позволило привести данные МОБ РСФСР за 1980-1989 гг. к сопоставимым ценам 1983 г. Для перехода к ценам 1990 г. (в которые были в конечном счете пересчитаны исходные межотраслевые таблицы) вследствие отсутствия необходимых данных могли быть использованы лишь среднеотраслевые индексы цен 1990 г. по отношению к ценам 1983 г.

Особую проблему представлял пересчет в сопоставимые цены показателей МОБ за 1991-1992 гг. из-за отсутствия сколько-нибудь представительных индексов цен по отдельным межотраслевым потокам затрат и элементам конечной продукции. Данные о межотраслевых связях 1991 г. могли быть лишь очень грубо переоценены среднеотраслевыми дефляторами. Данные же 1992 г. ввиду высоких темпов изменения цен (индекс оптовых цен промышленности в 1992 г. составил 2000%) отражают структуру затрат и межотраслевого распределения продукции, характерные лишь для последних месяцев данного года. Уже по этой причине приведение стоимостных показателей укрупненного МОБ к базе сопоставимых цен 1990 г. или 1991 г. оказывается трудноосуществимым.

В связи с этим практически единственным методом исчисления динамики физического объема отдельных межотраслевых потоков затрат за 1991-1992 гг. оказалось лишь их определение на основе результатов модельных расчетов.

В укрупненных отчетных МОБ, разрабатывавшихся ранее ГКС СССР и ГКС РФ, нефтяная и газовая промышленность рассматриваются как единое целое. Вместе с тем в условиях, когда динамика добычи нефти и газа принципиально различна, более целесообразно включение в межотраслевые таблицы упомянутых отраслей по отдельности. В связи с этим предварительная подготовка исходной статистической информации включала не только приведение МОБ за 1980-1990 гг. к сопоставимой оценке, но и разделение межотраслевых потоков нефтегазовой промышленности. В результате дополнительных расчетов, основывавшихся главным образом на данных детализированного МОБ за 1987 г., в отчетные укрупненные балансы за 1980-1990 гг. были включены межотраслевые потоки, дифференцированные по нефтедобывающей, нефтеперерабатывающей и газовой промышленности, и все последующие построения осуществлялись исходя из этой более детальной отраслевой классификации.

Одна из особенностей исходной статистической базы МОБ за 1980-1990 гг. связана с изменением методологии расчета показателей межотраслевых балансов. Так, в 1977 г., 1982 г. и 1987 г. Госкомстатом СССР составлялись развернутые 110-отраслевые МОБ; при этом правила исчисления показателей межотраслевых потоков при составлении каждого из этих балансов несколько различались.

В свою очередь метод расчета показателей агрегированных межотраслевых балансов в существенной степени опирался на результаты разработки развернутого МОБ: в период между 1982 и 1987 г. в качестве базы расчетов по укрупненным балансам служила развернутая таблица 1982 г.; для 1988-1990 гг. такой базой служил 110-отраслевой баланс 1987 г. (для 1980-1981 гг. базой расчета являлся развернутый МОБ 1977 г.).

В силу этих, а также и ряда других особенностей временные ряды коэффициентов затрат российских МОБ за 1980-1990 гг., пересчитанные в сопоставимую оценку на основе общесоюзных индексов цен, для отдельных отраслей оказываются неоднородными: некоторые (но не все) коэффициенты резко изменяются в годы изменения методологии расчета МОБ, а в ряде случаев – и в годы централизованного пересмотра цен (например, для сельского хозяйства это 1983 г.). Такого рода «переломы» в динамике коэффициентов затрат являются в основном побочным эффектом принятого нами метода переоценки показателей межотраслевых балансов в сопоставимые цены.

По этой причине исходные ряды коэффициентов затрат подвергались предварительной корректировке и только после этого использовались в эконометрических построениях. Суть указанной корректировки заключалась в следующем. Для каждого коэффициента затрат $a_{ij}(t)$ строилась регрессионная модель вида:

$$a_{ij}(t) = f(t) + w_{8081} + w_{8286} + \varepsilon_t,$$

где $f(t)$ – некоторая функция времени; w_{8081} и w_{8286} – искусственные переменные, т.е. $w_{8081}=1$ для 1980-1981 гг. и $w_{8081}=0$ для остальных лет, $w_{8286}=1$ для 1982-1986 гг. и

$w_{8081} = 0$ для остальных лет; ε_t – статистическая погрешность. При практических расчетах в большинстве случаев в качестве $f(t)$ использовалась параболическая или линейная функция. После расчета параметров $f(t)$, а также значений искусственных переменных скорректированные значения коэффициента затрат, приведенные к 1990 г., определялись как

$$a_{ij}^{ck}(t) = f(t) + \varepsilon_t.$$

Использование в рамках отчетных МОБ скорректированных значений коэффициентов затрат означает, что для 1980-1989 гг. балансовые тождества межотраслевых таблиц могут, вообще говоря, не соблюдаться и для устранения возникающих дисбалансов требовались поправки либо значений валовых выпусков, либо значений отраслевых компонент конечного спроса. Корректировка конечного спроса в данном случае представлялась наиболее правильной, поскольку расчетные значения функциональных элементов конечного спроса, прежде всего таких, как прирост оборотных фондов и сальдо ввоза-вывоза продукции для периода 1980-1989 гг. заведомо могли содержать погрешность; отраслевые же объемы выпуска продукции в рамках МОБ сформированы на основе данных, регулярно собиравшихся государственной статистикой.

Описание модели формирования КПЗ МОБ. Исходная посылка всей модельной схемы, разработанной в 1990-х годах в лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства ИНП РАН [1], – использование ограниченного круга наиболее достоверных статистических данных: индексов физического объема продукции отраслей промышленности, строительства, сельского хозяйства, транспорта, отдельных межотраслевых потоков затрат в натуральном выражении, а также упомянутых выше данных балансов межотраслевых связей за 1980–1990 гг., приведенных к сопоставимой оценке. В плане техники статистических расчетов задача оценивания коэффициентов прямых затрат (КПЗ) МОБ интерпретируется в виде регрессионной модели с ограничениями на искомые параметры (в данном случае – коэффициенты затрат).

Указанный методологический подход был сохранен и в модифицированной версии модели, описание которой представлено ниже.

Эконометрический подход к оценке матрицы КПЗ. Рассмотрим вначале метод определения КПЗ МОБ при следующих условиях. Пусть известны базисные и текущие показатели валовой и конечной продукции в отраслевом разрезе, а также базисная матрица коэффициентов прямых затрат. Требуется так модифицировать эту базисную матрицу, чтобы ее элементы были совместимы с новыми (текущими) отраслевыми величинами валовой и конечной продукции. Базисную матрицу затрат можно, таким образом, рассматривать как приближение (с некоторой погрешностью) текущей матрицы коэффициентов. Например, в качестве такого приближения для текущего периода времени (года) может выступать отчетная информация о коэффициентах затрат за предыдущий период времени (год).

Обозначим через A матрицу коэффициентов прямых затрат МОБ, через X , Y – векторы валовой и конечной продукции.

Матрице A поставим в соответствие вектор a , содержащий все элементы исходной матрицы, упорядоченные по столбцам, или:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1n} \\ \dots \\ a_{n1}, a_{n2}, \dots, a_{nn} \end{bmatrix} \rightarrow a' = (a_{11}, a_{12}, \dots, a_{1n}, a_{21}, \dots, a_{2n}, a_{31}, \dots, a_{nn}) = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_h), \quad h = n^2.$$

Основное соотношение МОБ $X = AX + Y$ тогда записывается в виде:

$$X = Ga + Y, \tag{1}$$

где G – $(n \times n^2)$ матрица, составленная из нулей и показателей отраслевых валовых выпусков:

$$G = \begin{bmatrix} X_1 0 \dots 0 & X_2 0 \dots 0 & \dots & X_n 0 \dots 0 \\ 0 X_1 0 \dots 0 & 0 X_2 \dots 0 & \dots & 0 X_n 0 \dots 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 \dots \dots 0 & X_1 0 \dots 0 & X_2 0 \dots 0 & \dots X_n \end{bmatrix}.$$

Пусть r – вектор коэффициентов приближений. Тогда имеем:

$$r = a + e, \quad Ga = X - Y, \quad (2)$$

где e – вектор погрешностей (отклонений) искомым элементов вектора a от их приближений, т.е. элементов вектора r .

Рассматривая задачу (2) как регрессионную модель с ограничениями в форме равенств, можно получить следующее выражение для a :

$$\hat{a} = r - VG'(GVG')^{-1}(Gr - (X - Y)), \quad (3)$$

где V – матрица ковариаций элементов вектора отклонений e .

Диагональные элементы V – дисперсии соответствующих элементов вектора e ; внедиагональные элементы характеризуют зависимость между различными элементами вектора e .

Отсутствие информации о степени и знаке связи между изменениями в различных коэффициентах прямых затрат вынуждает предполагать, что матрица V является диагональной:

$$V = \begin{bmatrix} v_1 0 0 \dots 0 \\ 0 v_2 0 0 \dots 0 \\ \dots \\ 0 \dots \dots v_h \end{bmatrix},$$

где v_j – дисперсия соответствующего e_j , $h = n^2$.

Если нет обоснованной информации и об элементах главной диагонали, остается предположить равнозначность всех приближений искомым коэффициентов, т.е. пропорциональность дисперсии v_j квадрату соответствующего элемента вектора a , или

$$v_j \sim a_{ij}^2, \quad j=1, \dots, h, \quad h = n^2.$$

При предположениях, принятых выше, процедура построения искомым коэффициентов a_{ij} заключается в распределении невязки D_i , возникающей при использовании базисных коэффициентов затрат a_{ij}^6 совместно с новыми отраслевыми величинами валовой и конечной продукции:

$$D_i = X_i - \left(\sum_j a_{ij}^6 X_j - Y_j \right)$$

для каждой отрасли МОБ:

$$a_{ij} = a_{ij}^6 + D_i (w_{ij}/X_j),$$

где

$$w_{ij} = (a_{ij}^6 X_j)^2 / \left(\sum_j a_{ij}^6 X_j \right)^2.$$

Легко видеть, что при этом изменения в КПЗ в данной строке МОБ оказываются независимыми от изменений коэффициентов в других строках; общая величина невязки балансового ограничения для данной отрасли распределяется по отдельным элементам соответствующей строки межотраслевого баланса, уменьшая или увеличивая все коэффициенты строки i одновременно.

По этой причине описанный выше метод балансировки не представляет практического интереса. Придать расчетной схеме содержательность можно лишь при условии построения матрицы V , отражающей в явном виде связь в изменениях КПЗ. Следовательно, матрица V является существенным элементом всей расчетной схемы.

Очевидно, что изменение некоторого коэффициента затрат a_{ij} может вызвать изменения коэффициентов как в данной строке i , так и в данном столбце j , причем эти изменения могут или совпадать, или различаться по знаку с направлением изменения самого a_{ij} . Установление такого рода взаимосвязей и их учет при построении матрицы коэффициентов, отвечающих новым балансовым ограничениям, является, следовательно, принципиально необходимым элементом всей расчетной процедуры.

Наличие отчетных МОБ в сопоставимой оценке за ретроспективный период позволяет получить необходимую информацию о корреляционных связях между отдельными коэффициентами затрат.

Данный подход к определению текущих значений коэффициентов $\{a_{ij}\}$ можно рассматривать как модельное описание процесса формирования новой структуры затрат в экономике в связи с изменением количественных итогов функционирования отдельных отраслей. Именно поэтому межотраслевая модель, основанная на приведенных выше соотношениях, получила наименование модели формирования КПЗ (МКЗ).

Изложенный выше метод расчета матрицы КПЗ МОБ предполагает экзогенное задание как валовой, так и конечной продукции. Общий путь решения задачи построения перспективной матрицы прямых затрат исходя лишь из информации о динамике валовой продукции достаточно очевиден – необходимо представить отраслевые элементы конечного продукта как функции КПЗ и валовой продукции.

Пусть для каждого данного момента времени эти связи можно линеаризовать относительно искомым КПЗ, т.е. представить в виде:

$$Y(t) = F(a(t), X(t), \zeta), \quad (4)$$

где $F(*)$ – некоторая векторная функция, линейная по $a(t)$ и в общем случае включающая в качестве аргументов отраслевые показатели валовой продукции, а также какие-либо другие факторы ζ . Тогда нетрудно показать, что задача поиска вектора $a(t)$ сводится к предыдущему случаю.

Рассмотрим проблему параметризации соотношений типа (4).

Наиболее очевидный тип взаимосвязей, существующих между показателями первого квадранта МОБ, – взаимосвязи отдельных видов затрат и выпуска в рамках отрасли, обусловленные существующей технологией производства. Формальным аналогом этих взаимосвязей является производственная функция, связывающая отраслевой объем валовой продукции с различными межотраслевыми потоками $\{X_{ij}\}$ текущих затрат, или $X_j = f(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj})$. Данное соотношение позволяет выразить отраслевую величину условно-чистой продукции² Z_j в виде:

$$Z_j = X_j - \sum_i X_{ij} = f(X_{1j}, X_{2j}, \dots, X_{nj}) - \sum_i X_{ij},$$

т.е. как функцию межотраслевых потоков, а долю добавленной стоимости в валовой продукции – как функцию КПЗ и валовой продукции:

$$z_j = Z_j / X_j = f(a_{1j}, a_{2j}, \dots, a_{nj}, X_j) / X_j - \sum_i a_{ij}. \quad (5)$$

В случае, если функции $f(*)$ линейно-однородные, $\{z_j\}$ оказываются зависящими лишь от КПЗ.

Связь между долями добавленной стоимости z_j и долями конечной продукции в валовом выпуске $y_i = Y_i / X_i$ в рамках текущего года t устанавливается из известных соотношений межотраслевого баланса:

$$y(t) = ((E - K(t))(E - A'(t))^{-1} z(t), \quad (6)$$

² В данном случае сохранена терминология, принятая в рамках системы баланса народного хозяйства (БНХ) в связи с тем, что все модельные построения основываются на данных, сформированных в методологии БНХ.

где $z(t)$, $y(t)$ – векторы отраслевых долей условно-чистой и конечной продукции, $K(t)$ – матрица коэффициентов распределения.

Совмещение соотношений (5) и (6) позволяет определить $Y_i(t)$ как функции текущих КПЗ и валовой продукции. Таким образом, дополнение балансовых связей эконометрическими уравнениями позволяет использовать в расчетах перспективных коэффициентов затрат лишь информацию о динамике валовых выпусков. При этом важно отметить, что в общем виде идентификация соотношения (4) эконометрическими методами требует исследования связи между отраслевыми компонентами конечной продукции и практически всеми существенными КПЗ, подлежащими оценке в рамках межотраслевого баланса. Использование же зависимостей типа производственной функции в совокупности с соотношением (6) значительно упрощает проблему выбора переменных, которые могут быть включены в отдельные эконометрические уравнения.

В формализованном виде задача в данной постановке может быть записана следующим образом:

$$\min (a(t)-r(t))' V^{-1}(a(t)-r(t)) \quad (7)$$

при ограничениях

$$G(t)a(t)=X(t)-Y(t), \quad (8)$$

где

$$\begin{aligned} Y(t) &= \hat{X}(t) [E - \hat{X}(t)^{-1}A(t) \hat{X}(t)] [E - A'(t)]^{-1}z(t) \quad (9) \\ z(t) &= Q(t) + P(t)a(t). \quad (10) \end{aligned}$$

Через $\hat{X}(t)$ в выражении (9) обозначена диагональная матрица из валовых выпусков отраслей, $Q(t)$ и $P(t)$ – вектор и матрица соответствующих размерностей, образованные линеаризацией равенств (5), все остальные обозначения прежние.

Поскольку и вектор $a(t)$, и матрица $A(t)$ состоят из одних и тех же элементов (КПЗ), ограничения (8)-(10) оказываются нелинейными относительно искомым коэффициентов. Если опять воспользоваться аналогией с моделью множественной регрессии, то можно сказать, что обобщение первоначальной постановки задачи оценки показателей первого квадранта МОБ порождает регрессионную модель с нелинейными по искомым параметрам ограничениями (даже несмотря на предположение о линеаризуемости производственных функций).

Как известно, нелинейность регрессионной модели по искомым структурным параметрам обуславливает как значительное усложнение вычислительных алгоритмов, так и неединственность (в общем случае) этих оценок. Аналогичным образом минимизация (7) при ограничениях (8)-(10) требует применения нестандартного вычислительного метода, кроме того, не гарантируется и единственность решения. Ввиду этого практическая реализация процедуры оценки коэффициентов МОБ потребовала некоторой дополнительной модификации рассматриваемой модели, обеспечивающей сведение ограничений (8) к линейному виду. Очевидно, что эта модификация должна быть связана с заменой соотношений (6) некоторыми аналогичными равенствами, линейными по оцениваемым параметрам.

Другое направление упрощения расчетных процедур по модели – ограничение числа искомым коэффициентов. Ввиду наличия большого числа малозначимых потоков в рамках 20-отраслевого МОБ целесообразно ограничиться определением наиболее важных коэффициентов затрат. При этом также резко сокращается размерность исходной задачи (напомним, что максимальный порядок используемых матриц равен размерности вектора a или второй степени размерности матрицы коэффициентов A)³.

³ При практических расчетах наиболее значимые коэффициенты определялись по данным отчетных МОБ прежде всего, исходя из удельного веса соответствующих межотраслевых потоков в общей сумме затрат каждой отрасли и технологических особенностей отдельных отраслей.

Второстепенные коэффициенты затрат для каждой строки МОБ могут быть при этом заменены одним агрегированным коэффициентом a_{id} , равным отношению суммы второстепенных потоков для данной отрасли-поставщика к сумме валовой продукции соответствующих отраслей-потребителей.

В результате каждое балансовое ограничение из модели (2) можно записать в виде:

$$\sum_{j \in J} a_{ij} X_j + a_{id} X_{id} = X_i - Y_i, \quad (11)$$

где J – множество индексов основных потоков затрат; $X_{id} = \sum_{j \notin J} X_j$ – сумма валовой продукции отраслей, не относящихся к множеству J (для данной строки i).

Для каждого столбца матрицы МОБ также может быть определен агрегированный коэффициент второстепенных затрат, равный сумме коэффициентов затрат соответствующего столбца, не входящих в число основных. Наличие в расчетной схеме вспомогательных коэффициентов затрат такого типа приводит к появлению одного дополнительного в сравнении с соотношениями (2) балансового ограничения:

$$\sum_j b_{jd} X_j = \sum_i a_{id} X_{id}, \quad (12)$$

где b_{id} – сумма второстепенных коэффициентов затрат для данного столбца.

В результате описанной модификации балансовых равенств матрица G из соотношений (1)-(3) будет иметь порядок $[(n+1)(n_1+n_2)]$, где n , как и ранее, – число балансовых ограничений, n_1 – число основных коэффициентов затрат, n_2 – общее число дополнительных (строчных и столбцовых) коэффициентов; элементами матрицы G будут, помимо показателей валовой продукции отраслей, величины X_{id} . Следует отметить, что общая формальная схема модели, заданная соотношением (3), остается без изменений: включение в модельные расчеты только основных КПЗ, а также агрегированных вспомогательных коэффициентов a_{id} , b_{jd} лишь видоизменяет матрицу G , вектор a и их размерность, но не само соотношение (3). Поэтому далее рассмотрим модель при условии, что она является полной, т.е. включает все коэффициенты первого квадранта МОБ.

В целом, как вытекает из изложенного, численная реализация модели формирования КПЗ связана, во-первых, с расчетом ковариационной матрицы V , используемой в соотношении (3), во-вторых, с идентификацией структурных параметров отраслевых производственных функций, и в-третьих, с количественным определением соотношений, связывающих конечную и условно-чистую продукцию в отраслевом разрезе. Кроме того, исходные балансовые тождества МОБ:

$$\sum_j a_{ij} X_j(t) + Y_i(t) = X_i(t)$$

также могут быть преобразованы в эконометрические соотношения более общего вида, что открывает дополнительные возможности для модельного описания параметров межотраслевых связей.

Рассмотрим данные вопросы более подробно.

Определение элементов *ковариационной матрицы*, как отмечалось выше, должно быть произведено на основе обработки отчетных динамических рядов КПЗ. В рамках модели была принята следующая исходная гипотеза относительно вида процесса, описывающего изменение во времени отдельно взятого коэффициента затрат:

$$a_{ijt} = a_{ijt-1} + \eta_{ij}, \quad (13)$$

где для отклонений η_{ij} из вышеприведенного выражения принято следующее представление: $\eta_{ij} = a_{ijt-1} \mu_{ij}$, здесь μ_{ij} ($i, j = 1, \dots, n$) являются случайными величинами с нулевым средним и одинаковыми фиксированными дисперсиями.

В соответствии с принятым предположением матрица ковариаций для η_{ij} есть

$$V_t = \hat{a}(t-1) V_{\mu} \hat{a}(t-1), \quad (14)$$

где V_{μ} – корреляционная матрица случайных величин $\{\mu_{ij}\}$. Заметим, что в силу принятого выше предположения о характере распределения величин $\{\mu_{ij}\}$ их корреляционная и ковариационная матрицы совпадают с точностью до постоянного множителя.

Эмпирические значения элементов корреляционной матрицы V_{μ} должны быть исчислены по данным временных рядов темпов изменения КПЗ.

При расчетах оценок текущих коэффициентов затрат на основе регрессионного метода, как уже отмечалось ранее, в качестве начальных приближений могут быть использованы не только базовые значения искомым коэффициентов, т.е. a_{ijt-1} , но и некоторые экзогенно заданные величины. В этом случае соответствующие элементы вектора $a(t-1)$ в (13) заменяются на экзогенные оценки.

При расчете матрицы V_{μ} (а значит и матрицы V) учитываются связи лишь между коэффициентами затрат, стоящими в одноименном столбце или строке матрицы прямых затрат МОБ. Тем самым парные корреляции и соответственно ковариации определялись либо для коэффициентов затрат, образующих отраслевую технологию (т.е. по столбцу), либо для коэффициентов, зависящих друг от друга ввиду связей, складывающихся в процессе распределения продукции данной отрасли (т.е. по строке).

Ковариации для элементов матриц прямых затрат, находящихся в разноименных строках и столбцах, не исчислялись, в частности, потому, что непосредственная связь между такими элементами не может существовать (например, между расходом электроэнергии на собственные нужды электростанций и внутренним оборотом пищевой промышленности и т.п.), тогда как косвенная зависимость учитывается как раз вследствие наличия ненулевых корреляций между коэффициентами затрат в пределах каждой строки и столбца.

Отраслевые производственные функции. Ограниченность объема исходной статистической информации, которая может быть использована для расчета производственных функций, требует специфического подхода к оценке параметров этих зависимостей.

В частности, по соображениям качественного характера необходимо, чтобы статистическая модель вида:

$$X = f(M_1, \dots, M_j, \dots, M_k), \quad (15)$$

где X – валовая продукция отрасли (в данном случае мы опускаем отраслевой индекс, M_i – материальные затраты вида i) включала значительное число различных видов затрат, в предельном случае – все виды затрат в номенклатуре укрупненного МОБ. Вместе с тем исходные временные ряды, по которым должна быть произведена идентификация данной статистической модели, для первоначальной версии модели насчитывали лишь 11 точек (имеются в виду отчетные данные с 1980 по 1990 г.). Отсюда очевидна невозможность построения модели (15) обычным регрессионным методом.

Подход, использованный для построения многофакторной производственной функции типа (15), базировался на объединении (композиции) однофакторных моделей вида:

$$X = f(M_j). \quad (16)$$

Как известно из теории межотраслевых связей, исходной предпосылкой построения моделей типа «затраты–выпуск» служит предположение о строгой комплементарности (дополняемости) различных видов затрат в процессе производства. Соответственно для МОБ формальным выражением связи выпуска и различных видов затрат в рамках отдельной отрасли является соотношение

$$X = \min \{M_1/a_1, \dots, M_j/a_j, \dots, M_n/a_n\}, \quad (17)$$

или система уравнений

$$\begin{aligned} M_1 &= a_1 X \\ M_2 &= a_2 X \\ &\dots\dots\dots \\ M_n &= a_n X, \end{aligned}$$

где $\{a_j\}$ – КПЗ для данной отрасли.

Вполне очевидно, что применительно к реальным экономическим данным условия (17) могут выполняться лишь приближенно из-за уровня агрегирования экономической информации, изменчивости технологических пропорций и т.п. Это означает, что попарное сопоставление динамики X и $\{M_j\}$ будет указывать на различную степень взаимосвязи (взаимозависимости) рассматриваемых переменных. При этих обстоятельствах действительное значение отраслевого выпуска X будет в наибольшей степени определяться теми элементами затрат, динамика которых наиболее тесно (в статистическом смысле) связана с динамикой продукции, или иначе говоря, с теми видами затрат, которые в наибольшей степени лимитируют объем производства в отрасли.

Предполагая, как это традиционно принимается в теории межотраслевых связей, линейную связь затрат и выпуска и изменчивость КПЗ с течением времени, можно записать $X_t = M_{jt}/a_{jt}$, или в темпах прироста соответствующих величин

$$x_t = m_{jt} - \tau_{jt}, \quad (18)$$

где τ_{jt} – темп изменения коэффициента затрат a_{jt} .

Статистический характер связи переменных в рамках соотношений типа (18) означает, что имеется набор уравнений, соответствующих различным видам затрат, и каждое из этих уравнений характеризуется различной теснотой связи входящих в него переменных. Таким образом имеем систему уравнений:

$$\begin{aligned} x_t &= m_{1t} - \tau_{1t} + \varepsilon_{1t} \\ x_t &= m_{2t} - \tau_{2t} + \varepsilon_{2t} \\ &\dots\dots\dots \\ x_t &= m_{nt} - \tau_{nt} + \varepsilon_{nt}, \end{aligned} \quad (19)$$

где ε_{jt} – статистическая ошибка соответствующего уравнения.

В первоначальной версии МКЗ для идентификации отраслевых производственных функций был использован специальный метод оценивания, основывающийся на объединении (композиции) отдельных уравнений из набора (19). Применительно к классу линейных регрессионных моделей указанный метод подробно рассматривается в работе [5].

В данной конкретной задаче следует отметить три специфических момента, связанных с применением метода объединения частных моделей в рамках МКЗ.

Во-первых, будем исходить из предположения, что значения τ_{jt} неизменны на временном интервале, на котором проводится оценивание производственной функции, а также что ε_{jt} подчиняются, как традиционно принимается, например в методе наименьших квадратов, распределению с нулевым средним и постоянной дисперсией (для данного вида затрат j).

Во-вторых, в силу того, что уравнения типа (18) априори предполагают линейность X по M_j и соответственно единичное значение коэффициента при m_j , для объединяющей зависимости:

$$x_t = \sum_j \beta_j m_{jt} + \beta_0 \quad (20)$$

должно иметь место равенство $\sum_j \beta_j = 1$.

В-третьих, задача оценки коэффициентов $\{\beta_j\}$ формулируется (в соответствии с принципами, изложенными в работе [5]) в виде:

$$\begin{aligned}
 x_i &= \sum_j \beta_j m_{jt} + \beta_0 + \varepsilon \\
 w_i &= \beta_i + \delta_i, \quad (i=1, 2, \dots, n), \\
 \sum_j \beta_j &= 1, \\
 w_i &= (1/\sigma_i^2) / [\sum_j (1/\sigma_j^2)], \quad i, j=1, \dots, n,
 \end{aligned}
 \tag{21}$$

где $\{\sigma_j^2\}$ – остаточные дисперсии отдельных уравнений системы (17).

Максимально возможное число видов затрат, использованных для построения отраслевых производственных функций, определено размерностью исходной задачи по оценке КПЗ. Для некоторых отраслей, однако, результаты предварительных расчетов показали, что в действительности динамика выпуска существенно связана с меньшим числом видов затрат, чем это можно было бы предположить исходя из перечня наиболее существенных коэффициентов. Выше отмечалось, что в модели формирования КПЗ в процессе расчетов должны оцениваться также агрегированные коэффициенты второстепенных затрат. В расчетах же производственных функций эти последние коэффициенты не использовались.

В рамках модифицированной версии МКЗ используется иной (хотя и сходный по существу) способ идентификации факторных коэффициентов эластичности отраслевых производственных функций, основывающийся на применении метода главных компонент. Построение многофакторной модели $x_t = \sum_j \beta_j m_{jt} + \beta_{0t}$ (удовлетворяющей условиям $\beta_j = \text{const}, \beta_j > 0, \sum_j \beta_j = 1; \beta_{0t}$ – переменная во времени и неизвестная величина)

тождественно нахождению такой линейной комбинации темпов изменения эффективности использования отдельных видов материальных ресурсов $r_{jt} = (x_t - m_{jt})$:

$$\beta_{0t} = \sum_j \beta_j r_{jt},$$

динамика которой наилучшим (в математическом смысле) образом аппроксимирует динамику частных показателей темпов изменения эффективности r_{jt} . Для этого отчетные значения r_{it} нормируются по правилу:

$$r_{jt}^H = (r_{jt} - r_{\min_j}) / (r_{\max_j} - r_{\min_j}),$$

где r_{\min_j} и r_{\max_j} – соответственно минимальный и максимальный элементы отчетного временного ряда ($r_{j1}^H, r_{j2}^H, \dots, r_{jT}^H$) темпов изменения эффективности материального ресурса вида j ; T – длина временных рядов отчетных показателей темпов изменения эффективности r_{jt} ; n – как и ранее, число видов материальных ресурсов, учитываемых в производственной функции.

Далее $\{r_{it}^H\}$ упорядочиваются в виде матрицы:

$$\Theta = \begin{bmatrix} r_{11}^H, r_{12}^H, \dots, r_{1T}^H \\ r_{21}^H, r_{22}^H, \dots, r_{2T}^H \\ \dots, \dots, \dots, \dots \\ r_{n1}^H, r_{n2}^H, \dots, r_{nT}^H \end{bmatrix}$$

затем находится первое (наибольшее) собственное число матрицы $\Theta\Theta'$ и соответствующий ему первый собственный вектор, элементы которого и используются для расчета значений $\{\beta_j\}$ (оперирование нормированными величинами r_{jt}^H необходимо для того, чтобы гарантировать неотрицательность $\{\beta_j\}$).

Подробное описание данного метода применительно к задачам, связанным с оцениванием многофакторных статистических моделей, предполагается изложить

в специальной работе. Здесь же необходимо отметить, что применение метода главных компонент при идентификации отраслевых производственных функций позволяет отказаться от первой из предпосылок использовавшегося в первоначальной версии МКЗ метода, носящей ограничительный характер (см. выше).

Уравнения, связывающие условно-чистую и конечную продукцию. Наиболее очевидный способ количественного определения параметров связей отраслевых элементов условно-чистой и конечной продукции – использование традиционного регрессионного метода. Таким образом, речь идет о необходимости верификации совокупности зависимостей $y_{it} = f(z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt})$, связывающих отраслевые доли конечной продукции (y_{it}) с отраслевыми наборами долей условно-чистой продукции в валовой продукции ($z_{1t}, z_{2t}, \dots, z_{nt}$).

Результаты эконометрических построений свидетельствуют, что за редким исключением изменение y_i отрасли i наиболее тесно связано с изменением доли условно-чистой продукции этой же отрасли, а также отраслей, технологически наиболее тесно связанных с данной отраслью i . При этом для всех исследованных отраслей удается подобрать зависимости, характеризующиеся и высоким коэффициентом детерминации и приемлемыми уровнями значимости оцениваемых параметров.

Тем не менее ограниченный объем исходной статистической выборки, которая может быть использована для оценивания регрессионных уравнений, не позволяет (как это уже неоднократно упоминалось) включить в рассчитываемые уравнения более 2-3 независимых переменных, что, бесспорно, снижает ценность такого варианта модели.

Другой возможный метод параметризации связей между отраслевыми составляющими условно-чистой и конечной продукции, который был принят в модели, основывается на замене балансового тождества $y(t) = ((E - K(t))(E - A'(t))^{-1})z(t)$ (где как и ранее K – матрица коэффициентов распределения, A – матрица КПЗ МОБ) близким к нему соотношением:

$$y(t) = R(t)z(t) + U. \quad (22)$$

Элементы матрицы R либо задаются как средние из соответствующих значений элементов матриц $(E - K(t))(E - A'(t))^{-1}$ за ретроспективный период (в этом случае R считается неизменной во времени), либо в качестве R принимается $(E - K(t-1))(E - A'(t-1))^{-1}$.

Таким образом, предполагается, что изменчивость во времени матрицы $(E - K(\tau))(E - A'(\tau))^{-1}$ относительно невелика и поэтому элементы, соответствующие году $(t-1)$ (либо средние из ее элементов за отчетный период), могут быть приняты в качестве оценок угловых коэффициентов в уравнениях, связывающих $y(t)$ и $z(t)$.

Зная по отчетной информации значения $\{y(t), z(t), R(t)\}$, можно определить U матричного уравнения (22) как среднюю из остатков $(y(t) - R(t)z(t))$.

Как показали проводившиеся при построении первоначальной версии МКЗ расчеты матриц $(E - K(t))(E - A'(t))^{-1}$ по фактическим данным МОБ за 1980-1990 гг., гипотеза о примерном постоянстве элементов этих матриц оказывается справедливой: изменения в элементах $R(t)$ в этот период приходятся в основном на 1982 и 1987 гг., т.е. связаны главным образом с различиями в методологии составления межотраслевых таблиц, произошедшими за отчетный временной интервал; тот же вывод справедлив и для динамики компонент вектора-остатка $(y(t) - R(t)z(t))$.

Использование соотношения (22) в процессе расчета текущих коэффициентов модели предполагает, что при $U=0$ изменения отраслевых долей конечной продукции являются исключительно результатом изменения искомых КПЗ. Однако реальные изменения конечной продукции – итог двух принципиально различных процессов: 1) изменений долей условно-чистой продукции (добавленной стоимости) в валовом выпуске отдельных отраслей экономики, являющихся следствием изменения КПЗ и 2) изменений конечной продукции вследствие изменения отрас-

левой структуры валовых выпусков (при условии неизменности совокупности КПЗ). Это непосредственно следует из тождества $Y_t - Y_{t-1} = (E - A_t)X_t - (E - A_{t-1})X_{t-1}$. Очевидно, что неизменность во времени матрицы КПЗ означает, что $Y_t = (E - A_{t-1}) X_t$ и

соответственно $y(t) = \hat{X}_t^{-1} (E - A_{t-1}) X_t$, т.е. в общем случае вектор отраслевых долей конечной продукции в валовой не может быть постоянным.

В связи с этим с целью явного учета фактора отраслевой структуры валовых выпусков в модифицированной версии модели принята следующая спецификация векторного уравнения, связывающего $y(t)$ и $z(t)$:

$$y(t) = Y_a y_a(t) + Y_c y_c(t) + U,$$

где

$$y_a(t) = R(t)z(t) = (E - K(t-1))(E - A'(t-1))^{-1} z(t) \quad (23)$$

$$y_c(t) = \hat{X}_t^{-1} (E - A_{t-1}) X_t = (E - K_{t-1}^*) I; I = (1, 1, \dots, 1).$$

Таким образом, в соответствии с (23) отраслевые доли конечной продукции в каждый данный момент времени формируются под воздействием, с одной стороны, текущих значений коэффициентов затрат (что отражается функцией $y_a(t)$), с другой – отраслевой структуры валовых выпусков (что отражается функцией $y_c(t)$). Вектор констант U имеет тот же смысл, что и в соотношении (22).

Y_a и Y_c – диагональные матрицы, составленные соответственно из неотрицательных коэффициентов γ_{ai} и γ_{ci} . Эти коэффициенты характеризуют в отраслевом разрезе сравнительную значимость каждого из выделенных факторов в формировании текущих значений отраслевых долей конечной продукции в валовом выпуске.

Поскольку за ретроспективный период значения $y_a(t)$, $y_c(t)$ могут быть непосредственно определены из имеющихся статистических данных, идентификация отраслевых уравнений, входящих в векторное соотношение (23), сводится к нахождению коэффициентов γ_{ai} и γ_{ci} , а также вектора свободных членов U регрессионным методом.

Таким образом, использование соотношения (22), с одной стороны, позволяет свести исходную задачу оценивания КПЗ к несложной в вычислительном отношении процедуре. С другой – изложенный здесь метод параметризации связей отраслевых элементов условно-чистой и конечной продукции оказывается как обоснованным с эмпирической точки зрения, так и вполне корректным в статистическом отношении, поскольку для каждого отраслевого уравнения:

$$y_i(t) = \gamma_{ai} y_{ai}(t) + \gamma_{ci} y_{ci}(t) + U_i, \quad (24)$$

входящего в соотношение (22), определяются лишь три параметра.

Как было отмечено, в рамках модели целесообразно ограничиться оценкой лишь основных коэффициентов матрицы прямых затрат. Между тем для формирования текущей матрицы R из выражения (22) необходима полная матрица КПЗ за предшествующий момент времени. Поэтому, чтобы сделать процедуру вычисления коэффициентов затрат реализуемой при расчетах за ряд последовательных лет, используется специальное представление матрицы A , состоящее в следующем.

В число отраслей МОБ вводится дополнительная «фиктивная» отрасль, валовая продукция которой принимается равной сумме потоков второстепенных затрат, или $X_{fd} = \sum_i a_{id} X_{id}$ из выражения (12). Коэффициенты затрат, стоящие в дополнительной

строке, – суть суммарные коэффициенты второстепенных затрат b_{jd} , определенные в соответствии с (12); коэффициент внутреннего оборота «фиктивной» отрасли принимается равным нулю; коэффициенты затрат других отраслей МОБ на «фиктивную» отрасль определяются по следующему правилу: $c_{id} = a_{id} X_{id} / (\sum_k a_{kd} X_{kd})$.

В результате указанного преобразования исходная таблица КПЗ приводится к виду:

$$A_{\text{мод}} = \begin{array}{|c|c|} \hline A_{\text{осн}} & \begin{array}{c} c_{1д} \\ c_{2д} \\ \dots \\ c_{нд} \end{array} \\ \hline b_{1д} \ b_{2д} \dots b_{jд} \dots & 0 \end{array}$$

где $A_{\text{осн}}$ – квадратная ($n \times n$) матрица, составленная из основных коэффициентов затрат. Нетрудно видеть, что матрица $A_{\text{мод}}$ удовлетворяет исходным балансовым соотношениям, как и первоначальная полная матрица КПЗ. Тем самым использование матрицы $A_{\text{мод}}$ вместо исходной матрицы A при функционировании модели формирования КПЗ позволяет избежать дополнительных расчетов, связанных с приближенным определением всего спектра второстепенных коэффициентов затрат. В рамках межотраслевой модели модифицированная матрица $A_{\text{мод}}$ применялась вместо первоначальной матрицы A также и для расчета векторов $y_a(t)$ (см. (23)), которые далее использовались в процессе оценивания уравнений типа (24) регрессионным методом.

Задача определения КПЗ, сформулированная выше и интерпретируемая в виде линейной регрессионной модели с линейными же ограничениями-равенствами, предполагает точное выполнение балансовых тождеств (2). Между тем и уравнения отраслевых производственных функций (15), и уравнения (24), связывающие отраслевые элементы конечной и условно-чистой продукции – суть статистические зависимости, выполняющиеся лишь приближенно. Иначе говоря, в балансовом соотношении типа (2), где вектор показателей конечной продукции параметризован как функция искомым КПЗ и известных валовых выпусков, должна присутствовать статистическая погрешность. Однако принятая форма модели, включающая точные балансовые равенства (2), является чрезвычайно удобной в вычислительном отношении (подробнее см. [1, 2]). Рассмотрение же соотношений типа (2) как регрессионных делает всю вычислительную схему модели практически нереализуемой.

Ввиду этого обстоятельства в модифицированном варианте МКЗ балансовые тождества представляются следующим образом:

$$\sum_j a_{ij}(t)X_j(t) + Y_i(t) - \chi_i X_i(t) = 0. \tag{25}$$

Коэффициенты χ_i включаются в общий процесс расчетов наряду с КПЗ, подлежащими оценке. Априорной оценкой (приближением) для χ_i является, очевидно, единичное значение; дисперсии этой группы коэффициентов могут быть определены, например, исходя из погрешностей уравнений типа (15) и (24), получаемых по результатам статистического оценивания указанных групп уравнений. Соответственно коэффициенты $(1 - \chi_i)$ – это относительные характеристики степени невязки балансовых ограничений, возникающие из-за неточности статистических соотношений, включаемых в модель.

Свойства и возможные направления использования модели. *Общая схема построения решения модели и последовательность расчетов.* С учетом дополнительных переменных χ_i , фигурирующих в балансовых тождествах типа (25), переопределим следующим образом матрицы и векторы, введенные в рассмотрение в выражениях (1)-(3).

Пусть для t – данного момента времени $a(t)$ есть вектор, составленный из упорядоченных по столбцам искомым КПЗ, а также коэффициентов χ_{it} , включаемых в балансовые тождества. Таким образом, $a'(t) = (a_{11t}, a_{12t}, \dots, a_{1nt}, \dots, a_{nnt}, \chi_{1t}, \chi_{2t}, \dots, \chi_{nt})$.

Матрица $G(t)$ размерности $(n \times (n^2 + n))$ формируется аналогично определению, принятому ранее, с тем отличием, что последние n столбцов данной матрицы включают отраслевые показатели валовых выпусков со знаком «минус» для обес-

печения выполнения балансовых тождеств МОБ с учетом дополнительных переменных. Таким образом:

$$G(t) = \left[\begin{array}{cccc|cccc} X_{1t} & 0 & \dots & 0 & X_{2t} & 0 & \dots & 0 & \dots & X_{nt} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X_{1t} & 0 & \dots & 0 & 0 & X_{2t} & \dots & 0 & \dots & 0 & X_{nt} & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & 0 & X_{1t} & 0 & \dots & 0 & X_{2t} & 0 & \dots & 0 & \dots & X_{nt} & 0 & \dots & 0 & -X_{nt} \end{array} \right].$$

Тогда балансовые тождества МОБ записываются в виде:

$$G(t)a(t) = -Y(t). \quad (26)$$

Отраслевые производственные функции типа (20) являются линейными (в терминах темпов прироста входящих в эти функции переменных). Поэтому для данной отрасли j доля условно-чистой продукции в валовой $z_{jt} = Z_{jt} / X_{jt} = (1 - \sum_j a_{ijt})$ выра-

жается через значения коэффициентов a_{ij} , a_{ijt-1} , а также коэффициента отраслевой производственной функции α_{ij} следующим образом:

$$z_{jt} = \beta_{0j} + \sum_j a_{ijt} [\beta_{ij} / a_{ijt-1} - 1]. \quad (27)$$

В векторно-матричных обозначениях

$$z(t) = Q(t) + P(t)a(t), \quad (28)$$

где вектор $Q(t)$ и матрица $P(t)$ образованы из соответствующих элементов отраслевых уравнений (27).

Подставляя обозначения (28) в выражение:

$$y(t) = Y_a R(t)z(t) + Y_c y_c(t) + U, \quad (29)$$

связывающее векторы долевых показателей $y(t)$ и $z(t)$, получаем:

$$\begin{aligned} y(t) &= Y_a R(t) (Q(t) + P(t)a(t)) + Y_c y_c(t) + U = \\ &= Y_a R(t)P(t)a(t) + Y_a R(t)Q(t) + Y_c y_c(t) + U. \end{aligned}$$

В результате балансовые равенства (26) преобразуются в вид:

$$[G(t) + \hat{X}(t) Y_a R(t)P(t)]a(t) = -\hat{X}(t)[Y_a R(t)Q(t) + Y_c y_c(t) + U].$$

Соответственно выражение (3) принимает вид:

$$a(t) = r(t) - V(t)I(t)'(\Gamma(t)V(t)\Gamma(t)')^{-1} \{\Gamma(t)r(t) - \hat{X}(t)[Y_a R(t)Q(t) + Y_c y_c(t) + U]\}, \quad (30)$$

где $\Gamma(t) = G(t) + \hat{X}(t)Y_a R(t)P(t)$.

При рассмотрении общего вида решения, предполагалось, что искомыми являются все без исключения текущие значения КПЗ. Как отмечалось выше, применение данной схемы расчета для оценки совокупности основных (наиболее значимых) коэффициентов затрат видоизменяет только определение матриц и векторов, входящих в равенство (30), но не сам общий вид данной формулы.

Функционирование модели формирования коэффициентов затрат при расчетах за ряд последовательных лет складывается из следующих операций.

1. При известных значениях векторов валовых выпусков $X(t-1)$, $X(t)$ и матрицы КПЗ $A(t-1)$ применяется линеаризация отраслевых производственных функций и представление отраслевых соотношений условно-чистой и валовой продукции как линейных функций вектора искомых коэффициентов затрат $a(t)$.

2. Полученные линейные соотношения совмещаются с равенствами типа (29), что обеспечивает соблюдение балансовых тождеств (26).

3. Производится расчет искомого вектора $a(t)$ в соответствии с формулой (30), в которой в качестве вектора приближений $r(t)$ используется известный вектор $a(t-1)$, образованный из элементов матрицы $A(t-1)$; отдельные элементы вектора приближений $r(t)$ могут быть также определены на основе экспертной либо другой информации (см. ниже).

При переходе к расчету для года $(t+1)$ описанные выше шаги повторяются, исходя из рассчитанных ранее коэффициентов матрицы $A(t)$ и векторов валовых выпусков $X(t)$, $X(t+1)$.

Использование экзогенной информации. Форма модели позволяет включить в расчеты экзогенную информацию об отдельных коэффициентах затрат, значения которых могут быть определены из отчетных статистических данных. Для этого соответствующие строки и столбцы ковариационной матрицы V должны быть приняты равными нулю, а соответствующие приближенные значения искомым коэффициентов точно заданными.

Имеющаяся информация об отдельных межотраслевых потоках в натуральном выражении за 1990-е – 2000-е годы (например, о затратах электроэнергии в отдельных отраслях промышленности, сельском хозяйстве, строительстве и на транспорте, о поставках удобрений сельскому хозяйству, объеме нефти, направленной на переработку, расходе черных металлов в машиностроении и т.п.) позволяет сократить количество реально рассчитываемых в межотраслевой модели коэффициентов или существенно ограничить область их (коэффициентов) возможных значений (методы использования указанной информации применительно к периоду 1990-1995 гг. описаны в работе [2]).

Получение дополнительных данных о межотраслевых потоках при эксплуатации описанной расчетной схемы дает возможность оперативно осуществлять пересчет и уточнение матриц КПЗ, обеспечивать органичное совмещение прямых отчетных данных с результатами модельных расчетов.

Возможность актуализации параметров модели. Использование МКЗ для генерирования КПЗ и постепенное накопление этой информации позволяют периодически осуществлять пересчет структурных параметров эконометрических соотношений, включенных в модель. Так, МКЗ в ее первоначальной версии была верифицирована на данных 1980-1990 гг. После получения ретроспективных оценок о динамике КПЗ за 1991-1995 гг. эконометрические уравнения, входящие в модель, были оценены на основе данных 1980-1995 гг. и использованы в расчетах коэффициентов затрат за 1996-2003 гг. При расчетах коэффициентов затрат за 2004-2007 гг.⁴ эконометрические уравнения, входящие в модель, были вновь переоценены по данным за 1980-2003 гг.

Связь с предшествующими разработками в данной области. В теоретическом и методическом плане данный подход, один из ключевых элементов которого – учет статистических взаимозависимостей между отдельными коэффициентами затрат, является до известной степени преемственным по отношению к работам, связанным с анализом эффектов наличия неопределенности в исходной информации МОБ (см., например, [6, 7]), а также по отношению к исследованиям, проводившимся на базе модели межотраслевых взаимодействий [8, 9]. В частности, в работе [6] отмечена необходимость учета корреляций между коэффициентами затрат в рамках одноименных отраслей; принципы, на которых основывалась модель межотраслевых взаимодействий, в явном виде предполагали наличие разнообразных взаимосвязей между различными потоками затрат.

Следует отметить и работы [10, 11], в которых рассматривались методы балансирования межотраслевой таблицы, основанные на принципах, сходных с исполь-

⁴ Как известно, начиная с 2005 г. представление Росстатом сведений, характеризующих социально-экономические итоги развития РФ, осуществляется в соответствии с Общероссийским классификатором видов экономической деятельности (ОКВЭД), заменившим Общесоюзный классификатор отраслей народного хозяйства (ОКОНХ). Вместе с тем вся существующая в настоящее время отчетная информация о межотраслевых связях формировалась в рамках ОКОНХ. Равным образом все статистические данные, ранее использовавшиеся нами при верификации параметров межотраслевой модели, также существуют лишь в методологии ОКОНХ. В связи с этим при проведении расчетов показателей межотраслевых связей за 2005-2007 гг. производилась перегруппировка отчетных данных о выпуске продукции в разрезе отдельных видов экономической деятельности в агрегаты (группы производств), максимально соответствующие прежним укрупненным отраслям промышленности и экономики.

зованными нами, включая в том числе и трактовку данной задачи в виде регрессионной модели с ограничениями в форме равенств.

Отсутствие отчетной информации о межотраслевых связях, которая дала бы возможность оценить корреляции между изменением отдельных коэффициентов a_{ij} – основная причина того, что в упомянутых выше работах [6, 10] предлагаемые методы имели по преимуществу постановочный характер.

Результаты исследований в области моделирования межотраслевых взаимодействий с использованием динамических рядов отдельных потоков затрат показали целесообразность и необходимость учета статистических связей между отдельными коэффициентами затрат в прогнозно-аналитических разработках.

Вместе с тем неустойчивость оценок регрессионных уравнений, связывающих отдельные потоки затрат [12, 13], а также и ограниченность (в сравнении с тем статистическим базисом, на котором строилась модель межотраслевых взаимодействий) современной информации о межотраслевых связях предопределили необходимость разработки иной модельной схемы, базирующейся в той или иной степени на сходных методических принципах. Сказанное в значительной степени и обусловило разработку межотраслевой модели в той форме, которая принята в данной работе.

Литература

1. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. Методы интеграции балансового и эконометрического подходов в исследовании динамики межотраслевых связей // *Проблемы прогнозирования*. 1997. № 4.
2. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. Изменение структуры межотраслевых связей российской экономики в первой половине 90-х годов // *Проблемы прогнозирования*. 1998. № 1.
3. Суворов Н.В. Направления использования межотраслевого метода в прогнозно-аналитических исследованиях материально-вещественных пропорций воспроизводства // *Проблемы прогнозирования*. 2001. № 1.
4. Суворов Н.В. Макроструктурный анализ тенденций технологических изменений // В кн.: *Модернизация российской экономики и государственное управление*. М.: КомКнига, 2006.
5. Суворов Н.В. Макроэкономическое моделирование технологических изменений (теоретические, прикладные и инструментальные вопросы). М.: ГУ-ВШЭ, 2002.
6. Еришов Э.Б. Неопределенность информации и устойчивость решения статической модели планового межотраслевого баланса // В кн.: *Проблемы народнохозяйственного оптимума*. М.: Экономика, 1969.
7. Лавровский Б.Л. К вопросу о вероятностных межотраслевых моделях // В кн.: *Укрупненные и межотраслевые модели народного хозяйства*. Новосибирск: Наука, 1976.
8. Яременко Ю.В., Еришов Э.Б., Смышляев А.С. Модель межотраслевых взаимодействий // *Экономика и математические методы*. 1975. Вып. 3.
9. Яременко Ю.В. Структурные изменения в социалистической экономике. М.: Экономика, 1980.
10. Стоун Р. Метод «затраты-выпуск» и национальные счета. М.: Статистика, 1964.
11. Тейл Г. Прикладное экономическое прогнозирование. М.: Прогресс, 1970.
12. Журавлев С.Н. Согласование народнохозяйственных пропорций и структуры использования взаимозаменяемых ресурсов // *Экономика и математические методы* 1986. Вып. 1.
13. Журавлев С.Н. Структурные сдвиги в экономике: факторы, влияние на эффективность и рост // *Экономика и математические методы*. 1986. Вып. 3.