

УДК 339.56 (477:437.3)

ВПЛИВ МАКРОЕКОНОМІЧНИХ ЧИННИКІВ НА СТАН ТОРГОВЕЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ВІДНОСИН МІЖ УКРАЇНОЮ ТА ЧЕХІЄЮ

О.М. Молодченко

Харківський національний університет імені В.Н. Каразіна

Рецензенти: к.г.н., доц. ХНУ імені В.Н. Каразіна О.В. Ханова

к.е.н., доц. ХНУ імені В.Н. Каразіна О.В. Журавльов

В статті на основі теорій еластичності, абсорбційного та монетарного підходу для аналізу українсько-чеських зовнішньоекономічних відносин обрано коінтеграційний аналіз, що дозволяє враховувати при дослідженні торговельного балансу його інші детермінанти – об'єм експорту та імпорту, доходи в Україні та Чехії, реальний ефективний обмінний курс. Проведені автором розрахунки дозволили оцінити макроекономічну модель впливу цінових складових та обмінного курсу на стан українсько-чеської торгівлі. Виокремлено коінтеграційний аналіз, що дозволяє відобразити тісну залежність змінних моделі в довгостроковому періоді. Результати макроекономічного моделювання дозволили дійти до висновку, що зростання рівня доходів в Україні і Чеській Республіці по різному впливають на двосторонній товарообіг, а саме – ріст доходів в Україні негативно впливає на торговельний баланс між країнами, в той же час зростання рівня доходів в Чехії збільшує товарообіг. Це пояснюється негативним сальдо для України в торгівлі товарами, а також загальною структурою експорту України, де переважають сировинні товари та товари з низьким ступенем обробки.

Ключові слова: коінтеграційний аналіз, макроекономічне моделювання, торговельно-економічні відносини між Україною та Чехією

В статье на основе теорий эластичности, абсорбционного и монетарного подхода для анализа украинско-чешских внешнеэкономических отношений избран коинтеграционный анализ, позволяющий учитывать при исследовании торгового баланса его другие детерминанты – объем экспорта и импорта, доходы в Украине и Чехии, реальный эффективный обменный курс. Проведенные автором расчеты позволили оценить макроэкономическую модель влияния ценовых составляющих и обменного курса на состояние украинско-чешской торговли. Выделен коинтеграционный анализ, позволяющий отразить тесную зависимость переменных модели в долгосрочном периоде. Результаты макроэконометрического моделирования позволили сделать вывод, что рост уровня доходов в Украине и Чешской Республике по-разному влияют на двусторонний товарооборот, а именно – рост доходов в Украине негативно влияет на торговый баланс между странами, в то же время рост уровня доходов в Чехии увеличивает товарооборот. Это объясняется отрицательным сальдо для Украины в торговле товарами, а также общей структурой экспорта Украины, где преобладают сырьевые товары и товары с низкой степенью обработки.

Ключевые слова: коинтеграционный анализ, макроэкономическое моделирование, торговельно-економические отношения между Украиной и Чехией.

The article is on the basis of theories of elasticity, absorption and monetary approaches for the analysis of the Ukrainian-Czech Foreign Economic Relations author chosen cointegration analysis that takes into account in the study of the trade balance its other determinants – the volume of exports and imports, incomes in Ukraine and the Czech Republic, the real effective exchange rate. Calculations by the author allowed to evaluate the macroeconomic model of the impact of price components and the exchange rate on the state of Ukrainian-Czech trade. The cointegration analysis is singled out, allowing display close dependency of model's variables in the long term. Macroeconometric modeling results led to the conclusion that the growth of incomes in Ukraine and the Czech Republic have different effects on

the bilateral trade, i.e., income growth in Ukraine negatively impacts on the trade balance between countries, while growth in incomes in the Czech Republic increases the turnover. This is explained by a negative balance for Ukraine in trade of goods and the general structure of Ukraine's exports, dominated by the primary goods and products with a low degree of processing.

Keywords: *cointegration analysis, macroeconomic modeling, trade and economic relations between Ukraine and the Czech Republic*

Чеська Республіка не має з Україною спільного кордону, але на нашу думку, вивчення механізму торговельно-економічних відносин саме з цією країною має сенс з декількох причин: схожа ментальність та культурна складова, інноваційність економіки, що признається важливим і для поживлення економіки України, розташування у схожих геополітичних умовах Східної Європи, тощо.

Проблемі торговельно-економічних відносин між країнами присвячено багато наукових праць. Окремі аспекти цієї проблематики розглядали такі вітчизняні і зарубіжні науковці як О. Амоша, В. Андрійчук, В. Баласса, Л. Бальцерович, Л. Безчасний, О. Білорус, Г. Босс, М. Бункіна, І. Бураковський, Б. Гаврилишин, В. Геєць, А. Гельб, М. Долішний, М. Дудченко, Я. Корнаї, Є. Кочетов, А. Кредісов, В. Леонтєв, І. Лукінова, Д. Лук'яненко, А. Мазаракі, Є. Панченко, Ю. Пахомов, М. Портер, А. Поручник, П. Раймент, О. Рогач, Ф. Рут, Дж. Сакс, Д. Сальваторе, Дж. Стигліц, А. Філіпенко, М. Чумаченко, І. Школа та ін.

Багато уваги в науковій вітчизняній літературі приділяється економічним відносинам України зі стратегічними партнерами: Росією та США. Ці питання досліджувались у працях В. Будкіна, М. Бурмістрова, Ю. Василенко, Б. Губського, В. Іванова, А. Мазаракі, О. Острія, С. Пирожкова, А. Сухорукова, Г. Шестопалова, В. Юхименка, Т. Буркат, В. Ковалевського, Ю. Козак, Ю. Макогона, О. Михайлика, В. Педоса, К. Ржепішевського, В. Шевчука, А. Голікова, П. Черномаза та ін.

Разом з тим, аналіз великої кількості сучасних досліджень з проблем двосторонніх то-

рговельно-економічних відносин України надає можливості констатувати наявність певних незайнятих дослідницьких ніш. Так, окрім, українсько-російських та україно-американських економічних відносин, всі інші торговельно-економічні напрямки розглядаються розрізнено. Замало уваги приділено комплексній розробці механізму оптимізації двостороннього торговельно-економічного співробітництва з країнами Східної Європи, які разом з Росією є стратегічними та найближчими торгівельними партнерами України.

Метою дослідження є економіко-математична оцінка впливу макроекономічних чинників на стан торговельно-економічних відносин України і Чехії.

Виходячи з динаміки надходження ПІІ з Чеської Республіки [1], найбільш проривним слід вважати період з 2008 р. Це можливо пояснити сприятливою політико-економічною ситуацією в Україні напередодні президентських виборів та підписанням Протоколу між Урядом України та Урядом Чеської Республіки про внесення змін до «Угоди між Урядом України та Урядом Чеської Республіки про сприяння та взаємний захист інвестицій», підписаної 17 березня 1994 року в м. Прага.

Для виявлення характеру впливу ПІІ з Чехії в Україну нами пропонуємо оцінити модель, яка має наступний вигляд:

$$T_b = FDI + GDP_{Ukr} + NEER_{Ukr}, (1)$$

де T_b – торговельний баланс між Україною та Чехією; FDI – обсяг прямих іноземних інвестицій в Україну з ЧР; GDP_{Ukr} – ВВП України в млн. дол.; $NEER_{Ukr}$ – номінальний ефективний обмінний курс гривні.

Отримане рівняння пояснює наступну поведінку торговельного українсько-чеського балансу:

$$TB = 1517943,1478 + 16,2223 * FDI + 5,3835 * GDP_{Ukr} - 3897,0587 * NEER_{Ukr}.$$

1. Теоретичне припущення про взаємний зв'язок між торговельним балансом і ПІІ вказує на позитивний вплив зростання обсягів інвестицій на торгівлю. При зростанні інвестицій з Чеської Республіки в економіку України на 1 млн. дол. США, товарообмін між країнами збільшується на 16,2 млн. дол. США.

2. Такий же самий позитивний вплив виявлено між товарообігом України і Чехії для ВВП України.

3. Разом з позитивними моментами, модель виявила значний тиск росту товарообороту між країнами на курс національної валюти України, що можливо пояснити переважно від'ємним сальдо у торгівлі товарів для України та критичним впливом і темпами українського імпорту з Чеської Республіки.

Торговельний баланс є одним із важливих показників розвитку національної економіки. На його динаміку впливають дії та очікування всіх економічних агентів. Згідно з кейнсіанським підходом, обмінний курс є ключовим інструментом впливу на торговельний баланс через зміну відносної ціни товарів внутрішнього виробництва та імпортованих товарів. Реальна девальвація національної грошової одиниці зумовлює зниження ціни експортних товарів та підвищення ціни імпортованих товарів. За умовою Маршалла-Лернера девальвація збільшує сальдо торговельного балансу тоді і тільки тоді, коли сума цінових еластичностей імпорту й експорту перевищує одиницю [2]. Через існування часових лагів у реагуванні попиту на зміну відносної ціни короткострокові еластичності, зазвичай, є меншими, ніж довгострокові [3].

Згідно з теорією попиту, споживач намагається максимізувати корисність, виходячи з

наявних ресурсів. Відповідно, функції попиту на експорт та імпорт відображають обсяг попиту як функцію від рівня доходу в регіоні, що імпортує, ціни товару власного виробництва та ціни імпортованого товару. Припустимо, що функція попиту є гомогенною, тобто «кілюзії грошей» немає – пропорційне збільшення доходу і всіх цін не впливає на попит. Тоді аргументами функції попиту будуть рівень реального доходу та відносної ціни імпортованого товару [4]. За інших рівних умов, зростання реального доходу приводить до збільшення попиту, зростання відносної ціни імпорту – до зменшення попиту. Функція попиту на імпорт для закордону є функцією попиту на український експорт, тому зростання відносної ціни нашого імпорту має спричинити збільшення попиту на наш експорт. Припускаємо, що функція попиту є мультиплікативною, аби оцінені параметри можна було інтерпретувати як еластичності.

Для побудови моделі треба зробити низку додаткових припущень. По-перше, потоки капіталу є константними або екзогенними. По-друге, економіка України є «малою» на світових ринках (пропозиція товарів є нескінченно еластичною). По-третє, ми розглядаємо лише два агреговані товари (експорт та імпорт). Ціна експортного товару визначена у національній грошовій одиниці – гривні, ціна імпортованого товару фіксована в іноземній валюті. По-четверте, для оцінки торговельних рівнянь з ПРР і РС припускається, що крос-еластичність товарів за ціною дорівнює нулю, тобто торговельні відносини з цими регіонами є незалежними одні від одних.

Оскільки теоретична та емпірична література не дає однозначної відповіді щодо проблеми моделювання часових лагів, використано два підходи. Перший з них базується на моделі часткового пристосування (partial adjustment), за якою попит на товар у певному

періоді змінюється пропорційно до різниці між бажаним рівнем попиту і рівнем попиту у попередньому періоді [5]. В результаті отримуємо авторегресивну структуру лагу з геометрично спадними граничними еластичностями.

Для оцінки впливу макроекономічних чинників на торговельний баланс між Україною та Чехією отримано теоретичну модель, яка має вигляд:

$$(x/m) = a + by_t + ccht + dreer_t + \varepsilon_t, \quad (2)$$

де x – об'єм експорту; m – об'єм імпорту; by_t – доходи в Україні; $ccht$ – доходи в Чехії; $dreer$

– індекс реального ефективного обмінного курсу; ε – стохастична похибка.

Торговий баланс розрахований як відношення експорту до імпорту для того, щоб елімінувати можливі спотворення, пов'язані з одиницями виміру, і прирівняти реальний торговельний баланс до номінального.

Всі складові моделі представлені часовими рядами та відображені на рис. 1 (що побудовано автором в пакеті EViews). Для коректного економетричного моделювання слід використовувати лише стаціонарні ряди [6].

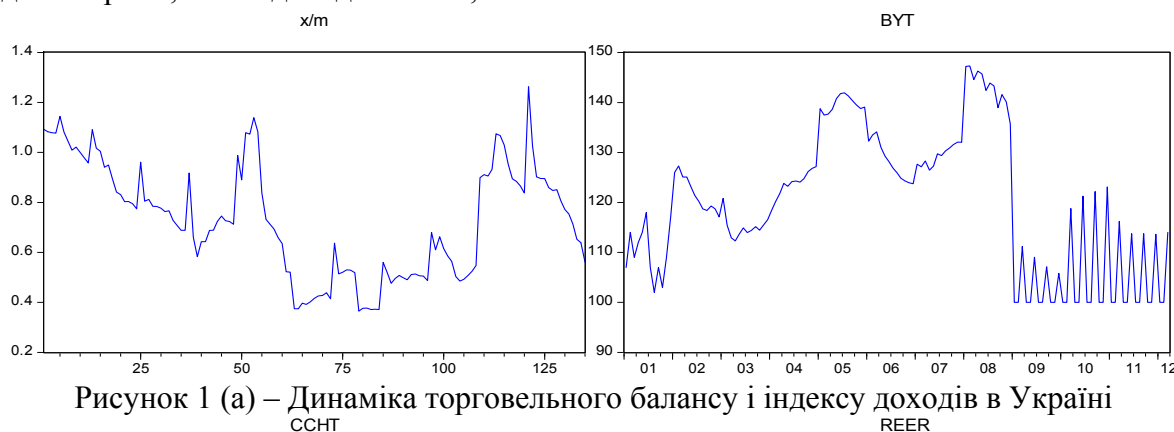


Рисунок 1 (а) – Динаміка торговельного балансу і індексу доходів в Україні

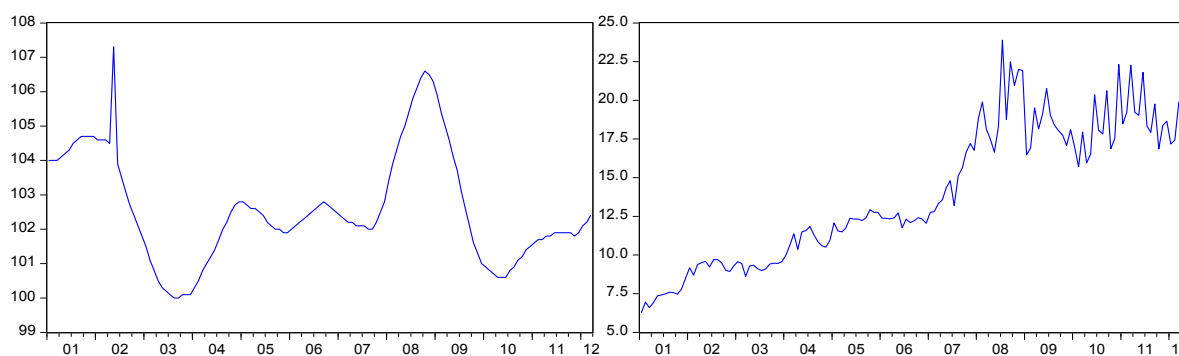


Рисунок 1 (б) – Динаміка індексу доходу в Чехії та РЕОК

Таблиця 1 – Тест на стаціонарність

Null Hypothesis: X M has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=12)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2,590110	0,0975
Test critical values:	1% level	-3,479656	
	5% level	-2,883073	
	10% level	-2,578331	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values,			

Навіть з графічного зображення часових рядів можна виявити, що більшість з них не-стаціонарна та має бути перевірена через тест Дікі-Фулера. При стандартній перевірці нульової гіпотези про те, що часовий ряд торговельного балансу є нестаціонарним ми отримуємо такий результат (табл. 1).

Виходячи з отриманих даних, ADF більше за критичні значення на рівні 10%, що не дозволяє віднести часовий ряд до стаціонарного. Скористаємось стандартним заходом щодо пе-

ревірки часового ряду через перші різниці та отримаємо такий результат (табл. 2).

Отримані результати можна інтерпретувати таким чином – ADF значення менше за критичні значення на 1%, 5% та 10% рівнях, з одночасним високим результатом $R^2=0,60$ та $DW=2$. Таким чином, головний показник моделі – торговельний баланс є стаціонарним часовим рядом та може бути використаний в подальшому моделюванні.

Таблиця 2 – Тест на стаціонарність (перші різниці)

Null Hypothesis: D(X_M) has a unit root				
Exogenous: Constant				
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)				
			t-Statistic	Prob, *
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-13,82314	0,0000
Test critical values:	1% level		-3,480038	
	5% level		-2,883239	
	10% level		-2,578420	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values,				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Dependent Variable: D(X_M,2)				
Method: Least Squares				
Date: 07/08/12 Time: 16:41				
Sample (adjusted): 2001M03 2012M03				
Included observations: 133 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob,
D(X_M(-1))	-1,189060	0,086019	-13,82314	0,0000
C	-0,004570	0,007763	-0,588680	0,55710
R-squared	0,593268	Mean dependent var		-0,000516
Adjusted R-squared	0,590163	S,D, dependent var		0,139742
S,E, of regression	0,089460	Akaike info criterion		-1,975116
Sum squared resid	1,048416	Schwarz criterion		-1,931652
Log likelihood	133,3452	Hannan-Quinn criter,		-1,957454
F-statistic	191,0793	Durbin-Watson stat		1,996422
Prob(F-statistic)	0,000000			

DX_M

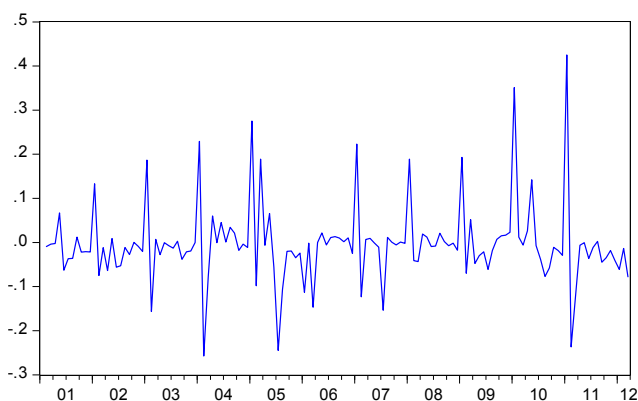


Рисунок 2 – Перші різниці часового ряду x/m

Для додаткової перевірки будуємо графік часового ряду x/m (представлений на рис. 2).

Наступний часовий ряд для перевірки через тест Дікі-Фулера – індекс рівня доходу в Україні (byt). На першому етапі перевіримо ряд через використання рівнів (табл. 3).

Результати перевірки дозволили відкинути гіпотезу про наявність одиничного кореню ряду BYT, оскільки значення ADF менше за критичні.

Скористаємось першими різницями та отримаємо наступний результат, що відображений в таблиці 4.

Для додаткової перевірки будуємо графік часового ряду byt (представлений на рис. 3).

Наступний часовий ряд – індекс рівня доходу в Чеській Республіці (табл. 5).

Отриманий тест на початковому рівні виявив нестационарність часового ряду, і знову є доцільність використати перші різниці (табл. 6).

Для додаткової перевірки будуємо графік часового ряду ССНТ, який представлено на рис. 4.

І остання складова моделі – РЕОК гривні при перевірці на стаціонарність виявила такі результати (табл. 7).

Для додаткової перевірки будуємо графік часового ряду (рис. 5), який відображає стаціонарність процесу, що досліджується.

Таблиця 3 – Тест на стаціонарність

Null Hypothesis: D(BYT) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 2 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5,150633	0,0000
Test critical values:	1% level	-3,480818	
	5% level	-2,883579	
	10% level	-2,578601	

Таблиця 4 – Тест на стаціонарність (перші різниці)

Null Hypothesis: D(BYT) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 1 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-35,65699	0,0001
Test critical values:	1% level	-3,480818	
	5% level	-2,883579	
	10% level	-2,578601	

DBYT

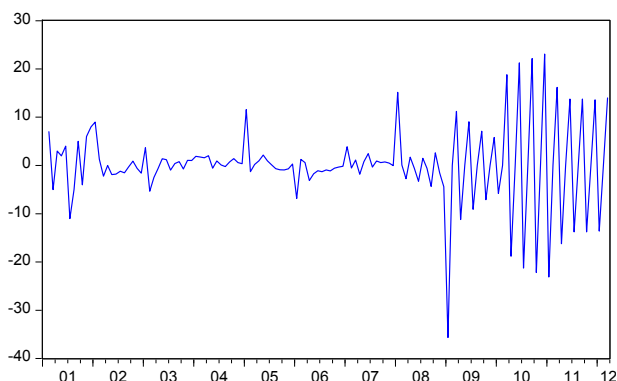


Рисунок 3 – Перші різниці часового ряду byt

Таблиця 5 – Тест на стаціонарність (перші різниці)

Null Hypothesis: CCHT has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 0 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1,705525	0,4262
Test critical values:	1% level	-3,479656	
	5% level	-2,883073	
	10% level	-2,578331	

Таблиця 6. – Тест на стаціонарність (перші різниці)

Null Hypothesis: D(CCHT) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 2 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4,376587	0,0005
Test critical values:	1% level	-3,480818	
	5% level	-2,883579	
	10% level	-2,578601	

DCCHT

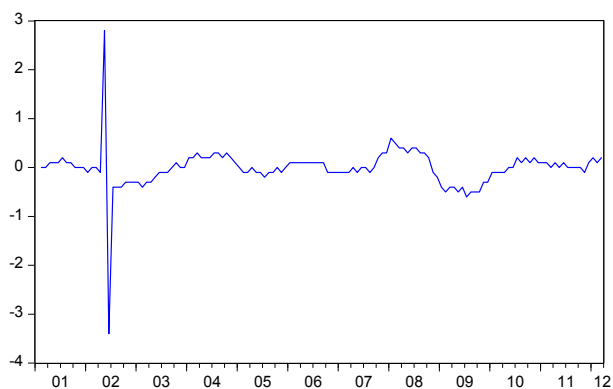


Рисунок 4 – Перші різниці часового ряду ССНt

Таблиця 7 – Тест на стаціонарність (перші різниці)

Null Hypothesis: D(REER) has a unit root			
Exogenous: Constant			
Lag Length: 2 (Automatic – based on SIC, maxlag=2)			
		t-Statistic	Prob,*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12,53925	0,0000
Test critical values:	1% level	-3,481217	
	5% level	-2,883753	
	10% level	-2,578694	

DREER

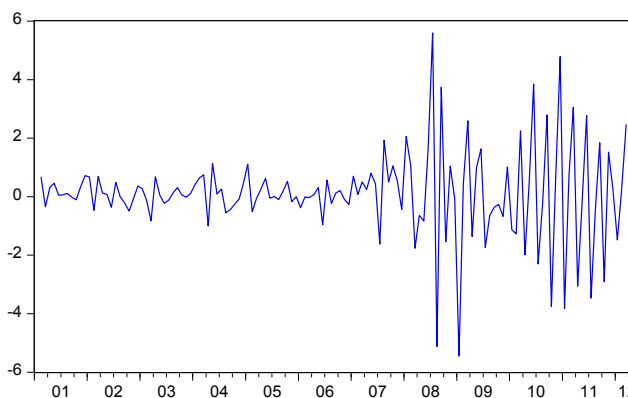


Рисунок 5 – Перші різниці часового ряду REER

Таблиця 8 – Результати коінтеграційного аналізу
щодо торговельного балансу між Україною та Чехією

1 Cointegrating Equation(s):		Log likelihood	-501,8899
Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)			
DX M	DREER	DCCHT	DBYT
1,000000	-0,001584	0,146598	-0,051041
	(0,05811)	(0,06992)	(0,00873)

Таблиця 9 – Регресійне рівняння (векторне виправлення помилок)

Dependent Variable: X M				
Method: Least Squares				
Date: 07/06/12 Time: 17:30				
Sample: 2001M01 2012M03				
Included observations: 135				
White heteroskedasticity-consistent standard errors & covariance				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob,
REER	-0,017824	0,003446	-5,171747	0,0000
CCHT	0,016796	0,001382	12,15531	0,0000
BYT	-0,006200	0,001275	-4,861546	0,0000
R-squared	0,244742	Mean dependent var		0,731158
Adjusted R-squared	0,233299	S,D, dependent var		0,224501
S,E, of regression	0,196576	Akaike info criterion		-0,393562
Sum squared resid	5,100767	Schwarz criterion		-0,329001
Log likelihood	29,56546	Hannan-Quinn criter,		-0,367326
Durbin-Watson stat	0,301888			

Таблиця 10 – Регресійне рівняння

Equation: X_M = C(1)*X_M(-1) + C(2)*X_M(-2) + C(3)*REER(-1) + C(4) REER(-2) + C(5)*CCHT(-1) + C(6)*CCHT(-2) + C(7)*BYT(-1) + C(8) BYT(-2) + C(9)			
Observations: 133			
R-squared	0,849694	Mean dependent var	
Adjusted R-squared	0,839997	S,D, dependent var	
S,E, of regression	0,088734	Sum squared resid	
Durbin-Watson stat	2,029635		

Після приведення всіх складових моделі до стаціонарності, було запропоновано декілька економетричних прийомів для оцінки моделі торговельного балансу та впливу цінних чинників на українсько-чеський товарообіг.

Наступним кроком в дослідженні українсько-чеської торгівлі є коінтеграційний аналіз за методом Йохансена.

Моделювання проводилося в пакеті EViews. Okремо слід зазначити, що для всіх

факторів моделі як для ендогенних, так і для екзогенних були взяті їхні перші різниці, що свідчить про стаціонарність часових рядів і може бути запорукою коректного моделювання.

Головним висновком є те, що в моделі існують тривалі коінтеграційні зв'язки, тобто в довгостроковому періоді всі змінні моделі взаємопов'язані між собою. Вагу такого впливу пояснює коінтеграційне рівняння (табл. 8).

Інтерпретація отриманих результатів така:

– реальний ефективний обмінний курс негативно впливає на товарообіг між Україною та Чехією. Це може бути пояснено тривалим негативним сальдо у торгівлі товарами для України, структурою експорту та імпорту, а також значними статистичними розбіжностями у підрахунках;

– рівень доходу в Чехії позитивно впливає на товарообіг між країнами. Це означає, що маючи переважно позитивне сальдо у торгівлі з Україною, Чеська Республіка при зростанні доходу не збільшує український імпорт у довгостроковій перспективі;

– рівень доходу в Україні, навпаки, негативно впливає на стан торговельних відносин, а враховуючи імпорт наукоємних товарів з Чехії, це означає класичну залежність між ростом рівня доходів і зростанням імпорту. Така ситуація спостерігається в Україні протягом тривалого часу, і в 2008 р. це призвело до значних дисбалансів в національній економіці країни.

Для більш ретельної перевірки отриманих результатів було запропоновано оцінити модель методом найменших квадратів. Результати представлені в табл. 9.

Відповідно до коефіцієнтів регресійної моделі, було підтверджено інтерпретацію коінтеграції часових рядів, де виявлені дві негативних залежностей (РЕОК та рівень доходу в Україні) та одна позитивна (дохід в Чеській Республіці).

Крім того, оцінено наступне рівняння, яке описує модель векторного виправлення помилок:

$$D(X_M) = C(1) * (X_M(-1) - 0,379144613477 * REER(-1) + 1,04339269888 * CCNT(-1) - 0,065887358479 * BYT(-1) + 119,507682999).$$

Виявлені залежності підтверджують отримані раніше результати (табл. 10).

Результати за всіма показниками з урахуванням часових лагів виявили відповідний статистичний вплив рівня доходів в країнах та РЕОК на українсько-чеську торгівлю.

Для оцінки ваги отриманих залежностей на торговельний баланс між Україною та Чехією запропоновано метод векторної авторегресії (табл. 11).

Крім того, для підтвердження якості моделі було проведено тест на гетероскедастичність (за методикою ARCH).

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0,100398	Prob, F(2,128)	0,9045
Obs*R-squared	0,205181	Prob, Chi-Square(2)	0,9025

Результати тесту дозволяють стверджувати, що в отриманій моделі відсутня гетероскедастичність остатків, що вказує на точність результатів, що оцінюються. Таким чином, двостороннє співробітництво України і Чехії має досить різноплановий характер і відрізняється, різним рівнем інтенсивності.

Результати макроеконометричного моделювання дозволили дійти до висновку про те, що зростання рівня доходів в Україні і Чеській Республіці по-різному впливають на двосторонній товарообіг, а саме – ріст доходів в Україні негативно впливає на торговельний баланс між країнами, в той же час зростання рівня доходів в Чехії збільшує товарообіг. Це пояснюється негативним сальдо для України в торгівлі товарами, а також загальною структурою експорту України, де переважають сировинні товари та товари з низьким ступенем обробки.

Таблиця 11 – Результати оцінки векторної авторегресії

Vector Autoregression Estimates				
Date: 07/25/12 Time: 13:49				
Sample (adjusted): 2001M04 2012M03				
Included observations: 132 after adjustments				
Standard errors in () & t-statistics in []				
	DREER	DCCHT	DBYT	DX_M
DREER(-1)	-0,596536 (0,11376) [-5,24377]	0,024564 (0,04255) [0,57723]	-1,009650 (0,58659) [-1,72121]	0,005417 (0,00872) [0,62125]
DREER(-2)	-0,237768 (0,11330) [-2,09865]	0,029690 (0,04238) [0,70055]	-1,429395 (0,58419) [-2,44679]	-0,001163 (0,00868) [-0,13389]
DCCHT(-1)	0,314329 (0,23540) [1,33530]	-0,077806 (0,08806) [-0,88360]	1,829052 (1,21381) [1,50687]	-0,004384 (0,01804) [-0,24294]
DCCHT(-2)	0,269857 (0,23433) [1,15161]	0,222485 (0,08766) [2,53816]	1,332577 (1,20829) [1,10286]	-0,003702 (0,01796) [-0,20608]
DBYT(-1)	-0,009133 (0,02090) [-0,43697]	0,001825 (0,00782) [0,23336]	-0,388932 (0,10778) [-3,60868]	0,000920 (0,00160) [0,57395]
DBYT(-2)	-0,064060 (0,02072) [-3,09102]	-0,000306 (0,00775) [-0,03947]	-0,385790 (0,10686) [-3,61013]	0,001334 (0,00159) [0,83970]
DX_M(-1)	0,374184 (1,18052) [0,31696]	-0,108511 (0,44160) [-0,24572]	5,185768 (6,08721) [0,85191]	-0,179049 (0,09049) [-1,97865]
DX_M(-2)	1,961339 (1,17709) [1,66626]	0,139213 (0,44031) [0,31617]	10,43635 (6,06951) [1,71947]	0,003712 (0,09023) [0,04114]
C	0,179203 (0,10521) [1,70322]	-0,014102 (0,03936) [-0,35830]	0,270520 (0,54252) [0,49863]	-0,004796 (0,00806) [-0,59467]
R-squared	0,437907	0,074531	0,449791	0,060527
Adj, R-squared	0,401348	0,014338	0,414005	-0,000577
Sum sq, resids	173,8170	24,32189	4621,451	1,021279
S,E, equation	1,188758	0,444678	6,129663	0,091121
F-statistic	11,97811	1,238198	12,56890	0,990558
Log likelihood	-205,4632	-75,66582	-421,9736	133,5753
Akaike AIC	3,249442	1,282815	6,529903	-1,887505
Schwarz SC	3,445997	1,479370	6,726457	-1,690950
Mean dependent	0,100644	-0,012121	0,037879	-0,003927
S,D, dependent	1,536407	0,447901	8,007363	0,091095

ЛІТЕРАТУРА

1. Міжнародний статистичний портал [Електронний ресурс]. – Режим доступу: <http://www.indexmundi.com/facts/Czech Republic>.
2. Penrose, Roger. *A Generalized Inverse for Matrices*, *Proceedings of the Cambridge Philosophical Society* 51 (1955) [Text]: 406-13.
3. Rassekh Farhad and Henry Thompson. *Adjustment in General Equilibrium* [Text]: *Some Industrial Evidence*, *Review of International Economics* 5 (1997): 20-31.
4. Fritz, B. *Monetary Coordination Involving Developing Countries: The Need for a New Conceptual Framework* [Text]: *New Issues in Regional Monetary Coordination* / B. Fritz, M. Metzger // Palgra-ve Macmillan. – 2006. – P. 3-25.
5. Moore, E.H. *Abstract Bulletin of the American Mathematical Society* 26 (1920) [Text]: 394-95.
6. Vogelpang, B. *Econometrics. Theory and Applications with EViews* [Text] / B. Vogelpang. – Harlow: Pearson Education Limited, 2005. – 379 p.