

ТЕОРИЯ ОПТИМАЛЬНЫХ РИШЕНЬ

Описаны принципы использования модели таблиц "затраты-выпуск" для прогнозирования структуры и динамики экономики. Полученные результаты дают возможность оценить тенденции экономической динамики не только через темпы прироста традиционных экономических показателей, но и с учетом их структурных сдвигов, а также уровня сбалансированности экономики и оптимизации производственных и технологических процессов.

© Э.П. Карпец, 2007

УДК 300.4

Э.П. КАРПЕЦ

ИСПОЛЬЗОВАНИЕ ОТЧЕТНЫХ ТАБЛИЦ «ЗАТРАТЫ-ВЫПУСК» ДЛЯ ОПТИМИЗАЦИИ СТРУКТУРЫ ЭКОНОМИКИ

Введение. Задача адекватного отражения структурных изменений в экономике страны требует совершенствования методов измерения структурных сдвигов. Скорость и интенсивность таких сдвигов зависят от многих экономических факторов и находятся в постоянной динамике. Оценить тенденции такой динамики можно с помощью таких характеристик: темпы прироста традиционных экономических показателей, удельный вес отдельных составляющих в агрегате. Однако, может быть предложен ряд более строгих и совершенных методов расчета величины структурных сдвигов и оценки степени сбалансированности экономики.

Сотрудниками Института кибернетики имени В.М. Глушкова НАН Украины с целью прогнозирования структуры и динамики экономики предложено использовать модели таблиц „затраты-выпуск” (ТЗВ), имеющие некоторые преимущества перед традиционными подходами к прогнозированию структурных сдвигов и оптимизации экономики [1– 3].

Использование модели ТЗВ с целью прогнозирования структуры и динамики экономики состоит из следующих логически взаимосвязанных этапов:

– расчет и анализ сформировавшихся тенденций изменения материально-вещественных межотраслевых пропорций за некоторый ретроспективный период времени;

– прогнозирование на основе предшествующего анализа значений нормативных технологических показателей ТЗВ (коэффициенты материало-, фондо-, трудоемкости производства);

– разработка и реализация прогнозных таблиц „затраты-выпуск” в системе текущих цен с целью использования полученных результатов для составления балансов финансовых показателей (баланс доходных и расходных статей государственного бюджета, баланс денежных доходов и затрат населения, платежный баланс и т.д.).

Изложение основного материала. Исследования первого этапа обусловлены тем обстоятельством, что составленные в ценах соответствующих лет отчетные ТЗВ ретроспективного периода должны быть приведены к сопоставимому виду, т.е., все абсолютные показатели, которые учитываются в балансах, измеряются в некоторой системе неизменных цен определенного базисного года. Если в каждом году (τ) ретроспективного периода $[1, t_0]$ (t_0 – последний год данного периода и, соответственно, первый год прогнозного периода) физические объемы валовой продукции $\bar{x}_i(\tau)$, межотраслевых потоков $\bar{x}_{ij}(\tau)$ и конечной продукции $\tilde{y}_i(\tau)$ ($i, j = \overline{1, n}$ – индексы областей)

вычисляются в постоянных ценах, соответственно, вида $p_{ix}^0, p_{ij}^0, p_{iy}^0$, то в денежном выражении все ТЗВ данного периода могут быть записаны в виде

$$p_i^0 \bar{x}_i(\tau) = \sum_{j=1}^n p_{ij}^0 \bar{x}_{ij}(\tau) + p_{iy}^0 \tilde{y}_i(\tau), \quad (i = \overline{1, n}; \tau = \overline{1, t_0}). \quad (1)$$

В формуле (1) цена продукции каждого вида (p_{ij}^0) дифференцирована в разрезе отраслей-потребителей. Теоретически это связано с учетом таких обстоятельств. Во-первых, в межотраслевых балансах структура экономики рассматривается в довольно укрупненной номенклатуре, отдельные позиции которой иногда включают сотни наименований конкретных видов продукции, оцениваемых в соответствующих индивидуальных ценах. В результате структура потоков определяемых строкой таблиц «затраты-выпуск», оказывается неоднородной относительно состава конкретных наименований продукции, входящих в данную позицию номенклатуры баланса. Следовательно, средние цены на продукцию отрасли i , расходуемой разными потребителями, будут различаться. Во-вторых, цены даже на один и тот же однородный вид продукции могут различаться в зависимости от конкретных его потребителей. В-третьих, при разработке балансов в ценах конечного потребления цены на один и тот же вид продукции могут различаться из-за расхождений в транспортно-торговых наценках для отдельных потребителей.

Однако при реализации практических задач невозможно учесть подобного рода нюансы в ценообразовании. Поэтому при денежной оценке межотраслевых

потоков $\bar{x}_{ij}(\tau)$ используется единая отраслевая цена $p_{i\Pi}^0$, которая отличается от среднотраслевой, поскольку относится лишь к той части валовой продукции отрасли i , которая потребляется в процессе производства в виде текущих материальных затрат. В этом случае средняя реализационная базисная цена продукции вида i может быть определена как

$$p_{ix}^0 = \frac{p_{i\Pi}^0 \sum_{j=1}^n \bar{x}_{ij}(0) + p_{iy}^0 \bar{y}_i(0)}{\bar{x}_i(0)}, \quad (2)$$

где p_{iy}^0 – цена продукции данного вида, используемой для целей конечного потребления (как правило – это потребительские или розничные цены).

В заданной таким образом системе модели таблиц «затраты-выпуск», вида (1) записываются в виде

$$\tilde{x}_i(\tau) = \sum_{j=1}^n \tilde{x}_{ij}(\tau) + \tilde{y}_i(\tau), \quad (\tau = 1, t), \quad (3)$$

где показатели $\tilde{x}_i(\tau) = p_{ix}^0 \bar{x}_i(\tau)$, $\tilde{x}_{ij}(\tau) = p_{i\Pi}^0 \bar{x}_{ij}(\tau)$, $\tilde{y}_i(\tau) = p_{iy}^0 \bar{y}_i(\tau)$ непосредственно сопоставимы во времени, поскольку для них отсутствует фактор изменения цен.

Для системы (3) натуральные коэффициенты прямых затрат $\bar{a}_{ij}(\tau) = \frac{\bar{x}_{ij}(\tau)}{\bar{x}_j(\tau)}$

рассчитываются как

$$\alpha_{ij}(\tau) = \frac{p_{i\Pi}^0 \bar{x}_{ij}(\tau)}{p_{jx}^0 \bar{x}_j(\tau)} = \bar{a}_{ij}(\tau) \frac{p_{i\Pi}^0}{p_{jx}^0} \quad (4)$$

и приобретают смысл технологических коэффициентов прямых материальных затрат, непосредственно сопоставимых во времени (в силу постоянства

соотношения $\frac{p_{i\Pi}^0}{p_{jx}^0}$). В результате, каждый отчетный баланс в системе

неизменных цен имеет вид

$$\tilde{x}_i(\tau) = \sum_{j=1}^n \alpha_{ij}(\tau) \tilde{x}_j(\tau) + \tilde{y}_i(\tau), \quad (\tau = 1, t). \quad (5)$$

Именно в отношении нормативов α_{ij} должна быть применена некоторая процедура их прогнозирования на перспективу, обусловленная вторым этапом общего процесса построения и реализации прогнозных моделей ТЗВ. Среди всех

возможных процедур наиболее перспективным представляется использование метода RAS. Усовершенствованный вариант RAS описан в [2].

Заметим, что сами коэффициенты $\tilde{a}_{ij}(\tau)$ могут быть корректно рассчитаны, если предварительно решена задача сравнимости разновременных ТЗВ, которые теперь имеют вид

$$x_i(\tau) = \sum_{j=1}^n x_{ij}(\tau) + y_i(\tau). \quad (6)$$

В самих значениях объемных показателей $x_i(\tau)$, $\tilde{x}_i(\tau) = \sum_{j=1}^n x_{ij}(\tau)$, $y_i(\tau)$, рассчитанных в системе текущих цен, скрыто одновременное влияние, как изменения физических объемов производства, так и изменения цен. Иначе, для каждого из таких показателей ставится задача разложения любого их прироста по двум указанным факторам. В общем виде данная задача сформулирована таким образом.

Пусть величина каждого агрегата $x_i(\tau)$, $\tilde{x}_i(\tau)$, $y_i(\tau)$ в текущих ценах года τ определяется как

$$Q_\tau = \sum_{\ell} Q_{\tau\ell} = \sum_{\ell} q_{\tau\ell} p_{\tau\ell}, \quad (7)$$

где $q_{\tau\ell}$ и $p_{\tau\ell}$ – объемы и цены входящие в соответствующие агрегаты разных видов продукции ℓ для начального ($\tau = 0$) и конечного ($\tau = 1$) периодов времени (например, базовый и отчетный, или запланированный и достигнутый) равны. Изменение стоимости

$$\Delta Q = Q_1 - Q_0 = \sum_{\ell} \Delta Q_{\ell} = \sum_{\ell} (Q_{1\ell} - Q_{0\ell}) = \sum_{\ell} (q_{1\ell} p_{1\ell} - q_{0\ell} p_{0\ell}) \quad (8)$$

нужно представить в виде суммы составляющих ΔQ_{ℓ}^q и ΔQ_{ℓ}^p , которые отвечают изменению отдельных факторов объемов и цен, т.е.

$$\Delta Q = \Delta Q^q + \Delta Q^p = \sum_{\ell} \Delta Q_{\ell}^q + \sum_{\ell} \Delta Q_{\ell}^p. \quad (9)$$

Используя логарифмический метод, величины составляющих (9) можем определить как

$$\Delta Q_{\ell}^q = H_{\ell}^Q \ln I_{\ell}^q, \quad \Delta Q_{\ell}^p = H_{\ell}^Q \ln I_{\ell}^p, \quad (10)$$

где H_{ℓ}^Q – средняя хронологическая между $Q_{1\ell}$ и $Q_{0\ell}$:

$$H_{\ell}^Q = \frac{\Delta Q_{\ell}}{\ln I_{\ell}^Q} = \frac{Q_{1\ell} - Q_{0\ell}}{\ln \frac{Q_{1\ell}}{Q_{0\ell}}} = \frac{q_{1\ell} p_{1\ell} - q_{0\ell} p_{0\ell}}{\ln \frac{q_{1\ell} p_{1\ell}}{q_{0\ell} p_{0\ell}}}, \quad (11)$$

причем $H_\ell^Q = Q_{0\ell}$ при $Q_{1\ell} = Q_{0\ell}$. Обозначение I в (10), (11) и далее отвечает индексам соответствующих величин, например,

$$I_\ell^q = \frac{q_{1\ell}}{q_{0\ell}}, \quad I_\ell^p = \frac{p_{1\ell}}{p_{0\ell}}, \quad I_\ell^Q = \frac{Q_{1\ell}}{Q_{0\ell}} = I_\ell^q I_\ell^p. \quad (12)$$

Исходя из полученных соотношений и абстрагируясь от конкретных видов продукции, можем записать, что индекс полной стоимости I^Q равняется произведению

$$I^Q = I^q I^p, \quad (13)$$

где $I^Q = \frac{Q_1}{Q_0}$, а I^q и I^p – составляющие I^Q , связанные с изменением объемов и

цен соответственно, т.е., индексы объемов и цен. Далее для модели (12) осуществляется разложение прироста аналогично (9) – (11) и записывается

$$\Delta Q^q = H^Q \ln I^q = \frac{\Delta Q}{\ln I^Q} \ln I^q, \quad \Delta Q^p = H^Q \ln I^p = \frac{\Delta Q}{\ln I^Q} \ln I^p, \quad (14)$$

где H^Q – средняя величина вида $H^Q = \frac{\Delta Q}{\ln I^Q}$.

Из соотношения (14) следуют важные практические выводы. Во-первых, для ряда отраслей в статистической отчетности рассчитываются индексы физических объемов и индексы цен. При этом, цепные индексы легко переводятся в базисные относительно любого интересующего нас года $\tau = 0$. Во-вторых, там, где нет одного из индексов, но есть другой, отсутствующий индекс

всегда можно получить из соотношений $I^q = \frac{I^Q}{I^p}$ или $I^p = \frac{I^Q}{I^q}$, поскольку

базисный индекс I^Q всегда может быть рассчитан для любой отрасли в отношении всех трех компонент уравнения (6):

$$I_i^x = \frac{x_i(\tau)}{x_i(0)}, \quad I_i^\epsilon = \frac{\sum_{j=1}^n x_{ij}(\tau)}{\sum_{j=1}^n x_{ij}(0)}, \quad I_i^y = \frac{y_i(\tau)}{y_i(0)}, \quad (15)$$

поскольку в числителе и знаменателе данных отношений находятся номинальные значения (измеряются в текущих ценах соответствующих лет): валовой выпуск, промежуточное потребление и конечное потребление продукции отрасли i . Если для данной отрасли известен базисный индекс объемов I_i^{xq} , но нет индекса цен, то последний легко находим делением

I_i^x на I_i^{xq} . Аналогичное замечание касается и показателей $I_i^{\tilde{x}q}, I_i^{\tilde{x}p}, I_i^{yq}, I_i^{yp}$.

Только для двух первых величин речь идет о базисных индексах оптовых цен, а

для двух следующих – о базисных индексах потребительских цен. Исходя из данного обстоятельства, физический прирост какого-либо показателя, в сравнении с базисным периодом, следует учитывать только в части ΔQ^q . Иначе, реальный объем производства периода $\tau \rightarrow 1$ в ценах базисного года $\tau = 0$ следует оценивать как $\bar{Q}_1 = Q_0 + \Delta Q^q$. Подобные показатели сопоставимы во времени и служат базой осуществления расчетов по приведению разновременных ТЗВ к сопоставимому виду. Для приведения реальных объемов производства к системе текущих цен величину \bar{Q}_1 нужно умножить на I^p . Подобные процедуры обращения текущих и базисных цен получили название процессов дефлирования, которые являются технической детализацией выше-описанного общего алгоритма.

После приведения всех показателей к сопоставимым ценам, получаем систему отчетных таблиц „затраты-выпуск” с одинаковым перечнем и классификацией отраслей. Её анализ может осуществляться с помощью методов выравнивания, экстраполяции и оценки устойчивости динамических рядов. По приведенным к сопоставимому виду отчетным таблицам „затраты-выпуск” целесообразно рассчитывать следующие коэффициенты:

1) валовой внутренний продукт (ВВП): $m_j = M_j/x_j$, отражающие удельный вес прибыли, НДС и других элементов ВВП вместе взятых (M_j) в валовой продукции отрасли (x_j);

2) структура себестоимости: $c_{h_j} = C_{h_j}/S_j$, отображающие долю оплаты труда, амортизации основных производственных фондов и общей суммы материальных затрат C_{h_j} в себестоимости продукции S_j ($S_j = x_j - M_j$);

3) структура производственных материальных затрат: $c_{ij} = C_{ij}/C_j$, т.е., долю затрат (C_{ij}) продукции отрасли i в общей величине материальных затрат на производство продукции отрасли j ;

4) структура ВВП: $c_{ik} = C_{ik}/C_k$, т.е., удельный вес затрат (C_{ik}) продукции вида i в общем объеме затрат по позиции (столбцу) k второго раздела баланса (C_k);

5) экспорт продукции $e_i = E_i/x_i$, которые отражают долю вывоза (E_i) продукции i в валовой продукции отрасли i ;

6) дополняющий импорт продукции: $v_{ij} = V_{ij}/C_{ij}$ (или $v_{ik} = v_{ik}/C_{ik}$), характеризующие удельный вес затрат ввезенной продукции вида i в общей его

затрате на производство продукции вида j (или в общей затрате продукции вида i по направлению k использования ВВП).

Кроме перечисленных коэффициентов необходима информация о динамике валовой продукции по каждой отрасли материального производства; конечных потребительских затрат домашних хозяйств и общегосударственного управления; других элементов конечного потребления K_k . Переход от упомянутых показателей к коэффициентам прямых затрат a_{ij} осуществляется по формуле

$$a_{ij} = c_{ij}c_j(1 - m_j), \quad (16)$$

где c_j – коэффициенты, отражающие долю общей суммы материальных затрат (без амортизации) в себестоимости продукции j .

Динамические ряды этих данных ТЗВ выравниваются с помощью метода наименьших квадратов для выявления основной тенденции их динамики во времени. Вследствие чего приемлемые результаты дают применение несложных нелинейных моделей, которые позволяют подвергнуть оптимизации два параметра с помощью указанного метода.

Достаточно большое разнообразие двухпараметрических моделей достигается путем введения априорных констант при использовании методов наименьших квадратов или другого способа нахождения эмпирической формулы. Для практической работы удобна модель $y = a + bx^\ell$, в которой априорной константой выступает a . Другие параметры определяются методом наименьших квадратов после логарифмирования, т.е.

$$\ln(y - a) = \ln b + \ell \ln x, \quad (17)$$

где x – аргумент времени; y – соответствующий показатель динамического ряда. Если выравниваемый ряд по своей природе имеет верхнюю асимптоту, то вместо (17) используем:

$$\ln(a - y) = \ln b + \ell \ln x. \quad (18)$$

Модели (17) и (18) имеют весомые выравнивающие свойства, если относительная вариация показателей статистического ряда приблизительно равна относительной вариации аргументов времени x . Если данное условие не выполняется, то характеристики таких моделей можно улучшить введением еще одной априорной константы c :

$$\ln(y - a) = \ln b + \ell \ln(x + c), \quad (19)$$

$$\ln(a - y) = \ln b + \ell \ln(x + c). \quad (20)$$

Существуют два способа определения константы c : экспертный и формальный. При экспертном – разумно c задавать равным ожидаемому диапазону прогноза. Формальный способ исходит из предположения о равенстве коэффициентов вариации переменных x и y . Например, для модели (20):

$$\frac{S_y}{a - \bar{y}} = \frac{S_x}{\bar{x} + c}, \quad \text{откуда} \quad c = \frac{s_x(a - \bar{y}) - S_y\bar{x}}{S_y}, \quad (21)$$

где S_x, S_y – дисперсии, \bar{x}, \bar{y} – средние значения соответствующих показателей.

При двухпараметрической модели систему нормальных уравнений удобно решать в общем виде. Например, для модели (20) имеем:

$$\ln b = \frac{\sum \ln(a - y)k \sum [\ln(x + c)]^2 k - \sum \ln(x + c)k \sum \ln(a - y) \ln(x + c)k}{\sum k \sum [\ln(x + c)]^2 k - [\sum \ln(x + c)k]^2}. \quad (22)$$

Проверка значимости тренда может быть осуществлена с помощью разных критериев. Наиболее простая – это проверка значимости коэффициента корреляции, характеризующего тесноту связей описываемых трендом.

После сглаживания и экстраполяции динамических рядов коэффициентов и абсолютных характеристик межотраслевых связей, могут быть составлены прогнозные таблицы „затраты-выпуск” в разрезе сопоставимых (реальных) показателей. Поскольку при сглаживании и экстраполяции целесообразно применение линейных и нелинейных моделей, возникает проблема увязывания результатов, полученных разными методами. Сумма коэффициентов затрат первого и третьего разделов таблиц „затраты-выпуск” по каждому столбцу должна равняться единице. Если эти коэффициенты сглаживаются и экстраполируются одновременно линейными и нелинейными методами, а некоторые – экспертным путем, то возникает необходимость в нормировании, например, согласно формуле: $y'_{ij} = y_{ij} / \sum_{i=1}^n y_{ij}$, где y'_{ij} – уточненный коэффициент строки i и столбца j межотраслевого баланса; y_{ij} – тот же коэффициент до корректирования.

Метод корректирования можно усовершенствовать, используя необъяснимую стандартную погрешность. В этом случае каждый коэффициент изменяют пропорционально его необъяснимой стандартной погрешности $S_{xy,ij}$. В результате, значения уточненных коэффициентов y_{ij} практически всегда находятся в границах $y_{ij} \pm S_{yx,ij}$.

Полученные в ходе экстраполяции показатели валовой продукции x_j и конечного продукта K_k , а также экстраполированные и уточненные коэффициенты применяются для расчета варианта прогнозных ТЗВ, с не проведенным взаимным увязыванием ресурсов и их использованием по каждой отрасли. Исходными в рассмотренном алгоритме будут показатели валовой продукции и ВВП, а с помощью коэффициентов таблиц „затраты-выпуск” последовательно рассчитываются все другие элементы первого, второго и третьего разделов баланса.

Взаимное увязывание показателей прогнозных ТЗВ осуществляется итерационным путем. Экзогенно задаются показатели ресурсов R_j (производство и импорт продукции) и их использование M_j (промежуточное потребление, конечное потребление, валовое накопление капитала, экспорт). Сначала для каждой отрасли определяются контрольные итоги столбцов $R_j^{(0)}$ и строк $R_i^{(0)}$ таблиц „затраты-выпуск” для итерационного процесса при $i = j$: $R_j^{(0)} = R_i^{(0)} = (R_j + R_i)/2$. Необходимость такого усреднения контрольных итогов перед началом итерационного процесса объясняется тем, что в этом процессе принимают участие данные первого, второго и третьего разделов ТЗВ, а в нем должны иметь место равенство итогов колонок (по первому и третьему разделам) и строк (по первому и второму разделам).

Здесь (а также в итерационном процессе) применена гипотеза, что при статистическом прогнозировании межотраслевых связей в приблизительно одинаковой степени следует учесть влияние сдвигов происходивших в отчетном периоде в производстве продукции и изменений в технологии производства. Поскольку, с одной стороны, недостаточные темпы роста производства продукции ограничивают его потребление, а с другой – сдвиги в технологии производства повышают или снижают потребность в производстве той или другой продукции. Можно ввести ограничение, которое допускает отклонения $R_j^{(0)} = R_i^{(0)}$ от R_j не более чем на необъяснимую стандартную погрешность $S_{yx,j}$. Далее с помощью итерационной процедуры осуществляется увязывание показателей ТЗВ с полученными контрольными показателями каждой отрасли (итогами столбцов и строк).

Алгоритм итерационного процесса:

- рассчитываются коэффициенты коррекции столбцов ($R_j^{(0)}/R_j$);
- уточняются элементы столбцов путем умножения на соответствующий коэффициент коррекции;
- полученные данные подытоживаются по строкам и в результате определяются новые $R_i^{(1)}$;
- находятся коэффициенты коррекции строк ($R_i^{(0)}/R_i^{(1)}$) и уточняются элементы строк путем умножения на соответствующие коэффициенты коррекции;
- подытожив полученные данные по столбцам, находят новые $R_j^{(1)}$;
- осуществляется переход к первому шагу и весь процесс повторяется, до выполнения соотношения $R_j^{(n)} \approx R_i^{(n)} \approx R_j^{(0)} \approx R_i^{(0)}$ на итерации (n).

Заключение. В результате расчетов получаем сбалансированную приведенную модель прогнозных таблиц „затраты-выпуск” и новые значения коэффициентов ТЗВ. В предложенном подходе соединяются два метода: сначала ведется экстраполяция, а потом полученные значения корректируются с помощью итерационной процедуры. При этом все показатели ТЗВ сопоставимы во времени, т.е., исчисляются в системе неизменных цен некоторого базисного года. Как результат возникает задача перевода этих реальных показателей в номинальные (рассчитанные в текущих ценах прогнозируемого периода). Фактически это вопрос дефлирования сопоставимых показателей ТЗВ соответственно изменению текущих цен по годам прогнозируемого периода, который имеет прикладное значение и не требует детализации в данной работе.

Е.П. Карпец

ВИКОРИСТАННЯ ЗВІТНИХ ТАБЛИЦЬ „ВИТРАТИ-ВИПУСК”
ДЛЯ ОПТИМІЗАЦІЇ СТРУКТУРИ ЕКОНОМІКИ

Наводяться принципи використання моделі таблиць „витрати-випуск” для прогнозування структури і динаміки економіки. Отримані результати дають можливість оцінити тенденції економічної динаміки не тільки за допомогою темпів приросту традиційних економічних показників, але й з урахуванням їх структурних зрушень та рівня збалансованості економіки та оптимізації виробничих і технологічних процесів.

Е.Р. Karpets

THE USAGE OF INPUT-OUTPUT TABLES FOR ECONOMIC STRUCTURE OPTIMISATION

In proposed article the principles of “input-output” tables usage for economy structure and dynamic forecasting are presented. The results obtained give the capability to assess tendencies of economic dynamics not only by means of such characteristics, as rates of traditional economic indicators’ growth, but also considering its structural shifts and the rate of economic balance.

1. *Лавров Л.Г., Карпец Е.П. та ін..* Прогнозування показників таблиць „витрати-випуск” // Метод. рекомендації. – Держ. НДІ ІМЕМінекономіки України. – К., 2004.
2. *Лавров Л.Г., Карпец Э.П.* Оптимизационная модель прогнозирования фискальных и монетарных показателей // Теория оптимальных решений. – К.: Ін-т кібернетики ім. В.М. Глушкова НАН України, 2004. –№ 3. – С. 81 – 88.
3. *Карпец Э.П., Лавров Л.Г.* Оптимизационная эконометрическая модель межотраслевого баланса // Там само. – 2005 . –№ 4. – С. 110 – 118.

Получено 08.05.2007