

КОНЬЮНКТУРА МИРОВОГО НЕФТЯНОГО РЫНКА И ОБЪЕМ БЕЛОРУССКОГО ЭКСПОРТА В РОССИЮ

М.М. Новиков, Д.С. Кадников

Экономика Республики Беларусь в значительной степени зависима от импорта энергоресурсов, в том числе российской нефти. Поставка российской нефти в Беларусь в 2004 г. достигла 18 млн т, что на 3 млн т превышает показатель 2002 г. и на 5 млн т — объем поставок 2003 г. Отрицательное сальдо белорусского внешнеторгового баланса составило: за 2004 г. 2,59 млрд долл. США, а в торговле с Российской Федерацией — 4,68 млрд долл. [1, с.334, 335]. За 2005 г. отрицательное сальдо сократилось более чем в два раза, при незначительном (на 7,5 %) сокращении в торговле с Российской Федерацией. Это можно объяснить повышением закупочной цены на сырую российскую нефть. Так, среднегодовая цена российской нефти в 2004 г. повысилась с 30,9 до 37,8 долл. за баррель, а в 2005 г. — до 53,8 долл. Тем не менее в белорусской экономике в 2004–2005 гг. наблюдались высокие темпы роста. Валовой внутренний продукт (ВВП) за 2004 г. увеличился более чем на 11 %, а объем промышленной продукции (работ и услуг) — на 16 % [1, с. 33]. В 2005 г. темп роста объема ВВП Республики Беларусь составил 109,2 %. Важным фактором этой положительной динамики оказались стабильно высокий объем экспорта товаров и услуг в Российскую Федерацию.

Может показаться парадоксальным, что экономическая ситуация в Беларуси улучшалась в периоды относительно высоких мировых цен на нефть, но испытывала определенные трудности в годы, когда эти цены падали. Возникает вопрос, каким образом Беларусь смогла обеспечить свою энергетическую безопасность и повысить конкурентоспособность экономики в 2000–2005 гг., когда на мировом рынке начался быстрый рост цен на энергоносители и, прежде всего, на нефть?

С 2000 г. на белорусскую экономику оказывает положительное влияние рост мировых цен на нефть. Высокие мировые цены на нефть стимулировали развитие российской экономики. Она стала получать сверхприбы-

ли, вырос спрос на внутреннем российском рынке. В результате создались благоприятные условия для увеличения экспорта в Россию белорусской продукции. Одновременно значительно улучшились условия для экспорта белорусской продукции нефтепереработки на европейский и другие международные рынки. Экспорт нефтепродуктов в значительной степени способствует развитию торгово-экономических связей Беларуси со странами-членами ЕС.

Одним из базовых элементов прогресса в экономическом развитии страны является возросший спрос на белорусские товары в России. В 2004 г. белорусский экспорт в Россию достиг рекордной величины и составил 6463 млн долл. США. Значительно, как в натуральном, так и в стоимостном выражении, увеличился экспорт металлорежущих станков, шин, грузовых автомобилей, тракторов, черных металлов, телевизоров. Это можно объяснить возросшими российскими доходами от экспорта нефтепродуктов в связи с повышением уровня цен на них на мировом рынке. Дополнительные доходы от экспорта нефти привели к росту покупательной способности российских потребителей. В 2005 г. по сравнению с 2003 г. российские импортные закупки белорусских товаров увеличились на 16,6 %. Одновременно наблюдался значительный рост экспорта белорусских нефтепродуктов — продуктов переработки сырой российской нефти — в европейские страны: Великобританию, Нидерланды, Польшу и другие страны-члены ЕС.

В табл. 1 приводятся основные экономические показатели Республики Беларусь, среднегодовые цены российской нефти на мировом рынке, а также экспорт нефти России на мировой рынок за 1997–2005 гг.

В таблице прослеживается согласованная динамика роста среднегодовых цен российской нефти на мировом рынке, ее экспорта в млн т и в долларовом выражении, с одной стороны, и роста объемов экспортных продаж белорусских товаров и услуг на российском рынке — с другой. На этом основании

выдвигается гипотеза, что объем экспортных продаж Республики Беларусь в Россию

значимо предопределен российским экспортом нефти на мировой рынок.

Таблица 1

Сравнительная динамика экспортных продаж белорусских товаров и услуг и экспорта российской нефти на мировой рынок за 1997–2004 гг.

| Показатели | 1997 | 1998 | 1999 | 2000 | 2001 | 2002 | 2003 | 2004 | 2005 |
|--|--------|-------|--------|-------|-------|-------|-------|-------|---------|
| 1. Белорусский экспорт в Россию, млн долл. США | 4780 | 4608 | 3222 | 3710 | 4037 | 4054 | 4899 | 6463 | 5714 |
| 2. Общий объем белорусского экспорта, млн долл. США | 7301 | 7070 | 5909 | 7326 | 7451 | 8021 | 9946 | 13752 | 15977 |
| 3. Экспорт российской нефти на мировой рынок, млн долл. США | 17000 | 10300 | 14100 | 18700 | 22900 | 28300 | 42800 | 58256 | 58086,6 |
| 4. Среднегодовая цена российской нефти на мировом рынке, долл./баррель | 21,8 | 12,1 | 16,9 | 20,4 | 22,9 | 25,1 | 30,9 | 37,8 | 53,2 |
| 5. Экспорт российской нефти на мировой рынок, млн т | 126,0 | 137,1 | 134,5 | 144,5 | 161,5 | 182,2 | 223,5 | 248,9 | 252,5 |
| 6. Сальдо внешней торговли Республики Беларусь и России, млн долл. США | -106,9 | -62,3 | -544,7 | -1895 | -1475 | -1945 | -2661 | -4680 | -4380 |

Источники: [3-5]

Без учета влияния иных факторов оценка роста объема белорусского экспорта товаров и услуг в Россию в зависимости от роста российского объема продаж нефти на мировом рынке представляется вполне обоснованной и может формулироваться в виде самостоятельной задачи. По данным табл. 1, наличие такой взаимосвязи подтверждается. Искомая однофакторная функция может быть построена по данным коротких временных рядов, при большем же количестве факторных переменных потребовалось бы учитывать длительные временные ряды.

Построение искомой функции по данным непродолжительных временных рядов без применения специальной методологии не представляется возможным. В авторской разработке такая методология вместе с ее эмпирической верификацией приводится ниже.

Конкретизация функции объема экспортных продаж в Россию (Y) в зависимости от экспорта российской нефти на мировой рынок (X) может привести к различным формам выражения аналитических моделей. По соображениям удобства интерпретации из всего множества форм авторы отдали предпочтение линейной функции, разумеется, при разрешающей способности критериев линейности и однозначной идентификации параметров динамической модели. Тем самым мы пришли к линейному уравнению типа (1)

$$Y(t) = a + bX(t). \quad (1)$$

Угловым коэффициентом b функции (1) – предельный коэффициент экспортных продаж белорусских товаров в Россию. Он указывает на размер прироста объема экспорта белорусских товаров и услуг в Россию при незначительном (предельно допустимом) увеличении экспорта российской нефти на мировой рынок. Параметр a характеризует величину экспортных продаж в России белорусских товаров и услуг, не зависящую от российского экспорта нефти. Целесообразность разработки функции белорусского экспорта по типу уравнения (1) оправдывается полезностью получения оцененного значения предельного коэффициента экспортных продаж белорусских товаров на российском рынке, детерминированных взаимосвязями динамических процессов в экономиках двух сотрудничающих стран.

Как видно из данных строки 1 табл. 1, объем белорусского экспорта в Россию с 1997 по 2000 г. сокращался, а в последующие четыре года он последовательно возрастал. Аналогичным образом изменялся и объем экспортных продаж российской нефти на мировом рынке в долларах США (см. строку 3 табл. 1). Не является ли такая визуальная согласованность случайной? Для ответа на поставленный вопрос нами разработано уравнение регрессии (2), объясняющее зависимость объема белорусского экспорта $\hat{y}(t)$ от экспортных продаж российской нефти на мировом рынке $X(t)$:

$$\hat{Y}(t) = 3380 + 0,0394X(t) + u(t) \quad (2)$$

t -критерий: 3,383
 $F=11,444$ $R=0,788$ $DW=1,298$,
 где: $u(t)$ – случайный член, t – критерий Стьюдента, F – критерий Фишера, R – линейный

коэффициент корреляции, DW – критерий Дарбина-Уотсона при относительной ошибке аппроксимации 10,39% и 7 степенях свободы. Результаты расчетов по уравнению (2) приводятся в табл. 2.

Таблица 2

Статистическая оценка объема экспорта товаров и услуг Республики Беларусь в Российскую Федерацию в зависимости от российского экспорта нефти на мировой рынок за 1997–2004 гг., млн долл. США

| Годы | Белорусский экспорт в Россию $Y(t)$ | Экспорт российской нефти на мировой рынок $X(t)$ | Оцененные значения $\hat{Y}(t)$ | Остатки $u(t)$ |
|------|-------------------------------------|--|---------------------------------|----------------|
| 1997 | 4780 | 17000 | 4049,74 | 730,26 |
| 1998 | 4608 | 10300 | 3785,91 | 822,09 |
| 1999 | 3222 | 14100 | 3935,54 | -713,54 |
| 2000 | 3710 | 18700 | 4116,68 | -406,68 |
| 2001 | 4037 | 22900 | 42825,06 | -245,06 |
| 2002 | 4054 | 28100 | 4486,82 | -432,82 |
| 2003 | 4899 | 42800 | 5065,66 | -166,66 |
| 2004 | 5790 | 51900 | 5423,99 | 366,01 |
| 2005 | 5714 | 58086,6 | 5667,60 | 46,40 |

Источник: Авторская разработка по данным таблицы 1

В уравнении (2) коэффициент регрессии при объясняющей переменной $X(t)$, равный 0,0394, в соответствии с t -критерием Стьюдента является значимым на 5-процентном уровне значимости. Данный вывод основывается на том, что расчетное значение t -критерия, равное 3,383, превышает табличное, которое при 7 степенях свободы составляет 1,895. Коэффициент корреляции ($R=0,788$) на 5%-м уровне значимости также является статистически значимым.

Возникает задача оценки тесноты связи по данным временных рядов. Поэтому следует обратиться также к значению критерия Дарбина-Уотсона (DW). На 5%-м уровне значимости расчетное значение критерия DW , равное 1,298, находится в критической зоне $1,08 < \{DW=1,298\} < 1,36$. Следовательно, в данном случае нельзя исключить возможность существования автокорреляции в остатках. Поэтому на основе оцененных параметров уравнения (2) невозможно сделать окончательных выводов о степени надежности связи.

В регрессионной модели (2) текущие годовые объемы экспортных продаж в Россию белорусских товаров зависят от величины экспорта российской нефти на мировой рынок за текущий временной период (год). По временному признаку расходы российских субъектов хозяйствования на закупку белорусских товаров могут не совпадать с доходами от экспортных продаж российской нефти на мировом рынке. Возможно временное запаздывание расходов по отношению к доходам. Тем самым мы не можем удовлетвориться разработкой статической модели экспортных продаж по типу функции (2), так как в ней не учитывается эффект временных сдвигов. Подобного рода временные эффекты могут быть учтены с помощью динамических моделей.

При разработке динамических моделей вводится понятие лага. Его простейшая форма – однопериодный лаг. Он характеризуется сдвигом значений результативного показателя относительно объясняющей переменной на один временной период (месяц, квартал, год).

Длина однопериодного лага определяется периодичностью разрабатываемых исходных данных, на основе которых строится модель. Простейшая форма динамической функции экспортных продаж белорусских товаров в Россию с однопериодным лаговым сдвигом приобретает следующий вид:

$$Y(t) = a + bX(t-1), \quad (3)$$

где: $Y(t)$ – текущий объем экспортных продаж белорусских товаров в Россию; $X(t-1)$ – экспортная выручка от продажи российской нефти на мировом рынке за предшествующий временной период.

Для обоснования однопериодного лагового сдвига экспорта белорусских товаров в Россию по сравнению с объемом российского экспорта нефти можно подойти с двух сторон. Во-первых, временной сдвиг белорусского экспорта в Россию по сравнению с величиной экспортных продаж российской нефти на мировом рынке можно объяснить запаздыванием расходов российских субъектов хозяйствования на приобретение белорусских товаров относительно ранее полученных доходов от экспорта нефти. Так, часть дохода нефтяных компаний от экспортных продаж нефти во временном периоде (t) с некоторым запаздыванием расходуются на приобретение товаров российских производителей, а те в свою очередь с лаговым запаздыванием расходуют свои доходы на закупку белорусских товаров. Отсюда вытекает, что часть полученной выручки от экспорта нефти в одном году, становится источником расходов на закупку белорусских товаров в следующем году.

Как вытекает из уравнений (2) и (3), при моделировании экспортных продаж белорусских товаров в Россию следует принимать во внимание тот факт, что текущие расходы российской стороны на закупку белорусских товаров детерминированы как текущей, так и лаговой покупательной способностью российских субъектов хозяйствования. Функция (2) является статической, а функция (3) – динамической моделью объема экспортных продаж белорусских товаров в Россию, детерминированного доходами от экспорта российской нефти в предыдущем году.

Оценка параметров функции экспортных продаж (2) и (3) с помощью обычного метода наименьших квадратов (МНК) приводит к их смещенным значениям, что обусловлено *нестационарностью временных рядов исходных данных*. Ниже приводится аналитическое доказательство этого положения.

В аналитических целях перепишем уравнение (1) с учетом случайного члена:

$$Y(t) = a + bX(t) + u(t), \quad (4)$$

где: $Y(t)$ – объем белорусского экспорта товаров и услуг в Россию; $X(t)$ – объем российского экспорта нефти на мировой рынок; $u(t)$ – автокоррелированные остатки; t – символ фактора времени.

Со сдвигом на один временной период функция экспортных продаж (4) приобретет следующий вид:

$$Y(t-1) = a + bX(t-1) + u(t-1). \quad (5)$$

Наличие автокорреляции в остатках может быть проверено применением нескольких критериев. Один из них представлен автокорреляционной функцией (6):

$$u(t) = \rho u(t-1) + \xi(t), \quad (6)$$

где: ρ – коэффициент автокорреляции; $\xi(t)$ – независимо распределенные остатки.

Автокорреляционная функция (6) в авторской разработке по данным графы 5 табл. 2 приобретает следующее выражение:

$$u(t) = -89,9 + 0,233 \cdot u(t-1) + \xi(t) \quad (6a)$$

при значении $\rho = 0,233$.

С некоторым приближением наличие автокорреляции в остатках может быть выявлено с помощью значения критерия Дарбина-Уотсона, полученного в процессе разработки уравнения (2). При таком подходе эконометрические литературные источники рекомендуют применение формулы (7) [6, с.288]:

$$\rho = 1 - \frac{1}{2} DW. \quad (7)$$

В оценке по формуле (7) при $DW=1,298$ (см. модель (2)) коэффициент автокорреляции приобретает значение $\rho = 0,351$.

Имеются и другие возможности оценки ρ . Так, в результате подстановки автокорреляционной функции (6) в (4) получим уравнение (8) белорусского экспорта в Россию с учетом автокорреляционной функции:

$$Y(t) = a + bX(t) + \rho \cdot u(t-1) + \xi(t), \quad (8)$$

где: $\xi(t)$ – независимо распределенные остатки.

В оценке по данным таблицы 2 уравнение (8) приобрело следующую форму:

$$\hat{Y}(t) = 3100 + 0,04569X(t) + 0,274 \cdot u(t-1) + \xi(t), \quad (8a)$$

при $\rho = 0,274$. Как видно, все три значения коэффициента автокорреляции ρ расходятся между собой. Следовательно, на основе выполненных расчетов полная идентификация значения коэффициента автокорреляции пока не достигнута.

В условиях наличия автокорреляции в остатках значения параметров модели экспортных продаж (2), полученные с помощью

обычного метода наименьших квадратов, не состоятельны и смещены, что является следствием нестационарности исходных временных рядов. Поиск состоятельных и несмещенных оценок параметров уравнений регрессии по исходным данным нестационарных рядов контролируется наблюдением четырех условий Гаусса-Маркова [7, с. 79–82]. «Не будет преувеличением сказать, – пишет Кр. Доугерти, – что понимание важности этих условий отличает компетентного исследователя, использующего регрессионный анализ, от некомпетентного» [7, с. 80]. Например, в литературном источнике [8] по данным временных рядов исследуется зависимость величины ставок банковского процента от темпов роста совокупной денежной массы в обращении и дефицита государственного бюджета без тестирования гипотез на соблюдение условий Гаусса-Маркова. Поэтому полученные оценки параметров уравнений и сформулированные по результатам аналитических вычислений выводы нельзя признать достоверными.

В целях получения достоверных оценок параметров анализируемые ряды исходных данных, представленные экспортом российской нефти на мировой рынок $X(t)$ и белорусским экспортом товаров и услуг в Россию $Y(t)$, преобразованы в стационарные ряды. Преобразование переменных проведено с применением методов коинтеграционного анализа и авторегрессионных преобразований [6, с.263–289; 7, с.222–225; 9, с. 36–41], а также методов поиска и устранения эффекта гетероскедастичности [7, с. 200–216; 10, с.28–32]. Авторегрессионные преобразования переменных выполнены после устранения эффекта гетероскедастичности при

коэффициенте автокорреляции, равном 0,615. При этом его значении достигнута однозначная идентификация параметров. По преобразованным переменным искомым уравнение приобрело следующую форму:

$$\hat{Y}(t) = 2,327 + 0,1108X(t) + \xi(t),$$

t-критерий: 22,489 (9)
R=0,993 DW=1,921,

где: $\xi(t)$ – случайный член.

Параметры уравнения (9) значимы на 5%-м уровне, а возмущающие эффекты автокорреляции и гетероскедастичности устранены.

В результате сравнения параметров уравнения (9), полученного путем авторегрессионных преобразований и устранения эффекта гетероскедастичности, с параметрами уравнения (2), оцененными с применением обычного метода наименьших квадратов, обнаруживается существенное их расхождение. Достоверительным отношением из них обладают параметры уравнения (9), которое позволяет сформулировать следующие выводы.

Во-первых, объем экспорта белорусских товаров и услуг (в долларах США) в Российскую Федерацию находится в статистически значимой зависимости от экспортных продаж российской нефти на мировом рынке.

Во-вторых, с увеличением российской экспортной выручки от продажи нефти на мировом рынке на 1 млрд долл. экспорт белорусских товаров и услуг в Россию возрастает на 110,8 млн долл.

В-третьих, динамика белорусского экспорта в Российскую Федерацию на 98,6 % детерминирована экспортными продажами российской нефти на мировом рынке, а несущественная доля выручки белорусских экспортеров приходится на долю влияния иных, неучтенных, факторов.

ЛИТЕРАТУРА

1. Республика Беларусь в цифрах 2005. Мн.: Минстат Республики Беларусь, 2005.
3. Доклад о социально-экономическом развитии Республики Беларусь в 2005 году. Мн.: Минстат Республики Беларусь, 2006.
4. О состоянии внешней торговли в 2005 году. Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации www.gks.ru/scripts/free/lc.exe?xxxx03F.1.1.1/050160R
5. О состоянии рынка нефти в 2005 году. Федеральная служба государственной статистики Российской Федерации www.gks.ru/scripts/free/lc.exe?xxxx03F.1.1.1/050150R
6. Эконометрика / И.И. Елисеева, С.В. Курышева, Т.В. Костеева др.; под ред. И.И. Елисеевой. М.: Финансы и статистика, 2001.
7. Доугерти Кристофер. Введение в эконометрику / Пер. с англ. В.Н. Лукаш и др.; Научн. ред. О.О. Замков. М.: Экономический факультет МГУ им. М.В. Ломоносова, 1997..
8. Савицкая А.Н. Анализ динамики процентных ставок на денежном рынке Республики Беларусь // Бухгалтерский учет и анализ. 2001. №5. С.31–38.

9. Новиков М.М. Разработка динамической модели потребительских расходов // Вестник БГЭУ. 2004. №5. С. 36–41.

10. Новиков М.М. Разработка динамической модели потребительских расходов // Вестник БГЭУ. 2004. №6. С. 28–32.

РЕЗЮМЕ

На основе коинтеграционного анализа данных за 1997–2005 гг. построена динамическая модель и выявлена закономерность белорусского экспорта в Россию в зависимости от объема экспортных продаж российской нефти, обладающая несмещенными значениями параметров.

Разработка динамической модели экспортных продаж белорусских товаров на российском рынке охватывает оценку и устранение возмущающих эффектов автокорреляции и гетероскедастичности анализируемых временных рядов, а также идентификацию состоятельных значений параметров разрабатываемых уравнений регрессии.

Сформулированные по результатам исследования выводы имеют значение для белорусских экспортеров товаров и услуг в Россию.

SUMMARY

On the basis of the co-integrated analysis of data for the period 1997–2005 the dynamic model is developed, the relationship between the volume of the Belarusian export to Russia and Russian oil export with unbiased parameters is revealed.

The development of dynamic model of Belarusian goods export to the Russian market covers the evaluation and removal of disturbing effects of autocorrelation and heteroskedasticity of the time series under analysis, and the identification of consistent parameters of regression equations being worked out.

The conclusions drawn from the results of research are very important for Belarusian exporters of goods and services to Russia.

* Статья поступила в редакцию 3 октября 2006 г.