

ЭКОНОМЕТРИЧЕСКОЕ МОДЕЛИРОВАНИЕ ЭКОНОМИЧЕСКОЙ И ПРИРОДООХРАННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ

Конечной целью построения интегрированной системы эколого-экономического учета является в первую очередь построение экологически скорректированного ВВП [1], а также возможность моделирования и анализа взаимосвязи экономической и природоохранной деятельности как для отдельных отраслей, так и для экономики в целом. Фактически объем природоохранной деятельности хозяйствующих субъектов в значительной мере определяется их текущими и капитальными затратами на охрану окружающей среды. Цель данной статьи — выявить и оценить взаимосвязь экономической и природоохранной деятельности для различных типов отраслей, представленных в межотраслевом балансе. Для характеристики экономической деятельности были рассмотрены следующие переменные: выпуск отрасли (X_1), доля продукции конечного использования в выпуске отрасли (X_2), доля добавленной стоимости в выпуске отрасли (X_3), доля чистых налогов на производство в выпуске отрасли (X_4), доля чистых налогов на производство в ВДС отрасли (X_5).

Для оценки объемов природоохранной деятельности каждой отрасли были применены такие исходные переменные, как текущие затраты на охрану окружающей среды (Y_1), экологические платежи за выбросы, сбросы загрязняющих веществ и размещение отходов (Y_2), затраты на капитальный ремонт основных средств природоохранного назначения (Y_3). Весь процесс анализа состоит из двух этапов:

- оценка тесноты связи между двумя множествами выбранных переменных,
- построение регрессионных моделей для эндогенных переменных.

Для реализации первого этапа анализа в работе использован метод канонических корреляций [2]. Основная цель применения этого метода в экономическом анализе состоит прежде всего в поиске максимальных корреляционных связей между группами исходных переменных: показателями-факторами и результативными показателями. Одна из основных задач метода канонических корреляций заключается в том, чтобы найти такую пару значений канонических переменных, которой будет соответствовать максимальный канонический коэффициент корреляции, позволяющий оценить тесноту реально существующих связей между двумя исследуемыми множествами.

В ходе канонического корреляционного анализа оценивается теснота связи между новыми каноническими переменными U и V , вычисляемыми по следующим формулам:

$$\begin{aligned} U &= a_1 X_1 + a_2 X_2 + \dots + a_q X_q, \\ V &= b_1 Y_1 + b_2 Y_2 + \dots + b_p Y_p, \end{aligned} \quad (1)$$

где X_1, X_2, \dots, X_q — независимые переменные (факторные признаки); Y_1, Y_2, \dots, Y_p — зависимые переменные (результативные признаки).

Каноническая корреляция — это корреляция между новыми каноническими переменными U и V , которые являются линейными комбинациями исход-

ных переменных. Коэффициенты в канонических переменных (a_i, b_j) характеризуют силу влияния соответствующих признаков-факторов и признаков-результатов на уровень связи между ними. По аналогии с парной корреляцией теснота связи между каноническими переменными оценивается при помощи канонического коэффициента корреляции r :

$$r = \frac{\text{cov}(U, V)}{\sqrt{\text{var}(U) \text{var}(V)}}, \quad (2)$$

где $\text{cov}(U, V)$ — ковариация канонических переменных U и V ; $\text{var}(U)$, $\text{var}(V)$ — вариации (дисперсии) канонических переменных.

Метод канонических корреляций был применен нами для выявления и анализа взаимосвязи показателей, характеризующих экономическую и природоохранную деятельность отраслей. С этой целью после предварительного анализа данных статистической отчетности был выбран вариант реализации данного метода на основе абсолютных значений показателей и показателей их динамики, позволяющих оценить синхронность изменения характеристик экономической и природоохранной деятельности хозяйствующих субъектов отдельных отраслей экономики. В качестве исходной информации использовались статистические данные, представленные в статистических сборниках Министерства статистики и анализа Республики Беларусь [3–8]. Расчетный период ограничен 2003–2006 гг., так как к моменту написания статьи опубликованы системы таблиц “Затраты-Выпуск” только до 2006 г. включительно.

Оценка параметров канонических переменных и канонических коэффициентов корреляции. Результаты канонического анализа, проведенного на основании исходных значений переменных за 2003–2006 гг., показывают, что в течение анализируемого периода изменялась как структура канонических переменных, так и теснота связи между ними (табл. 1).

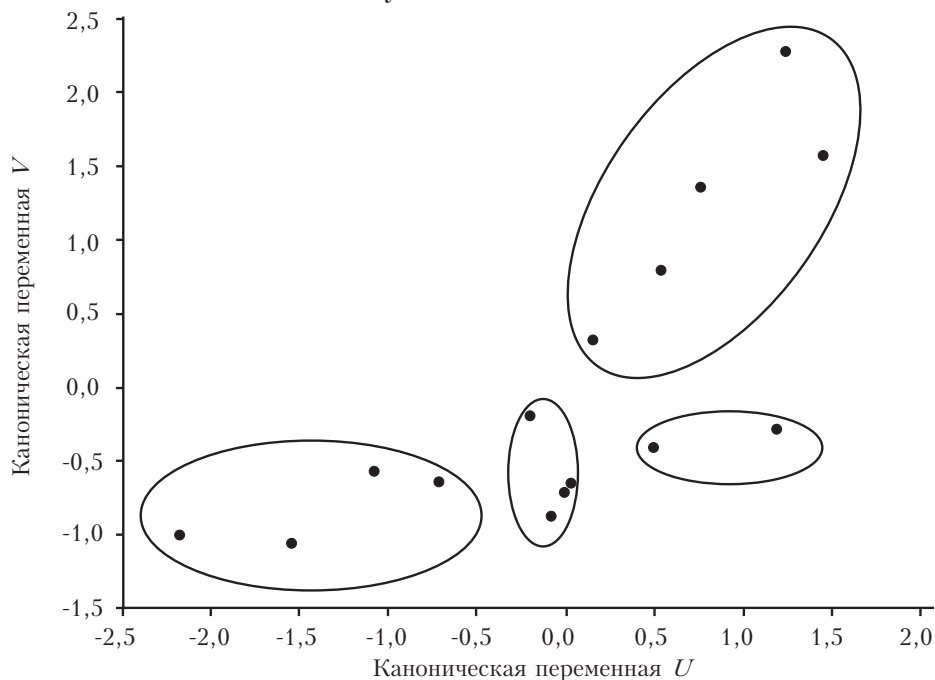
Таблица 1. Структура канонических переменных и теснота связи между ними (для абсолютных значений исходных переменных)

| Год | Максимальный канонический коэффициент корреляции | Канонические переменные, соответствующие максимуму каноническому коэффициенту корреляции |
|------|--|---|
| 2003 | $r_{\max} = 0,961$ | $\begin{cases} U = 0,374X_1 - 0,227X_2 - 0,379X_3 + 0,894X_5 \\ V = 0,715Y_1 + 0,844Y_2 + 0,106Y_3 \end{cases}$ |
| 2004 | $r_{\max} = 0,809$ | $\begin{cases} U = 0,344X_1 - 0,237X_2 - 0,139X_3 + 0,779X_5 \\ V = 0,415Y_1 + 0,922Y_2 + 0,682Y_3 \end{cases}$ |
| 2005 | $r_{\max} = 0,972$ | $\begin{cases} U = 0,311X_1 - 0,021X_2 + 0,003X_3 + 0,674X_5 \\ V = 0,457Y_1 + 0,992Y_2 + 0,547Y_3 \end{cases}$ |
| 2006 | $r_{\max} = 0,753$ | $\begin{cases} U = 0,417X_1 + 0,105X_2 + 0,143X_3 - 0,677X_5 \\ V = 0,582Y_1 - 0,999Y_2 - 0,113Y_3 \end{cases}$ |

Коэффициенты в канонических переменных характеризуют степень влияния соответствующих исходных факторных и результативных признаков на тесноту связи между ними. Судя по оценкам коэффициентов (табл. 1) в течение исследуемого периода самой информативной среди факторных переменных является доля чистых налогов в ВДС (X_5), а среди результативных переменных — экологические платежи (Y_2). Несмотря на то, что знаки коэффициентов в канонических переменных не интерпретируются так, как в регрессионном анализе, можно все-таки отметить однонаправленность влияния этих переменных на величину соответствующих канонических переменных. По сути канонические переменные — это новые координаты, позволяющие оценить сходство объектов, размещенных в новом признаковом пространстве, и определить, при каких сочетаниях исходных переменных возникает наиболее тесная связь между анализируемыми множествами.

Максимальный канонический коэффициент корреляции свидетельствует о том, что связь между двумя множествами переменных достаточно тесная в течение анализируемого периода, однако в 2006 г. она существенно изменилась. При этом следует отметить, что переменные X_1 , X_2 , X_5 изменили знаки в канонических переменных (см. табл. 1). Если сравнить полученные результаты канонического анализа за несколько периодов для одной и той же совокупности объектов (табл. 2), то можно проследить изменения размещения этих отраслей в новом признаковом пространстве и изменение тесноты связи между анализируемыми множествами. Самая тесная связь между показателями экономической деятельности и показателями, характеризующими природоохранную деятельность отраслей, наблюдалась в 2005 г. ($r_{\max} = 0,972$); к 2006 г. теснота связи существенно ослабевает ($r_{\max} = 0,753$), т.е. объем природоохранной деятельности уже в меньшей степени определяется объемом и структурой экономической деятельности отраслей.

На рисунке видно, как в новом признаковом пространстве распределились отрасли в 2006 г. и какое между ними сходство.



Распределение пятнадцати агрегированных отраслей экономики Республики Беларусь в пространстве канонических переменных (данные 2006 г.).

По результатам канонического анализа за 2003–2006 гг. в исследуемой совокупности можно выделить 4 группы объектов (см. табл. 2):

1) объекты, имеющие по обеим переменным отрицательные координаты (продукты лесного хозяйства, продукты легкой промышленности, продукты лесной, дерево-обрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности, продукция строительства);

2) объекты, у которых координаты по первой переменной близки к нулевым значениям, а по второй — отрицательные (услуги жилищно-коммунального хозяйства и непроеизводственных видов бытового обслуживания населения, сельхозпродукты, услуги по обслуживанию сельского хозяйства, продукты пищевой промышленности и продукты черной металлургии);

3) объекты с положительными значениями координат по первой переменной и отрицательными по второй (услуги транспорта и связи и продукты промышленности строительных материалов);

Таблица 2. Динамика значений канонических переменных для агрегированных чистых отраслей экономики Республики Беларусь в 2003—2006 гг.

| Продукт | 2003 г. | | 2004 г. | | 2005 г. | | 2006 г. | |
|---|--|----------|----------|----------|----------|----------|----------|----------|
| | Максимальный канонический коэффициент корреляции | | | | | | | |
| | 0,961 | | 0,809 | | 0,972 | | 0,753 | |
| | Канонические переменные | | | | | | | |
| | <i>U</i> | <i>V</i> | <i>U</i> | <i>V</i> | <i>U</i> | <i>V</i> | <i>U</i> | <i>V</i> |
| Электроэнергия и теплоэнергия | 0,97 | 0,95 | 1,46 | 2,15 | 1,73 | 1,75 | 1,23 | 2,29 |
| Топливной промышленности | 1,96 | 1,85 | 0,73 | 0,53 | 0,64 | 0,61 | 1,45 | 1,58 |
| Нефтяной промышленности | 1,89 | 1,68 | 0,14 | 0,32 | 0,45 | 0,49 | 0,75 | 1,34 |
| Черной металлургии | -0,92 | -0,71 | -1,47 | -0,66 | -0,43 | -0,90 | 0,02 | -0,64 |
| Химической и нефтехимической промышленности | 0,07 | 0,76 | 0,90 | 1,14 | -0,29 | -0,20 | 0,15 | 0,32 |
| Машиностроения и металлообработки | 0,26 | 0,49 | 0,43 | 0,83 | 0,76 | 0,76 | 0,54 | 0,80 |
| Лесной, деревообрабатывающей и целлюлозно-бумажной промышленности | -0,92 | -0,63 | -1,26 | -0,81 | -1,22 | -0,65 | -1,08 | -0,57 |
| Промышленности строительных материалов | -0,03 | -0,55 | 1,32 | -0,55 | -0,30 | -0,41 | 1,18 | -0,28 |
| Легкой промышленности | -1,05 | -1,06 | -1,05 | -1,06 | -1,37 | -1,17 | -1,54 | -1,06 |
| Пищевой промышленности | -0,12 | -0,41 | 0,17 | -0,34 | -0,08 | -0,15 | 0,00 | -0,69 |
| Строительства | -0,57 | -0,86 | -0,60 | -0,83 | -0,16 | -0,58 | -0,72 | -0,64 |
| Сельского хозяйства, услуги по обслуживанию сельского хозяйства | -1,13 | -1,20 | -0,48 | -0,94 | -1,17 | -1,12 | -0,08 | -0,86 |
| Лесного хозяйства | -1,29 | -1,33 | -1,46 | -1,34 | -1,34 | -1,39 | -2,18 | -0,98 |
| Услуги транспорта и связи | 0,63 | 0,72 | 1,02 | 1,08 | 1,39 | 1,56 | 0,49 | -0,41 |
| Услуги жилищно-коммунального хозяйства и непроизводственных видов бытового обслуживания населения | 0,26 | 0,30 | 0,45 | 0,67 | 1,39 | 1,41 | -0,21 | -0,19 |

4) объекты с положительными значениями координат по обоим переменным (продукты химической и нефтехимической промышленности, машины, оборудование и продукты металлообработки, продукты нефтяной промышленности, электроэнергия и теплоэнергия, продукты топливной промышленности).

Для того чтобы оценить синхронность изменения характеристик экономической и природоохранной деятельности отдельных отраслей экономики, был проведен канонический анализ с использованием темпов роста выбранных переменных. Результаты анализа представлены в табл. 3.

Таблица 3. Структура канонических переменных и теснота связи между ними (для темпов роста исходных переменных)

| Год | Максимальный канонический коэффициент корреляции | Канонические переменные, соответствующие максимальному каноническому коэффициенту корреляции |
|------|--|---|
| 2004 | $r_{\max} = 0,621$ | $\begin{cases} U = -0,562TX_1 + 0,606TX_2 - 0,146TX_3 + 0,420TX_5 \\ V = 0,024TY_1 - 0,740TY_2 + 0,678TY_3 \end{cases}$ |
| 2005 | $r_{\max} = 0,838$ | $\begin{cases} U = -0,152TX_1 - 0,148TX_2 - 0,732TX_3 + 0,958TX_5 \\ V = 0,626TY_1 - 0,597TY_2 + 0,990TY_3 \end{cases}$ |
| 2006 | $r_{\max} = 0,755$ | $\begin{cases} U = 0,075TX_1 + 0,646TX_2 - 0,832TX_3 + 0,873TX_5 \\ V = -0,916TY_1 + 0,449TY_2 + 0,290TY_3 \end{cases}$ |

В отличие от канонических переменных, вычисленных по абсолютным значениям анализируемых признаков, теснота связи меньше и канонические коэффициенты, представленные в табл. 3, ведут себя в анализируемом периоде иначе. Если в 2004 г. самой информативной (при оценке тесноты связи между множествами) среди факторных переменных была TX_2 (изменение доли конечного использования в использовании ресурсов), то в 2005 и 2006 гг. таковыми становятся переменные TX_3 (изменение доли валовой добавленной стоимости в выпуске отрасли) и TX_5 (изменение доли чистых налогов в валовой добавленной стоимости).

Самой малоинформативной факторной переменной в 2006 г. стала переменная TX_1 (темпы роста выпуска продукции). Это может свидетельствовать о том, что изменение объемов природоохранной деятельности в большей мере определяется изменениями структуры выпуска продукции и ее использования, чем изменениями объема выпуска.

Эконометрические модели для анализа взаимосвязи показателей экономической и природоохранной деятельности отраслей. Реализация второго этапа анализа базируется на двух типах эконометрических моделей — изолированные модели линейной регрессии для отдельных эндогенных переменных и системы взаимосвязанных уравнений (системы одновременных уравнений). Системы одновременных уравнений позволяют моделировать зависимость экзогенных, эндогенных и лаговых переменных с учетом ее структуры. Конечной целью построения таких моделей является прогнозирование эндогенных переменных при заданной величине экзогенных переменных. Целесообразно эконометрические модели строить отдельно для каждой из четырех групп отраслей, которые описаны выше. При построении названных моделей и проведении расчетов использованы те же исходные переменные, что и в каноническом анализе. На основе анализа нескольких вариантов регрессионных моделей для каждой из результирующих переменных нами были выбраны наиболее адекватные модели.

Модель экологических платежей.

$$\begin{aligned}
 Y_2 &= 26\,481,5 - 885,55N + 0,0014X_1 - 250,88M + 0,07Y_1 \\
 &\quad (7\,630,89) \quad (382,995) \quad (0,000) \quad (99,140) \quad (0,018) \quad (3) \\
 R &= 0,689 \quad n = 45 \quad F_{\text{рас}}(4,40) = 9,026 > F_{\text{табл}} = 2,606,
 \end{aligned}$$

где N — номер отрасли по табл. 1; M — доля промежуточного потребления в выпуске отрасли, %.

Судя по оценкам параметров модели (3) связь между размером экологических платежей и выбранными факторами достаточно тесная. В данной модели номер отрасли фактически отражает ее тип, поскольку в таблицах межотраслевого баланса и в других сводных статистических отчетах отрасли указываются в определенном порядке. В начале списка всегда идут отрасли, которые по характеру выпускаемой продукции являются наиболее экологоемкими. При увеличении выпуска отрасли на 1 млн р., размер экологических платежей возрастает в среднем на 1,4 тыс. р. Увеличение доли промежуточного потребления на один процентный пункт приводит к снижению экологических платежей на 250,9 млн р. Это объясняется тем, что увеличение материалоемкости выпуска может быть связано и с дополнительными затратами, приводящими к снижению объемов вредных отходов, и, как следствие, с уменьшением экологических платежей. Не исключено, что выделение из состава промежуточного потребления расходов, связанных с природоохранной деятельностью, приведет к существенному изменению оценок модели по отдельным факторам. Разложение множественного коэффициента детерминации по факторам показывает, что наибольшее влияние на величину экологических платежей имеет фактор Y_1 — текущие затраты на охрану окружающей среды; на его долю приходится 28,5 из 47,4 % объясненной дисперсии. За ним следует фактор X_1 — выпуск отрасли — 13,8 %.

Качество оценок параметров модели было проверено при помощи одного из критериев, позволяющего оценить наличие или отсутствие гомоскедастичности остатков модели. С этой целью нами был использован тест Парка, суть которого сводится к построению для каждого фактора уравнения парной линейной регрессии логарифма квадратов остатков от логарифма значений фактора.

$$\ln \varepsilon^2 = a_0 + a_1 \ln X_j + v. \quad (4)$$

Далее при помощи t -критерия Стьюдента оценивается значимость a_1 . В случае если коэффициент регрессии окажется значимым, это свидетельствует о наличии связи остатков с данным фактором, т.е. о наличии гетероскедастичности остатков модели. Для фактора X_1 модель (4) имеет следующий вид:

$$\begin{aligned} \ln \varepsilon^2 &= 15,534 + 0,051 \ln X_1 \\ &\quad (0,460) \\ r &= 0,017 \quad F_{\text{расч}}(1, 43) = 0,012 < F_{\text{табл}} = 4,085 \text{ при } \alpha = 0,05 \end{aligned}$$

Коэффициент регрессии в данной модели оказался незначимым, что свидетельствует об отсутствии связи остатков с переменной X_1 . Аналогичные результаты были получены и для других факторов модели (3), поэтому можно утверждать, что остатки гомоскедастичны.

Модель для экологоемкости валовой добавленной стоимости.

$$\begin{aligned} Y_4 &= 17,812 - 12,135T + 0,440M + 0,0005Y_1 \\ &\quad (12,757) \quad (3,677) \quad (0,168) \quad (0,00004) \\ R &= 0,913 \quad n = 45 \quad F_{\text{расч}}(3,41) = 68,856 > F_{\text{табл}} = 2,839, \end{aligned} \quad (5)$$

где T — фактор времени; Y_4 — экологоемкость ВДС.

В данной модели влияние выбранных факторов на вариацию результативного признака очень велико — 83,4 % общей вариации Y_4 обусловлено факторами, включенными в модель. Наиболее существенный вклад вносит фактор Y_1 — текущие затраты на охрану окружающей среды, на него приходится 75,6 % объясненной вариации Y_4 — экологоемкости валовой добавленной стоимости, а наименьший вклад вносит фактор времени — 1,7 %. Следует отметить, что, судя по оценке коэффициента регрессии в модели (5), величина экологоемкости ВДС отрасли в среднем ежегодно уменьшается на 12,1 %. Как и в

предыдущей модели, для анализа остатков был использован тест Парка. Например, для переменной Y_1 было получено следующее уравнение:

$$\ln \varepsilon^2 = 5,289 - 0,107 \ln Y_1 \quad (6)$$

(0,199)

$$r = 0,081 \quad F_{\text{расч}}(1,43) = 0,287 < F_{\text{табл}} = 4,085 \text{ при } \alpha = 0,05.$$

Коэффициент регрессии при переменной $\ln Y_1$ в данной модели оказался незначимым, что свидетельствует об отсутствии связи остатков с переменной Y_1 . Аналогично обстоит дело и с другими факторами модели.

Модель для налоговой нагрузки ВДС.

$$X_5 = 4,193 - 0,055X_2 + 0,085M + 0,00001Y_1 \quad (7)$$

(2,047) (0,020) (0,025) (0,000)

$$R = 0,669 \quad n = 45$$

$$F_{\text{расч}}(3,41) = 11,118 > F_{\text{табл}} = 2,839 \text{ при } \alpha = 0,05.$$

Оценки параметров данной модели показывают, что налоговая нагрузка ВДС, в свою очередь, может выступать и в качестве результативной переменной, так как в ее расчете участвует экологический налог. Разложение множественного коэффициента детерминации для модели (7) по факторам показывает, что самым существенным является влияние переменной X_2 , на ее долю приходится примерно 20,6 из 44,9 % объясненной вариации зависимой переменной. На долю первой и третьей переменной приходится соответственно 11,6 и 12,7 %. Судя по коэффициентам регрессии можно сделать следующий вывод: если доля конечного использования производимой продукции возрастет на один процентный пункт, то доля чистых налогов в ВДС отрасли снизится в среднем на 5,5 процентных пунктов и соответственно возрастет доля валовой прибыли при неизменном уровне оплаты труда. Это связано прежде всего со снижением загрязнения окружающей среды и соответствующим уменьшением экологического налога, который согласно методологии СНС входит в состав других налогов на производство.

Что касается переменной Y_3 — затраты на капитальный ремонт основных средств природоохранного назначения, то из имеющегося набора факторов не удалось для нее построить адекватную регрессионную модель. Скорее всего это свидетельствует о том, что затраты на капитальный ремонт определяются не названными выше факторами, а степенью изношенности основных средств природоохранного назначения, продолжительностью периода между очередными ремонтами и т.п.

Применение систем одновременных уравнений для анализа взаимосвязи экономической и природоохранной деятельности отраслей. Наряду с изолированными регрессионными уравнениями для анализа взаимосвязи производственных показателей отраслей и показателей, характеризующих их природоохранную деятельность, в работе использованы системы совместных (одновременных) уравнений, которые позволяют получить оценки коэффициентов регрессии для выбранных факторов с учетом взаимного влияния эндогенных и экзогенных переменных друг на друга. С этой целью были построены и оценены две системы одновременных уравнений с тем же набором переменных, что и в изолированных уравнениях:

- для абсолютных значений анализируемых переменных

$$\begin{cases} Y_2 = 22\,175,14 - 626,46N + 0,0006X_1 - 239,60M + 0,1473Y_1 \\ Y_4 = 7,51 - 6,70T + 0,75M + 0,0002Y_1 \\ X_5 = 4,77 - 0,04X_2 + 0,09M + 0,00001Y_1 \\ Y_1 = 55\,806,54 + 16,56X_2 \end{cases} \quad (8)$$

- для их темпов роста

$$\begin{cases} TY_2 = 38,82 + 2,98N + 0,77TX_1 - 1,31TM + 0,72TY_1 \\ TY_4 = -141,90 + 6,46T + 2,26TM + 0,03TY_1 \\ TX_5 = -192,59 + 0,05TX_2 + 3,07TM + 0,12TX_1 \\ TY_1 = 218,28 - 0,87TX_2 \end{cases} \quad (9)$$

При сравнении оценок одних и тех же параметров в изолированных уравнениях и в системах видно, что они отличаются. Например, в модели (3) по сравнению с моделью (8) коэффициенты регрессии для Y_2 выше по таким переменным, как тип отрасли (N), выпуск продукции отрасли (X_1), доля промежуточного потребления (M), а по переменной Y_1 — на порядок меньше. На наш взгляд, более адекватными следует считать параметры уравнений в системах (8) и (9), поскольку они получены с учетом взаимного (прямого и обратного) влияния переменных.

Модели (8) и (9) можно использовать как для имитации значений эндогенных переменных, так и для их прогнозирования с учетом изменяющихся значений экзогенных переменных.

С целью расширения исследования взаимосвязи экономических и природоохранных характеристик деятельности отраслей необходимо использовать динамические ряды значений анализируемых переменных за более продолжительный период. При наличии достаточной информации целесообразно строить модели для большего числа отраслей, причем менее агрегированных. Например, из топливной промышленности выделить все ее составляющие части, а в жилищно-коммунальном хозяйстве и бытовом обслуживании населения отдельно рассмотреть отрасль “Услуги коммунального хозяйства”.

Проведенный анализ позволяет сделать следующие выводы. Для анализа зависимости показателей производственной и природоохранной деятельности субъектов целесообразно применять комплекс статистических методов, каждый из которых поможет исследовать определенную сторону этой взаимосвязи. Начинать такой анализ следует с выбора исходных переменных, характеризующих оба направления деятельности субъекта, с учетом их возможного взаимного влияния.

Так как перечень отраслей в межотраслевом балансе ограничен по сравнению с отчетностью о природоохранных затратах и экологических платежах, следует использовать данные за несколько лет (панельные данные). При этом для устранения гетероскедастичности остатков модели можно вводить в нее фактор времени и порядковый номер (тип) отрасли.

Как показывают предварительные расчеты, качество канонического анализа и регрессионных моделей существенно возрастает, если использовать физические данные об образовании вредных отходов. Но разработка этих данных, к сожалению, либо проводится по ограниченному перечню отраслей, либо вообще не имеет отраслевого разреза, как, например, по твердым производственным отходам.

При использовании расширенного перечня отраслей можно улучшать качество моделирования и анализа зависимости экономической (производственной) и природоохранной деятельности за счет построения выбранных моделей для отдельных отраслевых кластеров.

Литература

1. Методологические подходы к формированию затрат на охрану окружающей среды в странах СНГ (с учетом рекомендаций Комплексной системы эколого-экономического учета (СЭЭУ. 2000). — М.: Статкомитет СНГ, 2001.
2. Сошникова, Л.А. Многомерный статистический анализ в экономике: учеб. пособие для вузов / Л.А. Сошникова [и др.]; под ред. В.Н. Тамашевича. — М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999.
3. Охрана окружающей среды в Беларуси / отв. за выпуск Л.Л. Рыбчик. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2007.
4. Система таблиц “Затраты-Выпуск” Республики Беларусь за 2003 год / отв. за выпуск Т.Е. Вольщук. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2005.
5. Система таблиц “Затраты-Выпуск” Республики Беларусь за 2004 год / отв. за выпуск Т.Е. Вольщук. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2006.
6. Система таблиц “Затраты-Выпуск” Республики Беларусь за 2005 год / отв. за выпуск Т.Е. Вольщук. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2007.
7. Система таблиц “Затраты-Выпуск” Республики Беларусь за 2006 год / отв. за выпуск Т.Е. Вольщук. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2008.
8. Статистический ежегодник Республики Беларусь, 2007. — Минск: М-во статистики и анализа Респ. Беларусь, 2007.