

Измерение динамики межотраслевых связей на основе эконометрического метода

Николай Владимирович Суворов,
Светлана Владимировна Трещина

Институт народнохозяйственного прогнозирования Российской академии наук,
г. Москва, Россия

В статье рассмотрены методические и инструментальные проблемы, связанные с разработкой системы эконометрических расчетов, обеспечивающей построение ретроспективных динамических рядов показателей межотраслевых связей отечественной экономики. Указанная система расчетов основывается на совместном использовании отчетных данных о межотраслевых связях отечественной экономики за какой-либо отдельный год (или годы) и данных о динамике валовых выпусков видов деятельности, включаемых в межотраслевую таблицу, имеющихся в государственной статистике.

Данная задача представима в виде системы линейных уравнений, в которой число искоемых переменных, подлежащих определению (в данном случае это наборы погодных значений коэффициентов межотраслевых затрат) заведомо превосходит число уравнений (то есть балансовых тождеств за каждый год ретроспективного периода). Для генерирования временных рядов показателей межотраслевых связей применена специальная модификация линейной регрессионной модели – модель с переменными во времени структурными параметрами.

Изложенный в работе эконометрический метод обеспечивает дезагрегацию известного динамического ряда промежуточного потребления (в постоянных ценах) по экономике в целом на показатели промежуточного потребления (также в постоянных ценах) по отдельным видам экономической деятельности (ВЭД). Указанная информация в государственной статистике отсутствует. Разработанный эконометрический метод обеспечивает далее дезагрегацию полученных расчетным путем динамических рядов суммарных показателей промежуточного потребления отдельных ВЭД на отдельные потоки затрат (в постоянных ценах) в рамках каждой данной ВЭД, представленной в симметричной таблице «затраты-выпуск».

Представлены численные результаты использования разработанной системы расчетов применительно к построению динамических рядов промежуточного потребления реального сектора и сферы услуг отечественной экономики за 2004–2016 гг.

Ключевые слова: межотраслевые связи, межотраслевой баланс, динамический ряд промежуточного потребления, эконометрическая модель, регрессионная модель, балансовая модель, критерияльные правила.

JEL: C01, C51, C67, D57.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-12-15-26>.

Для цитирования: Суворов Н. В., Трещина С. В. Измерение динамики межотраслевых связей на основе эконометрического метода. Вопросы статистики. 2019;26(12):15–26.

Measurement of the Dynamics of Intersectoral Relations Based on the Econometric Method

Nicolay V. Suvorov,
Svetlana V. Treshchina

Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences, Moscow, Russia

Methodological and instrumental problems of working-out a system of econometric calculations that provide the construction of retrospective time series of indicators of inter-industry relations of the domestic economy are considered. The calculation system is based on the joint use of reporting data on inter-industry relations of the domestic economy for any particular year (or years) and data on the dynamics of gross output of activities included in the inter-industry table available in state statistics.

This problem can be represented in the form of a system of linear equations in which the number of sought variables to be determined (in this case, the sets of weather values of the inter-industry cost coefficients) exceeds the number of equations (i.e., balance identities for each

year of the retrospective period). A special modification of the linear regression model – a model with time-varying structural parameters was applied to generate time series of indicators of inter-industry ties.

The econometric method described in the work provides for the disaggregation of the well-known dynamic series of intermediate consumption (at constant prices) in the economy as a whole on the indicators of intermediate consumption (also at constant prices) for certain types of economic activity (economic value). The specified information is not available in state statistics. The developed econometric method provides, further, the disaggregation of time series of the total indicators of intermediate consumption of certain types of economic activity calculated by separate flows of costs (at constant prices) within each given economic value presented in the symmetric table «Input-output».

The numerical results of using the developed calculation system are presented as applied to the construction of time series of intermediate consumption of the real sector and the services sector of the domestic economy for 2004–2016.

Keywords: intersectoral relations, Input-output model, time series of intermediate consumption, econometric model, regression model, balance sheet model, criteria rules.

JEL: C01, C51, C67, D57.

doi: <https://doi.org/10.34023/2313-6383-2019-26-12-15-26>.

For citation: Suvorov N.V., Treshchina S.V. Measurement of the Dynamics of Intersectoral Relations Based on the Econometric Method. *Voprosy Statistiki*. 2019;26(12):15–26. (In Russ.)

Введение. Цель данной работы – изложение методологии построения системы эконометрических расчетов, обеспечивающей количественную оценку показателей динамики межотраслевых связей отечественной экономики. В плане техники применяемых математических методов рассматриваемая далее система расчетов аналогична схеме, ранее апробированной нами применительно к анализу показателей ресурсоемкости отечественной экономики [1, 2]. Эта схема расчетов предполагает, во-первых, использование отчетных данных о направлениях использования отдельных видов производственных ресурсов в отдельных сферах и видах деятельности отечественной экономики за какой-либо отдельный год (или годы), имеющих в государственной статистике, что позволяет определить фактически сложившиеся удельные показатели ресурсоемкости за указанные выше годы. Во-вторых, наличие динамических рядов выпуска отраслей¹–потребителей материальных ресурсов (включая и годы, для которых известны оценки масштабов использования производственных ресурсов по отдельным направлениям использования) позволяет сформировать специальную модификацию линейной регрессионной модели, в которой искомыми переменными выступают показатели ресурсоемкости за каждый год ретроспективного периода.

Данная схема построения совокупности ретроспективных показателей ресурсоемкости была, в частности, реализована при исследовании эффективности использования основных производственных фондов (в зависимости от их воз-

растных характеристик), а также применительно к расчетам параметров металлоемкости отдельных отраслей отечественной экономики [2].

С учетом сказанного, очевидно, описанный выше подход (естественно, с необходимыми модификациями) применим и к количественному исследованию динамики параметров межотраслевых связей. При этом упомянутая схема расчетов (при условии, что ее возможно практически реализовать) оказывается инструментом, обеспечивающим построение динамических рядов коэффициентов затрат межотраслевых таблиц (а соответственно, и потоков продукции и услуг, идущих в промежуточное потребление в различных отраслях экономики), измеряемых в терминах физических объемов.

Формализованное описание метода построения ретроспективных показателей межотраслевых связей. Как известно, балансовое соотношение, описывающее в межотраслевой таблице процесс использования продукции отдельного ВЭД в году t , задается в виде:

$$X_{it} = \sum_j a_{ijt} X_{jt} + Y_{it}, \quad (1)$$

где X_{it} – валовой выпуск i -го ВЭД; $\{a_{ijt}\}$ – коэффициенты прямых затрат; Y_{it} – конечный спрос i -го ВЭД; $i, j = 1, \dots, n$, где n – число видов деятельности, включенных в межотраслевую таблицу. Длительность периода времени, для которого должны быть определены коэффициенты $\{a_{ijt}\}$, предполагается равной T , то есть $t = 1, \dots, T$.

Исходный вариант постановки задачи определения ретроспективных значений коэффици-

¹ В дальнейшем изложении термины «отрасль» и «вид экономической деятельности» (ВЭД) употребляются как синонимы.

ентов прямых затрат, предложенный нами в [3], предполагает выполнение следующих условий. Во-первых, показатели выпуска отдельных отраслей (видов экономической деятельности) $\{X_{it}\}$ известны для каждого года ретроспективного периода. Во-вторых, такие показатели межотраслевой таблицы, как коэффициенты прямых затрат $\{a_{ij}^{\theta}\}$ и отраслевые показатели конечного спроса $\{Y_i^{\theta}\}$ известны лишь для θ -го года ретроспективного периода ($1 \leq \theta \leq T$). В-третьих, суммарные (по всем видам деятельности, представленных в межотраслевой таблице) показатели конечного спроса $Y_t = \sum_i Y_{it}$, ($i = 1, \dots, n$) известны для каждого года ретроспективного периода.

Перечисленные условия, являющиеся исходными для задачи построения ретроспективных динамических рядов показателей межотраслевых коэффициентов затрат, сформулированной в [3], соответствуют положению, сложившемуся в настоящее время в отечественной статистике. А именно, в период после 2004 г. (то есть когда статистические данные стали формироваться в методологии ОКВЭД) в СНС, во-первых, имеется информация о погодовой динамике валовых выпусков и использованного ВВП (динамика которого теоретически должна совпадать с динамикой конечного спроса из таблицы использования «затраты-выпуск»). Во-вторых, отчетные данные о межотраслевых связях, полученные в результате специально проведенных статистических работ и обследований, имеются для 2011 г. В-третьих, данные о динамике конечного спроса (в неизменных ценах) в разрезе отдельных видов деятельности отсутствуют.

В связи с этим, в соответствии с методом, описанным в [3], построение оценок $\{a_{ij}^t\}$ должно осуществляться следующим образом.

1) Для каждого года t ретроспективного периода производится расчет объема промежуточного потребления в целом по экономике M_t , определяемого как разность валового выпуска совокупности ВЭД $\{X_{it}\}$ ($i = 1, \dots, n$), включаемых в межотраслевую таблицу, и общего объема конечного спроса Y_t :

$$M_t = \sum_i X_{it} - Y_t.$$

2) При помощи известных коэффициентов $\{a_{ij}^{\theta}\}$ рассчитываются погодовые приближения

$\{M_{it}^{\theta}\}$ для объемов промежуточной продукции каждого ВЭД, включенного в межотраслевую таблицу, исходя из гипотезы стабильности коэффициентов прямых затрат (сложившихся в году θ), на протяжении анализируемого периода времени:

$$M_{it}^{\theta} = \sum_j a_{ij}^{\theta} X_{jt};$$

3) Оценивается статистическая модель с переменными во времени структурными параметрами $\{\gamma_{jt}\}$:

$$M_t = \sum_j \gamma_{jt} M_{it}^{\theta}. \quad (2)$$

По результатам расчетов на эмпирических данных параметров $\{\gamma_{jt}\}$ в качестве объема промежуточного потребления M_{it} отдельно взятого ВЭД в году t ретроспективного периода принимается $M_{it} = \gamma_{jt} M_{it}^{\theta}$ ($i = 1, \dots, n$). Параметры $\{\gamma_{jt}\}$ данной модели имеют смысл поправочных коэффициентов, корректирующих приближенные значения $\{M_{it}^{\theta}\}$ в каждом году t таким образом, чтобы обеспечить точное выполнение балансового тождества, связывающего общий объем промежуточного потребления по экономике в целом и объемы промежуточного потребления отдельных ВЭД;

4) Применительно к каждому ВЭД, включаемому в межотраслевую таблицу, оценивается модель, аналогичная (2):

$$M_{it} = \sum_j \gamma_{ijt} a_{ij}^{\theta} X_{jt} \quad (i, j = 1, \dots, n). \quad (3)$$

По результатам расчетов в качестве оценки текущего значения коэффициента прямых затрат a_{ijt} межотраслевой таблицы в году t принимается $a_{ijt} = \gamma_{ijt} a_{ij}^{\theta}$.

Вычислительный метод, применяемый нами для решения описанной выше задачи построения динамических рядов коэффициентов прямых затрат, основывается на регрессионной модели с переменными структурными параметрами [4]. Вариант метода, предназначенный для идентификации параметров балансовых моделей² предполагает, во-первых, задание ограничений на динамику первых разностей последовательных значений каждого из временных рядов оцениваемых параметров $\{\gamma_{jt}\}$ из соотношений типа (2) или параметров $\{\gamma_{ijt}\}$ из соотношений типа (3) соответственно, во-вторых, задание ограничений на средние значения каждого временного ряда

² Понятие балансовой модели определено в [3].

искомых параметров. Форма этих ограничений аналогична соотношениям, используемым в традиционной регрессионной модели [4].

В целях упрощения изложения специфики описываемого далее метода рассмотрим задачу разделения общего объема промежуточного потребления отечественной экономики для периода 2004-2016 гг. на две составляющих - промежуточное потребление реального сектора³ M_{1t} и промежуточное потребление M_{2t} сектора услуг (то есть остальных видов деятельности, представленных различными видами услуг, не включенными в ВЭД, отнесенных к реальному сектору).

В соответствии с принятыми ранее обозначениями балансовое соотношение, связывающее временные ряды промежуточного потребления $\{M_t\}$, $\{M_{1t}\}$ и $\{M_{2t}\}$, имеет вид:

$$M_t = M_{1t} + M_{2t} = \gamma_{1t} M_{1t}^0 + \gamma_{2t} M_{2t}^0, \quad (4)$$

где M_{1t}^0 , M_{2t}^0 - объемы промежуточного потребления реального сектора и сектора услуг, исчисленные исходя из матрицы коэффициентов прямых затрат 2011 г.; γ_{1t} , γ_{2t} - поправочные коэффициенты, обеспечивающие соблюдение балансового тождества (4) для каждого года ретроспективного периода.

Как отмечено в [4], отдельные модификации метода определения значений искомых параметров $\{\gamma_{1t}\}$, $\{\gamma_{2t}\}$ могут различаться в зависимости от способа представления исходных данных, а также способа формализации ограничений на их (параметров) динамику. По этой причине выбор наиболее предпочтительной формы модели, обеспечивающей расчет показателей динамики межотраслевых связей, был связан с сопоставительным анализом различных схем решения так называемых некорректно поставленных задач вычислительной математики и различных вариантов регрессионного метода, применяемых в эконометрии, а также потребовал проведения значительного объема численных экспериментов, подробное изложение результатов которых составляет предмет отдельной работы.

Описание варианта балансовой модели, разработанной нами для оценки динамики параметров межотраслевых связей, представлено ниже. Перейдем от исходного балансового тождества (4), связывающего абсолютные объемы промежуточного потребления $\{M_t\}$, $\{M_{1t}\}$ и $\{M_{2t}\}$,

к тождеству, связывающему темпы изменения указанных величин.

$$m_t = d_{1t} m_{1t} + (1 - d_{1t}) m_{2t} = \beta_{1t} d_{1t}^0 m_{1t}^0 + \beta_{2t} (1 - d_{1t}^0) m_{2t}^0, \quad (5)$$

где приняты следующие обозначения: $m_{jt} = (M_{jt}/M_{j,t-1} - 1)$ - темп изменения объема промежуточного потребления j -й ($j = 1, 2$) группы ВЭД в экономике; $d_j^t = M_{jt}/M_t$ - доля (удельный вес) соответствующего M_{jt} в общем объеме промежуточного потребления M_t ; m_{1t}^0 , m_{2t}^0 - темпы изменения объема промежуточного потребления соответствующих групп ВЭД, исчисленные исходя из известной матрицы коэффициентов затрат года θ ; d_{1t}^0 и $(1 - d_{1t}^0)$ - удельные веса соответствующих групп ВЭД в общем объеме промежуточного потребления в году θ ; β_{1t} , β_{2t} - поправочные коэффициенты, аналогичные по смыслу коэффициентам γ_{1t} , γ_{2t} из (4)⁴.

Решение задачи нахождения численных значений поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ по исходным временным рядам $\{m_t\}$, $\{d_{1t}^0 m_{1t}^0\}$, $\{(1 - d_{1t}^0) m_{2t}^0\}$ в соответствии с [4] предполагает, во-первых, включение в (5) стохастической компоненты ε_t , имеющей равное нулю математическое ожидание и фиксированную (и неизвестную заранее) дисперсию, как это имеет место в традиционной регрессионной модели:

$$m_t = d_{1t} m_{1t} + (1 - d_{1t}) m_{2t} = \beta_{1t} d_{1t}^0 m_{1t}^0 + \beta_{2t} (1 - d_{1t}^0) m_{2t}^0 + \varepsilon_t, \quad (t = 2, \dots, T). \quad (6)$$

Во-вторых, соотношения типа (6) дополняются совокупностью соотношений вида

$$0 = \beta_{1t} - \beta_{1,t-1} + \delta_{1t}; \quad 0 = \beta_{2t} - \beta_{2,t-1} + \delta_{2t}, \quad (t = 3, \dots, T) \quad (7)$$

где δ_{1t} , δ_{2t} - также стохастические компоненты, по смыслу аналогичные ε_t .

Таким образом, соотношения типа (7) налагают ограничения на разности последовательных (во времени) значений искомых параметров β_{1t} , β_{2t} .

В-третьих, вводятся ограничения на средние за исследуемый период значения оцениваемых временных рядов оцениваемых параметров $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$:

$$1 = \frac{1}{T-1} \beta_{1t} + \xi_{1t}; \quad 1 = \frac{1}{T-1} \beta_{2t} + \xi_{2t}, \quad (8)$$

где ξ_{1t} , ξ_{2t} - также стохастические компоненты, по смыслу аналогичные ε_t .

³ Промышленность, сельское хозяйство, строительная деятельность, производство и распределение электроэнергии, газа и воды.

⁴ Отметим, что известные временные ряды поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ обеспечивают получение оценок $\{\gamma_{1t}\}$, $\{\gamma_{2t}\}$.

То есть в соответствии с (8) мы предполагаем, что область возможного нахождения средних значений временных рядов искоемых параметров $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ «привязана» к единичному значению. Это, в свою очередь, означает, что динамические ряды $\{d_1^0 m_{1t}^0\}$, $\{(1 - d_1^0) m_{2t}^0\}$, исчисленные по известным статистическим данным, являются достаточно хорошим приближением (в среднем) для рядов искоемых величин $\{d_{1t} m_{1t}\}$, $\{(1 - d_{1t}) m_{2t}\}$.

Построение динамических рядов искоемых параметров $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ является результатом решения задачи минимизации функционала

$$\sum_t \varepsilon_t^2 + \alpha^2 (\lambda_1^2 \sum_t \delta_{1t}^2 + \lambda_2^2 \sum_t \delta_{2t}^2 + \mu_1^2 \xi_1^2 + \mu_2^2 \xi_2^2), \quad (9)$$

где α - экзогенно задаваемый положительный параметр; $\lambda_1^2 = 1/\sigma_{\delta_1}^2$, $\lambda_2^2 = 1/\sigma_{\delta_2}^2$, $\mu_1^2 = 1/\sigma_{\xi_1}^2$, $\mu_2^2 = 1/\sigma_{\xi_2}^2$, а $\sigma_{\delta_1}^2$, $\sigma_{\delta_2}^2$, $\sigma_{\xi_1}^2$, $\sigma_{\xi_2}^2$ - дисперсии величин $\{\delta_{1t}\}$, $\{\delta_{2t}\}$, $\{\xi_1\}$, $\{\xi_2\}$ соответственно.

То есть коэффициенты $\alpha^2 \lambda_1^2$, $\alpha^2 \lambda_2^2$, $\alpha^2 \mu_1^2$, $\alpha^2 \mu_2^2$ задают веса, с которыми квадраты отклонений из групп соотношений типа (7)-(8) входят в функционал (9).

Следует специально отметить, что нахождение решения (то есть набора поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$) модели, представленной совокупностью соотношений (6)-(8), на основе минимизации (9) полностью аналогично (при заданных значениях весов $\alpha^2 \lambda_1^2$, $\alpha^2 \lambda_2^2$, $\alpha^2 \mu_1^2$, $\alpha^2 \mu_2^2$) оцениванию $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ при помощи стандартной регрессионной модели.

При дальнейшем изложении мы будем различать понятия «структурные параметры» (к которым мы относим искомые поправочные коэффициенты $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$) и «параметры метода» (к которым мы относим α , λ_1 , λ_2 , μ_1 , μ_2).

Как показано в [4], при заданных величинах λ_1^2 , λ_2^2 , μ_1^2 , μ_2^2 и последовательном уменьшении параметра α (то есть при α , стремящемся к нулю) решение задачи минимизации функционала (9) таково, что соотношения типа (6) выполняются практически точно, а значения временных рядов искоемых параметров $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ оказываются практически стабильными (неизменными) в большом диапазоне значений параметра α (в пределах указанного диапазона значения α могут различаться на несколько порядков)⁵.

Рассмотрим подходы к определению значений λ_1^2 , λ_2^2 , μ_1^2 , μ_2^2 .

Прежде всего, следует отметить, что существенными являются взаимные соотношения указанных параметров, а не их (параметров) абсолютные величины. Далее, в ходе исследования модели регрессии с переменными во времени структурными параметрами (см. [4]) было сформулировано так называемое «критериальное правило», в соответствии с которым соотношение параметров метода λ_1 и λ_2 должно определяться следующим образом: потенциально возможная колеблемость параметра β_{1t} по сравнению с колеблемостью параметра β_{2t} тем больше, чем больше вклад переменной $(\beta_{1t} d_1^0 m_{1t}^0)$ в формирование результативного признака (то есть в данном случае - переменной m_t) по сравнению с переменной $(\beta_{2t} (1 - d_1^0) m_{2t}^0)$ в целом по совокупности наблюдений, представленных в регрессионной модели. В силу того, что переменные $(\beta_{1t} d_1^0 m_{1t}^0)$ и $(\beta_{2t} (1 - d_1^0) m_{2t}^0)$ в общем случае могут принимать как положительные, так и отрицательные значения, рассматриваемое здесь критериальное правило предполагает, что

$$\frac{\lambda_2}{\lambda_1} = \frac{\sigma_{\delta_1}}{\sigma_{\delta_2}} = \frac{|\beta_{1t} d_1^0 m_{1t}^0|}{|\beta_{2t} (1 - d_1^0) m_{2t}^0|}. \quad (10)$$

Правило определения пропорций μ_1/λ_1 и μ_2/λ_2 должно учитывать то обстоятельство, что в соотношениях типа (8) представлены погодные значения искоемых параметров, а в соотношениях типа (7) - разности погодных значений этих же параметров.

Исходные данные оцениваемой модели позволяют, как уже было отмечено, рассчитать погодные значения переменных $\{d_1^0 m_{1t}^0\}$ и $\{(1 - d_1^0) m_{2t}^0\}$, являющихся приближениями для искоемых переменных $\{d_{1t} m_{1t}\}$ и $\{(1 - d_{1t}) m_{2t}\}$ соответственно. Это, в свою очередь, позволяет вычислить расхождения погодных значений известных фактических значений $\{m_t\}$, и их приближений:

$$\begin{aligned} u_t &= m_t - [d_1^0 m_{1t}^0 + (1 - d_1^0) m_{2t}^0] = \\ &= \{d_{1t} m_{1t} - d_1^0 m_{1t}^0\} + \{(1 - d_{1t}) m_{2t} - \\ &\quad - (1 - d_1^0) m_{2t}^0\} = (\beta_{1t} - 1) d_1^0 m_{1t}^0 + \\ &\quad + (\beta_{2t} - 1) (1 - d_1^0) m_{2t}^0. \end{aligned} \quad (11)$$

Делением выражения (11) на m_t получаем

⁵ Понятия «практически неизменны» и «практически точно» применительно к данному утверждению означают, что и различия искоемых значений поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$, и расхождения расчетных и фактических значений $\{m_t\}$ из выражения (6) для различных значений α составляют сотые доли процента от абсолютных значений $\{m_t\}$.

$$\frac{u_t}{m_t} = \beta_{1t} - 1 \frac{d_1^\theta m_{1t}^\theta}{m_t} + \frac{(\beta_{2t} - 1)(1 - d_1^\theta) m_{2t}^\theta}{m_t}.$$

Таким образом, u_t/m_t является средневзвешенной величиной, выражающей относительную меру отклонения текущих (и неизвестных заранее) отклонений искомых структурных параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ от единичного (априорного) значения в текущий момент времени t . Это единственная информация о степени изменчивости искомых параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$, которую позволяют извлечь исходные данные.

Априори правомерно предположить, что величины $(\beta_{1t} - 1)$ и $(\beta_{2t} - 1)$ (при условии, что β_{1t} и β_{2t} непосредственно наблюдаемы) не вполне адекватно аппроксимируют разности $(\beta_{1t} - \beta_{1t-1})$ и $(\beta_{2t} - \beta_{2t-1})$ в каждый данный момент времени t . Однако при отсутствии явно выраженной временной тенденции изменения указанных параметров величину

$$\frac{1}{T-1} \left| \frac{u_t}{m_t} \right| \quad (12)$$

правомерно рассматривать в качестве приближения усредненной (по совокупности наблюдений и искомых параметров) меры расхождений последовательных значений для каждого из параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ оцениваемой модели.

Операциональный (в плане осуществимости прикладных расчетов) метод задания ограничений на средние значения искомых параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ [см. выражение (8)] предполагает также решение следующей проблемы.

Оцениваемая модель (6)-(8) представлена, во-первых, $(T-1)$ уравнениями, включающими искомые параметры $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$; во-вторых, оцениваемая модель также представлена двумя совокупностями уравнений размерности $(T-2)$ [см. выражение (7)], каждая из которых связывают последовательные значения искомых параметров $\{\beta_{1t}\}$ и $\{\beta_{2t}\}$ соответственно. В-третьих, оцениваемая модель представлена, как уже было сказано, ограничениями типа (8) на средние значения искомых параметров (каждое из этих ограничений является единственным для каждого временного ряда искомых параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$). Очевидно, что корректный (как в плане научного содержания, так и в плане формализации вычислительной процедуры оценивания модели, представленной

соотношениями типа (6)-(8)) метод определения количественных соотношений μ_1/λ_1 и μ_2/λ_2 также должен учитывать то обстоятельство, что по мере увеличения количества наблюдений (то есть мере роста T) относительная значимость (в сравнении с другими группами соотношений, входящими в рассматриваемую модель) ограничений на средние значения искомых параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ не должна снижаться. Это означает, что соотношения μ_1/λ_1 и μ_2/λ_2 должны являться возрастающей функцией от длины периода наблюдений T рассматриваемой модели. Данному требованию как раз удовлетворяет выражение $\sum_t \left| \frac{u_t}{m_t} \right|$ из (12).

С учетом сказанного выше правомерно принять в качестве одного из возможных вариантов, что

$$\frac{\mu_1}{\lambda_1} = \frac{\mu_2}{\lambda_2} = \sum_t \left| \frac{u_t}{m_t} \right|. \quad (13)$$

В совокупности выражения (10) и (13) позволяют оценить пропорции между $\lambda_1, \lambda_2, \mu_1, \mu_2$. Однако в выражение (10) входят структурные параметры $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$, подлежащие оцениванию по эмпирическим данным. В связи с этим в качестве приближения для соотношения λ_2/λ_1 в соответствии с (10) мы использовали выражение

$$\frac{|d_1^\theta m_{1t}^\theta|}{|(1-d_1^\theta) m_{2t}^\theta|}. \quad (14)$$

Последнее аналогично предположению, что в среднем текущие значения $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ близки к единичному (то есть априорному) значению.

В соответствии с предположениями, сделанными выше, пропорции между параметрами метода оценивания λ_2, μ_1, μ_2 могут быть определены по исходной статистической информации как функция λ_1 следующим образом:

$$\lambda_2 = \frac{|d_1^\theta m_{1t}^\theta|}{|(1-d_1^\theta) m_{2t}^\theta| \lambda_1}, \quad \mu_1 = \left| \frac{u_t}{m_t} \right| \lambda_1, \quad \mu_2 = \left| \frac{u_t}{m_t} \right| \lambda_2.$$

В силу того, что в выражение для функционала (9), подлежащего минимизации, входит экзогенно задаваемый параметр α , при проведении численных расчетов по модели, заданной соотношениями (6)-(8), без ограничения общности можно принять $\lambda_1 = 1^6$. В результате приведенные

⁶ Это эквивалентно перемасштабированию экзогенно задаваемого параметра метода α с тем, чтобы данный параметр содержал в себе информацию о величине параметра λ_1 (величина которого неизвестна).

выше выражения будут представлены как функция α , то есть

$$\lambda_2 = \frac{|d_1^\theta m_{1t}^\theta|}{|(1-d_1^\theta)m_{2t}^\theta|} \alpha, \quad (15)$$

$$\mu_1 = \frac{u_t}{m_t} \alpha, \quad (16)$$

$$\mu_2 = \frac{u_t}{m_t} \left\{ \frac{|d_1^\theta m_{1t}^\theta|}{|(1-d_1^\theta)m_{2t}^\theta|} \right\} \alpha. \quad (17)$$

Таким образом, задача построения временных рядов искоемых структурных параметров $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ оказывается разрешимой, поскольку параметры метода оценивания λ_2, μ_1, μ_2 , задаваемые в виде выражений (15)-(17), исчисляются на базе отчетной статистической информации, используемой в модели, и параметра α , который задается экзогенно.

В описании вычислительного метода, представленном выше, фигурирует параметр d_1^θ – удельный вес первого сектора в общем объеме промежуточного потребления в году θ , за который известна межотраслевая таблица. Совокупность поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$, определяемых в результате расчетов, позволяет рассчитать среднее значение d_1^C удельного веса первого (а соответственно, и второго) сектора в общем объеме промежуточного потребления за

период $(1, \dots, T)$. Это позволяет скорректировать начальные приближения для временных рядов $\{d_1^\theta m_{1t}^\theta\}$ и $\{(1-d_1^\theta)m_{2t}^\theta\}$, заменив их на $\{d_1^C m_{1t}^\theta\}$ и $\{(1-d_1^C)m_{2t}^\theta\}$ соответственно, что позволяет далее получить новые оценки поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$. Тем самым процедура оценивания поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ становится итерационной, в процессе которой последовательно уточняется значение d_1^C . Именно этот вариант вычислительного метода и был использован в расчетах, результаты которых представлены далее⁷.

Некоторые результаты расчетов на эмпирических данных. В таблице 1 представлены данные, иллюстрирующие зависимость получаемого решения (то есть наборов поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$) от параметра метода α . Как можно видеть, решение задачи нахождения поправочных коэффициентов $\{\beta_{1t}\}, \{\beta_{2t}\}$ таково, что в интервале значений от 0,0001 до 0,0000001 практически стабильно, а балансовые соотношения

$$m_t = \beta_{1t} d_1^C m_{1t}^\theta + \beta_{2t} (1-d_1^C) m_{2t}^\theta \quad (18)$$

для периода 2005-2016 гг. выполняются с точностью до сотых долей процента от фактических значений $\{m_t\}$ при том, что размерность самих величин $\{m_t\}$ находится в диапазоне от -0,042 до 0,078.

Таблица 1

Оценки годовых значений поправочных коэффициентов β_{1t}, β_{2t} при различных значениях параметра метода α

Год	$\alpha = 0,1$		$\alpha = 0,01$		$\alpha = 0,001$		$\alpha = 0,0001$		$\alpha = 0,000001$	
	β_{1t}	β_{2t}	β_{1t}	β_{2t}	β_{1t}	β_{2t}	β_{1t}	β_{2t}	β_{1t}	β_{2t}
2005	0,8792	0,9547	0,7476	0,8914	0,7464	0,8766	0,7449	0,8782	0,7451	0,8779
2006	0,8819	0,9611	0,8908	0,9986	0,8995	0,9955	0,8982	0,9971	0,8983	0,9969
2007	0,8458	0,9530	0,7867	1,0182	0,7789	1,0203	0,7775	1,0218	0,7776	1,0217
2008	0,7905	0,9400	0,8364	1,1448	0,8755	1,1895	0,8747	1,1911	0,8747	1,1911
2009	0,6896	0,9045	0,2859	0,9000	0,2590	0,9159	0,2580	0,9174	0,2579	0,9173
2010	0,7866	0,9334	0,6445	0,9741	0,6475	0,9991	0,6470	1,0003	0,6470	1,0003
2011	0,8827	0,9637	0,5379	0,9059	0,4842	0,9148	0,4833	0,9154	0,4833	0,9154
2012	1,0119	1,0059	1,0337	1,0649	1,0084	1,0932	1,0080	1,0931	1,0080	1,0930
2013	1,1132	1,0390	1,5152	1,2492	1,8584	1,4620	1,8688	1,4660	1,8689	1,4661
2014	1,1803	1,0587	1,3926	1,1141	1,2314	1,0034	1,2081	0,9854	1,2078	0,9854
2015	1,2250	1,0719	1,2860	1,0262	1,2823	1,0049	1,2851	1,0017	1,2851	1,0018
2016	1,2470	1,0784	1,2658	1,0110	1,1977	0,9812	1,1963	0,9784	1,1963	0,9784

⁷ Результаты расчетов, связанных с дальнейшей детализацией данных о промежуточном потреблении в рамках реального сектора, позволяют заключить, что данная процедура сходится (то есть значение d_1^C стабилизируется) на третьей или четвертой итерации в зависимости от характера исходных данных.

Необходимо отметить весьма высокую колеблемость годовых значений поправочных коэффициентов β_{1t} , β_{2t} . Это является прямым следствием формы балансового тождества (5), в которое входят переменные m_t , m_{1t}^0 , m_{2t}^0 , имеющие размерность показателей темпов прироста. Средние за исследуемый период значения поправочных коэффициентов β_{1t} , β_{2t} составляют (в диапазоне значений α от 0,0001 до 0,0000001) округленно 0,937 и 1,037 соответственно. Таким образом, средние расчетные значения искоемых коэффициентов отклоняются от их априорных величин.

Диапазон изменения во времени оценок поправочных коэффициентов γ_{1t} , γ_{2t} , обеспечивающих выполнение балансового тождества (4) существенно ниже (см. таблицу 2).

Таблица 2

Оценки годовых значений поправочных коэффициентов γ_{1t} , γ_{2t}
(для значения параметра метода $\alpha = 0,0000001$)

Год	γ_{1t}	γ_{2t}
2004	1,0119	0,9829
2005	0,9996	0,9787
2006	0,9908	0,9816
2007	0,9751	0,9851
2008	0,9713	0,9949
2009	1,0450	1,0027
2010	1,0236	1,0031
2011	1,0000	1,0000
2012	1,0005	1,0035
2013	1,0117	1,0117
2014	1,0129	1,0115
2015	1,0030	1,0120
2016	1,0055	1,0119

Как следует из данных таблицы 2, масштабы корректировки первоначальных оценок объемов промежуточного потребления реального сектора и сектора услуг, исчисленных исходя из матрицы коэффициентов прямых затрат 2011 г. [M_{1t}^0 и M_{2t}^0 - из тождества (4)] по абсолютной величине не превышают для реального сектора 4,5 процентного пункта (п. п.) (2009 г.), а для сектора услуг - 2,1 п. п. (2005 г.).

Отметим, что по определению тождества (4) поправочные коэффициенты γ_{1t} , γ_{2t} , должны быть как минимум неотрицательными. Вместе с тем коэффициенты β_{1t} , β_{2t} , как показывает наш опыт проведения расчетов, связанных с дальнейшей детализацией информации о динамике пара-

метров межотраслевых связей, могут принимать отрицательные значения в отдельные годы рассматриваемого здесь временного интервала.

Описанные выше правила определения параметров вычислительного метода, рассматриваемого в данной работе, основываются, во-первых, на его (метода) аналогии с методами обработки статистических данных, традиционно применяемыми в математической статистике. Во-вторых, эти правила основываются на результатах конкретных вычислительных экспериментов, связанных с обработкой эмпирических данных о структуре межотраслевых связей отечественной экономики за 2011 г. и показателей динамики объемов валового выпуска и элементов конечного спроса. Строгое теоретическое обоснование упомянутых правил, по нашему мнению, не представляется возможным.

В связи с этим, закономерным представляется следующий вопрос: какое влияние может оказать применение альтернативных (по сравнению с описанными выше) правил задания параметров используемого вычислительного метода на результаты расчетов?

В нашей работе [4] на примере оценивания параметров производственной функции для промышленности РФ были рассмотрены некоторые варианты критериальных правил, призванных количественно определить соотношение параметров метода λ_1 и λ_2 и аналогичных тому правилу, которое использовано в рамках данной работы. Как было показано в [3], некоторые различия в применяемых критериальных правилах достаточно слабо влияют на результаты оценивания эконометрической модели. Следует также отметить, что возможные различия в критериальных правилах, определяющих соотношения параметров метода λ_1 и λ_2 , могут быть в значительной мере нивелированы следующим образом. А именно, выбор совокупностей видов деятельности, входящих соответственно в первую и вторую группы для уравнений типа (5) или (18), должен осуществляться таким образом, чтобы вклад каждой из объясняющих переменных в динамику объясняемой переменной (если пользоваться устоявшейся терминологией регрессионных моделей) был примерно одинаковым. То есть

$$\text{соотношения } \frac{\sum_t |d_1^\theta m_{1t}^\theta|}{\sum_t |(1-d_1^\theta) m_{2t}^\theta|} \text{ в соответствии с (5)}$$

$$\text{или } \frac{\sum_i |d_1^C m_{1t}^\theta|}{\sum_i |(1-d_1^C) m_{2t}^\theta|} \text{ в соответствии с (18) должны}$$

быть близки к единичному значению.

Другой проблемой является оценка степени воздействия на получаемое решение критериального правила, определяющего соотношение параметров метода μ_1/λ_1 и μ_2/λ_2 , то есть пропорций, связывающих ограничения на последовательные разности искомым структурных параметров оцениваемой модели [см. соотношения типа (7)] и их (параметров) средних значений [см. соотношения типа (8)].

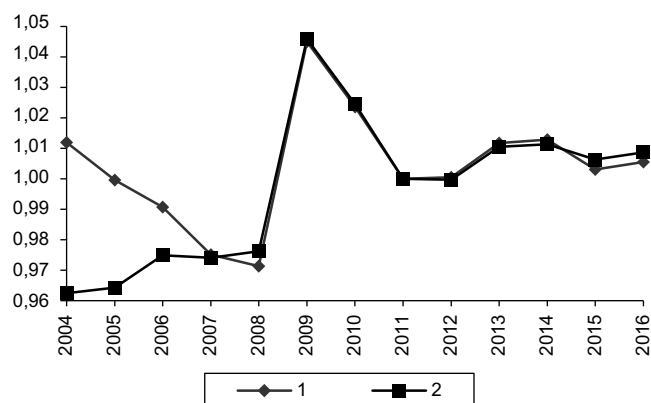


Рис. 1. Графики изменения параметра $\{\gamma_{1t}\}$, соответствующие использованию ограничения на средние значения параметра $\{\beta_{1t}\}$ в форме (8) (кривая 1) и в форме (19) кривая (2)

Как следует из представленных данных, для 2004-2006 гг. значения корректирующих коэффициентов $\{\gamma_{1t}\}$, $\{\gamma_{2t}\}$ существенно различаются в зависимости от варианта метода оценивания. Вместе с тем, для 2007-2016 гг. различия значений указанных коэффициентов по вариантам метода расчетов гораздо менее выражены, а колебания в динамике рассматриваемых коэффициентов аналогичны.

Учитывая степень различия соотношений (8) и (19), правомерно предположить, что гипотетически возможные варианты критериального правила, призванного определить соотношения параметров метода μ_1/λ_1 и μ_2/λ_2 , и аналогичные правилу, обосновываемому в данной работе [то есть правилу, соответствующему выражению типа (13)], будут приводить к близким численным результатам.

Заключение. Рассмотренный в данной работе метод обеспечивает дезагрегацию известного динамического ряда промежуточного потребления по экономике в целом на две группы ВЭД,

Ниже (см. рис. 1 и рис. 2) приводятся результаты идентификации корректирующих коэффициентов $\{\gamma_{1t}\}$, $\{\gamma_{2t}\}$ для модели, представленной соотношениями типа (6)-(8), и для модели, представленной соотношениями типа (6)-(7), а также условиями, что средние значения искомым структурных параметров $\{\beta_{1t}\}$, $\{\beta_{2t}\}$ совпадают с их априорными (в данном случае единичными) значениями, то есть:

$$1 = \frac{1}{T-1} \beta_{1t}; \quad 1 = \frac{1}{T-1} \beta_{2t}. \quad (19)$$

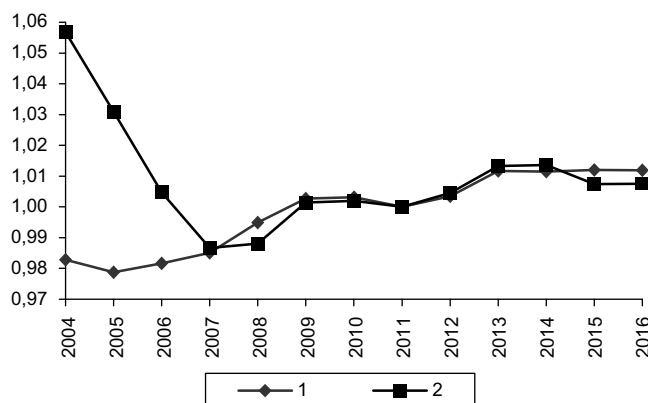


Рис. 2. Графики изменения параметра $\{\gamma_{2t}\}$, соответствующие использованию ограничения на средние значения параметра $\{\beta_{1t}\}$ в форме (8) (кривая 1) и в форме (19) кривая (2)

информация о промежуточном потреблении которых отсутствует в официальной статистике. При этом требование разбиения известного динамического ряда лишь на две составляющих не является принципиально важным: предлагаемый метод универсален с точки зрения количества переменных, включаемых в модель. Соответственно, модель, представленная соотношениями типа (6)-(8), может быть без потери общности переформулирована для случая трех и более объясняющих переменных, входящих в правую часть соотношений типа (6). Разделение исходного ряда промежуточного потребления на две группы, как это описано выше, целесообразно прежде всего для упрощения контроля правильности ввода исходных данных и вычислений в среде табличного процессора Excel или аналогичных программных продуктов.

Последовательное применение данного метода для дезагрегации информации о показателях промежуточного потребления предполагает, что динамический ряд показателей промежуточного потребления каждой группы ВЭД, полученный

на предыдущей стадии вычислений, выступает как исходный для последующего этапа расчетов. Это, в конечном счете, обеспечивает построение динамических рядов промежуточного потребления в разрезе отдельных ВЭД, причем степень детализации этой статистической информации определяется исключительно степенью детализации официальной статистической информации (то есть известной таблицы «затраты-выпуск» и ретроспективных данных о динамике выпуска отдельных ВЭД).

Далее в рамках каждого отдельного ВЭД, включаемого в межотраслевую таблицу заданной степени детализации, по схеме, аналогичной описанной в данной работе, могут быть осуществлены расчеты динамических рядов отдельных межотраслевых потоков текущих затрат. Тем самым решается задача построения динамических рядов таблиц показателей использования продукции отдельных ВЭД в части промежуточного потребления.⁸

Как уже было отмечено выше, применение эконометрического подхода к построению показателей межотраслевых связей - вынужденная мера, обусловленная отсутствием прямых статистических данных о межотраслевых связях отечественной экономики за последовательные годы ретроспективного периода. Аналогичное положение (то есть отсутствие прямых статистических данных) имеет место и в статистике других стран, в которых ведутся разработки в области метода «затраты-выпуск».

В целом типичная ситуация в области статистических данных, которые можно использовать в процессе межотраслевого анализа, состоит в следующем: временной интервал, разделяющий отчетные таблицы «затраты-выпуск», разработанные органами государственной статистики, является как правило, весьма значительным; указанные таблицы в методическом отношении очень часто непосредственно несопоставимы; отчетная годовая динамика отдельных видов затрат, фигурирующих в таблице использования (или в первом квадранте межотраслевой таблицы) может быть определена лишь для ограниченного круга показателей (это могут быть, в частности, показатели затрат топлива, энергии и другие виды затрат, которые могут быть измерены в натуральном или условно-натуральном выражении); наиболее подробно представлена лишь инфор-

мация об охватываемых итогах межотраслевой таблицы (данные о валовом выпуске и конечном спросе, данные об объемах промежуточного потребления в разрезе отдельных отраслей или видов деятельности). Источник этих данных - система национальных счетов, а также ряд форм ежегодно разрабатываемой статистической отчетности.

Отсутствие статистических данных, необходимых для динамических сопоставлений структуры межотраслевых связей за ряд последовательных лет ретроспективного периода, имело следствием разработку специальных математических процедур. Эти процедуры призваны были обеспечить (с учетом использования годовых статистических данных, указанных выше) корректировку исходной информации о межотраслевых связях, известной для определенного года, применительно ко всем остальным годам исследуемого периода времени. При этом основным методом корректировки (актуализации) данных о структуре межотраслевых связей, нашедшим широкое применение в практике статистических расчетов, стал метод *RAS*, предложенный Р. Стоуном еще в начале 1960-х гг. [5], и его модификации.

Изложению различных версий данного метода и обсуждению результативности его применения для целей актуализации показателей межотраслевых таблиц (и тем самым, построения динамических рядов показателей межотраслевых связей) посвящена обширная литература (обзор и сравнение различных вариантов метода *RAS* представлены, в частности, в [6-13]). Не рассматривая в данном случае деталей научной корректности данного направления построения статистических данных, следует отметить следующее. При использовании метода *RAS* для актуализации данных о межотраслевых связях матрица межотраслевых потоков, известная за определенный год (год θ в обозначениях, принятых при изложении математического метода, описанного выше), корректируется таким образом, чтобы обеспечить совпадение элементов этой обновленной таблицы и известных итогов (по строкам и столбцам межотраслевой таблицы) за текущий год. То есть при использовании метода *RAS* для актуализации данных о межотраслевых связях (в номенклатуре видов деятельности, включаемых в межотраслевую таблицу) не учитываются в явном виде сведения о динамике объемов промежуточного потребления (с которыми, безусловно,

⁸ Результаты указанных расчетов будут изложены в отдельной работе.

связана и динамика выпуска) за ретроспективный период, охватываемых расчетами.

Вместе с тем, метод оценки показателей межотраслевых связей, рассмотренный в данной работе, основывается на обработке статистической информации, представленной именно временными рядами соответствующих переменных. При этом построение временных рядов оцениваемых параметров эконометрической модели основывается, как отмечено в [4], на требовании наибольшей (в математическом смысле) гладкости получаемого решения, или что то же самое, на требовании минимальной изменчивости во времени искомых параметров модели. Это принципиально отличает рассматриваемый здесь метод от метода *RAS* и его модификаций.

Кроме того, эконометрический метод, описанный в данной работе, допускает возможность включения в процесс расчетов информации о динамике затрат отдельных видов материальных ресурсов (в натуральном или условно-натуральном выражении). Например, если имеющиеся статистические данные позволяют рассчитать оценку динамики промежуточного потребления первого сектора в модели, представленной соотношениями типа (6)-(8), то темп изменения промежуточного потребления m_{1t}^{θ} из (6) может быть заменен на аналогичный показатель, исчисленный исходя из данных в натуральном выражении. Число гипотетически возможных модификаций приближений для показателей m_{1t}^{θ} , m_{2t}^{θ} может варьироваться в зависимости от состояния информационной базы проводимых расчетов. Однако в любом случае привлечение дополнительных данных о динамике отдельных межотраслевых потоков (в сравнении с данными, использованными в модели, представленной соотношениями (6)-(8)), будет способствовать повышению обоснованности расчетов показателей межотраслевых связей на основе эконометрического метода, описанного в данной работе.

Литература

1. Суворов Н.В., Балашова Е.Е., Давидкова О.Б. Теоретические и методические вопросы построения дифференцированных показателей эффективности использования производственных ресурсов // Проблемы прогнозирования. 2012. № 5.
2. 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.
3. Суворов Н.В., Трещина С.В., Белецкий Ю.В., Балашова Е.Е. Балансовые и факторные модели как инструмент анализа и прогнозирования структуры экономики. Научные труды: Институт народнохозяйственного прогнозирования РАН». М.: МАКС-Пресс, 2017.
4. Суворов Н.В. Развитие методов исследования статистических зависимостей: регрессионные модели с переменными структурными параметрами // Вопросы статистики. 2018. № 6.
5. Stone R., Brown J.A.C. A Long-Term Growth Model of the British Economy. Europe's Future in Figures. Amsterdam, 1962.
6. Kuroda M. A method of estimation for the updating transaction matrix in the input-output relationships. In: K. Uno and S. Shishido (eds.). Statistical Data Bank Systems. Socio-economic database and model building in Japan. Amsterdam: North Holland, 1988.
7. Lahr M., de Mesnard L. Biproportional Techniques in Input-Output Analysis: Table Updating and Structural Analysis // Economic Systems Research. 2004. Vol. 16. No. 2.
8. Temurshoev U., Webb C., Yamano N. Projection of supply and use tables: methods and their empirical assessment // Economic Systems Research. 2011. Vol. 23. Iss. 1. P. 91-123.
9. Miller R.E., Blair P.D. Input-output analysis: foundations and extensions. Cambridge university press, 2009.
10. Wang H. et al. Updating input-output tables with benchmark table series // Economic Systems Research. 2015. Vol. 27. Iss. 3.
11. Mahajan S. et al. Handbook on Supply, Use and Input-Output Tables with Extensions and Applications. HAL. 2018.
12. Моторин В.И. Развитие метода RAS на основе гомотетической парадигмы структурного сходства матриц макроэкономических данных // Вопросы статистики. 2014. № 8.
13. Баранов Э.Ф., Ким И.А., Пионтковский Д.И., Старицына Е.А. Методологические проблемы построения систем таблиц «затраты-выпуск» России в классификаторах отраслей и продуктов, соответствующих международным стандартам. Препринт WP2/2013/06 /. М.: Изд. дом Высшей школы экономики, 2013.

Информация об авторах

Суворов Николай Владимирович - д-р экон. наук, профессор, руководитель лаборатории прогнозирования динамики и структуры народного хозяйства, Институт народнохозяйственного прогнозирования Российской академии наук (ИНП РАН). 117418, г. Москва, Нахимовский пр-т, д. 47. E-mail: suvor_n@ecfor.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6000-1177>.

Трешина Светлана Владимировна - канд. экон. наук, старший научный сотрудник, Институт народнохозяйственного прогнозирования Российской академии наук (ИНП РАН). 117418, г. Москва, Нахимовский пр-т, д. 47. E-mail: svetlana_treshin@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5761-9099>.

References

1. **Suvorov N.V., Balashova E.E., Davidkova O.B.** Involvement of Savings in the Economy and Development of Reproduction Processes in the Russian Federation. *Studies on Russian Economic Development*. 2012;23(5):436-445. (In Russ.)
2. **Suvorov N.V.** et al. Econometric Methods for Investigating Dynamics Indicators of the Resource Intensity in the Domestic Economy (Tools and Statistical Results). *Studies on Russian Economic Development*. 2013;24(5):409-421. (In Russ.)
3. **Suvorov N.V.** et al. Balance and Factor Models as a Tool for Analysis and Forecasting Structure of the Economy. Scientific Articles – Institute of Economic Forecasting Russian Academy of Sciences. Moscow: MAKSPress; 2017. P. 30-49. (In Russ.)
4. **Suvorov N.V.** Development of Research Methods for Statistical Dependences: Regression Models with Variable Structural Parameters. *Voprosy Statistiki*. 2018;25(6):3-15. (In Russ.)
5. **Stone R., Brown J.A.C.** *A Long-Term Growth Model of the British Economy. Europe's Future in Figures*. Amsterdam; 1962.
6. **Kuroda M.** A Method of Estimation for the Updating Transaction Matrix in the Input-Output Relationships. In: Uno K., Shishido S. (eds.) *Statistical Data Bank Systems. Socio-economic Database and Model Building in Japan*. Amsterdam, North Holland; 1988. P. 43-56.
7. **Lahr M., de Mesnard L.** Biproportional Techniques in Input-Output Analysis: Table Updating and Structural Analysis. *Economic Systems Research*. 2004;16(2).
8. **Temurshoev U., Webb C., Yamano N.** Projection of Supply and Use Tables: Methods and Their Empirical Assessment. *Economic Systems Research*. 2011;23(1):91-123.
9. **Miller R.E., Blair P.D.** *Input-Output Analysis: Foundations and Extensions*. Cambridge University Press; 2009.
10. **Wang H.** et al. Updating Input-Output Tables with Benchmark Table Series. *Economic Systems Research*. 2015;27(3).
11. **Mahajan S.** et al. *Handbook on Supply, Use and Input-Output Tables with Extensions and Applications*. HAL; 2018.
12. **Motorin V.I.** Development of the RAS Method Within Homothetic Paradigm for Structural Similarity of Macroeconomic Data Matrices. *Voprosy Statistiki*. 2014;(8):46-67. (In Russ.)
13. **Baranov E.F.** et al. *Methodological Problems of Constructing a Time Series of Input-Output Accounts for Russia into the Classifications that are Harmonized with the International Industrial and Product Classifications. Working paper: WP2/2013/06*. Moscow: Publishing House of the Higher School of Economics; 2013. (In Russ.)

About the authors

Nikolay V. Suvorov - Dr. Sci. (Econ.), Professor; Head, Laboratory of Forecasting the Dynamics and Structure of the National Economy, Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences. 47, Nakhimovsky Av., Moscow, 117418, Russia. E-mail: suvor_n@ecfor.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-6000-1177>.

Svetlana V. Treshchina - PhD in Economics, Senior Researcher of the Laboratory of Forecasting the Dynamics and Structure of the National Economy of the Institute of Economic Forecasting of the Russian Academy of Sciences. 47, Nakhimovsky Av., Moscow, 117418, Russia. E-mail: svetlana_treshin@mail.ru. ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5761-9099>.