



УДК: 330.33

**Вдовиченко А. М.**, канд. екон. наук  
Науково-дослідний інститут фінансового права

## ЦИКЛІЧНІСТЬ ФІСКАЛЬНОЇ ТА МОНЕТАРНОЇ ПОЛІТИКИ В УКРАЇНІ

*Поставлено за мету проаналізувати параметри циклічності фіскальної та монетарної політики в Україні. Вказується на високу ймовірність наявності стохастичного тренду у ВВП України. Як наслідок, у статті проводиться виділення циклічних коливань ВВП України не через використання детерміністичного тренду (лінійного чи поліноміального), а із застосуванням фільтра Ходріка-Прескотта. За допомогою економетричних методів розраховано коефіцієнти кореляції між виділеною циклічною компонентою ВВП України та різними інструментами фіскальної і монетарної політики. В результаті проведеного аналізу виявлено, що фіскальна політика в Україні є ациклічною, монетарна політика має гетерогенний характер циклічності<sup>1</sup>.*

*Ключові слова: тренд, одиничний корінь, стаціонарний процес, авторегресія, перманентні та транзитивні шоки, економічний цикл, циклічність політики, дискреційна фіскальна та монетарна політика.*

Коректна реакція фінансової політики уряду на цикли економічної динаміки є чи не найголовнішою проблемою макроекономічної теорії. Ця проблема досить складна для вирішення, оскільки уряд постає перед вибором конкретних інструментів фіскальної та монетарної політики, різні ринки мають особливі характеристики, що безпосередньо впливають на ефективність урядових дій (жорсткість цін, мобільність капіталу тощо), мала відкрита економіка функціонує в умовах жорстких зовнішніх обмежень, поведінкова реакція домогосподарств не є чітко детермінованою. Варіативність інструментів, умов та результатів ведення фінансової політики призвели до формування низки теоретичних концепцій, які обґрунтовують дві популярні тези: стимулювання сукупного попиту через фіскальну та монетарну політику є нейтральними (класицизм), і тому уряду необхідно діяти через інші важелі; фіскальна і монетарна політика можуть бути ефективними контрциклічними заходами за певних умов (неокейнсіанство). Макроекономічна теорія намагається дати відповідь на запитання, якою є реакція фінансової політики уряду на циклічні коливання економіки, якими є ефекти від дискреційної політики уряду, якою повинна бути реакція уряду за тих чи інших умов. Таким чином, комплексний аналіз коректної реакції дискреційної фіскальної та монетарної політики та їхніх реальних ефектів, на нашу думку, має починатись із визначення існуючих характеристик політики відносно економічної динаміки. Саме тому метою цього дослідження є визначення характеристик циклічності дискреційних заходів фіскальної та монетарної політики в Україні. Предмет дослідження – формування фінансової політики держави в умовах циклічних коливань економіки.

<sup>1</sup> Публікацію підготовлено за виконання проекту No 11-5551, реалізованого за підтримки Консорціуму економічних досліджень і освіти на кошти GDN.

### Підходи до визначення виду циклічності економічних змінних

Перед викладенням основного матеріалу одразу визначимо категорії циклічності для усунення подальших непорозумінь, оскільки в українській економічній літературі виникає плутанина щодо розуміння циклічності економічного процесу. Так, у [1, с. 237] термін "ациклічність" застосовується до процесів, які насправді є про- або контрциклічними<sup>2</sup>. Спробуємо внести деяку ясність в це питання. З погляду теорії бізнес-циклів економічний процес є: проциклічним – якщо він позитивно корелює з динамікою економічних циклів (коли цикл має висхідну динаміку, збільшуються значення проциклічної змінної); ациклічним – якщо він не корелює з динамікою економічних циклів; контрциклічним – якщо він негативно корелює з динамікою економічних циклів. Таке розмежування варіантів циклічності є загальноприйнятим [2], однак дещо механічним – критерієм виступає кореляція. З точки зору рішень економічної політики проциклічні дискреційні рішення стимулюють фази економічного циклу – у разі піднесення стимулюють економічну активність, у разі спаду охолоджують економіку. Проциклічна економічна політика збільшує амплітуду коливань бізнес-циклу. Ациклічна економічна політика не має впливу на параметри циклу. Контрциклічна політика охолоджує економіку у разі тенденцій до перегріву та стимулює у фазі спаду. Визначення характеристик циклічності з погляду теорії бізнес-циклів та економічної політики не завжди збігаються. Так, якщо державні видатки збільшуються у фазі зростання бізнес-циклу, а у фазі падіння знижуються (позитивна кореляція), то ми маємо приклад проциклічної політики за обома підходами. Якщо ж, для прикладу, взяти облікову ставку центробанку, то її підвищення під час економічного піднесення та зниження під час спаду (позитивна кореляція) формально буде вважатись проциклічною поведінкою, але з точки зору монетарної політики ми маємо справу з контрциклічними заходами. В нашому дослідженні ми розглядаємо циклічність у контексті економічної політики держави.

Характеристика циклічності економічних змінних або політичних рішень нерозривно пов'язана з концепцією бізнес-циклу, оскільки саме відносно нього розраховуються параметри циклічності. Спрощена ідея дослідження циклічності полягає в тому, щоб виділити із загальної економічної динаміки цикли і проаналізувати їхній динамічний зв'язок із процесами, що досліджуються. Таким чином, проблема коректного виділення циклічної компоненти економічного розвитку є центральною в подібних дослідженнях. Крім того, ця проблема була і залишається однією з найважливіших в економічній теорії, про що свідчить широкий перелік Нобелівських лауреатів, які здійснили вагомий внесок у розроблення проблеми (Фінн Кідланд та Едвард Прескотт, Роберт Інгл та Клайв Гренжер, Крістофер Сімс та Томас Сарджент).

Для виділення циклів економічного процесу найпершим запитанням, що потребує відповіді, є характеристики тренду динамічного процесу. Основна дискусія в економіці ведеться відносно того, стохастичним чи детерміністичним

---

<sup>2</sup> Насправді автор вважає роботу В. В. Зимовця цікавим, корисним та професійним дослідженням, особливо в плані різноманіття викладених ідей і опрацьованої літератури. Однак деякі моменти цієї роботи можуть внести непорозуміння у подальше розроблення тематики.



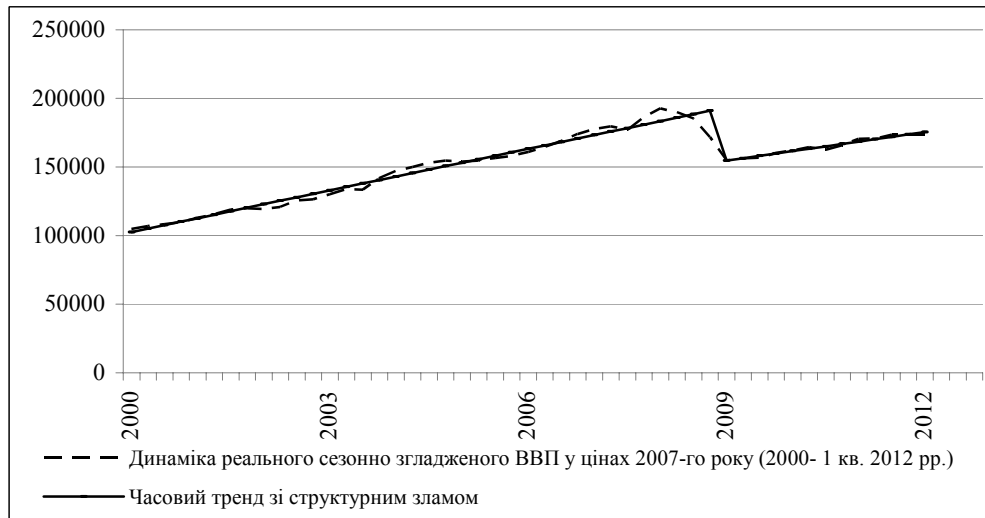
є тренд у ВВП. Питанням ідентифікації часового ряду (TS – тренд-стаціонарний процес із детерміністичним трендом, DS – різнично-стаціонарний процес зі стохастичним трендом) присвячено численні академічні праці з початку 70-х років минулого століття. Ідентифікація динамічного процесу не тільки дозволяє виносити судження про методи подальшої роботи з даними, але і має глибокі теоретичні наслідки. Якщо економічний процес належить до класу TS, тоді шоки, що періодично виникають, мають тимчасову природу, не змінюють довгострокову траєкторію розвитку процесу, сам процес постійно повертається до певної фундаментальної форми (тренду). Якщо економічний процес належить до класу DS, тоді шоки, що періодично виникають, мають перманентну природу, змінюють довгострокову траєкторію розвитку процесу, сам процес не повертається до певних середніх темпів зміни. Не зупиняючись детально на технічних моментах через величезні обсяги накопиченої інформації, наведемо основні роботи з цієї теми [3–10] і перейдемо безпосередньо до емпіричної частини.

#### Скільки випадкового блукання у ВВП України?

Назва цього підрозділу співзвучна зі статтею Джона Кохрейна 1988 р. [11], в якій він на основі запропонованого показника стійкості (*persistence*) часового ряду показав, що на стохастичну складову припадає близько 30% всієї варіації випуску. Ми спробуємо ідентифікувати тип тренда, який міститься у вітчизняному ВВП, застосувавши тести на одиничний корінь. На рис. 1 зображено графік сезонно згладженого ВВП у цінах 2007 р., дані мають поквартальну дискретність. Візуальна інспекція даних і розуміння того, що відбувалось у світовій та вітчизняній економіці протягом 2008–2009 рр. свідчить про те, що часовий ряд містить структурний злам. З огляду на дискусію, котру розпочав П'єр Перрон у 1989 р. [12], тести на одиничний корінь майже завжди відкидатимуть гіпотезу про стаціонарність ряду, якщо в ньому міститься структурний злам. Причини тут дві. По-перше, якщо дослідник уявно проведе лінійний тренд, то побачить, що і локальне середнє значення ряду навколо точки зламу, і варіація значно відрізняються від тих значень, що є на інших відрізках. По-друге, роль відіграє і економічне розуміння тесту, вище ми говорилося про особливості зв'язку тренда і економічної динаміки в моделях із детерміністичним і стохастичним трендом. Структурний злам є великим шоком і тому малоймовірно, що він не впливає на траєкторію тренда, на відміну від дрібних тимчасових шоків. Якщо великий шок має вплив на тренд, то тренд стохастичний, циклічна компонента буде довго повертатись до рівноважного стану і відповідні статистичні тести ідентифікують наявність одиничного кореня.

У своїй статті Перрон пропонує три модифікації розширеного тесту Діккі – Фуллера (ADF) для часових рядів з одним відомим структурним зломом. Зазначені модифікації містять часові ряди, які змінились лише в рівнях після зламу, які змінили кут нахилу тренда, які змінили кут нахилу та рівні. Як показано на рис. 1, для нашого випадку більше підходить модель, де змінюються як рівень часового ряду, так і кут нахилу тренда. Результати регресії представлено в табл. 1, коефіцієнт при змінній  $DTt$  вказує на різницю в куті нахилу лінійного тренда до та після кризи.

Застосовуючи модифіковану форму ADF-тесту, запроповану Перроном для процесів, подібних до динаміки українського ВВП, ми отримали такі результати (табл. 2).



**Рис. 1. Динаміка реального сезонно згладженого ВВП у цінах 2007 р., млн грн (2000 – 1 кв. 2012 рр.)**

Джерело: побудовано автором за даними НБУ.

Таблиця 1

**Регресія ВВП України на час з урахуванням структурного зламу**

Змінна	Коефіцієнт	Ст. похибка	t-статистика	p-значення
Константа	100097	1406,83	71,1508	<0,00001
Час	2525,43	66,3064	38,0873	<0,00001
DTt*	-790,725	313,442	-2,5227	0,01525
DUt	-9631,99	13297,4	-0,7244	0,47260
<b>Тестова статистика</b>				
Meandependentvar	151656,9	S.D. dependentvar		24694,67
Sumsquaredresid	7,69e+08	S.E. of regression		4132,865
R-squared	0,973742	Adjusted R-squared		0,971991
F(3, 45)	556,2471	P-value(F)		1,46e-35
Log-likelihood	-475,4512	Akaikecriterion		958,9024
Schwarzcriterion	966,4697	Hannan – Quinn		961,7734
LM for autocorrelation	2,4156 (p=0,065)	Durbin – Watson		1,229836

Примітка: \* –  $DU_t=DT_t=0$ , якщо  $t \leq 4$  кв. 2008 та  $DU_t=1, DT_t=t$ , якщо  $t > 4$  кв. 2008.

Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.

Використовуючи критичні значення, наведені в [12], ми не можемо відхилити гіпотезу про наявність одиничного кореня на 10% рівні значущості. Тобто цей тест свідчить, що ймовірність присутності стохастичного, а не детермінованого тренда в часовому ряді ВВП, з урахуванням структурного зламу, перевищує 10%. Таким чином, теза про те, що ВВП в Україні містить лінійний детерміністичний тренд, навколо якого коливаються стаціонарні цикли, є досить сумнівною. Щоправда, потрібно зазначити, що передбачаючи лінійний тренд у ВВП до IV кв. 2008 р., дослідники



не були далекими від істини. Проведені нами тести на одиничний корінь (ADF-GLS та KPSS<sup>3</sup>) ідентифікували цей часовий ряд як TS-процес.

Таблиця 2

**ADF-тест для часових рядів з одним структурним зломом зі зміною рівня та кута нахилу ряду**

Змінна	Коефіцієнт	Ст. похибка	t-статистика	p-значення
Константа	31591,3	18764,4	1,6836	0,10005
Час	704,089	523,68	1,3445	0,18636
DTt	-467,384	366,87	-1,2740	0,21002
DUt	8949,81	13294,3	0,6732	0,50469
ΔDUt	-9934,87	5973,25	-1,6632	0,10408
ΔGDPT-1	0,342212	0,15449	2,2151	0,03251
GDPt-1	0,69981	0,196798	3,5560	0,00099
Тестова статистика				
Meandependentvar	153600,5	S.D. dependentvar	23275,26	
Sumsquaredresid	4,57e+08	S.E. of regression	3378,393	
R-squared	0,981680	Adjusted R-squared	0,978932	
F(6, 40)	357,2278	P-value(F)	4,05e-33	
Log-likelihood	-444,7826	Akaikecriterion	903,5652	
Schwarzcriterion	916,5163	Hannan – Quinn	908,4388	
LM for autocorrelation	2,12328(p=0,1)	Durbin – Watson	1,860019	

Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.

Головний висновок – динаміка реального ВВП в Україні була стаціонарною навколо лінійного тренда впродовж порівняно нетривалого періоду часу, в цей період економіка переживала тимчасові шоки, які не впливали на довгострокову траєкторію розвитку економіки. Однак у певний момент стався значний шок, який явно змінив форму тренда, і нині динаміка ВВП не може розглядатись як така, що містить детерміністичну лінійну складову. Не може використовуватись і кусково-лінійний тренд, який відображено на рис. 1, для надання більшої гнучкості моделі в розпізнаванні структурних зрушень. Недоліком є те, що точки структурних зрушень вважаються заздалегідь відомими і середньоквадратичні похибки прогнозу не враховують можливість майбутніх структурних зрушень. Більш виправданим у цьому випадку є використання моделі зі стохастичним трендом, вона буде плавно підлаштовуватись під зрушення, коли б воно не відбулось, і середньоквадратичні похибки прогнозу враховуватимуть можливість подібних зрушень у майбутньому.

<sup>3</sup> Усі тести на одиничний корінь мають досить серйозні недоліки і часом низьку потужність. ADF-GLS було обрано завдяки тому, що він здебільшого демонструє порівняно вищу потужність. KPSS було обрано для тестування двосторонньої гіпотези: нульова гіпотеза у ADF-GLS – ряд містить одиничний корінь, але її відхилення не доводить, що він стаціонарний; нульова гіпотеза у KPSS – ряд стаціонарний, але її відхилення не доводить, що він містить одиничний корінь. Тестування об'єднаної гіпотези потребує відповідної статистики, яка виводиться в деяких дослідженнях [13], однак ми її тут не використовуємо для спрощення аналізу. Результати тестів не наводяться через регламентований обсяг статті, але можуть бути надані на вимогу.

### Виділення циклів української економіки

Теоретичні та емпіричні аргументи свідчать про те, що лінійний детерміністичний тренд не є реалістичним представленням довгострокової траєкторії розвитку економіки. Раціональним кроком видається застосування певного фільтра для виділення циклічної та трендової компоненти. Концепція тренду та циклу в економічній динаміці сильно пов'язані з поняттям розриву випуску (*outputgap*), який зазвичай визначається як різниця між логарифмом реального ВВП та потенційним ВВП і вказує на дисбаланси, що існують в реальній економіці. Проте у визначення розриву випуску можуть бути дуже різноманітні специфікації, що залежать від цілей дослідження. З монетаристського погляду найбільш поширеним було формулювання Ойкена [14], який визначив потенційний ВВП як максимальний випуск, що може здійснювати економіка за умови повної зайнятості. Повна зайнятість розуміється як максимальна кількість зайнятого населення, що не спричиняє інфляційний тиск. Не існує загальноприйнятої методики оцінки розриву випуску. Частина методів базується на використанні виробничої функції, інші – на побудові одно- та багатовимірних моделей часових рядів, що проводять декомпозицію ряду на тренд та цикл і трактують потенційний ВВП як певне довгострокове трендове значення [15]. Досліднику потрібно постійно пам'ятати, що жоден з методів декомпозиції економічних часових рядів не є цілком коректним, натомість методи лише апроксимують реальну економічну динаміку і часто продукують різні цикли.

Стисле і доступне обговорення теми застосування різних фільтрів міститься в [16–19], тому на цьому питанні ми не зупинятимемося. Для декомпозиції часового ряду ВВП ми застосували звичайний фільтр Ходріка – Прескотта (Н–Р). Цей фільтр має як ряд переваг, завдяки яким широко використовується, так і ряд недоліків, за які часто і жорстко критикується [20–22]. Головним недоліком є те, що цей алгоритм не містить процесу, що генерує дані (*datageneratingprocess*): це означає, що тренд виділяється не на основі зміни фундаментальних економічних показників, а на базі спостережних даних і теоретичних уявлень статистиків про форму тренду. Однак, як свідчать емпіричні дослідження, Н–Р є фільтром, який найбільш вдало ідентифікує бізнес-цикли порівняно з іншими [23]. Так, його результати є близькими до циклів NBER [16]. Н–Р-фільтра може надаватися перевага завдяки двом обставинам: він є гнучким інструментом, що відповідає завданням емпіричних досліджень; він є оптимальним фільтром для виділення стохастичного тренду, який плавно рухається і є незалежним від циклічної компоненти. Щоправда, проблемою тут є невизначеність кінцевих точок тренду, що продукує фільтр.

Циклічну та трендову компоненти ВВП, отримані через застосування Н–Р-фільтра наведено на рис. 2.

Зважаючи на отримані результати, можна визначити поворотні точки для економічного циклу в Україні. Для їхнього визначення ми керувались таким правилом: пік припадає на точки, які відповідають умові  $p_{t-1} < p_t > p_{t+1} > p_{t+2}$ ; дно позначається точками, що відповідають умові  $p_{t-1} > p_t < p_{t+1} < p_{t+2}$ . Пікові точки таким чином перебувають у III кв. 2001 р., III кв. 2004 р., I кв. 2008 р. Дно – III кв. 2003 р., IV кв. 2005 р., I кв. 2009 р. Економіка України нині перебуває у фазі циклічного зростання і де буде наступна поворотна точка, достеменно невідомо. Найбільшу амплітуду коливань цикл продемонстрував перед економічної кризою, коли економіка була перегрітою, і в ході рецесії 2009 р.

Отриманий часовий ряд циклічної компоненти ВВП є стаціонарним навколо константи, що близька до нуля (табл. 3).

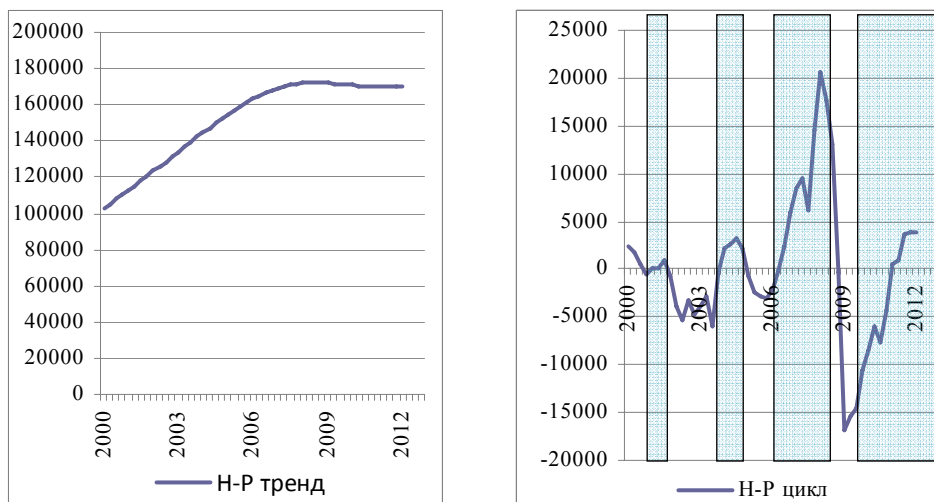


Рис. 2. Трендова та циклічна компоненти ВВП України (Н-Р-фільтр)

Примітка: затемнені області позначають фази зростання в циклічній компоненті.  
Джерело: розраховано та побудовано автором на основі даних НБУ.

Таблиця 3

Тести на стаціонарність циклічної компоненти реального ВВП України

Назва тесту	ADF-GLS* (H0: $\rho=1$ )		KPSS (H0: $\rho \neq 1$ )	
	t-статистика тесту	Імовірність H0	LM-статистика тесту	Імовірність H0
Включено тренд і константу	-3,316	$p \approx 0,05$	0,077	$p > 0,1$
Включено константу	-3,267	$p < 0,01$	0,07	$p > 0,1$

Примітка: \*кількість лагів в регресії для проведення тесту підбиралась таким чином, щоб прибрати автокореляцію залишків. Якщо  $\rho=1$ , то часовий ряд містить одиничний корінь і є не-стаціонарним.

Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.

Індикатори фіскальної та монетарної політики

Для оцінки параметрів циклічності фіскальної та монетарної політики необхідно оцінити кореляцію між дискреційними заходами уряду та НБУ у цій сфері та циклами економічної динаміки, які ми виділили. На перший погляд здається, що проблеми повинні виникнути з ідентифікацією інструментів монетарної політики, оскільки вони досить різноманітні. Фіскальні інструменти легко визначити, оскільки уряд діє через доходи та видатки бюджету. Насправді ситуація децю інша. Різноманіття інструментів монетарної політики децю ускладнює задачу дослідження їх циклічності, однак динаміку більшості з них ми можемо спостерігати і, найголовніше, вони є дискреційними політичними заходами, тобто центральний банк цілеспрямовано оперує ними для досягнення певних цілей. З дефіцитом бюджету ситуація складніша. Ми бачимо дві проблеми. По-перше, той дефіцит бюджету, що ми спостерігаємо, не є інструментом дискреційної фіскальної політики, оскільки його флуктації часто спричинені не діями уряду, а впливом загальноекономічних коливань, тому необхідно виділяти автоматичну реакцію бюджетних надходжень і видатків на економічну динаміку та зміни у фіскальному балансі, що викликані рішеннями уряду. По-друге, часто має значення не тільки величина доходів та ви-



датків бюджету, а й їхній склад, оскільки різні податки мають різні перерозподільні ефекти, структура бюджетних видатків визначає принцип дії бюджетних стимулів – стимулювання агрегованого попиту чи пропозиції тощо.

У межах того підходу, що ми використовуємо, можна вирішити першу проблему. Для цього ми побудували VAR-модель для двох змінних – реальний ВВП у цінах 2007 р., скоригований на сезонність, та первинний дефіцит бюджету (*primary deficit*) України у цінах 2007 р., скоригований на сезонність<sup>4</sup>. Первинний дефіцит розраховувався нами як дефіцит зведеного бюджету за мінусом видатків на обслуговування державного боргу. Кількість лагів у моделі встановлювалась таким чином, щоб прибрати автокореляцію із залишків. Залишки, сформовані внаслідок моделювання, мають відображати заходи дискреційної фіскальної політики уряду, надалі називатимемо цей показник *дискреційним бюджетним дефіцитом*. Друга проблема із зазначених вище залишиться в цій статті не вирішеною, що є певним недоліком, але й відкриває перспективи для подальшого аналізу.

До інструментів монетарної політики було віднесено сальдо інтервенцій НБУ на валютному ринку, облікову ставку НБУ, середньозважену ставку за всіма інструментами НБУ, ставки за кредитами овернайт, чисте вливання ліквідності НБУ у цінах 2007 р. Чисте вливання ліквідності розраховувалось нами як сума мобілізаційних операцій НБУ, обсягів рефінансування, сальдо операцій з ОВДП на вторинному ринку, де від'ємні значення означають заходи, спрямовані на зниження ліквідності, позитивні – на підвищення. Ще одним показником, який бажано було би включити до аналізу, є обсяг обов'язкових резервів під пасивні операції, однак НБУ надає такі дані лише з 2007 р., що не дозволяє сформулювати достатньо довгі часові ряди даних і порівнювати результати аналізу з іншими часовими рядами. Показники ставок обов'язкового резервування є у відкритому доступі, однак формат цих даних вимагає іншої методики аналізу, ніж та, що використовується в цій статті. Цю тему буде продовжено у наступних публікаціях.

Часові ряди ВВП та дискреційного бюджетного дефіциту містять поквартальні дані з 2000 р. по I квартал 2012 р., дані щодо монетарних інструментів починаються з 2001 р., окрім сальдо інтервенцій НБУ, де часовий ряд починається з 2002 р.

#### **Оцінка циклічності фіскальної та монетарної політики в Україні**

Перед тим, як побудувати кореляційну матрицю інструментів фіскальної та монетарної політики в Україні та циклічної компоненти ВВП, ми перевірили на стаціонарність дані щодо всіх зазначених інструментів. Мотивацією для цього слугувало те, що циклічна компонента ВВП є стаціонарним процесом, як було показано вище. Присутність стохастичного чи детерміністичного тренда в змінних, що позначають заходи макроекономічного регулювання, буде "розмивати" зв'язок саме з циклом економічної динаміки, оскільки коефіцієнт кореляції передбачатиме наявність довгострокових тенденцій в обох змінних. Насправді у часовому ряді ВВП довгострокова траєкторія руху була видалена. За результатами проведення тестів на стаціонарність даних та наявність лінійних трендів

<sup>4</sup> Для оцінки заходів дискреційної фіскальної політики також може застосовуватись циклічно скоригований бюджетний дефіцит, але ми вбачаємо у застосуванні цього показника численні методичні проблеми. Більш детальне обговорення питання представлено у статті О.Бланшара [24], запропонований тут підхід близький до положень, викладених у наведеній роботі.





у часових рядах можна зробити такі висновки (табл. 4): усі ставки відсотка містять стохастичний тренд, тому ми взяли перші різниці для трансформації їх у стаціонарну форму; чистий підсумок вливання ліквідності та сальдо інтервенцій НБУ на валютному ринку є стаціонарними навколо константи, близької до нуля.

Таблиця 4

**Тести на стаціонарність інструментів фіскальної та монетарної політики в Україні**

Назва тесту	ADF-GLS (H0: $\rho=1$ )		KPSS (H0: $\rho \neq 1$ )	
	t-статистика тесту	Імовірність H0	LM-статистика тесту	Імовірність H0
Інструмент політики	Облікова ставка			
Включено тренд і константу	-2.01	$p > 0,1$	0,176	$p < 0,05$
Включено константу	-1.007	$p > 0,1$	0.44	$p < 0,05$
Інструмент політики	Середньозважена ставка за всіма інструментами			
Включено тренд і константу	-1.43	$p > 0,1$	0.13	$p \approx 0,06$
Включено константу	-0.54	$p > 0,1$	0.388	$p \approx 0,08$
Інструмент політики	Ставка за кредитами овернайт			
Включено тренд і константу	-1.46	$p > 0,1$	0.166	$p < 0,05$
Включено константу	-0.61	$p > 0,1$	0.33	$p \approx 0,09$
Інструмент політики	Сальдо інтервенцій НБУ на валютному ринку			
Включено тренд і константу	-5.04	$p < 0,01$	0.079	$p > 0,1$
Включено константу	-4.65	$p < 0,01$	0.308	$p > 0,1$
Інструмент політики	Чистий підсумок вливання ліквідності			
Включено тренд і константу	-4.79	$p < 0,01$	0.05	$p > 0,1$
Включено константу	-4.59	$p < 0,01$	0.22	$p > 0,1$
Інструмент політики	Дискреційний бюджетний дефіцит			
Включено тренд і константу	-7.06	$p < 0,01$	0.068	$p > 0,1$
Включено константу	-6.98	$p < 0,01$	0.15	$p > 0,1$

Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.

Маючи весь набір даних у стаціонарній формі, ми побудували кореляційні матриці, що відображають зв'язок між циклом економіки та досліджуваними змінними. Передбачаючи, що фіскальна та монетарна політика можуть реагувати на фазу циклу ВВП з деяким запізненням, циклічність відносно ВВП відображено з припущенням лагів до 4 кварталів (табл. 5).

Для того, щоб виявити, як співвідноситься динаміка інструментів фіскальної та монетарної політики, ми також побудували кореляційну матрицю між дискреційним бюджетним дефіцитом та відповідними змінними, що характеризують монетарну політику. При цьому передбачалось, що як інструменти фіскальної політики можуть реагувати на зміни в монетарній політиці протягом 3 кварталів, так і навпаки (табл. 6).

Аналіз отриманих коефіцієнтів свідчить про те, що ставки, якими оперує НБУ, є контрциклічним інструментом, що узгоджується з результатами, отриманими раніше [18]. Ставки відсотка є відповіддю НБУ на інфляційні збурення, що викликають циклічні коливання ВВП. Натомість інтервенції НБУ виступають проциклічним заходом – зростання циклічної компоненти ВВП супроводжується купівлею валюти НБУ і, відповідно, емісією гривні.

Таким чином відбувається стерилізація впливу різних інструментів монетарної політики в Україні. Національний банк охолоджує економіку через один механізм і впливає ліквідність через інший, кінцевий ефект визначається різницею в рівні дієвості різних інструментів. Через чотири квартали інтервенції НБУ набувають контрциклічного характеру, що може бути викликане запізнілою реакцією



на перегрів економіки, заходами щодо задоволення попиту на іноземну валюту внаслідок екзогенних шоків, потребою у відновленні балансу на валютному ринку. Вливання ліквідності Національним банком є проциклічними заходами монетарної політики, що починають діяти з лагом у 2 квартали для підтримки позитивної динаміки ВВП. На відміну від монетарних інструментів, дискреційний дефіцит бюджету як інструмент фіскальної політики є ациклічним, ми не виявили статистично значимого зв'язку з циклічними коливаннями ВВП. Показовим є той факт, що різні характеристики циклічності демонструють не тільки фіскальна та монетарна політика, але й різні інструменти в межах монетарної політики. Ми також не виявили певного систематичного зв'язку між заходами фіскальної та монетарної політики в Україні (табл. 6).

Таблиця 5

**Коефіцієнти кореляції між циклічною компонентою ВВП та інструментами фіскальної і монетарної політики**

Показник	Облікова ставка	Середньозважена ставка за всіма інструментами	Ставка за кредитами овернайт	Сальдо інтервенцій НБУ	Чистий підсумок вливання ліквідності	Дискреційний бюджетний дефіцит
Цикл ВВП (t)	<b>0.46*</b>	<b>0.33</b>	<b>0.31</b>	<b>0.39</b>	-0.0088	0.26
Цикл ВВП (t-1)	<b>0.547</b>	<b>0.33</b>	<b>0.33</b>	0.16	0.26	0.20
Цикл ВВП (t-2)	<b>0.49</b>	<b>0.30</b>	<b>0.34</b>	-0.054	<b>0.4</b>	0.21
Цикл ВВП (t-3)	<b>0.37</b>	0.27	<b>0.31</b>	-0.29	<b>0.5</b>	0.10
Цикл ВВП (t-4)	0,24	0,18	0,24	<b>-0,36</b>	<b>0,49</b>	0,10

Примітка: \* коефіцієнти, виділені напівжирним шрифтом мають рівень значущості вище 95%.  
Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.

Таблиця 6

**Коефіцієнти кореляції між інструментами фіскальної і монетарної політики**

Показник	Облікова ставка	Середньозважена ставка за всіма інструментами	Ставка за кредитами овернайт	Сальдо інтервенцій НБУ	Чистий підсумок вливання ліквідності
Дискреційний бюджетний дефіцит (t)	0.032	0.005	0.019	0.22	-0.04
Дискреційний бюджетний дефіцит (t-1)	0.08	0.097	0.1	-0.002	0.25
Дискреційний бюджетний дефіцит (t-2)	0.23	0.023	0.09	-0.11	0.24
Дискреційний бюджетний дефіцит (t-3)	0.07	0.063	0.23	0.028	0.21
Дискреційний бюджетний дефіцит (t+1)	-0.037	-0.009	-0.06	-0.17	0.03
Дискреційний бюджетний дефіцит (t+2)	-0.15	0.18	0.11	0.16	-0.15
Дискреційний бюджетний дефіцит (t+3)	-0.13	0.059	-0.05	0.18	-0.12

Джерело: розрахунки автора на основі даних НБУ.



Відповідно до завдання дослідження циклічності ми можемо стверджувати, що фіскальна і монетарна політика не мають пов'язаної між собою динаміки. Неможливо сказати однозначно, куди ж спрямована монетарна політика – на підтримку циклічних коливань, на їхнє гасіння чи на вирішення своїх локальних задач, які лише опосередковано пов'язані з флуктуаціями рівня виробництва, тому що дія інструментів монетарної політики має різновекторний характер. Дуже ймовірним є висновок, що частина інструментів монетарної політики дійсно розглядається НБУ як контрциклічний засіб (ставки НБУ), інші інструменти покликані стерилізувати рестрикційні дії НБУ з певним лагом (вливання ліквідності в банківську систему). Інтервенції на валютному ринку, найімовірніше, проводяться без будь-якого врахування бізнес-циклу, головною метою є підтримка балансу на валютному ринку через зобов'язання утримувати номінальний обмінний курс гривні на фіксованому рівні. Це, як видно з табл. 5, має послаблювати ефективність контрциклічних дій НБУ.

### **Висновки**

Отримані результати свідчать про те, що Національний банк України досить оперативно і активно реагує на зміни економічної динаміки в Україні, однак намагається стерилізувати чистий вплив на економіку через застосування різних інструментів монетарної політики. Подібна тактика НБУ в макроекономічному регулюванні зумовлена зобов'язанням підтримки внутрішньої і зовнішньої стабільності національної валюти, що не дозволяє центробанку планомірно проводити розігрів або охолодження економіки через монетарні інструменти.

В умовах, коли ефективність монетарної політики знижена через обмеження нормативного характеру, навіть за умови макроекономічної активності центробанку на передній план виступає фіскальна політика уряду. На тому часовому горизонті, що нами досліджується, фіскальні органи влади вели ациклічну фінансову політику. Це не означає, що уряд не намагався стимулювати економічну динаміку, це свідчить, що варіація показників дискреційної фіскальної політики не пов'язана з варіацією циклів української економіки. У прийнятті рішень щодо формування фіскальної політики уряд слабо орієнтується на динаміку циклічних коливань економіки. За умов, коли монетарна політика не має великого простору для застосування відповідних інструментів, а фіскальна політика є ациклічною, економіка країни перебуває у стані високої волатильності випуску, що генерує значні ризики для фінансової системи країни та рівня життя населення.

Емпіричний аналіз дозволяє сформулювати пропозиції щодо подальшої трансформації монетарної та фіскальної політики в Україні з метою виконання ними функцій макроекономічного регулювання. Для забезпечення цієї функції у короткостроковому періоді можливі два сценарії змін.

По-перше, центральний банк визначається з пріоритетами щодо цінової стабільності (зовнішня чи внутрішня) і тоді застосування монетарних інструментів втрачає стерилізаційний характер, обмеження на застосування цих інструментів знижуються, а їхні ефекти стають більш відчутними. При цьому фіскальна політика зберігає ациклічний характер.

По-друге, центральний банк намагається контролювати внутрішню інфляцію та номінальний обмінний курс, однак уряд проводить значні зміни у веденні фіскальної політики: формування структури бюджету проводиться не з огляду соціально-політичних міркувань, а з врахуванням особливостей стану економіки; вживаються заходи щодо скорочення внутрішніх лагів фіскальної політики; проводиться ревізія бюджетних видатків/втрат (особливо податкових пільг) із метою ліквідації неефективних статей; фіскальна політика розглядається як інструмент макроекономічного

регулювання, що має частково замінити монетарну політику через регулювання грошової маси, можливості застосування фіскальної девальвації.

На думку автора, у довгостроковому періоді уряду доведеться реалізувати обидва зазначені сценарії, оскільки обмеження у функціонуванні одного з видів політики значно знижуватимуть ефективність іншого як інструменту макроекономічного регулювання. Цілком можливо, що необхідність змін зумовить фіскальна сфера, оскільки Україна у середньостроковому періоді зіткнеться з необхідністю фіскальної консолідації. Це, по-перше, змусить уряд провести зазначені вище реформи щодо фіскальної політики, по-друге, звужить фіскальний простір і якщо уряд матиме намір впливати на макроекономічну динаміку, то він буде змушений проводити описані вище зміни для монетарної політики.

Підсумовуючи представлене дослідження, зазначимо, що в світлі зростаючої останнім часом полеміки щодо координації фіскальної та монетарної політики висновок про низьку та неоднозначну кореляцію між відповідними макроекономічними інструментами свідчить про те, що вони не є ні компліментарними, ні субститутивними відносно одна одної. Основним висновком є нейтральність фіскальної політики в Україні та активне використання монетарних інструментів НБУ як відгук на циклічні флуктації, що, однак, має стерилізаційний характер.

Нейтральність дискреційного дефіциту бюджету ставить питання щодо існування самої фіскальної політики в Україні як інструменту регулювання економіки. Ця проблема потребує більш глибокого аналізу. Через обмежені обсяги статті не показано ряд моментів, які могли б краще висвітлити цей аспект, однак окреслимо основні напрями подальшого аналізу. Результати оцінки параметрів циклічності фіскальної політики можуть залежати від показника, який ми використовуємо для ідентифікації дискреційної фіскальної політики. Альтернативним підходом може бути використання циклічно скоригованого бюджетного балансу. Цей показник має досить контраверсійну природу [25], однак може змінити загальні висновки. Важливими проблемами також є: величина внутрішнього лагу фіскальної політики – якщо внутрішній лаг більше 4 кварталів, тоді реакція фіскальної політики не охоплена нашим аналізом; казуальні зв'язки – якщо ми виявимо зв'язок між економічною динамікою та фіскальною політикою, то чи дійсно це є реакцією на циклічні коливання; ефекти дискреційної фіскальної політики – якщо фіскальні заходи уряду не мають жодних реальних ефектів на економіку, тоді немає сенсу говорити про будь-які параметри циклічності, а загальна макроекономічна політика є в Україні недієвою. Виділені питання відносно фіскальної політики є предметом подальших дискусій та досліджень.

В методологічному плані представлена стаття не містить наукової новизни, автор застосовує стандартні економетричні методи. Однак, на жаль, навіть ці відомі статистичні підходи досить рідко зустрічаються у вітчизняних макроекономічних дослідженнях. Часто автори обмежуються регресіями нестационарних часових рядів без детальної діагностики отриманих моделей, що значно знижує якість досліджень. Тож у методологічному плані ця стаття може розглядатись як приклад застосування стандартних, але не поширених у вітчизняній практиці методів, що, як сподівається автор, набудуть розповсюдження і розвитку в наступних роботах.

Зважаючи на представлені результати і враховуючи макроекономічні реалії України, практичною рекомендацією для проведення фінансової політики є перехід до активної ролі фіскальної політики як контрциклічного інструменту. Нейтральність фіскальної політики і жорсткий номінальний курс національної валюти призводять до недієвості фінансової політики уряду загалом.



### Список використаних джерел

1. *Зимовець В. В.* Державна фінансова політика економічного розвитку / В.В.Зимовець. – К., 2010. – 356 с.
2. *Barro R. J.* Macroeconomics (5th edition) / R.J.Barro. – MIT Press, 1998. – 867 p.
3. *Nelson C. R.* Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications / C.R.Nelson, C.R.Plosser // *Journal of Monetary Economics* – 1982. – Vol. 10, Is. 2. – P. 139–162.
4. *Libanio G.* Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence / G. Libanio // *Nova Economia*. – 2005. – Vol. 15, Is. 3. – P. 145–176.
5. *Box G. E. P.* Time Series Analysis: Forecasting and Control / G.E.P.Box, G.M.Jenkins. – Holden day, San Francisco, 1970. – 500 p.
6. *Nelson C. R.* Spurious Periodicity in Inappropriately Detrended Time Series/ C.R.Nelson, H.Kang // *Econometrica*. – 1981. – Vol. 45, Is. 3. – P. 741–751.
7. *Durlauf S. N.* Trends versus Random Walks in Time Series Analysis / S.N.Durlauf, P.C.Phillips // *Econometrica*. – 1988. – Vol. 56, Is. 6. – P. 1333–1354.
8. *Granger C. W.* Spurious regressions in econometrics / C.W.J.Granger, P.Newbold // *Journal of Econometrics*. – 1974. – Vol. 2, Is. 2. – P. 111–120.
9. *Nelson C. R.* Pitfalls in the use of Time as an Explanatory Variable in Regression / C.R.Nelson, H.Kang // *Journal of business and economic statistics*. – 1984. – Vol. 2, № 1. – P. 73–82.
10. *Campbell J.* Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots / J.Campbell, P.Perron // *NBER Macroeconomics annual*. – 1991. – Vol. 6. – P. 141–220.
11. *Cochrane J. H.* HowBigIsTheRandomWalkin GNP? / J.H.Cochrane // *Journal of Political Economy*. – 1988. – Vol. 96, Is. 5. – P. 893–920.
12. *Perron P.* The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis / P.Perron // *Econometrica*. – 1989. – Vol. 57, Is. 6. – P. 1361–1401.
13. *Charemza W. W.* Joint application of the Dickey-Fuller and KPSS tests / W.W.Charemza, E.M.Syczewska // *Economics Letters*. – 1998. – Vol. 61, Is. 1. – P.17–21.
14. *Okun A. M.* The Political Economy of Prosperity / A.M.Okun. – Brookings Institution, Washington D.C., 1970. – 152 p.
15. *Gradzewicz M.* Demand Gap Estimation In the Polish Economy On the Basis of VECM Method / M.Gradzewicz, M.Kolasa // *Bank i Kredyt*. – 2004. – Vol. 35, № 2. – P. 14–30.
16. *Canova F.* Detrendingandbusinesscyclefacts / F.Canova // *Journal of Monetary Economics*. – 1998. – Vol. 41, № 3. – P. 475–512.
17. *Canova F.* Does Detrending Matter for the Determination of the Reference Cycle and the Selection of Turning Points? / F. Canova // *Economic Journal*. – 1999. – Vol. 109, № 452. – P. 126–150.
18. *Половнєв Ю.* Оцінка циклу ділової активності української економіки / Ю.Половнєв, С.Ніколайчук // *Вісник НБУ*. – 2005. – № 8. – С. 4–8.
19. *Ніколайчук С.* Оцінка рівноважних та циклічних компонент макроекономічних показників за допомогою фільтра Кальмана / С. Ніколайчук, Є. Марійко // *Вісник НБУ*. – 2007. – № 5. – С. 58–64.
20. *Harvey A. C.* Detrending, Stylized Facts and the Business Cycle / A. C. Harvey, A. Jaeger // *Journal of Applied Econometrics*. – 1993. – Vol. 8, Is. 3. – P.231–247.
21. *Cogley T.* Effectsofthe Hodrick-Prescott filter on trend and difference stationary time series: implications for business cycle research / T.Cogley, J.M.Nason // *Journal of Economic Dynamics and Control*. – 1995. – Vol.19, Is. 1–2. – P. 253–278.
22. *Harvey A.* Trends, Cycles and Autoregressions / A.Harvey // *Economic Journal*. – 1997. – Vol. 107, № 440. – P. 192–201.
23. *Zarnowitz V.* Time Series Decomposition and Measurement of Business Cycles, Trends and Growth Cycles [Електронний ресурс]. / V.Zarnowitz, A.Ozyildirim // *NBER Working Paper*. – January 2002. – WP8736. – 50 p. – Доступний з : <<http://www.nber.org/papers/w8736>>.
24. *Blanchard O.* Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators / O.Blanchard // *OECD Economics Department Working Papers*. – 1990. – № 79. – P. 34.
25. *Вдовиченко А. М.* До проблем інтерпретації циклічно скоригованого бюджетного балансу країни [Електронний ресурс]. / А.М.Вдовиченко // *Ефективна економіка*. – 2012. – № 12. – Доступний з : <<http://www.economy.nayka.com.ua/index.php?operation=1&iid=1618>>.

Надійшла до редакції  
11.12.2012 р.