

## **БАЛАНСОВЫЕ И ФАКТОРНЫЕ МОДЕЛИ КАК ИНСТРУМЕНТ АНАЛИЗА И ПРОГНОЗИРОВАНИЯ СТРУКТУРЫ ЭКОНОМИКИ<sup>1</sup>**

*Общие положения о содержании и методах построения прогноза структуры экономики* в аспекте материально-вещественных пропорций, представленные ниже, основываются на обобщении отечественных и зарубежных работ в данной области [1-4].

В наиболее общем виде прогноз структуры экономики – это определение на перспективный период совокупности взаимосогласованных показателей, характеризующих динамику выпуска, текущих затрат, объемов трудовых и капитальных ресурсов, применяемых в отдельных отраслях (или видах экономической деятельности)<sup>2</sup> национальной экономики, а также динамику основных компонент конечного спроса. Описание собственно структуры экономики строится при этом в терминах разнообразных относительных индикаторов отраслевого и межотраслевого уровня, таких как отраслевая структура производимой продукции, структура затрат отдельных отраслей экономики, функциональная и отраслевая структура конечного спроса и т.д.

Отечественный и зарубежный опыт построения комплексных экономических прогнозов (в качестве наиболее известного примера здесь следует указать на Комплексную программу научно-технического прогресса и его социальных последствий, разрабатывавшуюся в 1970-1980-х годах в СССР) позволяет сформулировать некоторые общие методические принципы построения прогноза структуры экономики.

1. В ходе прогнозных расчетов должны быть определены те требования, которые народнохозяйственный спрос предъявляет к

---

<sup>1</sup> Статья подготовлена при финансовой поддержке РФФИ (проект № 16-06-00319). Также в данной научной работе использованы результаты проекта «Разработка сценариев развития российской экономики на перспективу до 2034 года: факторы роста и структурные изменения», в рамках Программы фундаментальных исследований НИУ ВШЭ в 2017 г.

<sup>2</sup> В данном случае понятия «отрасль» (применяемое в ОКОНХ) и «вид экономической деятельности» (применяемое в ОКВЭД) рассматриваются как эквивалентные.

отраслевой структуре экономики. Этот спрос фиксируется прежде всего в результатах общего прогноза темпов и факторов экономического развития. Одновременно итогом структурного прогноза должно быть определение тех ограничений, которые тенденции изменения отраслевой структуры накладывают на народнохозяйственную динамику. Развитие отдельных отраслей и взаимосвязи между ними должны рассматриваться как активный элемент формирования факторов и темпов роста экономики. Такие требования к структурному прогнозу вполне правомерны, поскольку процессы формирования отраслевой структуры экономики являются одновременно составной частью механизмов роста и распределения ресурсов в народном хозяйстве [3].

Отметим, что исследование тенденций изменения отраслевой структуры хозяйства и факторов, ее определяющих, может внести коррективы в представления о возможных темпах роста, объемах потребления и накопления, которые складываются при анализе на народнохозяйственном уровне.

2. В задачи структурного прогноза входит обоснование всего комплекса народнохозяйственных и межотраслевых факторов, определяющих развитие каждой отдельной отрасли. Особенно важно установить тенденции в усилении или ослаблении роли отдельных факторов, а также определить, какие из факторов вообще перестают действовать и какие приходят им на смену в перспективном периоде. Так, отрасли машиностроения и строительства используют несколько основных видов взаимозаменяемых (в определенной степени) конструкционных материалов: черные металлы, цветные металлы, химические материалы, лес, различные минеральные строительные материалы. Для производства электроэнергии может использоваться как органическое топливо (газ, уголь или нефтепродукты), так и гидро- или атомная энергия, в текстильном производстве – натуральное и синтетическое сырье и т.д. Ориентация на то или иное сочетание факторов зависит не только от внутренних потребностей данной отрасли, но и от тех условий, в которых развивается весь комплекс подразделений, формирующих предложение ресурсов.

В конечном счете в рамках структурного прогноза должна быть определена вероятная динамика отдельных отраслей, определяемая всей совокупностью экономических условий, включающих как потребности в продукции отрасли, так и возможно-

сти ее роста, связанные с имеющимися ресурсами, их составом, участием отрасли в их воспроизводстве, ее экономическими функциями во взаимодействии с другими отраслями. Структурный прогноз должен указать, когда в связи с предполагаемым изменением состава народнохозяйственных ресурсов начнет утрачиваться значение одних отраслей, произойдет падение темпов их роста и одновременно выдвинутся вперед другие отрасли. Он должен дать характеристику всей сумме структурных сдвигов, их взаимной преемственности, последовательности и продолжительности каждого из них во времени.

Окончательная цель прогноза – указать альтернативные пути изменения структуры экономики и тем самым наметить общие контуры возможных вариантов структурной политики в будущем.

3. Основные исходные показатели прогноза структуры экономики – это итоговые показатели макроэкономического прогноза, такие как темпы изменения общего объема конечного спроса, соотношение накопления основного капитала и потребления домашних хозяйств, динамика первичных производственных ресурсов – основных фондов и занятых (работающих).

В процессе прогнозных расчетов должна быть реализована обратная связь между прогнозом структуры экономики и общим макроэкономическим прогнозом. Только после нескольких последовательных итераций, учитывающих взаимное влияние народнохозяйственного прогноза темпов и факторов и прогноза структуры экономики, может быть достигнуто соответствие между ними.

4. Вторая область прогнозных исследований, результаты которых должны учитываться в прогнозе структуры экономики, – автономные прогнозы развития отдельных отраслей. Прогнозы отдельных отраслей, опирающиеся на внутренние закономерности их развития, могут в общем случае не соответствовать результатам, вытекающим из межотраслевых расчетов. Однако учет итогов разработок автономных отраслевых прогнозов может обогатить и уточнить прогноз всей совокупности отраслевых показателей.

Роль прогноза структуры экономики заключается, таким образом, как в получении самостоятельных результатов, так и в согласовании результатов народнохозяйственных и отраслевых прогнозов.

5. Прогноз структуры народного хозяйства нуждается в специальных методах, адекватных его внутренней природе. Задача таких методов – выявить и использовать статистические зависимости, вы-

ражающие в обобщенном виде результат действия разнообразных факторов, определяющих как экономические условия использования производственных ресурсов в рамках отдельных отраслей, так и закономерности изменения структуры потребления населения, динамики и отраслевой структуры внешнеторгового оборота и т.д.

В наиболее общем виде правомерно говорить о двух типах моделей, находящих применение в макроэкономическом анализе. Во-первых, это балансовые модели, описывающие процессы формирования и использования различных видов производственных ресурсов в натуральном или условно-натуральном выражении, а также балансы межотраслевых связей в стоимостном выражении. Во-вторых, это факторные модели, описывающие различные взаимосвязи темпов и факторов экономического роста (производственные функции), масштабов потребления различных видов благ и услуг с уровнем доходов отдельных групп населения (функции потребительского спроса), масштабов и факторов формирования показателей внешнеторгового оборота, показателей материально-вещественной и финансовой структуры национальной экономики и т.д.

Количественное описание структуры экономики в виде эконометрической модели (или совокупности моделей) является объективно необходимым условием осуществления аналитических и прогнозных построений. Одновременно такое описание есть не что иное, как конкретизация общих методических положений, описанных выше. При этом среди инструментальных средств прогнозно-аналитических исследований структуры экономики особое место занимает метод «Затраты-выпуск» (или аппарат межотраслевого баланса). Как будет показано ниже, использование отчетных таблиц «Затраты-выпуск» позволяет, с одной стороны, обеспечить основу для трансформации при помощи специальных эконометрических методов прогнозных макроэкономических параметров (рассматриваемых как экзогенные) в показатели динамики выпуска отдельных видов деятельности (отраслей) экономики. С другой стороны, упомянутые выше специальные эконометрические методы – инструментальная основа для разработки как ретроспективных, так и прогнозных параметров межотраслевых связей.

***Методы аналитических и прогнозных расчетов динамики отраслей (видов деятельности), исходя из макроэкономических данных.*** Рассмотрим методические и инструментальные

проблемы, связанные с формализацией количественных взаимосвязей между макроэкономической информацией, представленной данными об отдельных функциональных элементах конечного спроса (использованного ВВП), с одной стороны, и показателями объемов выпуска отдельных отраслей (видов экономической деятельности) – с другой стороны.

Очевидно, что исходный принцип построения прогноза отраслевой динамики (или динамики отдельного вида экономической деятельности, в.э.д.) – представление темпов изменения выпуска отрасли в постоянных ценах в виде функции темпов изменения основных функциональных элементов ВВП.

Инструментальный аппарат, описанный далее, основывается, с одной стороны, на методе «Затраты-выпуск» и, с другой стороны, – на специальных модификациях регрессионных моделей.

Использование метода «Затраты-выпуск» в рамках решаемой задачи сводится к следующему.

Как известно, в рамках межотраслевой модели, основанной на методе «Затраты-выпуск», связь между валовыми выпусками отраслей (или в.э.д.) и отраслевыми элементами конечного спроса (ВВП) устанавливается соотношением

$$X=(E-A)^{-1}Y, \quad (1)$$

где  $X$ ,  $Y$  – соответственно векторы валовых выпусков и конечного спроса отраслей,  $A$  – матрица коэффициентов прямых затрат,  $E$  – единичная матрица. В свою очередь,  $Y$  вектор конечного спроса есть сумма векторов основных функциональных элементов ВВП. Предполагая, что валовые выпуски в межотраслевой таблице представлены в разрезе  $n$  отраслей, а число учитываемых функциональных элементов конечного спроса равно  $k$ , можно представить (1) в виде

$$X=(E-A)^{-1}(Y^1+Y^2+\dots+Y^k),$$

где  $Y^m$  – вектор отраслевых показателей функционального элемента  $m$  ( $m=1,\dots,k$ ), а каждый вектор  $Y^m$  представим в виде произведения вектора отраслевой структуры данного элемента конечного спроса  $d^m$  на его (функционального элемента) суммарную величину  $Y^{mS}$ :

$$Y^m=d^m Y^{mS},$$

где  $d^m=(d_1^m, d_2^m, \dots, d_n^m)'$ ,  $Y^{mS}=Y_1^m+Y_2^m+\dots+Y_n^m$ .

Последовательное перемножение матрицы коэффициентов полных затрат  $(E-A)^{-1}$  на векторы  $d^1, d^2, \dots, d^k$  позволяет выразить вектор валовых выпусков в виде суммы следующих  $k$  векторов:

$$X = g^1 Y^{1S} + g^2 Y^{2S} + \dots + g^k Y^{kS}, \quad (2)$$

$$g^m = (E - A)^{-1} d^m \quad (m=1, 2, \dots, k).$$

Таким образом, при наличии данных о межотраслевых связях за какой-либо год ретроспективного периода может быть построена система коэффициентов, связывающих объем выпуска каждой из отраслей, включаемых в межотраслевую таблицу, с суммарной величиной каждого функционального элемента ВВП.

Степень доступности отчетных статистических данных, безусловно, оказывает существенное влияние на методику аналитических и прогнозных построений.

Информация о межотраслевых связях (таблица, которую мы использовали) относится к 2011 г. Симметричная таблица межотраслевых связей, разработанная Росстатом, представлена в разрезе 127-ми видов экономической деятельности. Это позволяет рассчитывать на обоснованность аналитических и прогнозных построений.

Коэффициенты, связывающие отраслевые выпуски с функциональными элементами конечного спроса (ВВП), должны, по всей видимости, изменяться во времени (указанные коэффициенты являются комбинацией коэффициентов затрат и коэффициентов отраслевой структуры различных функциональных элементов конечного спроса). При наличии межотраслевых таблиц за ряд последовательных лет (при этом все данные таблицы по определению должны быть измерены в постоянных ценах) можно, в принципе, выявить тенденции изменения отдельных коэффициентов и экстраполировать их значения на прогнозный период. Однако в данном случае это не представлялось возможным.

Как известно, в практике статистического учета в официальной государственной статистике выделяются следующие функциональные элементы ВВП: 1) конечное потребление домохозяйств; 2) конечное потребление государственных учреждений; 3) конечное потребление некоммерческих организаций; 4) валовое накопления основного капитала; 5) накопление оборотных фондов; 6) экспорт; 7) импорт.

Группировка данных, использованная нами, более укрупненная. Исходные данные межотраслевой таблицы за 2011 г. в части конечного спроса сгруппированы следующим образом: 1) конечное потребление домохозяйств ( $C1$ ); 2) конечное потребление государственных учреждений и некоммерческих организаций ( $C2$ ), 3) валовое накопления основного капитала и накопление оборотных фондов ( $I$ ); 4) экспорт ( $E$ ); 5) импорт ( $Im$ ).

Таблица межотраслевых связей за 2011 г., используемая нами в расчетах, составлена, как уже было отмечено, в весьма детальной номенклатуре. Проведение прогнозно-аналитических расчетов в разрезе более агрегированных в.э.д., однако, не требует агрегирования данных таблицы межотраслевых связей: в силу определения коэффициентов  $\{g^m\}$  (см. (2)) исходная совокупность коэффициентов таблицы (127x127) всегда может быть пересчитана для получения более агрегированных данных. В табл. 1 в качестве примера представлены значения коэффициентов, связывающих валовые выпуски отдельных отраслей (в.э.д.) с суммарными объемами отдельных функциональных элементов ВВП для 2011 г.

Таблица 1

Параметры связи выпуска и функциональных элементов ВВП по в.э.д.

В.э.д.	C1	C2	I	E	Im
Сельское хозяйство	0,14786	0,02045	0,02313	0,03125	0,10607
Добывающие производства	0,04659	0,02702	0,11921	0,43593	0,11251
Обрабатывающие производства	0,60634	0,20957	0,93697	0,76466	1,49684
Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха	0,11715	0,10150	0,09469	0,10730	0,11555
Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	0,01426	0,01509	0,01370	0,01278	0,01568
Строительство	0,02299	0,06326	0,45207	0,03798	0,04306
Торговля оптовая и розничная; ремонт автотранспортных средств и мотоциклов	0,34850	0,06472	0,18441	0,23428	0,16294
Транспортировка и хранение	0,12748	0,07136	0,11522	0,21685	0,14517
Деятельность гостиниц и предприятий общественного питания	0,03233	0,01023	0,00289	0,00250	0,00317
Деятельность в области информации и связи	0,06290	0,03932	0,01933	0,02313	0,03736
Деятельность финансовая и страховая	0,07753	0,02958	0,04984	0,04468	0,06984
Деятельность по операциям с недвижимым имуществом	0,23097	0,04893	0,06013	0,04215	0,04485
Деятельность профессиональная, научная и техническая; Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги	0,06963	0,06074	0,16453	0,09543	0,13811
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	0,00894	0,51332	0,00877	0,00755	0,00895
Образование	0,01060	0,15302	0,00116	0,00128	0,00158
Деятельность в области здравоохранения и социальных услуг	0,01908	0,21521	0,00071	0,00072	0,00107
Деятельность в области культуры, спорта, организации досуга и развлечений	0,01073	0,04783	0,01144	0,00536	0,01048
Предоставление прочих видов услуг	0,00662	0,01341	0,00012	0,00009	0,00012

Схема расчетов, практически реализованная в аналитических и прогнозных построениях, имеет следующий общий вид.

1) Определяется уровень детализации в.э.д., являющихся объектом анализа, рассчитываются коэффициенты  $\{g^m\}$  в соответствии с (2).

2) Эти коэффициенты, связывающие объемы выпуска отдельных в.э.д. и функциональные элементы ВВП за 2011 г., нормируются с тем, чтобы исключить воздействие ценового фактора. Каждый коэффициент, представленный в табл. 1, умножается на отношение соответствующего функционального элемента к объему валового выпуска. Значения этих коэффициентов приведены в табл. 2.

Таблица 2

Показатели эластичности выпуска по отдельным функциональным элементам ВВП для 2011 г.

В.э.д.	C1	C2	I	E	Im
Сельское хозяйство	1,063	0,061	0,093	0,111	0,328
Добывающие производства	0,160	0,038	0,229	0,738	0,166
Обрабатывающие производства	0,639	0,091	0,551	0,396	0,677
Обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха	0,545	0,195	0,246	0,246	0,231
Водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельность по ликвидации загрязнений	0,515	0,225	0,276	0,227	0,243
Строительство	0,076	0,086	0,837	0,062	0,061
Торговля оптовая и розничная; ремонт автотранспортных средств и мотоциклов	0,666	0,051	0,197	0,220	0,134
Транспортировка и хранение	0,480	0,111	0,242	0,402	0,235
Деятельность гостиниц и предприятий общественного питания	0,850	0,111	0,042	0,032	0,036
Деятельность в области информации и связи	0,738	0,190	0,127	0,134	0,188
Деятельность финансовая и страховая	0,708	0,111	0,254	0,201	0,274
Деятельность по операциям с недвижимым имуществом	0,807	0,071	0,117	0,072	0,067
Деятельность профессиональная, научная и техническая; Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги	0,400	0,144	0,527	0,270	0,340
Государственное управление и обеспечение военной безопасности; социальное обеспечение	0,040	0,939	0,022	0,016	0,017
Образование	0,143	0,849	0,009	0,008	0,009
Деятельность в области здравоохранения и социальных услуг	0,176	0,821	0,004	0,003	0,004
Деятельность в области культуры, спорта, организации досуга и развлечений	0,307	0,564	0,183	0,075	0,129
Предоставление прочих видов услуг	0,542	0,453	0,005	0,004	0,004

В силу принятого правила расчета этих коэффициентов имеет место равенство:

$$\alpha_{C1} + \alpha_{C2} + \alpha_I + \alpha_E - \alpha_{Im} = 1.$$

Полученные таким образом коэффициенты – не что иное, как показатели эластичности выпуска по отдельным функциональным элементам ВВП применительно к 2011 г.

3) На основе данных статистики СНС формируются ретроспективные временные ряды базисных индексов выпуска анализируемых в.э.д. и функциональных элементов ВВП, нормированные по базе 2011 г. Далее производится построение регрессионных моделей, связывающей индекс выпуска анализируемых в.э.д. с индексами изменения функциональных элементов ВВП:

$$J_X^t = \beta_{C1} J_{C1}^t + \beta_{C2} J_{C2}^t + \beta_I J_I^t + \beta_E J_E^t - \beta_{Im} J_{Im}^t + \varepsilon_t, \quad (3)$$

где  $J_X$  – индекс выпуска отдельного в.э.д.;  $J_{C1}$ ,  $J_{C2}$ ,  $J_I$ ,  $J_E$ ,  $J_{Im}$  – индексы соответствующих функциональных элементов ВВП;  $\varepsilon_t$  – случайная компонента регрессионной модели,  $T$  – длина исходных временных рядов индексов, используемых в модели (3);  $t$  – индекс текущего года ( $t=1, \dots, T$ ).

Для идентификации модели (3) используется метод смешанного оценивания (называемый также методом оценивания с априорными ограничениями на искомые параметры) [5], представляющий собой специальную модификацию обобщенного метода наименьших квадратов. Априорные значения искомых параметров исчисляются на основе симметричной межотраслевой таблицы за 2011 г., разработанной Росстатом.

Принципиально важным элементом данного метода оценивания является включение в регрессионную модель условий, что искомые структурные параметры оцениваемой модели должны находиться в окрестности значений, определенных, как уже было сказано, из таблицы межотраслевых связей (т.е. значений коэффициентов  $\alpha_{C1}$ ,  $\alpha_{C2}$ ,  $\alpha_I$ ,  $\alpha_E$ ,  $\alpha_{Im}$  за 2011 г.). Эти условия формализуются в виде:

$$\begin{aligned} \alpha_{C1} &= \beta_{C1} + \delta_1, \\ \alpha_{C2} &= \beta_{C2} + \delta_2, \\ \alpha_I &= \beta_I + \delta_3, \\ \alpha_E &= \beta_E + \delta_4, \\ \alpha_{Im} &= \beta_{Im} + \delta_5. \end{aligned}$$

Относительно случайных компонент  $\{\delta_i\}$  используется предположение, что их среднеквадратические отклонения рав-

ны  $1/3$  соответствующих значений  $\{\alpha_i\}$ <sup>3</sup>. Процедура оценки коэффициентов  $\{\beta_i\}$  основывается на обобщенном методе наименьших квадратов. Поскольку дисперсия случайных отклонений  $\{\varepsilon_i\}$  заранее неизвестна, процедура оценивания строится итеративно с тем, чтобы согласовать дисперсии случайных компонент  $\{\delta_i\}$  и вычисляемое на каждой итерации значение дисперсии для  $\{\varepsilon_i\}$ .

Данная процедура позволяет получить коэффициенты (аналогичные коэффициентам  $\{\alpha_i\}$ ), адаптированные к взаимосвязи динамики валового выпуска анализируемых в.э.д. с динамикой отдельных функциональных элементов ВВП в ретроспективном периоде.

Отметим, что специфика модели (3) заключается в том, что она сочетает в себе признаки как факторной, так и балансовой модели: с одной стороны, исходная основа построения рассматриваемой модели – балансовые соотношения; с другой – установление соответствия между динамикой функциональных элементов ВВП и динамикой выпуска отдельно взятой в.э.д., задаваемой в рамках модели (3), может трактоваться как поиск факторных взаимосвязей экономических показателей.

4) Усредненные коэффициенты модели (3) динамизируются при помощи специального вычислительного метода (см. приложение), в результате чего за каждый год ретроспективного периода исчисляется набор коэффициентов, связывающих индекс физического объема выпуска каждого анализируемого в.э.д. с индексами физического объема отдельных функциональных элементов ВВП.

Следует специально указать, что используемые методы идентификации параметров эконометрических моделей не являются типовой вычислительной процедурой, имеющейся в широко применяемых программных продуктах (например, в среде табличного процессора Excel). Соответственно, использование этих методов в практике аналитических расчетов предполагает построение вычислительной схемы, индивидуализированной для каждой конкретной задачи.

5) Полученные для каждого в.э.д. временные ряды коэффициентов  $\{\beta_i\}$  далее анализируются на предмет выявления тенденций их (коэффициентов) изменения. В результате этого анализа опре-

---

<sup>3</sup> В случае если  $\{\delta_i\}$  принимаются нормально распределенными, данное условие означает, что возможная область нахождения искомого параметра  $\beta_i$  ограничена слева нулевым значением, т.е. искомый параметр может принимать только неотрицательные значения.

деляются прогнозные значения упомянутых коэффициентов. Наличие прогнозных значений коэффициентов  $\{\beta_i\}$  в совокупности с экзогенно задаваемыми темпами изменения отдельных функциональных элементов ВВП позволяет оценить прогнозную динамику анализируемых в.э.д.

**Конкретизация описанной схемы расчетов для отдельных в.э.д.** В качестве примеров практической реализации описанной расчетной схемы далее рассматриваются результаты расчетов по двум в.э.д.: «Обрабатывающие производства» и «Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги».

Предваряя дальнейшее изложение, отметим, что в качестве показателей динамики производства данных в.э.д. использованы не индексы валового выпуска, а индексы валовой добавленной стоимости (ВДС). Это, однако, не требует пересчета коэффициентов табл. 2.

Отчетные данные, использованные для идентификации параметров моделей (3) для рассматриваемых видов деятельности, охватывали период с 2006 по 2015 г.<sup>4</sup>

Прогнозная динамика указанных выше в.э.д. строилась исходя из одного из прогнозных вариантов динамики ВВП и его компонент на 2017-2020 гг., разработанного в Институте «Центр развития» НИУ-ВШЭ (табл. 3).

Таблица 3

Прогнозные данные динамики элементов ВВП

Индекс к предыдущему году, %	2017 г.	2018 г.	2019 г.	2020 г.
ВВП	100,4	100,6	100,7	100,7
Конечное потребление	100,2	100,8	100,9	100,9
домашних хозяйств	100,8	101,4	101,5	101,5
государственных учреждений	98,6	99,1	99,1	99,1
некоммерческих организаций	101,8	101,8	101,8	101,8
Накопление	107,0	100,8	101,1	101,6
экспорт	102,0	102,1	102,0	101,8
импорт	107,7	103,4	103,1	103,4

*В.э.д. «Обрабатывающие производства».* Коэффициенты  $\{\beta_{ij}^a\}$ , связывающие индекс ВДС с индексами функциональных элементов ВВП, рассчитаны на основе межотраслевой таблицы 2011 г.:

$\beta_{c1}^a$	$\beta_{c2}^a$	$\beta_I^a$	$\beta_E^a$	$\beta_{Im}^a$
0,63856	0,09102	0,55106	0,39636	0,67699

<sup>4</sup> Статистические данные за 2016 г. не использовались в силу их предварительного характера.

Как можно видеть, данный в.э.д. характеризуется высокими значениями четырех коэффициентов из пяти. Соответственно, на динамику ВДС рассматриваемого в.э.д. оказывают существенное влияние как динамика потребления домохозяйств, так и динамика валового накопления, экспорта и импорта.

Средние значения коэффициентов модели (3) для 2006-2015 гг.:

$\beta_{C1}^a$	$\beta_{C2}^a$	$\beta_I^a$	$\beta_E^a$	$\beta_{Im}^a$
0,54441	0,0879149	0,5670461	0,3582037	0,5389449

Таким образом, наиболее существенное расхождение предварительных (априорных) оценок искомых параметров и их усредненных значений имеет место для потребления домохозяйств ( $C1$ ) и импорта ( $Im$ ).

Динамические ряды коэффициентов  $\{\beta_i\}$  за 2006-2015 гг. представлены ниже:

Год	$\beta_{C1}$	$\beta_{C2}$	$\beta_I$	$\beta_E$	$\beta_{Im}$
2006	0,5576	0,0885	0,5893	0,3687	0,5280
2007	0,5498	0,0882	0,5804	0,3645	0,5343
2008	0,5305	0,0876	0,5576	0,3547	0,5512
2009	0,5248	0,0874	0,5523	0,3510	0,5540
2010	0,5312	0,0875	0,5569	0,3528	0,5477
2011	0,5373	0,0877	0,5616	0,3545	0,5411
2012	0,5412	0,0877	0,5642	0,3552	0,5363
2013	0,5560	0,0881	0,5788	0,3604	0,5200
2014	0,5509	0,0879	0,5751	0,3575	0,5230
2015	0,5358	0,0875	0,5633	0,3504	0,5347

Как следует из представленных данных, изменчивость структурных коэффициентов модели (3) для обрабатывающих производств весьма незначительна. Экстраполяция коэффициентов в связи с этим осуществлялась элементарным способом: рассчитывались средние за 2006-2015 гг. приросты  $\{\Delta\beta_i\}$  каждого из коэффициентов; далее экстраполированные значения коэффициентов определялись как  $\beta^{t+1}_i = \beta^t_i + \Delta\beta_i$ .

Расчетные значения коэффициентов  $\{\beta_i\}$  за 2016-2020 гг. представлены ниже:

Год	$\beta_{C1}$	$\beta_{C2}$	$\beta_I$	$\beta_E$	$\beta_{Im}$
2016	0,5334	0,0875	0,5604	0,3484	0,5354
2017	0,5310	0,0875	0,5575	0,3464	0,5362
2018	0,5286	0,0875	0,5546	0,3443	0,5369
2019	0,5261	0,0875	0,5518	0,3423	0,5377
2020	0,5237	0,0875	0,5489	0,3403	0,5384

Вклад динамики отдельных элементов использованного ВВП в динамику индекса данной в.э.д. в процентах формируется в прогнозном периоде следующим образом:

Год	$\beta_{C1}^J/J$	$\beta_{C2}^J/J$	$\beta_{I}^J/J$	$\beta_E^J/J$	$\beta_{Im}^J/J$
2016	51,7	8,5	42,0	37,8	-40,0
2017	51,7	8,4	44,7	38,2	-43,1
2018	52,4	8,4	45,0	39,0	-44,8
2019	53,1	8,3	45,4	39,6	-46,4
2020	53,8	8,3	45,9	40,2	-48,1

Приведенные данные позволяют заключить, что в прогнозном периоде динамика ВДС обрабатывающих производств должна складываться под влиянием двух противоположных тенденций. С одной стороны, положительные темпы изменения конечного потребления домохозяйств, динамика валового накопления и рост экспорта должны способствовать росту ВДС; с другой – отрицательное (и весьма существенное) влияние будет оказывать динамика импорта. При этом указанные противоположные тенденции усиливаются на протяжении прогнозного периода.

В.э.д. «Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги». В силу специфики межотраслевой таблицы за 2011 г. коэффициенты, связывающие индекс ВДС с индексами функциональных элементов ВВП, рассчитываемые на основе межотраслевой таблицы 2011 г., позволяют определить лишь коэффициенты, общие для групп видов деятельности «Деятельность административная и сопутствующие дополнительные услуги» и «Деятельность профессиональная, научная и техническая». Указанные усредненные коэффициенты и выступали в качестве предварительных оценок параметров уравнения типа (1) для данного в.э.д.:

$\beta_{C1}^a$	$\beta_{C2}^a$	$\beta_I^a$	$\beta_E^a$	$\beta_{Im}^a$
0,39967	0,14379	0,52738	0,26960	0,34044

Средние значения коэффициентов модели (1) для в.э.д. за 2006-2015 гг.:

$\beta_{C1}^a$	$\beta_{C2}^a$	$\beta_I^a$	$\beta_E^a$	$\beta_{Im}^a$
0,4846792	0,1502405	0,5480882	0,2986697	0,2939738

Таким образом, наибольшее по абсолютной величине значение структурного параметра модели типа (3) для данного в.э.д. характерно для валового накопления ( $I$ ). Констатируем также, что наиболее существенное различие априорного и усредненного ко-

эффицентов модели типа (3) для данного в.э.д. имеет место для потребления домохозяйств ( $C1$ ).

По результатам оценивания усредненных значений параметров правомерно заключить, что воздействие динамики компонентов ВВП на динамику ВДС данного в.э.д. обусловлено прежде всего изменениями в объемах потребления домохозяйств ( $C1$ ) и валового накопления ( $I$ ). Влияние динамики экспорта и импорта на динамику данной в.э.д. примерно компенсируют друг друга (при условии однонаправленного изменения указанных компонентов ВВП), поскольку коэффициенты модели типа (3) по экспорту и импорту практически совпадают.

Динамические ряды коэффициентов  $\{\beta_i\}$  за 2006-2015 гг. представлены ниже:

Год	$\beta_{C1}$	$\beta_{C2}$	$\beta_I$	$\beta_E$	$\beta_{Im}$
2006	0,4543	0,1476	0,4562	0,2855	0,3145
2007	0,4662	0,1491	0,4676	0,2909	0,3115
2008	0,4698	0,1496	0,4612	0,2927	0,3123
2009	0,5138	0,1543	0,5096	0,3105	0,2990
2010	0,4725	0,1499	0,4747	0,2943	0,3098
2011	0,4419	0,1465	0,4472	0,2825	0,3179
2012	0,5227	0,1539	0,5572	0,3130	0,2859
2013	0,5636	0,1576	0,6128	0,3292	0,2699
2014	0,5552	0,1570	0,6097	0,3279	0,2732
2015	0,5886	0,1602	0,6439	0,3416	0,2631

Как следует из представленных данных, изменчивость структурных коэффициентов модели (3) для данного в.э.д. значительна, особенно это касается коэффициентов, связывающих ВДС с потреблением домохозяйств ( $\beta_{C1}$ ) и с валовым накоплением ( $\beta_I$ ).

Экстраполяция коэффициентов осуществлялась по результатам расчета уравнений линейной регрессии для каждого из исследуемых коэффициентов:

$$\beta_i^t = \alpha_{0i} + \alpha_{1i} t.$$

Оценка экстраполируемых коэффициентов осуществлялась в виде

$$\beta_i^{t+1} = \beta_i^t + \alpha_{1i}.$$

Расчетные значения коэффициентов  $\{\beta_i\}$  за 2016-2020 гг. представлены ниже:

Год	$\beta_{C1}$	$\beta_{C2}$	$\beta_I$	$\beta_E$	$\beta_{Im}$
2016	0,6026	0,1614	0,6655	0,3473	0,2572
2017	0,6165	0,1627	0,6870	0,3530	0,2513
2018	0,6304	0,1639	0,7086	0,3587	0,2454
2019	0,6443	0,1651	0,7302	0,3644	0,2395
2020	0,6582	0,1664	0,7517	0,3701	0,2336

Вклад динамики отдельных элементов использованного ВВП в динамику индекса данной в.э.д. в процентах формируется в прогнозном периоде следующим образом:

Год	$\beta_{C1}^J / J^J$	$\beta_{C2}^J / J^J$	$\beta_I^J / J^J$	$\beta_E^J / J^J$	$\beta_{Im}^J / J^J$
2016	41,0	11,1	35,0	26,4	-13,5
2017	40,2	10,5	36,8	26,1	-13,5
2018	40,1	10,1	36,9	26,1	-13,1
2019	40,1	9,7	37,0	26,0	-12,7
2020	40,0	9,3	37,2	25,8	-12,4

Приведенные данные показывают, что в прогнозном периоде положительная динамика ВДС данного в.э.д. обусловлена преимущественной связью ВДС с растущими компонентами ВВП (потребление домохозяйств, накопление и экспорт). Влияние динамики импорта на ВДС данного в.э.д. в целом незначительно с тенденцией к снижению.

Аналогичные расчеты были осуществлены по всем видам деятельности (см. табл. 1). Обобщая итоги этих расчетов, правомерно заключить, что наиболее представительные результаты применения разработанной прогнозно-аналитической схемы правомерно отнести к видам деятельности, в которых показатели физического объема выпуска продукции (а соответственно и ВДС) могут быть корректно измерены. Это относится прежде всего к реальному сектору экономики. Применительно к в.э.д., относящимся к сектору услуг, можно констатировать, что изменчивость структурных коэффициентов моделей типа (3) более велика в сравнении с моделями в.э.д. для реального сектора.

**Предпосылки использования модельного подхода при исчислении параметров межотраслевых связей в отечественной экономике.** Как отмечалось в нашей работе [6], 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 времени, ценах и 2) таблиц, показатели которых оцениваются в неизменных ценах.

Исходной информацией служат показатели межотраслевых связей в фактических ценах, и лишь специально проводимая переоценка этих первоначальных показателей 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 прак-

тике 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, так что практически им 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 стоимостных показателей.

Применительно к отечественной экономике периода 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.

В теоретических моделях ценообразования, основывающихся на модели МОБ, а также и во многих прикладных межотраслевых моделях, как правило, предполагается, что переоценка элементов каждой строки межотраслевой таблицы (в части первого и второго квадрантов МОБ) осуществляется единым среднеотраслевым индексом цен, т.е.

$$p_i X_i = \sum_j p_j x_{ij} + \sum_k p_k y_{ik},$$

где  $X_i$  – валовая продукция отрасли  $i$ ,  $x_{ij}$  – межотраслевые потоки I квадранта,  $y_{ik}$  – функциональные элементы конечного спроса отрасли  $i$ ,  $p_i$  – среднеотраслевой индекс цен для отрасли  $i$ .

Вместе с тем, имеющийся отечественный и зарубежный опыт переоценки межотраслевых таблиц в сопоставимые цены и общеметодические соображения указывают, что при динамических сопоставлениях пересчет межотраслевого баланса в постоянные цены должен осуществляться поэлементно.

Даже при отсутствии различий между реальным движением денежных потоков и скалькулированными в первичной статистической отчетности данными значительный и неравномерный внутригодовой рост цен по отдельным отраслям на обращающуюся в экономике продукцию деформирует действительные соотношения затрат и выпуска. Например, двадцатикратный рост цен на произведенную продукцию в течение календарного года, как это имело место в 1992 г., означает, что соотношения годовых сумм затрат различных видов материальных ресурсов, заработной платы и т.п. 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. [7].

Таким образом, применение эконометрических методов для построения динамических рядов показателей межотраслевых связей – во многом вынужденная мера, обусловленная как специфическим характером прямых статистических наблюдений, так и их дефицитом.

Разработанная в 1990-х годах в лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства ИНП РАН модель формирования коэффициентов затрат (МКЗ) как раз представляла собой пример практической реализации эконометрического подхода к построению ретроспективных временных рядов коэффициентов затрат межотраслевой таблицы. Исходная посылка построения МКЗ – использование ограниченного круга наиболее достоверных статистических данных: индексов физического объема продукции отраслей промышленности, строительства, сельско-

го хозяйства, транспорта, отдельных межотраслевых потоков затрат в натуральном выражении, а также данных балансов межотраслевых связей РСФСР за 1980-1990 гг., приведенных к сопоставимой оценке. В плане техники статистических расчетов задача оценивания коэффициентов прямых затрат межотраслевого баланса интерпретируется в виде регрессионной модели с ограничениями на искомые параметры (в данном случае – коэффициенты затрат) [7].

**Описание метода построения ретроспективных показателей межотраслевых связей.** Подход, излагаемый далее, имеет значительное сходство с методикой, реализованной в процессе построения МКЗ. Вместе с тем этот подход в наибольшей мере отвечает возможностям современного информационного обеспечения в области межотраслевых исследований.

В основе рассматриваемого далее подхода, равно как и в схеме межотраслевых расчетов, рассмотренной в первой части работы, лежит использование регрессионной модели с переменными структурными параметрами. Как известно, балансовое соотношение, описывающее в межотраслевой таблице процесс использования продукции отдельного в.э.д. в году  $t$ , задается в виде

$$X_i^t = \sum_j a_{ij}^t X_j^t + Y_i^t, \quad (4)$$

где  $X_i^t$  – валовый выпуск в.э.д.  $i$ ,  $\{a_{ij}^t\}$  – коэффициенты прямых затрат,  $Y_i^t$  – конечный спрос в.э.д.  $i$ ,  $i, j=1, \dots, n$ , где  $n$  – число видов деятельности, включенных в межотраслевую таблицу. Длительность периода времени, для которого должны быть определены коэффициенты  $\{a_{ij}^t\}$ , предполагается равной  $T$ , т.е.  $t=1, \dots, T$ .

Рассмотрим проблему определения ретроспективных значений коэффициентов прямых затрат при следующих условиях.

1) Показатели выпуска отдельных отраслей (видов экономической деятельности)  $\{X_i^t\}$  известны для каждого года ретроспективного периода.

2) Ряд показателей межотраслевой таблицы (коэффициенты прямых затрат  $\{a_{ij}^\Theta\}$  и отраслевые показатели конечного спроса  $\{Y_i^\Theta\}$ ) известны лишь для  $\Theta$ -го года ретроспективного периода ( $1 \leq \Theta \leq T$ ).

3) Суммарные показатели конечного спроса  $Y^t = \sum_i Y_i^t$ , ( $i=1, \dots, n$ )

известны для каждого года ретроспективного периода.

Перечисленные выше условия отражают ситуацию, сложившуюся в настоящее время в отечественной статистике в области анализа межотраслевых связей.

Так, применительно к периоду после 2004 г., когда статистические данные стали формироваться в методологии ОКВЭД, в СНС имеется информация о погодовой динамике валовых выпусков и использованного ВВП (динамика которого в принципе должна совпадать с динамикой конечного спроса из баланса межотраслевых связей); подробные данные о межотраслевых связях имеются только для 2011 г.; данные о динамике конечного спроса в разрезе отдельных видов деятельности отсутствуют.

Применение модели регрессии с переменными во времени структурными параметрами для оценки коэффициентов затрат  $\{a_{ij}^t\}$  в уравнении типа (4) для отдельного в.э.д. возможно в случае, если значения  $\{Y_i^t\}$  известны наряду с  $\{X_i^t\}$  для каждого  $t=1, \dots, T$ . Однако, как уже было сказано выше, информация о динамике  $\{Y_i^t\}$  отсутствует.

В связи с этим построение оценок  $\{a_{ij}^t\}$  должно осуществляться в несколько этапов, суть которых состоит в следующем.

1) Для каждого года ретроспективного периода производится расчет общего объема промежуточного потребления ( $M^t$ ). Это возможно, поскольку предполагаются известными годовые индексы физического объема отдельных в.э.д., а также индексы физического объема использованного ВВП. Наложение индексов физического объема отдельных в.э.д. и индекса физического объема ВВП на известные данные межотраслевой таблицы года  $\Theta$  позволяют сформировать годовые показатели выпуска  $\{X_i^t\}$  и суммарные значения конечного спроса  $\{Y^t\}$ , согласованные между собой по масштабу. В результате определяются годовые значения общего по экономике объема промежуточного потребления:  $M^t = \sum_j X_j^t - Y^t$ .

Далее при помощи известных коэффициентов  $\{a_{ij}^\Theta\}$  рассчитываются годовые приближения  $\{M\Theta_i^t\}$  для объемов промежуточной продукции каждого в.э.д., включенного в межотраслевую таблицу, исходя из гипотезы стабильности коэффициентов прямых затрат на протяжении анализируемого периода времени:  $M\Theta_i^t = \sum_j a_{ij}^\Theta X_j^t$ .

2) Оценивается статистическая модель с переменными структурными параметрами  $\{\gamma_j^t\}$ :

$$M^t = \sum_j \gamma_j^t M\Theta_i^t. \quad (5)$$

Коэффициенты  $\{\gamma_j^t\}$  данной модели имеют смысл поправочных коэффициентов, корректирующих приближенные значения  $\{M\Theta_i^t\}$  в каждом году  $t$  таким образом, чтобы обеспечить выпол-

нение балансового тождества (5). Последовательность процесса идентификации коэффициентов  $\{\gamma_j^t\}$  аналогична процедуре, используемой при оценке параметров модели (3). Сначала строится регрессионная модель с учетом априорных ограничений ( $\{\gamma_j^t\}$  при этом рассматриваются как постоянные на периоде  $(1, \dots, T)$ ):

$$M^t = \sum \gamma_j^c M\Theta_i^t + \varepsilon^t, \quad (6)$$

$$1 = \gamma_j^t + \delta_j, j=1, \dots, n. \quad (7)$$

При этом соотношения типа (7) призваны отразить тот факт, что априорными оценками для  $\{\gamma_j^t\}$  являются единичные значения; оценки среднеквадратических отклонений могут быть заданы различным образом, например исходя из правила «трех сигм».

После получения значений  $\{\gamma_j^c\}$  эти параметры динамизируются, т.е. оценивается модель (5), что позволяет рассчитать временные ряды  $\{M_i^t\}$  промежуточной продукции для каждого в.э.д. из межотраслевой таблицы:  $M_i^t = \gamma_i^t M\Theta_i^t$ .

Альтернативный вариант метода оценивания (который был реализован в расчетах, рассматриваемых ниже) – оценка модели, включающей соотношение (5), ограничения на разности искомым коэффициентов  $\{\gamma_j^t\}$ , а также условие, что коэффициенты  $\{\gamma_j^t\}$  для момента времени  $\Theta$  принимают единичные значения:

$$M^t = \sum_j \gamma_j^c M\Theta_i^t,$$

$$\gamma_j^t - \gamma_j^{t-1} = \delta_j^t,$$

$$\gamma_j^\Theta = 1, j = 1, \dots, n.$$

В результате становится возможной идентификация балансовых соотношений

$$M_i^t = \sum_j a_{ij}^t X_j^t. \quad (8)$$

Оценки совокупности коэффициентов  $\{a_{ij}^t\}$  для каждого в.э.д.  $i$  также осуществляются описанным выше методом, примененным для генерирования временных рядов  $\{M_i^t\}$ .

Таким образом, процедура дезагрегации ретроспективной экономической информации, в результате которой могут быть получены оценки коэффициентов прямых затрат для каждого года ретроспективного периода, носит «ступенчатый» характер: сначала известные показатели межотраслевой таблицы года  $\Theta$  используются для построения окаймляющих итогов балансовых соотношений (т.е. показателей продукции каждого в.э.д., идущей на промежуточное потребление).

ние); далее коэффициенты  $\{a_{ij}^{\ominus}\}$  используются для получения оценок параметров межотраслевых связей в рамках каждого в.э.д.

Практическая реализация описанной выше схемы расчетов требует разбиения как первого ( $\{M_i^t\}$ ), так и второго (получения оценок  $\{a_{ij}^t\}$  для каждого в.э.д.  $i$ ) этапа расчетов на ряд промежуточных стадий. Последнее обусловлено, прежде всего, уровнем детализации показателей межотраслевых связей, который должен быть достигнут в результате расчетов.

Так, возможность оценки параметров модели, заданной соотношениями (6)-(7), может быть осуществлена, в отличие от стандартной регрессионной модели, и при условии  $T < n$ . Однако при этом на результаты оценивания решающее влияние будет оказывать априорная информация. Вместе с тем, требования эконометрической теории предполагают, что значение  $T$  должно существенно (в несколько раз) превосходить значение  $n$ . Выполнение последнего требования может быть соблюдено, если процесс генерирования  $\{M_i^t\}$  будет разбит на несколько стадий: сначала на основе моделей (6)-(7) и (8) рассчитываются значения  $\{M_i^t\}$  для двух – трех групп исходной совокупности видов деятельности, включенных в межотраслевую таблицу; далее полученные данные последовательно дезагрегируются при помощи использования тех же моделей (6)-(7) и (8) вплоть до получения данных в разрезе исходной совокупности в.э.д.<sup>5</sup>

Аналогичный метод должен быть использован для оценки коэффициентов прямых затрат на основе моделей типа (8) для отдельных в.э.д. При этом в процессе расчетов может быть применен принцип, реализованный при построении МКЗ. А именно, число коэффициентов затрат, рассчитываемых в рамках каждого отдельного в.э.д., ограничивается лишь наиболее существенными коэффициентами; остальные, малозначимые коэффициенты (и соответствующие им межотраслевые потоки) могут быть представлены в агрегированном виде<sup>6</sup>.

Проиллюстрируем практическое использование описанного метода на статистических данных по отечественной экономике за период 2004-2015 гг. При помощи коэффициентов прямых затрат межотрас-

---

<sup>5</sup> Данный подход к оценке параметров балансовых моделей был, в частности, реализован нами при построении ретроспективных показателей металлоемкости отраслей отечественной экономики [8].

<sup>6</sup> В рамках МКЗ, основывавшейся на данных, относящихся только к материальному производству, рассчитывались 85 наиболее значимых коэффициентов затрат (эти коэффициенты определяли в совокупности более 90% всей суммы затрат).

левой таблицы за 2011 г. были сформированы оценки промежуточного потребления в номенклатуре в.э.д. (см. табл. 1-2). Суммарные значения промежуточного потребления, исчисленные исходя из фиксированных коэффициентов затрат  $\{M\Theta^t\}$  и фактические значения этого показателя за анализируемый период  $\{M^t\}$ , приведены в табл. 4.

Таблица 4

Расчетные и фактические объемы промежуточной продукции, млрд. руб. (цены 2011 г.)

Год	$M\Theta^t$	$M^t$
2004	36308,5	34357,7
2005	38306,3	36113,5
2006	41659,8	39590,4
2007	45068,9	42911,6
2008	46949,0	45428,2
2009	43377,2	43508,9
2010	45884,7	46262,9
2011	47961,7	47961,7
2012	49895,9	50533,5
2013	50990,6	51879,3
2014	51447,9	52574,7
2015	50485,7	52581,1

Как можно видеть, в течение 2004-2015 гг. упомянутые величины не совпадают (кроме 2011 г.).

Далее показатели промежуточного потребления отдельных в.э.д. были объединены в две группы. В первую группу включены: сельское хозяйство; добывающие производства; обрабатывающие производства; обеспечение электрической энергией, газом и паром; кондиционирование воздуха; водоснабжение; водоотведение, организация сбора и утилизации отходов, деятельность по ликвидации загрязнений; строительство; транспортировка и хранение. Все остальные виды деятельности (см. табл. 1) отнесены к второй группе. Таким образом, первую группу составляют в.э.д., относимые к реальному сектору экономики (кроме торговли). Вторая группа включает различные виды услуг.

$$M^t = \gamma_1^t M\Theta_1^t + \gamma_2^t M\Theta_2^t,$$

где  $M\Theta_1^t$  и  $M\Theta_2^t$  – оценки объема промежуточной продукции, рассчитанные исходя из неизменных коэффициентов затрат 2011 г. для первой и второй групп в.э.д. соответственно.

Оценки коэффициентов  $\{\gamma_1^t, \gamma_2^t\}$  приведены в табл. 5.

## Знания корректирующих коэффициентов

Год	$\gamma_1^t$	$\gamma_2^t$
2004	0,936	0,976
2005	0,931	0,974
2006	0,940	0,978
2007	0,942	0,978
2008	0,961	0,985
2009	1,003	1,002
2010	1,010	1,004
2011	1,000	1,000
2012	1,015	1,006
2013	1,021	1,008
2014	1,026	1,010
2015	1,050	1,020

Как следует из приведенных данных значения корректирующих коэффициентов  $\{\gamma_1^t, \gamma_2^t\}$  различаются во времени для обеих групп в.э.д.; при этом изменение во времени значения корректирующего коэффициента первой группы происходило более высокими темпами в сравнении с аналогичным коэффициентом второй группы.

*Литература и информационные источники*

1. Методы народнохозяйственного прогнозирования. М.: Наука, 1985.
2. Анчишкин А.И. Прогнозирование роста социалистической экономики. М.: Экономика, 1973.
3. Яременко Ю.В. Структурные изменения в социалистической экономике. М.: Экономика, 1980.
4. Прогнозирование структуры экономики // Национальная экономика. Гл. 33. М.: Инфра-М, 2016.
5. Джонстон Дж. Эконометрические методы. М.: Наука, 1980.
6. Суворов Н.В. Направления использования межотраслевого метода в прогнозно-аналитических исследованиях материально-вещественных пропорций воспроизводства // Проблемы прогнозирования, 2001, № 1.
7. Суворов Н.В., Балашова Е.Е. Модельный инструментальный прогнозно-аналитических исследований динамики межотраслевых связей отечественной экономики // Проблемы прогнозирования, 2009, № 6.
8. Суворов Н.В., Балашова Е.Е., Давидкова О.Б., Зенкова Г.В. Эконометрические методы в исследовании динамики показателей ресурсоемкости отечественной экономики (инструментарий и статистические результаты) // Проблемы прогнозирования. 2013. № 5.
9. Суворов Н.В. Актуальные направления и проблемы совершенствования модельного инструментария макроэкономического анализа // Проблемы прогнозирования. 2015. № 5.

В общем виде метод оценивания регрессионной модели с переменными во времени структурными параметрами изложен в [9]. Существо данного вычислительного метода иллюстрируется здесь для случая, когда исходная модель включает две объясняющие переменные и пять наблюдений.

Общий вид модели:

$$y_t = a_1 x_{1t} + a_2 x_{2t} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

где  $y_t$  – зависимая (объясняемая) переменная;  $x_{1t}, x_{2t}$  – объясняющие переменные;  $\varepsilon_t$  – случайная компонента регрессионной модели;  $a_{1t}, a_{2t}$  – структурные параметры модели, подлежащие оцениванию;  $t=1, \dots, 5$ .

При условии, что структурные параметры неизменны во времени, оценивание модели осуществляется на основе метода наименьших квадратов, т.е. оцениванию подлежит модель, которая в векторно-матричном виде записывается как (вектор случайных переменных  $\{\varepsilon_t\}$  далее опускается):

$$\begin{bmatrix} x_{11} & x_{21} \\ x_{12} & x_{22} \\ x_{13} & x_{23} \\ x_{14} & x_{24} \\ x_{15} & x_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ a_3 \\ a_4 \\ a_5 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix}.$$

Если же оцениваемые структурные параметры являются переменными во времени величинами, модель будет иметь вид:

$$\begin{bmatrix} x_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{21} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & x_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & x_{13} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{23} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & x_{14} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{24} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & x_{15} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{12} \\ a_{13} \\ a_{14} \\ a_{15} \\ a_{21} \\ a_{22} \\ a_{23} \\ a_{24} \\ a_{25} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \end{bmatrix}. \quad (2)$$

Очевидно, что оценить десять параметров  $\{a_{it}\}$  по пяти наблюдениям не представляется возможным.

Данная задача становится разрешимой, если модель (2) дополняется ограничениями вида:

$$a_{1t} - a_{1t-1} = \delta_{1t}, \quad a_{2t} - a_{2t-1} = \delta_{2t}, \quad (t=2, \dots, 5), \quad (3)$$

где  $\{\delta_{1t}\}$  – стохастические компоненты, аналогичные  $\{\varepsilon_t\}$  из (1), а также условиями, что средние величины временных рядов оцениваемых параметров равны (или близки) заранее заданным величинам  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$ :

$$0,2*(a_{11}+a_{12}+a_{13}+a_{14}+a_{15})=\alpha_1,$$

$$0,2*(a_{21}+a_{22}+a_{23}+a_{24}+a_{25})=\alpha_2.$$

В результате регрессионная модель, параметры которой подлежат оцениванию, приобретает вид:

$$\mu \begin{bmatrix} x_{11} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{21} & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & x_{12} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{22} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & x_{13} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{23} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & x_{14} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{24} & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & x_{15} & 0 & 0 & 0 & 0 & x_{25} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{12} \\ a_{13} \\ a_{14} \\ a_{15} \\ a_{21} \\ a_{22} \\ a_{23} \\ a_{24} \\ a_{25} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ y_4 \\ y_5 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix} \quad (4)$$

$$\mu \begin{bmatrix} 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & -1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu \alpha_1 \\ \mu \alpha_2 \end{bmatrix}$$

Матрица объясняющих переменных данной модели состоит из трех блоков: первый блок – объясняющие переменные модели (1) и нулевые значения; второй блок – матрица из +1 и -1, взвешенных параметров  $\mu$ , а также нулевых значений; третий блок формализует требование, чтобы средние значения рядов искомых параметров регрессионной модели были близки априорно заданным величинам  $\alpha_1$  и  $\alpha_2$ , при этом элементы данного блока также взвешиваются параметром  $\mu$ .

Модель (4) уже может быть оценена методом наименьших квадратов при условии задания величины параметра  $\mu$ . При этом очевидно, что при  $\mu \rightarrow \infty$  оцениваемые параметры оказываются

постоянными во времени величинами; при  $\mu=0$  задача оценивания  $\{a_{ii}\}$ , как уже отмечалось, не имеет решения.

Реализация данного вычислительного метода предполагает следующие операции: 1) задается некоторое начальное значение  $\mu>0$  и рассчитываются оценки  $\{a_{ii}\}$ , 2) далее значение этого параметра постепенно уменьшается и для каждого задаваемого значения  $\mu$  рассчитываются наборы искомых коэффициентов. При  $\mu\rightarrow 0$  получаемое решение (т.е. искомые коэффициенты  $\{a_{ii}\}$ ) стабилизируется: начиная с некоторого значения  $\mu$  (зависящего в общем случае от масштаба исходных данных) получаемые наборы коэффициентов  $(a_{11}, a_{12}, a_{13}, a_{14}, a_{15})$  и  $(a_{21}, a_{22}, a_{23}, a_{24}, a_{25})$  не изменяются. При этом и для задачи построения коэффициентов, связывающих динамику выпуска отдельной отрасли с объемами функциональных элементов ВВП, и для задачи построения показателей промежуточной продукции, рассмотренных выше, годовые соотношения регрессионной модели выполняются практически точно.