М. Винницька, асп.

МОДЕЛЮВАННЯ ЗАГАЛЬНОЇ МАКРОЕКОНОМІЧНОЇ РІВНОВАГИ В ЕКОНОМІЧНИХ ФЛУКТУАЦІЯХ

В статті проаналізовано довгострокову та короткострокову динаміку взаємозв'язків між ВВП та інвестиціями України із застосуванням моделей корекції помилок. На основі запропонованої методики побудована модель інвестиційного процесу на макрорівні, яка дозволила зробити висновок про існування довгострокової рівноваги між інвестиціями та ВВП. Дана модель дозволяє визначити напрямок розвитку інвестиційного процесу та коректувати його з метою досягнення стабільного макроекономічного зростання.

In the article the long-run and short-run dynamics of interconnections between GDP and investments of Ukraine with application of error-correction models is analyzed. On the basis of suggested methodology the model of investment process on macro-level is built, which allows to conclude the existence of long-run equilibrium between investments and GDP. Given model allows to define the direction of investment process development and to correct it with purpose of stable macroeconomic growth achievement.

Важливим завданням для дослідження шляхів утвердження конкурентоспроможності національної економіки є розробка відповідного інструментарію побудови макроекономічних залежностей. Проте побудова макроекономічної моделі стикається з цілою низкою труднощів. Перш за все, основні макроекономічні ряди відповідних змінних моделі є нестаціонарними, що унеможливлює застосування класичних методів регресійного аналізу, бо може призвести до хибних висновків [1, ст. 115]. У сучасній практиці економетричного моделювання розроблені спеціальні процедури для приведення рядів до стаціонарного відносно тренду стану, але й ці методи не позбавлені деяких неточностей. Наступною проблемою, яка виникає у процесі моделювання, є необхідність врахування довгострокового зв'язку, який може існувати між змінними. Йдеться про наявність коінтеграції між часовими рядами змінних, яка є статистичним виразом концепції довгострокового зв'язку між економічними даними. В разі коінтегрованості змінних завжди існує відповідна модель корекції похибки, яка водночас відображає короткостроковий та довгостроковий аспекти динаміки досліджуваних змінних [2, ст. 261]. У цій моделі приймається, що між рівнями деяких показників може існувати довгостроковий зв'язок. Передбачається існування деякої рівноважної траєкторії руху цих змінних спільного тренду, від якої вони можуть відхилятися і, як правило, відхиляються (їх флуктуаційна поведінка), але економічні механізми діють у напрямку відновлення рівноваги, корегуючи волатильність флуктуацій з тенденцією до її нульового значення. Суттєвою проблемою макроекономічного моделювання національної економіки є недостатня довжина рядів спостережень відповідних економічних показників. Це ускладнює вибір методів та підходів до моделювання, оскільки не є доцільним, наприклад, включення до моделей додаткових лагових значень змінних (тобто, врахування ефекту запізнення), що призводить до скорочення рядів даних. Наявність двох різних тенденцій (спаду та піднесення перехідної економіки) також ускладнює процес побудови моделі економічного зростання [3, ст. 38].

Сучасні економетричні методи та моделі не мають достатнього поширення в емпіричних дослідженнях в перехідних економіках. Використання класичних регресійних моделей, як правило, некоректне, особливо, коли воно проводиться без належної попередньої перевірки часових рядів на стаціонарність (стаціонарним називається часовий ряд, математичне сподівання, дисперсія та автоковаріація якого не залежать від часу). Якщо ряди нестаціонарні, то регресія при коректних значеннях основних критеріїв якості (високий коефіцієнт детермінації, відсутність автокореляції за критерієм Дарбіна-Ватсона тощо) відображає не причинно-наслідкові зв'язки між досліджуваними змінними, а лише констатує наявність спільного тренду. Звичайно, нестаціонарні ряди легко перетворити в стаціонарні, наприклад, за допомогою різниць першого або вищого порядків, але при переході до регресійних моделей, що базуються на рядах, заданих у різницях (наприклад, перших логарифмічних різницях, які приблизно відповідають темпам приросту), втрачається інформація довгострокового характеру, яка міститься, як відомо, тільки в рівнях відповідних змінних, та залишається лише інформація, що характеризує короткострокову динаміку. Однак, при переході до ринкової економіки, коли актуальним стає дослідження й аналіз довгострокових тенденцій в поєднанні з короткостроковими змінами, застосування такого типу моделей є неефективним. Ця проблема знайшла своє розв'язання у рамках сучасних економетричних моделей, зокрема, в моделі корекції помилки (ECM), де поруч із різницями, що відображають короткострокову динаміку, вводиться механізм корекції помилки, яка характеризує довгострокові економічні ефекти [5, ст. 89].

Основою моделі корекції помилки є концепція коінтеграції змінних, тобто існування довгострокового зв'язку між рівнями певних економічних змінних. Тобто, існує спільна рівноважна траєкторія руху цих змінних, від якої вони можуть відхилятися в короткострокові періоди, але економічні механізми діють у напрямі постійного відтворення рівноваги, виконуючи корекції відповідних відхилень. Навіть, якщо ряди не стаціонарні, але коінтегровані, то лінійна комбінація цих рядів є стаціонарним рядом.

У разі наявності коінтеграції завжди з необхідністю існує відповідна модель корекції помилки, яка одночасно відображає короткострокові та довгострокові аспекти динаміки досліджуваних показників; не потребує попереднього розподілу досліджуваних змінних на екзогенні та ендогенні; відповідає основним класичним припущенням економетрики.

Коректне застосування ECM вимагає проведення певних пов'язаних між собою етапів. Насамперед необхідно перевірити ряди на стаціонарність. Якщо вони нестаціонарні, то слід визначити порядок інтегрованості. При однаковому порядку інтегрованості можна переходити до перевірки рядів на коінтеграцію. І, лише тоді, коли ряди коінтегрують, можна будувати ECM та оцінювати її невідомі параметри .

Під час перевірки на стаціонарність спочатку емпірично досліджуємо часовий ряд. Достатньо часто вже попередньо візуальне дослідження дозволяє визначити наявність лінійного чи нелінійного тренду. Стаціонарний ряд має нульовий порядок інтегрованості, який формально записується як $\{y(k)\} \sim I(0)$.

Порядком інтегрованості є число (позначимо через *k*), яке показує скільки разів необхідно застосувати до часового ряду оператор обчислення перших різниць для переходу до стаціонарного ряду. За визначенням часовий ряд має одиничний корінь або

порядок інтеграції 1, тобто $\{y(k)\} \sim I(1)$, якщо його перші різниці $\Delta y(k) = y(k) - y(k-1)$ утворюють стаціонарний ряд $\{\Delta y(k)\} \sim I(0)$.

Після здійснення візуального контролю застосовуємо формальні тести на стаціонарність, які дають можливість переконатися в її існуванні, одним з яких є тест Дікі-Фуллера. На другому етапі здійснюється перевірка часових рядів на коінтегрованість, що можна зробити з допомогою декількох тестів, наприклад, тесту Інгла-Грейнджера у випадку двох змінних, але найбільш відомим в наш час є тест Йохансена. Ці тести можна застосувати у випадку, коли всі нестаціонарні ряди, для яких будується одна модель, мають однаковий порядок інтегрованості.

Для перевірки змінних $x(k)$ і $y(k)$ на коінтегрованість застосуємо тест Інгла-Грейнджера для залишків рівнянь (1) і (2)

$$e_y(k) = y(k) - \alpha - \beta\, x(k), \qquad (1)$$

$$e_x(k) = x(k) - \alpha' - \beta'\, y(k). \qquad (2)$$

Нехай обидва ряди $x(k)$ і $y(k)$ мають порядок інтегрованості 1. Базовим для здійснення тесту Інгла-Грейнджера є регресійне рівняння

$$\Delta e(k) = be(k-1) + \sum_{i=1}^{p} c_i\, \Delta e(k-i) + \varepsilon(k), \qquad (3)$$

де $\Delta e(k) = e(k) - e(k-1)$; $\varepsilon(k)$ – випадковий член, природа якого приблизно така ж, як і в загальній регресії; b, c_i, $i = 1,..., p$ – коефіцієнти регресії, які необхідно оцінити на основі часового ряду $\{e(k)\}$, сформованого із залишків, визначених з допомогою (1) або (2).

З допомогою моделі (3) тестуються наступні гіпотези

$H_0 : \hat{b} = 0$ або часові ряди $x(k)$ і $y(k)$ некоінтегровані, при цьому $e(k) \sim I(1)$.

$H_1 : \hat{b} < 0$ або часові ряди $x(k)$ і $y(k)$ коінтегровані; при цьому $e(k) \sim I(0)$.

Нульова гіпотеза H_0 відхиляється, якщо оцінка $\hat{b} < 0$, а обрахована τ-статистика МакКіннона більша за модулем від абсолютної величини критичного значення цієї статистики на обраному рівному значенні α. Якщо нуль-гіпотеза не приймається, то часові ряди коінтегровані, тобто $e(k) \sim I(0)$.

Для коінтегрованих змінних $x(k)$ і $y(k)$ може бути побудова модель корекції помилки, яка об'єднує динаміку змінних на коротких проміжках часу з довгостроковим рівноважним зв'язком:

$$\Delta x(k) = a_{10} + \sum_{i=1}^{p} b_{1i}\, \Delta x(k-i) + \sum_{i=1}^{p} c_{1i}\, \Delta y(k-i) + \lambda_1 e(k-1) + \varepsilon_1(k), \qquad (4)$$

$$\Delta y(k) = a_{20} + \sum_{i=1}^{p} b_{2i}\,\Delta y(k-i) + \sum_{i=1}^{p} c_{2i}\,\Delta x(k-i) + \lambda_2 e(k-1) + \varepsilon_2(k)\,. \qquad (5)$$

Коефіцієнти λ_1, λ_2 в наведених рівняннях називаються швидкістю пристосування чи корекцією. Вони показують, на скільки процентів відхилення від рівноваги коректуються в поточний момент часу і, відповідно, залишкові помилки $(1+\lambda_1)\times 100\%$ і $(1+\lambda_2)\times 100\%$ (при $\lambda_1 < 0,\ \lambda_2 < 0$) коректуються в інших періодах. Необхідними умовами забезпечення динамічної стійкості моделей (4) і (5) є наступні: $-1 \le \lambda_1 \le 0,\ \ -1 \le \lambda_2 \le 0$.

Модель (4), (5) завжди коректна, оскільки попередні етапи її побудови забезпечують виконання стаціонарності її змінних, тобто

$$\Delta x(k) \sim I(0),\ \Delta y(k) \sim I(0),\ e_x(k-1) \sim I(0),\ e_y(k-1) \sim I(0),$$
$$\varepsilon_1(k) \sim I(0),\ \varepsilon_2(k) \sim I(0).$$

Оскільки процес оцінювання параметрів рівняння – це випадковий процес, то для підвищення надійності правильного вибору моделі необхідно використовувати, за можливістю, більше статистичних параметрів, які характеризують адекватність моделі.

Із врахуванням викладених теоретичних положень для побудови коінтеграційної моделі інвестиційного процесу розглянемо часові ряди ВВП та інвестицій. За основу були взяті квартальні дані ВВП та інвестицій за період з І кварталу 1995 р. до IV кварталу 2007 р. Аналіз десезованих часових рядів проводився за допомогою економетричної програми Eviews 4.0. В коінтеграційному аналізі достатньо часто використовуються короткі часові ряди. Тут лише зазначимо, що вони можуть бути цілком інформативними, якщо на досліджуваному часовому інтервалі має місце значна варіація змінних. Більше того, дані часові ряди за своїм інформаційним змістом можуть мати перевагу над більш довгими рядами, де зміни змінних відносно невеликі. Власне така ситуація характерна для країн з перехідною економікою в цілому і України, зокрема; часові ряди тут взагалі короткі, але інформаційний зміст кожного спостереження відносно значний [4].

В результаті перевірки ВВП та інвестицій на стаціонарність з допомогою розширеного тесту Дікі-Фуллера встановлено, що перші різниці їх є стаціонарними I(0), тобто часові ряди в рівнях є інтегрованими одного і того ж першого порядку I(1).

Наступним кроком є встановлення наявності коінтеграційного зв’язку між ВВП та інвестиціями за допомогою тесту Інгла-Грейнджера. В результаті лінійної регресії десезованого ВВП на інвестиції та десезованих інвестицій на ВВП утворилися залишки r1 та r2, які є стаціонарними, що свідчить про те, що між ВВП та інвестиціями існує коінтеграційний зв'язок.

GRS = 6549.248816 + 3.129242192*IRS + R1 (6)
R1 = GRS - 6549.248816 - 3.129242192*IRS

IRS = -1894.157528 + 0.3103684132*GRS + R2 (7)
R2 = IRS + 1894.157528 - 0.3103684132*GRS

Окрім того, тест Йохансона також показав, що реальний ВВП та інвестиції коінтегровані, тобто можливі тимчасові відхилення від певного тренду, але ці змінні в довгостроковій перспективі мають сталий зв'язок, тобто спільний тренд.

Розмірність коінтеграційного простору визначаємо з допомогою тестової статистики співвідношення правдоподібності (відомого як LR-співвідношення) для виявлення максимального власного значення (λmax) та сліду (λtrace). В результаті було встановлено, що існує один коінтеграційний вектор на 1 %-му та 5 %-му рівнях значимості. Результати представлені в таблиці 1.

Таблиця 1. Результати тесту Йохансона для часових рядів ВВП та інвестицій

Date: 02/02/09 Time: 14:48					
Sample(adjusted): 1995:3 2007:4					
Included observations: 50 after adjusting endpoints					
Trend assumption: Linear deterministic trend					
Series: GRSL IRSL					
Lags interval (in first differences): 1 to 1					
Unrestricted Cointegration Rank Test					
Hypothesized		Trace	5 Percent	1 Percent	
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value	
None **	0.408135	27.90685	15.41	20.04	
At most 1	0.033099	1.682968	3.76	6.65	
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level					
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels					
Hypothesized		Max-Eigen	5 Percent	1 Percent	
No. Of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Critical Value	
None **	0.408135	26.22388	14.07	18.63	
At most 1	0.033099	1.682968	3.76	6.65	
*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5% (1%) level					
Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels					

При наявності явища коінтеграції можна побудувати модель корекції помилки.

Оцінка моделі корекції помилки ECM для ВВП методом найменших квадратів дала такі результати:

DGRS = 337.007254 - 0.1129476525*R1(-1) - 0.259407733*DGRS(-1) + 1.717498496*DIRS(-1). (8)

Оцінка моделі корекції помилки ECM для інвестицій методом найменших квадратів дала такі результати:

DIRS = 85.16356466 - 0.3290355427*R2(-1) + 0.00750874347*DGRS(-1) + 0.3492647855*DIRS(-1). (9)

З оцінених коефіцієнтів регресії можна зробити висновок, що приблизно 11,3 % відхилення від довгострокового тренду ВВП елімінується протягом першого періоду. Відповідно приблизно 32,9 % відхилення від довгострокового тренду інвестицій елімінується протягом першого періоду. Це доволі високі показники, які свідчать про значну швидкість повернення до рівноважного тренду як ВВП, так і інвестицій.

Одним з базових підходів до аналізу причинно-наслідкових зв'язків є тест Грейнджера на каузальність. Його суть полягає в наступному: змінна X є каузальною по відношенню до змінної Y, якщо при інших рівних умовах значення Y можуть бути краще передбачені при використанні минулих значень X, ніж без них. В таблиці 2 подано результати тесту Грейнджера для виявлення взаємозв'язків між ВВП та інвестиціями: значення F-статистики і відповідна величина ймовірності p. Для відхилення нульової гіпотези на 5-му % рівні значимості необхідно, щоб p-значення було меншим від 0.05.

Таблиця 2. Результати тесту Грейнджера на каузальність

Pairwise Granger Causality Tests			
Date: 02/02/09 Time: 14:52			
Sample: 1995:1 2007:4			
Lags: 2			
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
IRSL does not Granger Cause GRSL	50	1.84308	0.17008
GRSL does not Granger Cause IRSL		12.0803	6.3E-05

За результатом тесту Грейнджера, можна відкинути нульову гіпотезу, що ВВП не є причиною інвестицій. Фактично, ВВП спричиняє зміни інвестицій. Це підтверджується і F-статистикою, оскільки її значення - 12.0803 значно перевищує її критичне значення для 2 змінних і 48 ступенів свободи – 3.19.

Отже, проведений аналіз ВВП та інвестицій України показав ефективність і можливість застосування моделей корекції помилок у емпіричних дослідженнях. Використання цих моделей при формуванні макроекономічних показників дозволить істотно підвищити точність розрахунків ВВП та інвестицій. Такі моделі досить прості, але, водночас, стійкі з дуже непоганими характеристиками, які дають змогу коректно підійти до проблеми моделювання економічних процесів.

Література:

1. Granger C.W.I., Newbold P Spurious Regressions in Econometrics. – 21 (1974). – P.111-120
2. Time Series analysis of error-correction models, in S. Karlin, T. Amemiya, and L.A.Godman (eds), Studies in Econometrics, Time Series and Multivariate Statistics, in Honor of T.W.Anderson.-Academic Press, San Diego. – P.-253-278
3. Петровська О.С. Сучасна модель економічного розвитку національної економіки// "Економічна теорія", 2008., ст. 30-40.
4. Пелипась И. Спрос на деньги и инфляция в Беларуси, Эковест, 1, 1, 2001, ст. 6-63.
5. Лук'яненко І. Г., Городниченко Ю. О. Прогнозування податкових надходжень за допомогою моделей// "Фінанси України", 07, 2001. ст. 89-98.