

УДК 338.47; 519.246.88

Л.А. Краснодарец, профессор, д-р техн. наук,

В.В. Голикова, ст. преподаватель, канд. техн. наук

А.В. Первухин, аспирант

Севастопольский национальный технический университет

ул. Университетская 33, г. Севастополь, Украина, 99053

E-mail: elena@pervuh.sebastopol.ua, v.golikova@ua.fm

АВТОМАТИЗИРОВАННЫЙ АНАЛИЗ И ПРОГНОЗИРОВАНИЕ ПОКАЗАТЕЛЕЙ ГРУЗОВОЙ ТРАНСПОРТНОЙ СИСТЕМЫ УКРАИНЫ НА ОСНОВЕ КОИНТЕГРАЦИОННЫХ МОДЕЛЕЙ

В работе создаются алгоритмы для автоматизированного анализа и прогнозирования грузовой транспортной системы Украины. Основу алгоритмов составляют эконометрические модели и причинно-следственные связи главных элементов системы. Для определения количественных характеристик воздействия этих элементов на развитие системы в целом выводятся коинтеграционные соотношения. Разработанная модель авторегрессии-скользящего среднего описывает и объясняет динамику объема грузов, перевозимых основными видами транспорта с января 2003 по январь 2010 гг., а также используется для прогнозирования развития всей грузовой транспортной системы Украины.

Ключевые слова: *грузовая транспортная система, анализ, прогноз, коинтеграция.*

Для грузовой транспортной системы Украины выявление потенциальных «узких мест» чрезвычайно важно и может быть проведено путем анализа и прогнозирования основных показателей в соответствии с потребностями и развитием других отраслей экономики, мониторинга этих показателей для выявления новых внутренних факторов развития, изменения внешних условий, корректировки исходных показателей и т.д. Учитывая сложность задачи, эффективное ее решение может быть получено только на основе математического моделирования и современных информационных технологий, которые находят все более широкое применение при анализе экономических процессов. В ведущих отечественных и зарубежных научных центрах разработаны модели теоретической и прикладной направленности и методы их вычислительной реализации [1]. Однако для решения конкретных задач требуются специальные модели и программные продукты, учитывающие особенности и значение моделируемых объектов.

Целью работы является создание алгоритмов для автоматизированного анализа и прогнозирования грузовой транспортной системы Украины. Основу алгоритмов составляют эконометрические модели и причинно-следственные связи главных элементов системы. Для определения количественных характеристик воздействия этих элементов на развитие системы в целом выводятся коинтеграционные соотношения. Разработанная модель авторегрессии-скользящего среднего описывает и объясняет динамику объема грузов, перевозимых основными видами транспорта с января 2003 по январь 2010 гг., а также используется для прогнозирования развития всей грузовой транспортной системы Украины.

Анализируемые официальные данные взяты на интернет-странице Государственного Комитета Статистики Украины (<http://www.ukrstat.gov.ua>) и представляют месячные объемы перевозок в *млн. тонн*, осуществляемых с января 2003 по январь 2010 гг. четырьмя основными видами транспорта: железнодорожным, автомобильным, водным и трубопроводным.

В противоположность любой другой отрасли экономики, транспорт не производит товаров, оставаясь при этом важным экономическим сегментом. Грузовой транспорт представляет большую сложную систему с подсистемами в виде железнодорожного, автомобильного, водного и трубопроводного транспорта. Удельная доля авиационного транспорта в объеме перевозимых грузов слишком мала (до 1%), поэтому он исключен из исследования. Несмотря на административную независимость, между отдельными видами грузового транспорта существуют тесные взаимосвязи, количественный вид которых предполагается определить. Для этого создается модель векторной авторегрессии [2], связывающая текущие и прошлые значения каждого показателя с текущими и прошлыми значениями остальных показателей, и определяется стационарная линейная зависимость между ними.

Последовательности изменения отдельных показателей (рисунк1) представляют нестационарные случайные процессы, или временные ряды $X_{i,t}, \dots, X_{n,t}$, где $i=1 \div n$ – номер показателя (вида транспорта); $t=1, \dots, T$ – последовательные моменты времени, $\Delta t=1$ *месяцу*. В каждый момент времени t n показателей образуют $n \times 1$ – вектор $x_t = (X_{1,t}, \dots, X_{n,t})^T$, сумма элементов которого

отражает общий объем грузов, перевезенных в данном месяце всей грузовой транспортной системой Украины.

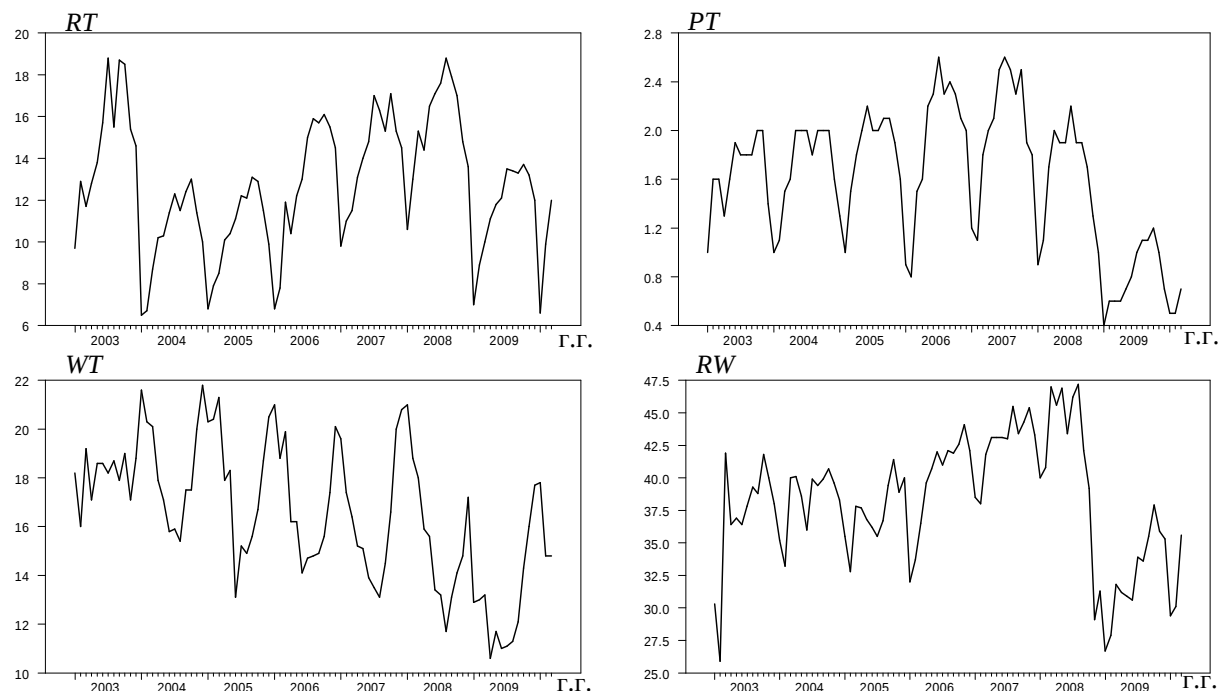


Рисунок 1 – Исследуемые процессы изменения объемов перевозимых грузов:
 RT – (road transport) автомобильным, PT – (pipeline transport) трубопроводным,
 WT – (water transport) водным, RW – (railway transport) железнодорожным транспортом

Выборочные значения автокорреляционных функций для каждого процесса определены с использованием выражения

$$\rho_k = \frac{E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]}{\sqrt{E[(Y_t - \mu)^2]E[(Y_{t+k} - \mu)^2]}}, \mu = E[Y_t],$$

как зависимости коэффициента ρ_k от k ; j -й коэффициент автокорреляционной функции представлен в виде

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \dots + \phi_{k(k-1)}\rho_{j-k+1} + \phi_{kk}\rho_{j-k}, j=1,2,\dots,k,$$

где ϕ_{kk} называется частной автокорреляционной функцией от k . Графики автокорреляционной и частной автокорреляционной функций всех процессов (рисунок 2) постепенно убывают с ростом t после нескольких первых значений, что подтверждает высокую линейную зависимость между ближайшими значениями изучаемых показателей, т.е. нестационарность процессов.

По результатам анализа графиков рисунка 2 для процессов выбрано описание в виде

$$X_{i,t} = \mu_{0,i} + \mu_i t + \sum_{j=1}^p \phi_{ij} X_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

где $\varepsilon_{i,t}$ – стационарный случайный процесс с нормальным распределением; $\mu_{0,i}$ – константа, определяющая величину и направление отклонения процесса; μ_i – коэффициент, характеризующий устойчивое систематическое изменение процесса в течение всего периода наблюдения; ϕ_{ij} – константы; p – количество членов авторегрессии; $i = 1, n$ – номер параметра.

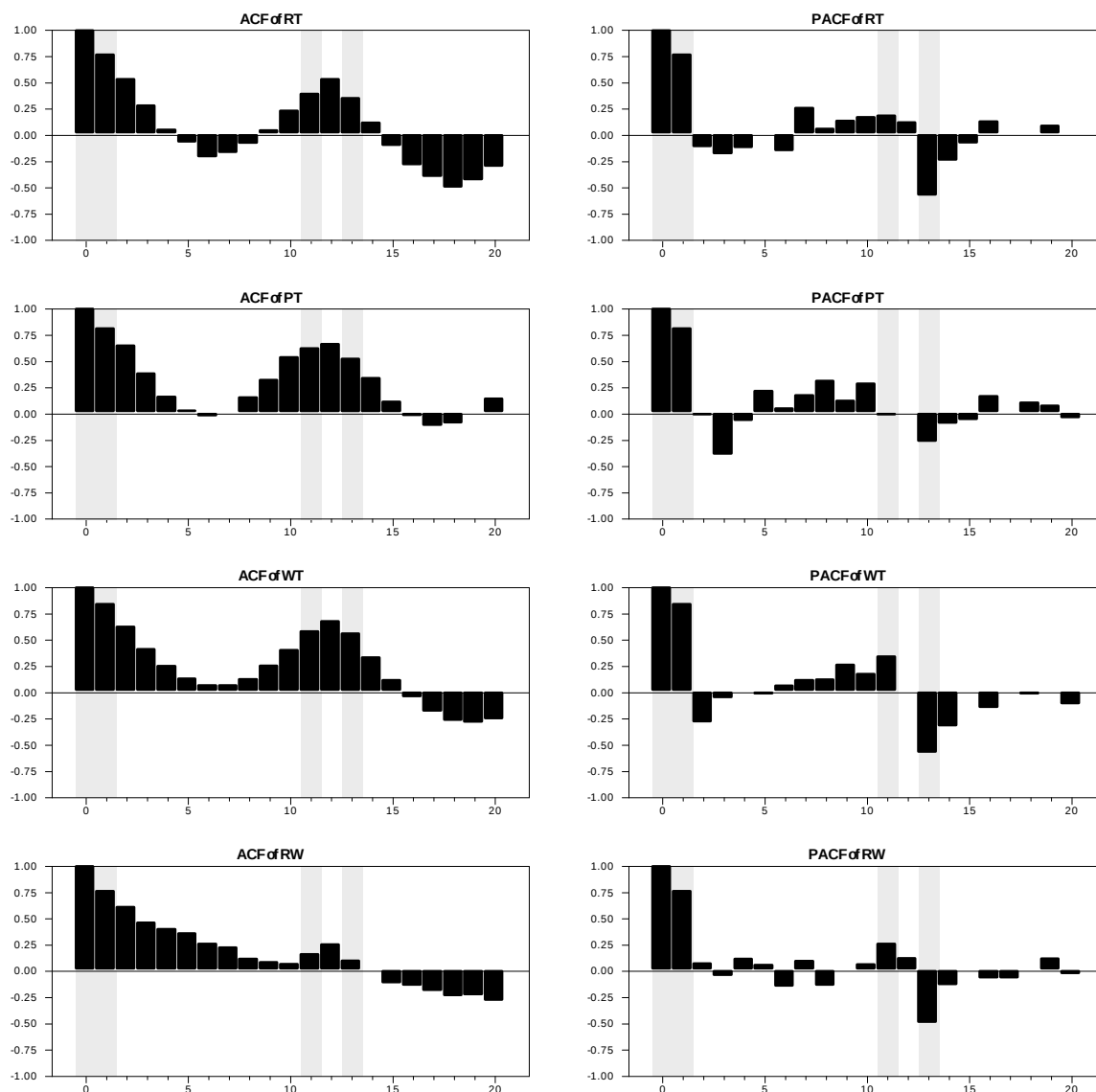


Рисунок 2 – Автокорреляционная (ACF) и частная автокорреляционная (PACF) функции изучаемых процессов

Количество членов авторегрессионной части модели (1) определено по информационному критерию Шварца (информационный критерий Шварца–Байеса, от англ. аббревиатуры *SBC* – *Schwartz Bayesian criterion*). На первом шаге число членов авторегрессии выбрано достаточно большим $p_{\max}$ так, чтобы оно было не меньше истинного порядка модели. Затем это число понижено путем сравнения расширенной и редуцированных моделей с различными $p \leq p_{\max}$ по информационному критерию Шварца:

$$SBC = \ln\left(\frac{RSS}{T}\right) + \frac{(n+1) \ln T}{T}.$$

Здесь $RSS = \sum_{t=1}^n \varepsilon_t^2$ – сумма квадратов остатков в модели (residual sum of squares); T – количество наблюдений; n – количество членов регрессии. Окончательно выбранная структура модели сообщает наименьшее значение информационному критерию.

Приращения, или первые разности, процессов $\Delta X_{i,t} = X_{i,t} - X_{i,t-1}$ (Δ – разностный оператор) представляют стационарные случайные процессы. Процесс $X_{i,t}$ считается интегрированным порядка 1, если процесс его первых разностей является стационарным. Порядок интегрированности

(стационарность процессов) проверен преобразованием выражения (1) к виду, соответствующему расширенному критерию Дики–Фуллера [2]

$$\Delta X_{i,t} = \mu_0 + \mu t + \alpha X_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \alpha_j \Delta X_{i,t-j} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где α, α_j – константы; $\alpha = -(1 - \sum_{j=1}^p \phi_j)$.

На основе полученной модели проверяется нулевая гипотеза о наличии единичного корня, $H_0: \alpha = 0$; если она принимается, то случайный процесс – нестационарный. Альтернативная гипотеза предполагает, что исследуемый процесс имеет порядок интегрированности равный нулю – $I(0)$, т.е. это процесс стационарный. Проверка осуществляется путем сравнения величины t -статистики при коэффициенте α с соответствующим критическим значением. Если абсолютное значение t -статистики превысит критическое на установленном уровне значимости, нулевая гипотеза отвергается.

Последовательно проверены гипотезы о равенстве нулю коэффициентов α, μ, μ_0 .

Исследуемые процессы являются нестационарными, а их первые разности – стационарными случайными процессами (рисунок 3), поэтому исходные процессы считаем интегрированными процессами первого порядка (таблица 1). Структурная идентификация отдельных процессов составляет содержание блока в) алгоритма (рисунок 4).

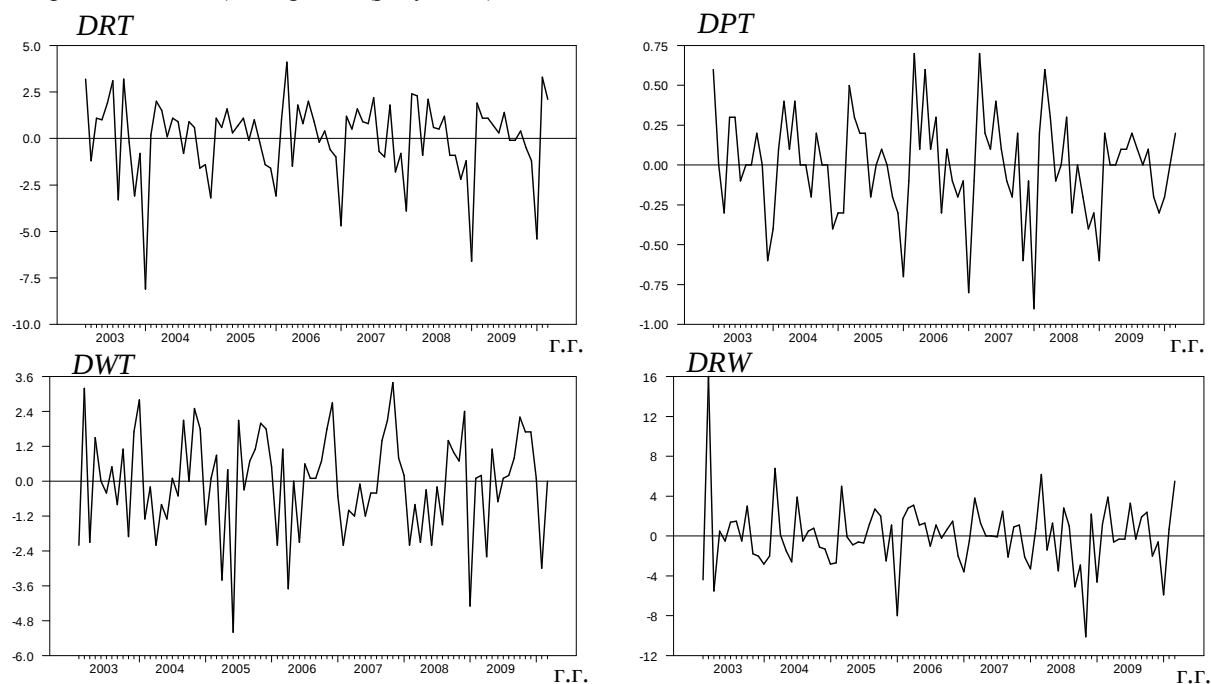


Рисунок 3 – Первые разности случайных процессов

Адекватность аналитического описания процессов подтверждена результатами анализа ошибок идентификации по значениям статистики Дурбина–Уотсона (DW) (блок г) алгоритма на рисунке 4). При полном отсутствии корреляции между ошибками $DW = 2$ (таблица 1).

Одинаковая структура моделей отдельных скалярных процессов служит основанием для поиска причинно-следственной зависимости между ними в виде стационарной линейной комбинации (блоки д) и е) алгоритма на рисунке 4).

Для этого строится модель векторной авторегрессии [2] в виде

$$x_t = A_0 + \sum_{j=1}^p A_j x_{t-j} + \varepsilon_t, t = 1, \dots, T, \quad (3)$$

где $x_t = (X_{1,t}, \dots, X_{n,t})^T$ – вектор параметров; A_j – $(n \times n)$ -матрицы коэффициентов; A_0 – $(n \times 1)$ -матрица постоянных членов; $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \dots, \varepsilon_{nt})^T$ – вектор ошибок оценивания; n – число параметров; p – порядок модели.

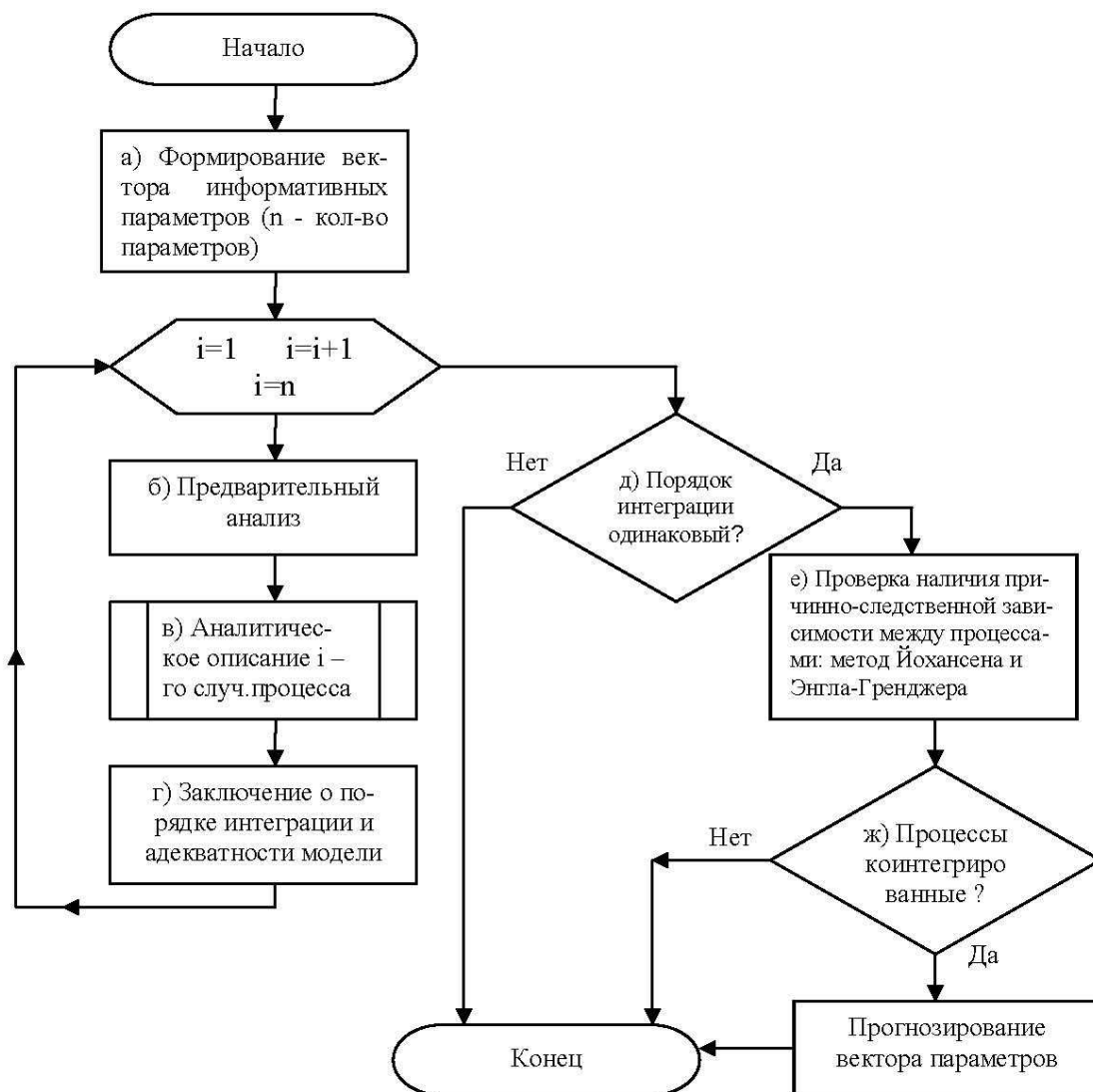


Рисунок 4 – Алгоритм идентификации грузовой системы Украины по изменениям основных показателей

Для исследуемых процессов модель (3) принимает вид:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + A_2 x_{t-2} + A_3 x_{t-3} + \varepsilon_t. \quad (4)$$

Здесь $x_t = \begin{pmatrix} RT_t \\ PT_t \\ WT_t \\ RW_t \end{pmatrix}$, $A_0 = \begin{pmatrix} 2,87 \\ 3,75 \\ -0,03 \\ 6,68 \end{pmatrix}$, $A_1 = \begin{pmatrix} 0,59 & -0,58 & 1,31 & 0,05 \\ 0,14 & 0,83 & -0,05 & -0,01 \\ 0,03 & -0,08 & 0,66 & 0,01 \\ 0,33 & -0,43 & 1,49 & 0,71 \end{pmatrix}$,

$$A_2 = \begin{pmatrix} 0,23 & 0,32 & -2,01 & 0,02 \\ -0,31 & 0,25 & 0,96 & 0,06 \\ -0,01 & 0,04 & -0,09 & 0,01 \\ -0,57 & 0,23 & -2,38 & 0,17 \end{pmatrix}, A_3 = \begin{pmatrix} -0,13 & 0,13 & 0,64 & 0,01 \\ 0,23 & -0,33 & 0,63 & -0,13 \\ -0,04 & 0,05 & 0,24 & -0,01 \\ 0,18 & 0,23 & 1,94 & -0,10 \end{pmatrix}.$$

Если процесс x_t – интегрированный порядка 1 и линейная комбинация $\beta^T x_t$ при $\beta \neq 0$ стационарна, то x_t называется коинтегрированным процессом, а β^T – коинтегрирующим вектором.

Таблица 1 – Аналитическое описание случайных процессов

этап	Автомобильный транспорт (RT)	Трубопроводный транспорт (PT)	Водный транспорт (WT)	Железнодорожный транспорт (RW)
	$lags = 0$	$lags = 0$	$lags = 0$	$lags = 4$
1	Структура модели: $\Delta X_t = 3,032 + 0,0003t - 0,237X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -3,36 > t(к.з.5\%) = -3,46$	Структура модели: $\Delta X_t = 5,221 - 0,017t - 0,271X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -3,61 > t(к.з.5\%) = -3,46$	Структура модели: $\Delta X_t = 0,413 - 0,003t - 0,185X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -3,02 > t(к.з.5\%) = -3,46$	Структура модели: $\Delta X_t = 7,302 - 0,011t - 0,18X_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -2,23 > t(к.з.5\%) = -3,46$
2	$H_0: \mu = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu\tau} = -0,34$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,79	$H_0: \mu = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu\tau} = -0,01$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,79	$H_0: \mu = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu\tau} = -0,91$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,79	$H_0: \mu = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu\tau} = -0,69$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,79
3	Структура модели: $\Delta X_t = 3,041 - 0,236X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -3,40 > t(к.з.1\%) = -3,51$	Структура модели: $\Delta X_t = 3,037 - 0,186X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -2,93 > t(к.з.1\%) = -3,51$	Структура модели: $\Delta X_t = 0,237 - 0,148X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -2,51 > t(к.з.5\%) = -2,90$	Структура модели: $\Delta X_t = 6,613 - 0,171X_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -2,19 > t(к.з.5\%) = -2,90$
4	$H_0: \mu_0 = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu 0} = 0,12$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,54	$H_0: \mu_0 = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu 0} = -0,21$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,54	$H_0: \mu_0 = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu 0} = -0,10$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,54	$H_0: \mu_0 = 0$ не отверг.: $\tau_{\mu 0} = -0,01$, (к.з.5%) одностор. критерия ($H_A: \mu > 0$) равно 2,54
5	Структура модели: $\Delta X_t = -0,011X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -0,65 > t(к.з.5\%) = -1,94$	Структура модели: $\Delta X_t = -0,008X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -0,68 > t(к.з.5\%) = -1,94$	Структура модели: $\Delta X_t = -0,018X_{t-1} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -0,90 > t(к.з.5\%) = -1,94$	Структура модели: $\Delta X_t = -0,002X_{t-1} + \sum_{j=1}^3 \alpha_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t$ $H_0: \alpha = 0$ не отверг.: $t_\alpha = -0,22 > t(к.з.5\%) = -1,94$
	DRT	DPT	DWT	DRW
	$H_0: \alpha = 0$ отверг.: $t_\alpha = -9,21 < t(к.з.5\%) = -1,94$	$H_0: \alpha = 0$ отверг.: $t_\alpha = -9,83 < t(к.з.5\%) = -1,94$	$H_0: \alpha = 0$ отверг.: $t_\alpha = -7,66 < t(к.з.5\%) = -1,94$	$H_0: \alpha = 0$ отверг.: $t_\alpha = -4,51 < t(к.з.5\%) = -1,94$
DW	1,96	1,88	1,95	1,93

На следующем шаге алгоритма векторная авторегрессия (4) переписана в форме

$$\Delta x_t = x_{t-1}\Pi + \sum_{j=1}^{p-1} \Delta x_{t-j}\Gamma_j + \varepsilon_t, \quad (5)$$

где $\Gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \Pi_i$, $\Pi = -(I - \sum_{i=1}^p \Pi_i) = -\Pi(1)$.

Ранг матрицы $\Pi = \alpha\beta'$ равен количеству коинтеграционных векторов, характеризующих зависимости между параметрами. Ранг матрицы Π определен при помощи метода максимального правдоподобия. Проверка нулевой гипотезы об отсутствии коинтеграции между параметрами осуществлена с использованием двух тестов – статистики максимального собственного значения ($LR^{\max}$) и статистики следа (LR^{trace}).

Статистика следа имеет вид

$$LR^{\text{trace}} = LR(r, k) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \lambda_i)$$

и служит для проверки нулевой гипотезы о том, что ранг коинтеграции равен r , против альтернативной гипотезы о том, что ранг равен k (количеству параметров). Проверка гипотез проводится последовательно для $r = 0, \dots, k-1$ и заканчивается, когда нулевая гипотеза отвергается сразу.

Статистика максимального собственного значения рассчитывается как

$$LR^{\lambda-\max} = LR(r, r+1) = -\ln(1 - \lambda_{r+1})$$

и применяется для проверки нулевой гипотезы о том, что ранг равен r , против альтернативной гипотезы о том, что ранг равен $r+1$.

По результатам анализа таблицы 2 ранг коинтеграции принят равным 1 ($r=1$).

Вычислительный алгоритм рисунка 4 реализован в среде ППО RATS / CATS [3].

Таблица 2 – Определение ранга коинтеграции

Собственные числа	$LR^{\lambda-\max}$	LR^{trace}	$H_0:$	$LR^{\lambda-\max}$ (90%)	LR^{trace} (90%)
0,3071	43,16	63,37	0	18,03	49,91
0,2129	11,99	20,22	1	14,09	31,88
0,1448	6,87	8,23	2	10,29	17,79
0,0455	1,36	1,36	3	7,50	7,50

Его применение привело к долгосрочному равновесному коинтеграционному отношению между параметрами:

$$\hat{RT}_t = 1,835PT_t - 16,433WT_t + 1,094RW_t - 32,913. \quad (6)$$

Это означает, что между объемами перевозок грузов различными видами грузовой системы Украины существует долгосрочная зависимость, иллюстрирующая пропорции между ними. Так, на долю автомобильного транспорта в стране приходится лишь около 0,8 всех грузов, перевозимых по железным дорогам. Такая ситуация, отражающая пока непреодолимые последствия социалистической экономики, наблюдается и в России, тогда как в развитых европейских странах и США основная часть грузовых перевозок осуществляется не железнодорожным, а автомобильным транспортом. Модель (6) может быть использована для анализа необходимого развития структуры грузовой транспортной системы Украины в целом и для прогнозирования ее отдельных показателей. Дальнейшее исследование предполагает определение коинтеграционной зависимости анализируемых показателей макроэкономическими показателями.

Бibliографический список

1. Михалевич М.В. Моделирование переходной экономики: модели, методы, информационные технологии / М.В. Михалевич, И.В.Сергиенко. — К.: Наук. думка, 2005. — 670 с.
2. Juselius K. The Cointegrated VAR Model / K. Juselius. — Oxford University Press, 2006.
3. Hansen H. CATS in RATS: Cointegration Analysis of Time Series, Handbook for the software package CATS / H. Hansen. — Illinois: ESTIMA, 1995.

Поступила в редакцию 18.05.2010 г.