

УДК 336.77:338.45(560)

ПРОМИСЛОВЕ ВИРОБНИЦТВО ЯК ФАКТОР КРЕДИТУВАННЯ В БАНКІВСЬКОМУ СЕКТОРІ: ЕМПІРИЧНЕ ДОСЛІДЖЕННЯ ЗА ДОПОМОГОЮ АНАЛІЗУ ФОРМИ СИГНАЛУ

А. Озун, А. Кіфтер

У статті проаналізовано вплив часових рамок промислового виробництва на розмір кредитів у банках. За допомогою використання даних про промислове виробництво в Туреччині та розмір позик турецьких банків за період з березня 1992 по грудень 2006 року у статті досліджено сигнальні фільтри, щоб оцінити багаторівневу причинну обумовленість для зважених часових рядів. Вихідні дані трансформовані за допомогою сигнального фільтра відповідно до 5 часових рядів. Перший коефіцієнт імпульсу фіксує коливання з періодом від 3 до 6 місяців. Так само, наступні імпульси охоплюють коливання з періодами 7-12, 13-24, 25-48 та 49-96 місяців відповідно. Результати тесту Гранжера на багаторівневу причинно-наслідкову обумовленість показують, що промислове виробництво є ефективним на основі розмірів позики відповідно до 24 місяців, тоді як розмір позики починає впливати на промислове виробництво через два роки. Оригінальність статті полягає в розкритті багаторівневого впливу промислового виробництва як фактора кредитування за допомогою використання аналізу форми імпульсу даних Туреччини.

Ключові слова: банківські позики, промислове виробництво, імпульси, багаторівнева каузальність, каузальність Гранжера.

Вступ

Відношення між банками як посередниками та промисловим сектором як споживачем грошей є важливим етапом економічного життя. Банки як провайдери позик відіграють важливу роль у виробничій потужності промислового сектора. Згідно з гіпотезою слідування попиту, економічний ріст веде до фінансового розвитку, тоді як зворотний зв'язок пропонується гіпотезою про лідирування постачання.

Робінсон (1952), як один з перших прихильників гіпотези слідування попиту, стверджує, що фінансовий сектор здійснює незначний вплив на ріст. Економічний розвиток створює попит для фінансових посередників, що веде до росту послуг з кредитування кредитних організацій. З іншого боку, Шумпетер (1911) наголошує на важливості фінансових посередників для економічного розвитку. Гурлі та Шау (1955), а також Девіс (1965), як найперші прихильники гіпотези про лідирування постачання, підкреслюють вплив фінансової системи на макроекономічний ріст. Патрік (1966) доводить, що фінансовий сектор робить значний внесок у розвиток промисловості новостворених ринків, тоді як ріст промисловості збільшує попит для послуг фінансового сектора у розвинутих країнах. В той час як такий аргумент може бути прийнятий як допустимий у Латинській Америці в 1990-х роках, фінансові кризи в Мексиці, Аргентині та Бразилії є критичними ознаками цього відношення.

Після початкового обговорення теорії фінансової економіки було проведено багато емпіричних досліджень, щоб показати відношення між ростом та джерелами кредитування банківських установ. Результати дослідження головним чином доводять, що існує позитивна

кореляція між фінансовим розвитком та економічним ростом у реальному вираженні. З іншого боку, мають місце протиріччя стосовно причинної обумовленості, яка лежить в основі. Дослідження часто демонструють різні результати. Оригінальність даної статті полягає в тому, що для демонстрації часових рамок відношення між виробництвом та банківськими позиками в ній використано нову методологію. За допомогою застосування імпульсів у роботі оцінено міцність та тривалість відношення між виробництвом та розміром кредитів. Ця методологія дає змогу спостерігати двосторонню каузальність між змінними.

Для проведення емпіричного аналізу у статті використано змінні промислового виробництва та розміру банківських позик в Туреччині з березня 1992 по грудень 2006 року. Хвильовий алгоритм дає нам змогу визначити масштаб причинної обумовленості між змінними. В цьому відношенні, наскільки нам відомо, це перша емпірична робота, де для оцінки каузальних зв'язків між розміром позики та промисловим виробництвом використано аналіз імпульсів. Робота з даними з турецьких ринків має також значення для дослідження у зв'язку з волатильністю ділової активності економіки Туреччини. Очікується, що імпульси фільтруватимуть високу волатильність, щоб продемонструвати стійку обумовленість між змінними, які є предметом дослідження. Досліджуваний період включає три фінансові катастрофи: у 1994, 1998 та 2001 роках, коли процентні ставки на кредити збільшилися вище 1000% і навіть у 2001 році джерела банківських позик були заморожені на невизначений термін. В цьому відношенні наша методологія є доцільною для фіксації високого рівня волатильності та шоків в економіці за допомогою фільтрування даних часового ряду.

1. Основи теорії та огляд літературних джерел

Фінансові системи направляють заощадження сімей в промисловість та розміщують економічні ресурси серед підприємств. Вони є джерелом об'єднання фінансового розвитку та економічного росту. Патрік (1966) наголошує на існуванні двох альтернативних каузальних відношень між фінансовим розвитком та економічним зростанням. Перше відношення, а саме гіпотеза слідування попиту, стверджує, що попит для фінансового посередництва залежить від економічного росту, виміряного реальним результатом (доходом). Альтернативною перспективою є гіпотеза лідирування постачання. За допомогою трансферу ресурсів з традиційних секторів до високорозвинутих секторів фінансова система підтримує економічний ріст.

Шумпетер (1911) доводить, що фінансові послуги є важливими для технологічного прогресу та економічного зростання. Якщо фінансовий сектор має велике значення для економіки, то існуватиме відношення між фінансовими ринками та економічним ростом. Гурлі та Шау (1955) першими проаналізували відношення між фінансовими ринками та виробничою діяльністю. Результати їхньої роботи показують, що фінансові ринки розширюють фінансову силу позичальників та збільшують ефективність торговельної діяльності.

Оскільки дана робота носить емпіричний характер, ми не заглиблюємось у теорію. Натомість виражаємо її в огляді літературних джерел. Паралельно до двох різних теоретичних перспектив, емпіричні результати стосовно напрямку обумовленості між двома змінними є також суперечливими. Емпіричні результати варіюють залежно від досліджуваної економічної системи та часового періоду. Методологія також означає зіткнення різних емпіричних результатів. Наприклад, Джанг (1986) виявив каузальність для обох напрямків між фінансовим розвитком та економічним ростом за допомогою проведення аналізу часових рядів. З іншого боку, Ксу (2000), розширивши дослідження Джанг (1986) VAR-аналізом (аналіз векторної авторегресії), показує, що діяльність фінансового сектора не впливає на економічний ріст. Проте Крістопоулос та Ціонас (2004), використовуючи перевірку панельних даних та коінтеграційний аналіз, говорять про те, що причинна залежність існує між фінансовою системою та ростом протягом тривалого періоду.

Кінг та Левіне (1993) використовують ліквідні зобов'язання банків та небанківських фінансових посередників відносно ВВП, банківські позики відносно суми банківського кредиту

та внутрішніх активів центрального банку, а також позики, надані приватним підприємствам по відношенню до ВВП, щоб оцінити вплив фінансових послуг на економічне зростання. Вони виявили, що розвиток банківського сектора може прискорити економічний ріст на тривалий термін.

На думку Аллен та Оура (2004), традиційна неокласична література, присвячена вивченню питання росту, наводить на думку про те, що фінансування не є важливим. В цій перспективі є два головних джерела економічного росту. Перше – ріст в технологічних рамках як результат факторного накопичення капіталу. Друге – інновація, яка змушує вийти за межі технологічної сфери. Автори стверджують, що інновації є важливими для економіки у досягненні стійкого росту на тривалий строк. З іншого боку, факторне накопичення може все ще бути важливою складовою росту для країн, що розвиваються, які знаходяться далеко від “технологічної межі”.

Шан та ін. (2006) використали модель векторної авторегресії (VAR), щоб проаналізувати відношення між фінансовим розвитком та економічним ростом для дев'яти країн, що є членами ОЕСР та Китаю. Результати перевірки певною мірою підтримують гіпотезу про лідирування постачання.

Емпіричні дослідження на предмет взаємозв'язку між банківськими позиками та виробництвом чи ростом обмежені. Даррат (1999) вивчає роль розвитку фінансових ринків в економічному рості таких країн, як Саудівська Аравія, Туреччина та Об'єднані Арабські Емірати, застосовуючи множинний тест Гранжера на причинно-наслідкову залежність в межах моделі корекції похибок. Емпіричні результати підтримують доказ того, що розвиток фінансового ринку є необхідним причинним фактором економічного росту, проте міцність цього доказу змінюється залежно від досліджуваної країни. Кар та Петерсон (2006) аналізують каузальний зв'язок між фінансовим розвитком та економічним ростом у Туреччині за допомогою п'ятих альтернативних показників фінансового розвитку. За допомогою використання тестів Гранжера та векторної моделі корекції похибки вони показали, що напрямок причинної обумовленості є чутливим до показника, який використовується для аналізу фінансового розвитку. Якщо фінансовий розвиток оцінюється за допомогою відношення грошових коштів до доходу, то напрямок іде від фінансового розвитку до економічного росту. З іншого боку, якщо відношення банківських депозитів приватних та внутрішніх позик використовуються як показник, ріст веде до фінансового розвитку. Аслан та Кукукаксоу (2006) досліджують фінансовий розвиток та економічний ріст Туреччини протягом 1970-2004 рр. шляхом застосування тесту Гранжера на причинно-наслідкову залежність. Результати перевірки підтримують гіпотезу про лідирування постачання для Туреччини.

2. Методологія та дані

2.1. Методологія

Аналіз норми імпульсу бере свій початок з аналізу Фур'є, яким стверджується, що будь-яка функція може бути представлена сумою синусоїдальних та косинусоїдних функцій. Ряди Фур'є виражені рівнянням (1):

$$f(x) = b_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (b_k \cos 2\pi kx + a_k \sin 2\pi kx) \quad (1)$$

$$b_0 = \frac{1}{2\pi} \int_0^{2\pi} f(x) dx, \quad b_k = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \cos(kx) dx,$$

$$a_k = \frac{1}{\pi} \int_0^{2\pi} f(x) \sin(kx) dx$$

a_0, a_k та b_k можуть бути пояснені за допомогою звичайного методу найменших квадратів (OLS). Перехід від Фур'є до імпульсного аналізу представлено в рівнянні (2):

$$f(x) = c_0 + \sum_{j=0}^{\infty} \sum_{k=0}^{2^j-1} c_{jk} \psi(2^j x - k), \quad (2)$$

де $\psi(x)$ – материнський імпульс, основний для всіх розширень та зміщень ψ у рівнянні (2). Ткач (2001) дає простий приклад материнського імпульсу у рівнянні (3):

$$\Psi(x) = \begin{cases} 1 & : 0 \leq x < \frac{1}{2} \\ -1 & : \frac{1}{2} \leq x < 1 \\ 0 & : \text{інші} \end{cases} \quad (3)$$

У фінансовій справі замість дискретного перетворення елементарних хвиль (DWT) використовується дискретне перетворення елементарних хвиль максимального збігу (MODWT), оскільки останнє може працювати з вибіркою будь-якого розміру N , а оцінка мінливості імпульсу MODWT є асимптотично більш ефективною, ніж функція, яка базується на DWT.

MODWT виражене за допомогою матриць та дає вектори J коефіцієнтів імпульсного фільтру $\tilde{W}_{j,t}$, для $j=1, \dots, J$ та $t=1, \dots, N/2^j$, один вектор коефіцієнтів імпульсного фільтру $\tilde{V}_{j,t}$ за допомогою рівнянь (4) та (5) (Галлегаті, 2005):

$$\tilde{W}_{j,t} = \sum_{t=L_j}^N \tilde{w}_{j,t}^X f(t-1), \quad (4)$$

$$\tilde{V}_{j,t} = \sum_{t=L_j}^N \tilde{v}_{j,t}^Y f(t-1), \quad (5)$$

де $w_{j,t}^X$ та $v_{j,t}^Y$ – коефіцієнт зваженого імпульсу та коефіцієнт визначення фільтру відповідно. Ін та Кім (2006) визначають коваріантність імпульсів між двома рядами X_t та Y_t , як у рівнянні (6):

$$Cov(\lambda_j) = \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{t=L_j}^N \tilde{W}_{j,t}^X \tilde{V}_{j,t}^Y. \quad (6)$$

Тут λ_j репрезентує масштаб. Ін та Кім (2006) також визначають оцінку MODWT імпульсної кореляції, як у рівнянні (7):

$$\tilde{\rho}(\lambda_j) = \frac{Cov(\lambda_j)}{\tilde{v}_X(\lambda_j) \tilde{v}_Y(\lambda_j)}, \quad (7)$$

де $\tilde{v}_X(\lambda_j)$ та $\tilde{v}_Y(\lambda_j)$ – коливання імпульсів, оцінені за допомогою використання коефіцієнтів MODWT для рівня λ_j , описаного в рівняннях (8) та (9):

$$\tilde{v}_X(\lambda_j) = \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{t=L_j}^N [\tilde{W}_{j,t}^X]^2, \quad (8)$$

$$\tilde{v}(\lambda_j)_Y = \frac{1}{\tilde{N}} \sum_{t=L_j}^N [\tilde{V}_{j,t}^Y]^2. \quad (9)$$

Ми використовуємо тест на необмежену коінтеграцію Йогансена без аналізу тенденції змін та з постійним членом, щоб проаналізувати коінтеграцію між змінними (Йогансен, 1988; Йогансен та Йозеліус, 1990), як показано у рівнянні (10):

$$H_1^*(r) : \Pi y_{t-1} + Bx_t = \alpha(\beta' y_{t-1}) + \rho_0. \quad (10)$$

Коінтеграція у стаціонарних часових рядах за допомогою процедури Йогансена встановлена зі статистичними показниками залишкового та максимального характеристичного значення, як показано в рівняннях (11) та (12):

$$\lambda_{\text{trac}(r)} = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \bar{\lambda}_i), r=0,1,2,3,\dots,n-1, \quad (11)$$

$$\lambda_{\text{max}(r,r+1)} = -T \ln(1 - \bar{\lambda}_{r+1}). \quad (12)$$

Тест Гранжера на причинно-наслідковий зв'язок використано, щоб побачити чи існує принаймні одна причинна обумовленість направленої дії між змінними (Гранжер, 1969). Тест Гранжера коротко викладено в рівняннях (13) та (14):

$$C_t = B_0 + \sum_{n=1}^M B_n C_{t-n} + \sum_{n=1}^K \alpha_n IP_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (13)$$

$$IP_t = B_0 + \sum_{n=1}^M B_n IP_{t-n} + \sum_{n=1}^K \alpha_n C_{t-n} + \varepsilon_t, \quad (14)$$

де C та IP представляють коливання банківських позик та промислового виробництва відповідно. Ми використовуємо тест на каузальність Гранжера з максимумом в 9 лагів, оскільки наші дані обмежені до 55 спостережень.

2.2. Дані

За допомогою використання змінних промислового виробництва в Туреччині та розміру позик турецьких банків за період з березня 1992 по грудень 2006 року у статті застосовано імпульсні фільтри, щоб оцінити динамічну кореляцію для зважених часових рядів. Рівень логарифмічно відмінні ряди представлено на рисунку 1. Квартальні дані як індекс промислового виробництва та розміру позики, використані в цій статті, взяті з бази даних Центрального банку Туреччини, www.tcmb.gov.tr. Вихідні дані змінні за допомогою сигнального фільтра відповідно до 5 часових рядів. Перший коефіцієнт імпульсу фіксує коливання з періодом від 3 до 6 місяців. Так само, наступні імпульси охоплюють коливання з періодами 7-12, 13-24, 25-48 та 49-96 місяців відповідно.

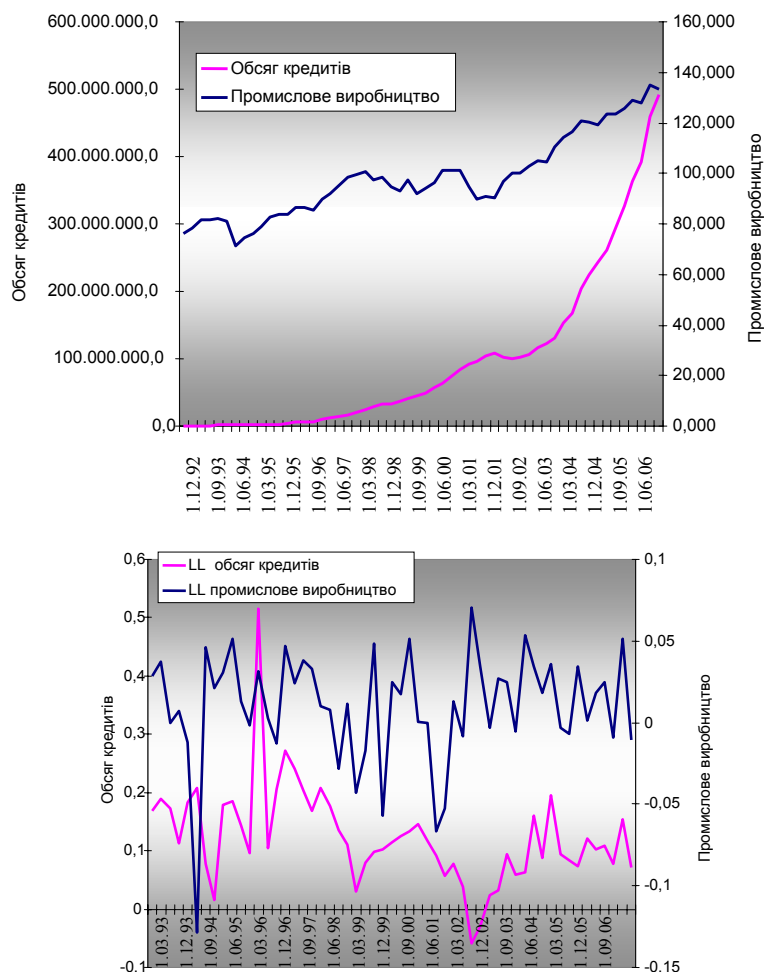


Рис. 1. Розмір позики та промислове виробництво (рівень та логарифмічно відмінні ряди)*

* Світла лінія означає коливання в структурі позик, темна – у промисловому виробництві.

4. Емпіричні результати

В таблиці 1 представлено тест Філіпса-Перона (Філіпс та Перон, 1988) та розширений тест Дікі-Фуллера (Дікі та Фуллер, 1981) на предмет промислового виробництва (IP) та розміру позики (C), базовані на рівні, логарифмічно відмінному та зваженому в часі розпаді відповідно до 5 часових рядів. Довжина лагу визначається за допомогою критеріїв Шварца. Ряди не є стаціонарними при $I(0)$. Стаціонарні вони є при $I(-1)$, базуючись на тесті Філіпса-Перона (Філіпс та Перон, 1988) та розширеному тесті Дікі-Фуллера (Дікі та Фуллер, 1981) на рівні значимості 1%. WJ_1, WJ_2, WJ_3, WJ_4 та WJ_5 представляють розпад часового масштабу логарифмічно відмінних рядів C та IP.

Результати коінтеграційного тесту Йогансена (Йогансен, 1988; Йогансен та Йозеліус, 1990) в таблиці 2 показують, що вихідні дані (C та IP) коінтегровані, де дані, зважені в часовому масштабі коінтегрують відповідно до четвертої шкали на рівні значимості 10%. Це говорить про те, що розмір позик та промислове виробництво коінтегрують не лише на логарифмічно відмінному рівні, але й базуючись на розпаді шкали часу чи багаторівневої коінтеграції.

Оскільки ми застосовуємо багаторівневий тест Гранжера на причинну обумовленість, додамо п'яту шкалу часу, незважаючи на те, що вона не коінтегрована.¹

Таблиця 1

Результати тесту Unit Root test

	Тест Філіпса-Перона I(1)	Розширений тест Дікі-Фуллера I(1)
C	4.19608	0.769523
C (логарифмічно відмінний)	-5.14417***	-3.13032**
WJ ₁ для C	-24.6553***	-8.13458***
WJ ₂ для C	-6.68074***	-7.14287***
WJ ₃ для C	-2.78277*	-6.49884***
WJ ₄ для C	-2.02804	-1.51253
WJ ₅ для C	-1.31928	-2.05974
IP	-0.00553034	0.168694
IP (логарифмічно відмінний)	-7.26752***	-7.19877***
WJ ₁ для IP	-30.7972***	-7.41872***
WJ ₂ для IP	-4.66449***	-7.68116***
WJ ₃ для IP	-3.46919***	-6.3224***
WJ ₄ для IP	-1.7842	-4.57092***
WJ ₅ для IP	-1.20227	-2.44645

Примітка: В таблиці представлено результати тесту Філіпса-Перона та розширеного тесту Дікі-Фуллера для всіх часових рядів. Кількість лагів було обрано шляхом застосування критеріїв Шварца з максимальним значенням 12 лагів. *, **, *** вказують на відхилення невизначеної величини одиниці виміру на рівні значимості 10%, 5% та 1% відповідно.

Таблиця 2

Результати коінтеграційного тесту

	Перевірка необмеженого рангового критерію		
		Залишкова статистика	Максимальний характеристичний показник
Вихідні дані (C та IP)	$r=0$	20.6245***	20.6245***
	$r \leq 1$	3.75923	24.3837**
WJ ₁ (6 місяців)	$r=0$	89.6598***	58.392***
	$r \leq 1$	31.2678***	31.2678***
WJ ₂ (1 рік)	$r=0$	41.7976***	25.9256***
	$r \leq 1$	15.872***	15.872***
WJ ₃ (2 роки)	$r=0$	24.8944***	15.2122*
	$r \leq 1$	9.68213**	9.68213**
WJ ₄ (4 роки)	$r=0$	23.3752**	21.2752***
	$r \leq 1$	2.09998	2.09998
WJ ₅ (8 років)	$r=0$	15.6297	15.0883*
	$r \leq 1$	0.541378	0.541378

¹ Тест Гранжера на причинну обумовленість можна застосувати по відношенню до коінтегрованих та некоінтегрованих змінних у багаторівневному аналізі.

Примітка: *, **, *** вказують на значимість коінтеграції на рівнях 10%, 5% та 1% відповідно. Кількість лагів обирається як чотири, використовуючи критерій Шварца з максимальним значенням 9 лагів.

На рисунку 2 представлено вихідні дані та диференційовані дані, отримані шляхом використання аналізу форми імпульсу. Багаторівневий розпад LA(8) MODWT застосовується по відношенню до аналізу форми імпульсу (п'ять різних елементів, від WJ_1 до WJ_5). Має місце висока кореляція між С та ІР на п'ятій шкалі.

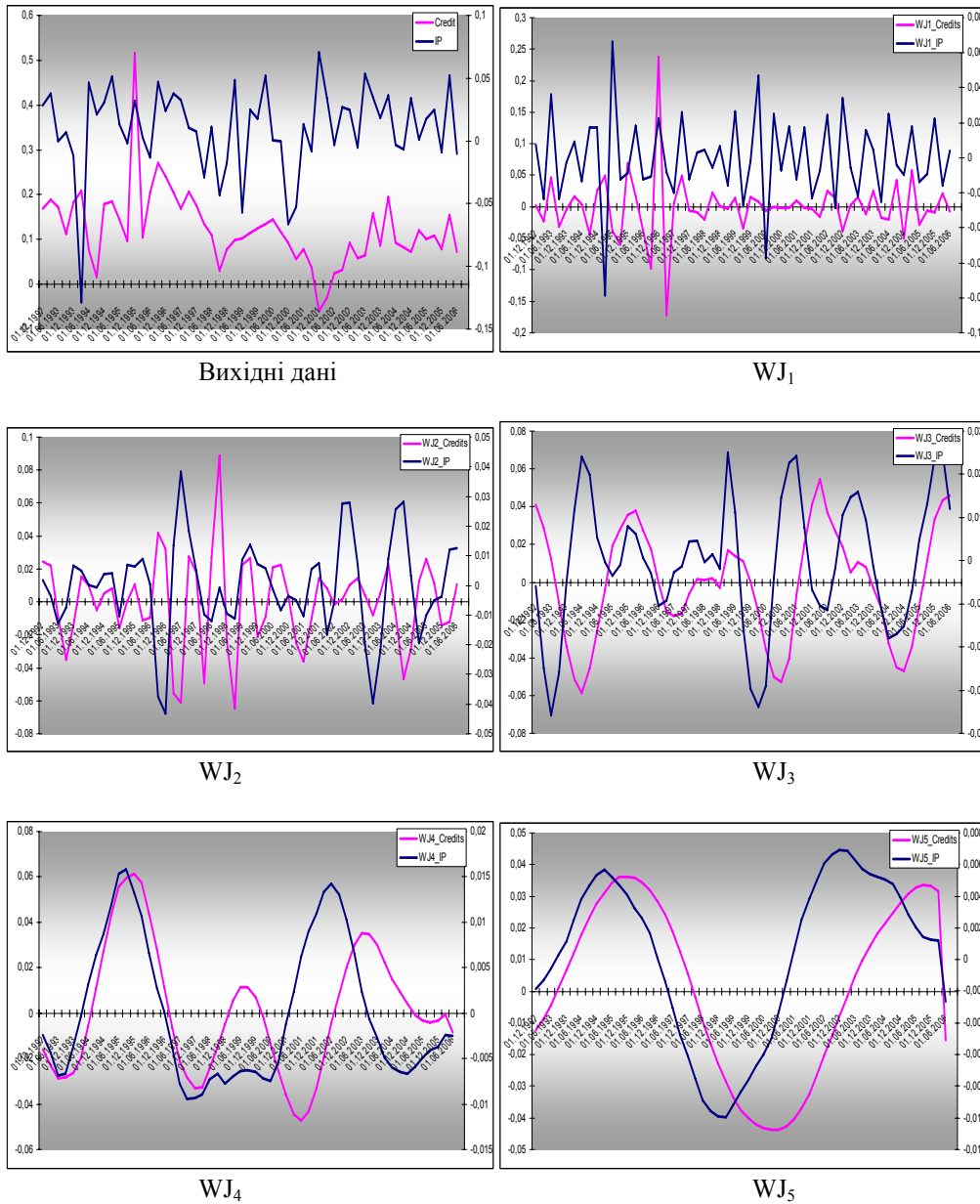


Рис. 2. Вихідні дані та диференційовані дані, отримані за допомогою аналізу форми імпульсу*

* Світла лінія означає зміни в структурі кредитів, темна – зміни промислового виробництва.

На рисунку 3 показано динамічну кореляцію (між С та ІР) для диференційованих часових рядів, як від WJ₁ до WJ₅. Розгорнутий розмір вікна – 18 базових точок чи 4,5 роки. 2001 рік – кризовий період для економіки Туреччини, саме в цьому році кореляція зважених (диференційованих) часових рядів стала негативною, проте не для WJ₂ чи для однорічного розпаду. Оскільки негативна кореляція між С та ІР не є значною в теорії пояснення росту кредитів, це вказує на те, що С та ІР коінтегрують з однорічним відставанням протягом кризового періоду. Після 2006 року й дотепер кореляція WJ₃ чи 2 років збільшується, де інший розпад іншої шкали часу стає незначним. Це говорить про те, що на сьогодні С та ІР коінтегрують приблизно з дворічним відставанням.

На рисунку 4 представлено імпульсні кореляції між С та ІР. Кореляція є максимальною на п'ятій часовій шкалі (53%), а імпульсна кореляція збільшується в складі часових рядів від WJ₂ до WJ₅. Це говорить про те, що С та ІР не є фундаментально різними, починаючи від 6 місяців до 8 років чи на більш тривалий період (Лі, 1999; Ін та Кім, 2006).

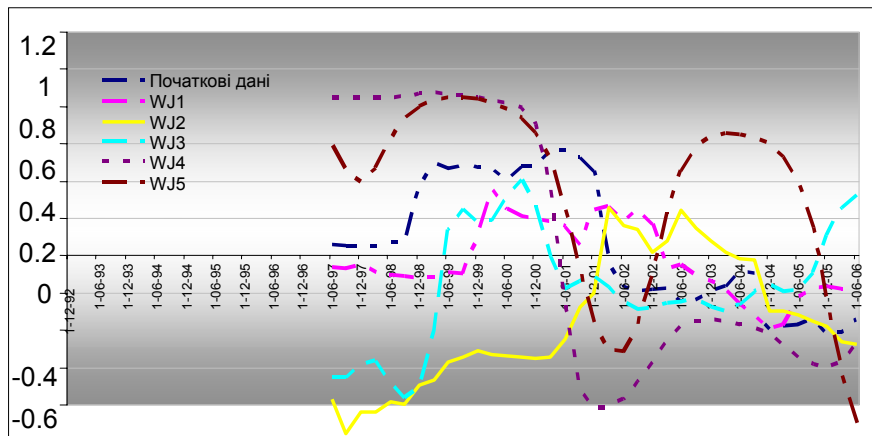


Рис. 3. Оцінена динамічна кореляція для диференційованих часових рядів

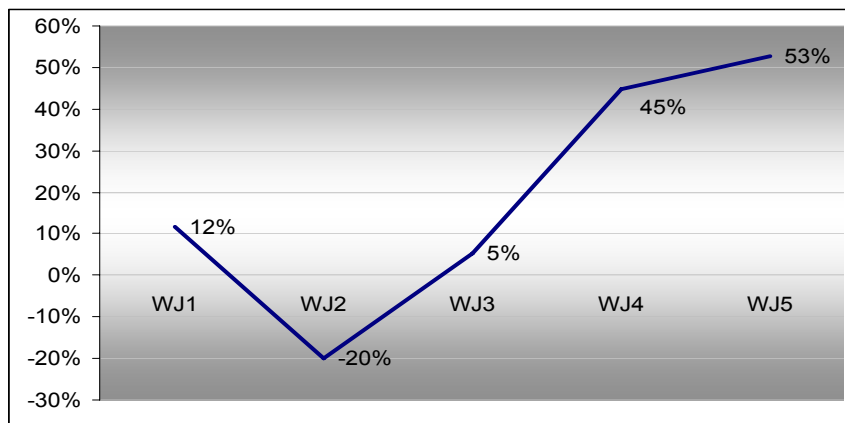


Рис. 4. Оцінені імпульсні кореляції між змінними позик та промислового виробництва

Результати багатofакторного тесту Гранжера на причинно-наслідкову залежність для вихідних даних та даних, що використовуються для виміру часу, запропоновано в таблиці 3. С та ІР не впливають одне на одного, де причинна обумовленість існує для даних, що використовуються для виміру часу чи аналізу розпаду, що базується на імпульсах. ІР здійснює

вплив на С в складі WJ_1, WJ_2 , та WJ_3 , тоді як С впливає на ІР при WJ_4 та WJ_5 . Інакше кажучи, ІР впливає на С від 6 місяців до 2 років, а С впливає на ІР від 4 до 8 років протягом тривалого періоду. Як результат, ІР впливає на С протягом короткого періоду, а С здійснює вплив на ІР в довгостроковій перспективі.

Таблиця 3

Тест Гранжера на причинно-наслідкову залежність

	Тест Гранжера для вихідних даних	Тест Гранжера для аналізу форми імпульсу				
	C&IP	WJ_1	WJ_2	WJ_3	WJ_4	WJ_5
C→IP	0.45800 (0.76603)	0.35349 (0.8401)	1.41311 (0.2462)	1.76452 (0.1540)	2.58648 (0.0505)*	2.42800 (0.0626)*
IP→C	1.44553 (0.36199)	5.03170 (0.0021)*	2.40185 (0.0649)*	3.45960 (0.0156)*	0.99249 (0.4222)	1.68293 (0.1719)

Примітка: Вихідні дані змінені за допомогою імпульсного фільтра (LA (8)) відповідно до часового ряду 5. Рівні значимості подані в дужках. * означає значимість на рівні 5%. Перший елемент (імпульсний коефіцієнт) WJ_1 фіксує коливання з періодом від 3 до 6 місяців. Так само, WJ_2, WJ_3, WJ_4 , та WJ_5 фіксують коливання з періодами 7-12, 13-24, 25-48 та 49-96 місяців відповідно.

Висновки

У багатьох роботах, проведених з даними з різних країн та часових періодів, відношення між промисловим виробництвом та розміром позик емпірично оцінено. Проте доказ стосовно напрямку такого відношення варіює залежно від методології, яка застосовується, а також від досліджуваних часових періодів.

В даній статті ми використовуємо новий метод, а саме аналіз форми імпульсу, щоб емпірично проаналізувати часове відношення між промисловим виробництвом та розміром позики. Шляхом використання даних про розвиток економіки Туреччини за період з березня 1992 по грудень 2006 року ми спробували визначити чи промислове виробництво є фактором кредитування для банків Туреччини.

Ми трансформували вихідні дані за допомогою сигнального фільтра відповідно до 5 часових рядів. Перший коефіцієнт імпульсу фіксує коливання з періодом від 3 до 6 місяців. Так само, наступні імпульси охоплюють коливання з періодами 7-12, 13-24, 25-48 та 49-96 місяців відповідно. Результати тесту Гранжера на багаторівневу причинно-наслідкову обумовленість показують, що промислове виробництво є ефективним на основі розмірів позики відповідно до 24 місяців. Проте після цього періоду розмір позик почав здійснювати вплив на промислове виробництво. Цінність статті полягає у застосуванні нової методології.

Подальші дослідження повинні сфокусуватись на альтернативних нових методиках, які здатні показати динамічне відношення між двома досліджуваними змінними. Ми гадаємо, що поєднання імпульсного аналізу та нейронних мереж можна використати, щоб розглянути це відношення. З іншого боку, слід зазначити, що емпіричні результати можуть змінюватись залежно від того, який метод використовується. Тому майбутні роботи можуть мати вигляд компаративного аналізу різних методів дослідження.

Список використаних джерел

1. Allen F., H. Oura. Sustained Economic Growth and the Financial System // Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2004. – №22/S-1. – 95-119.
2. Aslan, O., I. Kucukaksoy. – // Financial Development and Economic Growth Relationship: An Econometric Application on Turkish Economy // Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal. 2006. – №4/1. – 26-38.

3. Aleš B. Income Inequality-Does Inflation Matter? // *IMF Working Papers*, №98/7, International Monetary Fund, 1998.
4. Christopoulos, D., E. Tsionas. Financial Development and Economic Growth: Evidence from Panel Unit Root and Cointegration Tests // *Journal of Development Economics*, 2004. – №73. – 55-74.
5. Darrat, A.F. Are Financial Deepening And Economic Growth Causally Related? Another Look At The Evidence // *International Economic Journal*, 1999. – №13/3. – 19-35, October.
6. Davis, L.E. The Investment Market, 1870-1914: The Evolution of a National Market // *Journal of Economic History*, 1965. – №25/3, 151-197.
7. Dickey, D.A., W.A., Fuller. Likelihood Ratio Statistics for an Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 1981. – №1057-72.
8. Dritsaki, C., M. Dritsaki-Bargiota. The Causal Relationship between Stock, Credit Market and Economic Development: An Empirical Evidence for Greece // *Economic Change and Restructuring*, 2005. – №38/1.
9. Gallegati, M. A Wavelet Analysis of MENA Stock Markets, Mimeo // *Universita Politecnica Delle Marche Working Papers*, 2005. Ancona, Italy.
10. Granger, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods // *Econometrica*, 1969. – №37. – 424-38.
11. Gurley, J.G., E.S. Shaw. Financial Aspects of Economic Development // *American Economic Review*, 1955. – №45/4. – 515-538.
12. Johansen, S. Statistical analysis of cointegration vectors // *Journal of Economic Dynamic and Control*, 1988. – №12. – 231-254.
13. Johansen, S. and Juselius, K. Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money // *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 1990. – №52. – 169-210.
14. In, F. and S. Kim. The Hedge Ratio and the Empirical Relationship Between the Stock and Futures Markets: A New Approach Using Wavelets, *The Journal of Business*, 2006. – №79. – 799-820.
15. Jung, W.S. Financial Development and Economic Growth: International Evidence // *Economic Development and Cultural Change*, 1986. – №34/2. – 333-346.
16. Kar, M., E. Pentecost. Financial Development and Economic Growth in Turkey: further evidence on the causality issue // *Economic Research Paper*, 2000- №00/27, Loughborough University, Department of Economics.
17. King, R.G., R. Levine. Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right // *Quarterly Journal of Economics* 1993. – №108. – 717-737.
18. Lee, G.G.J. Contemporary And Long-Run Correlations: A Covariance Component Model And Studies On The S&P 500 Cash And Futures Markets // *Journal of Futures Markets*, 1999. – №19. – 877-94.
19. Patrick, H.T. Financial Development and Economic Growth in Underdeveloped Countries // *Economic Development and Cultural Change*. 1966. – №14/2. – 174-189.
20. Percival, D.B., A.T. Walden. Wavelet Methods for Time Series Analysis // *Cambridge University Press*, 2000.
21. Phillips, P.C., B. P. Perron. Testing for a Unit Root in Time Series Regression // *Biometrika*, 1988 – №75. – 335-446.
22. Robinson, J. The Generalization of the General Theory in *The Rate of Interest and Other Essays*, London: Macmillan, 1952, 69-142.
23. Shan, J.Z., F. Sun, A. Morris. Financial Development And Economic Growth // *Review of International Economics*, 2001. – №9. – 443-54.
24. Schumpeter, J. The Theory of Economic Development, *Harvard University Press*, 1911, Cambridge.
25. Tang, T.C. An Examination of the Causal Relationship between Bank Lending and Economic Growth: Evidence from ASEAN // *Savings and Development Savings*, 2005. – №3. – 22-31.
26. Tkacz, G. Estimating the Fractional Order of Integration of Interest Rates Using a Wavelet OLS Estimator // *Studies in Nonlinear Dynamics&Econometrics*. 2001. – №5/1. – 19-32.

27. Xu, Z. Financial Development, Investment, and Economic Growth // *Economic Inquiry*, 2000. – №38/2. – 331-344.

Отримано 25.04.2007.
Переклад з англ. Н.М. Середи.