

4. Неудовлетворительные результаты демонстрирует и зарубежный опыт реализации программ такого плана. В частности, в США, где школьники в среднем около часа проводят в Интернете и на образование тратится 360 млрд. долларов в год, только 40% старшеклассников не имеют проблем с чтением. Неудовлетворительная ситуация с кадрами для "новой экономики", кризис в системе образования привел к формированию "неоклассического" подхода к образованию.

В соответствии с ним необходим возврат к "старой школе", к "универсальности картины мира", формируемой у обучающихся, в противовес нынешней "мозаике" или "коллажу". Умение ориентироваться в нестандартной "некомпьютерной" ситуации, способность логически рассуждать и систематизировать знания и для "новой экономики" оказываются гораздо более ценны, чем рудиментарные навыки работы в Сети.

Поэтому крайне важным представляется вернуться на новом уровне к системному анализу и социально-экономическому компьютерному моделированию.

1. Петров А.А., Поспелов И.Г., Шананин А.А. Опыт математического моделирования экономики. – М.: Энергоатомиздат, 1996. – 544 с.
2. Братимов О.В., Горский Ю.М., Делягин М.Г., Коваленко А.А. Практика глобализации: игры и правила новой эпохи. – М.: Инфра-М, 2000. 344 с.
3. Чернавский Д.С., Пирогов Г.Г. и др. Динамика экономической структуры общества// Известия вузов. Прикладная нелинейная динамика. 1996. Т.4, №3, с.67-75.
4. Малков С.Ю., Ковалев В.И., Малков А.С. История человечества и стабильность (опыт математического моделирования)// Стратегическая стабильность. 2008. №3, с.52-66.

МОДЕЛИРОВАНИЕ ПРИРОДООХРАННОЙ ДЕЯТЕЛЬНОСТИ В РЕСПУБЛИКЕ БЕЛАРУСЬ

Л.Е. Сошников, к.ф.-м.н., Л.А. Сошникова, к.э.н., доцент

Оценка взаимосвязи экономической и природоохранной деятельности отраслей проводится с использованием множества показателей, характеризующих экономическую деятельность, и совокупность измерителей, характеризующих природоохранную деятельность хозяйствующих субъектов.

Для выявления и анализа взаимосвязи показателей, характеризующих экономическую и природоохранную деятельность отраслей, используем метод канонических корреляций. С этой целью после предварительного анализа данных статистической отчетности выбирается 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.

Результаты канонического анализа, проведенного на основании исходных значений переменных, позволяют утверждать, что канонические коэффициенты показывают более тесную связь между выбранными множествами переменных по сравнению с взаимосвязью показателей их динамики. Максимальный канонический коэффициент корреляции равен $r = 0,824$, то есть связь между двумя множествами переменных тесная.

Оценка значимости этого коэффициента с помощью χ^2 -критерия Бартлетта при уровне значимости $\alpha = 0,01$ ($\chi^2_{расч.} = 50,94 > \chi^2_{табл.} = 26,22$) свидетельствует о том, что оцениваемый коэффициент канонических корреляций значимый. Он соответствует следующей паре канонических переменных:

$$\begin{cases} U = -0,454X_1 + 0,075X_2 + 0,072X_3 - 0,640X_5 \\ Y = -0,581Y_1 - 0,999Y_2 - 0,115Y_3 \end{cases} \quad (1)$$

Коэффициенты в канонических переменных характеризуют степень влияния соответствующих исходных факторных и результативных признаков на тесноту связи между ними. Судя по оценкам коэффициентов в выражении (1), самой информативной среди факторных

переменных является X_5 – доля чистых налогов в ВДС, а среди результативных переменных Y_2 – экологические платежи. Несмотря на то, что знаки коэффициентов в канонических переменных не интерпретируются так, как в регрессионном анализе, можно отметить однонаправленность влияния этих переменных на величину соответствующих канонических переменных. По сути своей канонические переменные – это новые координаты, позволяющие оценить сходство объектов, размещенных в новом признаковом пространстве.

Канонический анализ, выполненный на основании показателей динамики исследуемых переменных (соответствующих темпов роста), приводит к следующим результатам.

- Максимальный канонический коэффициент корреляции равен $r = 0,741$, следовательно, абсолютные значения анализируемых переменных связаны между собой теснее, чем их показатели динамики.
- Оценка значимости этого коэффициента с помощью χ^2 -критерия Бартлетта ($\chi^2_{расч.} = 34,598 > \chi^2_{табл.} = 30,578$) $\alpha=0,01$ свидетельствует о том, что оцениваемый коэффициент корреляции значимый. Он соответствует следующей паре канонических переменных:

$$\begin{cases} U = -0,205TX_1 - 0,029TX_2 - 0,039TX_3 + 0,024TX_4 + 0,027TX_5 \\ V = -0,016TY_1 - 0,041TY_2 - 0,001TY_3 \end{cases} \quad (2)$$

Если рассматривать каноническую переменную U , можно заметить, что коэффициент вхождения переменных (кроме TX_1) примерно равный, то есть их информативность с точки зрения оценки канонической корреляции, примерно одинакова. Следовательно, изменения таких переменных, как темп роста текущих затрат на охрану окружающей среды (TY_1), в большей степени определяется темпом роста выпуска отрасли (TX_1) и в меньшей степени – изменением остальных факторных переменных. В составе второй канонической переменной V более информативной с точки зрения оценки связи между рассматриваемыми множествами, является исходная переменная (TY_2) (экологические платежи).

На втором этапе анализа рассматриваем изолированные модели линейной регрессии для отдельных эндогенных переменных, как один тип эконометрических моделей, а также системы взаимосвязанных (одновременных) уравнений, как второй тип моделей, позволяющие моделировать зависимость экзогенных, эндогенных и лаговых переменных с учетом структуры этой зависимости. Конечной целью построения таких моделей является прогнозирование эндогенных переменных в зависимости от величины экзогенных переменных. В данной работе 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 результативных переменных были выбраны наиболее адекватные модели. Прежде всего – это модели, оценка которых проведена на основе абсолютных значений переменных.

Модель экологических платежей.

$$\begin{aligned} Y_2 = & 26481,5 - 885,55N + 0,0014X_1 - 250,88M + 0,07Y_1 \\ & (7630,89) \quad (382,995) \quad (0,000) \quad (99,140) \quad (0,018), \quad (3) \\ R = & 0,689 \quad n = 45 \quad F_{расч.} (4,40) = 9,026 > F_{табл.} = 2,606 \end{aligned}$$

где N – номер отрасли; 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 её тип, поскольку в таблицах межотраслевого баланса и в других сводных статистических отчетах, отрасли указываются всегда в определенном порядке. В начале списка всегда идут отрасли, которые по характеру выпускаемой продукции являются наиболее экологоемкими. При увеличении выпуска отрасли на один миллион рублей размер экологических платежей возрастает в среднем на 1,4 тыс. рублей. Увеличение доли промежуточного потребления на один процентный пункт приводит к снижению экологических платежей на 250,9 млн. рублей. Это можно объяснить 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 ; если коэффициент регрессии окажется значимым; это свидетельствует о наличии связи остатков с данными фактором, то есть о наличии гетероскедастичности остатков модели. Для фактора X_1 модель имеет вид:

$$\ln \varepsilon^2 = 15,534 + 0,051 \ln X_1 \quad (0,460) \quad (4a)$$

$$r = 0,017 \quad F_{\text{расч.}}(1,43) = 0,012 < F_{\text{табл.}} = 4,085 \quad \text{при } \alpha = 0,05$$

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, поэтому можно утверждать, что остатки гомоскедастичны.

Модель для экологоемкости валовой добавленной стоимости.

$$Y_4 = 17,812 - 12,135T + 0,440M + 0,0005Y_1 \quad (5)$$

$$(12,757) \quad (3,677) \quad (0,168) \quad (0,00004)$$

$$R = 0,913 \quad n = 45 \quad F_{\text{расч.}}(3,41) = 68,856 > F_{\text{табл.}} = 2,839$$

где T – фактор времени.

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:

$$\ln \varepsilon^2 = 5,289 - 0,107 \ln Y_1 \quad (0,199) \quad (6)$$

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

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.

$$\begin{aligned} X_5 &= 4,193 - 0,055X_2 + 0,085M + 0,00001Y_1 \\ &\quad (2,047) \quad (0,020) \quad (0,025) \quad (0,000) \\ R &= 0,669 \quad n = 45 \\ F_{расч.}(3,41) &= 11,118 > F_{табл.} = 2,839 \quad \text{при } \alpha = 0,05 \end{aligned} \quad (7)$$

Оценки параметров данной модели показывают, что налоговая нагрузка ВДС в свою очередь может выступать и в качестве результирующей 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 пункта 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.

Для заданного набора значений переменных зависимость динамики текущих затрат на охрану окружающей среды (TY_1) от изменения доли конечного использования в общем объеме использованных ресурсов (TX_2) описывается следующей регрессионной моделью:

$$\begin{aligned} TY_1 &= 293,144 - 1,718TX_2 \\ &\quad (55,8) \quad (0,57) \\ R &= 0,644 \quad n = 15 \quad F_{расч.}(1,13) = 9,23 \end{aligned} \quad (8)$$

Поскольку в исследуемой совокупности нет отраслей с нулевым значением переменной (TX_2), можно интерпретировать только знак свободного члена. В данном случае $a_0 > 0$, следовательно, вариация переменной TX_2 больше, чем вариация TY_1 , то есть анализируемые отрасли больше отличаются друг от друга по темпам роста X_2 , чем по темпам роста текущих природоохранных затрат.

Результаты регрессионного анализа показали достаточно тесную связь динамики экологических платежей (TY_2), динамики выпуска отраслей (TX_1) и изменения доли конечного использования в общем объеме использованных ресурсов (TX_2):

$$\begin{aligned} TY_2 &= 292,756 - 1,733N - 0,160TX_1 - 1,125TX_2 \\ &\quad (51,89) \quad (0,62) \quad (0,07) \quad (0,48) \\ R &= 0,771 \quad n = 15 \\ F_{расч.}(3,11) &= 5,369 > F_{табл.} = 3,587 \quad \text{при } \alpha = 0,05 \end{aligned} \quad (9)$$

Как уже было сказано ранее о других моделях, тип отрасли сильно влияет как на абсолютное изменение размеров экологических платежей, так и на их динамику — чем дальше отстоит отрасль от начала списка, тем меньше вредных отходов образуется и соответственно субъектам хозяйствования приходится меньше платить экологических платежей. При переходе к следующей отрасли эта сумма снижается в среднем на 885 млн. рублей (см. модель экологических платежей (3)), а темпы роста этих платежей снижаются в среднем на 1,7 процентных пункта.

Наряду с изолированными регрессионными уравнениями для анализа взаимосвязи производственных показателей отраслей и показателей, характеризующих их природоохранную деятельность, используем 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:

$$\begin{cases} Y_2 = 22175,14 - 626,46N + 0,0006X_1 - 239,60M + 0,1473Y_1 \\ Y_4 = 7,51 - 6,70T + 0,75M + 0,0002Y_1 \\ X_5 = 4,77 - 0,04X_2 + 0,09M + 0,00001Y_1 \\ Y_1 = 55806,54 + 16,56X_2 \end{cases}, \quad (10)$$

- для их темпов роста:

$$\begin{cases} TY_2 = 38,82 + 2,98N + 0,77TX_1 - 1,31TM + 0,72TY_1 \\ TY_4 = -141,90 + 6,46T + 2,26TM + 0,03TY_1 \\ TX_5 = -192,59 + 0,05TX_2 + 3,07TM - 0,12TY_1 \\ TY_1 = 218,28 - 0,87TX_2 \end{cases} \quad (11)$$

Если сравнивать оценки одних и тех же параметров в изолированных уравнениях и в системах, то видно, что они отличаются. Например, в модели (3) по сравнению с моделью (10) 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 (10) и (11), поскольку они получены с учетом взаимного (прямого и обратного) влияния переменных.

Для анализа зависимости показателей производственной и природоохранной деятельности субъектов хозяйствования Республики Беларусь 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 и с учетом их возможного взаимного влияния. Так как перечень отраслей в межотраслевом балансе Республики Беларусь представлен в агрегированном виде 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 модель фактор времени и порядковый номер (тип) отрасли.

1. Сошникова, Л.А., Тамашевич, В.Н., Уебе, Г., Шеффер, М. Многомерный статистический анализ в экономике: Учеб. пособие для вузов/ Под ред. проф. В.Н. Тамашевича. – М.: ЮНИТИ-ДАНА, 1999. – 598 с.
2. Статистический ежегодник Республики Беларусь, 2007. – Мн., Минстат, 2007. – 620 с.
3. Система таблиц «Затраты-Выпуск» Республики Беларусь за 2003-2005 годы.
4. Охрана окружающей среды в Беларуси. – Мн., Минстат, 2007. – 206 с.

ОСОБЕННОСТИ АЛГОРИТМА И ПРОГРАММЫ ОПТИМИЗАЦИИ ПАРАМЕТРОВ ПРОГРАММНОГО КОМПЛЕКСА SKAT

Р.И. Фурунжиев, к.т.н., профессор

В работе рассматриваются особенности алгоритма оптимизации, реализованного в программном комплексе конечноэлементного анализа Skat, который разработан в Белорусском государственном аграрном техническом университете. Комплекс характеризуется достаточной универсальностью и эффективностью алгоритма оптимизации объектов с нелинейными свойствами, а также простотой интерфейса. Программа разработана в визуальной среде программирования Delphi. Система обеспечивает оптимизацию широкого класса объектов благодаря тому, что в основе методики формирования моделей лежит известный уни-