

УДК 336: 330.3

Йоке-Кі Енг (Малайзія), Музафар Шах Хабібұла (Малайзія)

## Взаємоз'язок між фінансовим розвитком та економічним зростанням: інший погляд на дані експертів з різних географічних регіонів

У даній роботі повторно досліджується питання залежності фінансового розвитку та економічного зростання за панельними даними, використовуючи техніку узагальненого методу моментів (GMM), розроблену Ареллано та Бовер (1995), Бландель та Бонд (1998). Зосереджуючи увагу на країнах, що розвиваються у чотирьох головних географічних районах (Африка, Азія, Європа та Західна Півкуля), результати показують, що хоча існують дані на підтримку інших точок зору, включаючи “слідування попиту” так само як непричинний зв'язок між економічним зростанням та розвитком фінансових ринків, ці основи не такі сильні як гіпотеза “управління пропозицією”.

**Ключові слова:** зв'язок фінанси-зростання, Африка, Азія, Європа, Західна Півкуля, GMM.

### Вступ

Протягом років, головна увага у джерелах макроекономіки зосереджувалась на емпіричному визначенні альтернативних схем стимулювання економічного зростання. Більшість аналітиків вірять, що розвиток фінансових ринків – це активатор економічного зростання. Під впливом швидкого та очевидного розвитку за масштабом та структурою фінансової системи розвинутих економік, політики у країнах, що розвиваються повинні фінансово закріпити першість, очікуючи що це сприятиме економічній діяльності. Існує думка, що технологічний розвиток в Англії у кінці 18 століття був рухомою силою індустріальної революції та сучасного економічного зростання.

Визнання значного позитивного зв'язку між фінансовим розвитком та економічним зростанням взяло початок з праці Шумпетер (1912). Такої точки зору дотримувались Голдсміт (1969), МакКіннон (1973) та Шоу (1973). За такою точкою зору “фінансового структураліста” припускаємо, що поширена мережа фінансових установ та різноманітний ряд фінансових інструментів вплине на збереження та інвестиції, а отже на зростання економіки.

У літературі на предмет вивчення питання “внутрішнього зростання” увага приділяється значній ролі фінансового розвитку (наприклад, збирання та аналіз інформації, розподіл ризику, забезпечення ліквідності) для покращення економічного зростання. Це питання досліджували Бенсівенге та Сміт (1991), Грінвуд та Йовановіч (1990), а також Пагано (1993), які припускали, що фінансове посередництво має позитивний вплив на економічне зростання.

Процес управління пропозицією, який досліджується Голдсміт (1969), МакКіннон та Шоу та описаний у літературі на предмет вивчення вну-

трішнього зростання що отримав назву гіпотеза фінансового зростання, що є популярною серед країн, що розвиваються, як засіб сприяння розвитку. Однак, така гіпотеза викликає критику. Робінсон (1953), який дослідив таку односторонню залежність, визначив, що фінансовий розвиток слідує за економічним зростанням, а не веде до нього. Така гіпотеза “слідування попиту” визначає пасивну реакцію фінансового розвитку на ріст економіки. Реальний бік розширення економіки посилить потребу у більшій кількості фінансових послуг, що приведе до збільшення фінансових послуг, а отже до росту економіки (Деметриадес та Хуссейн, 1996; Ірланд, 1994).

Визначають два протилежні приклади причинного зв'язку між фінансовим розвитком та економічним ростом. За третьою точкою зору поєднуються гіпотези “слідування попиту” та “управління пропозицією”, за якою дві змінні є взаємообумовленими (Грінвуд та Сміт, 1997; Аль-Юсіф, 2002).

Існує також інша думка, за якою відхиляється будь-який причинний зв'язок між розвитком фінансових ринків та економічним ростом (Стерн, 1989; Лукас, 1988). Лукас (1988), наприклад, зазначив, що економісти занадто підкреслили роль фінансового розвитку у економічному зростанні.

Стаття побудована наступним чином. У першому розділі описана відповідна література. У другому розділі представлено використані дані, за якими слідує обговорення використаного GMM. У третьому розділі представлено емпіричні результати, в останньому – висновки.

### 1. Огляд літератури

Існують різні думки стосовно зв'язку між фінансовим розвитком та економічним зростанням. Методологічно, виділяють декілька методів дослідження природи та зв'язку між фінансовим розвитком та економічним зростанням. З джерел літератури видно, що існує велика кількість праць на предмет

Залежність залишкового члену  $\Delta v_{it}$  від  $v_{i,t-1}$  у моделі (2) визначає що оцінки за загальним звичайним методом найменших квадратів суперечливі, та у такому випадку необхідно використовувати інструментальні змінні. Для оцінки панельних даних, Андерсон та Сяо (1981, 1982) дослідили, що лаги ендогенних змінних є дійсними інструментами<sup>1</sup>. Це перша різниця за оцінкою двухетапного методу найменших квадратів (2SLS), який був запропонований Андерсен та Сяо (1982).

У даному випадку, якщо  $T > 3$ , тоді 2SLS є над-ідентифікованим. Також, якщо помилки на рівнях періодично не корильовані помилки у різницях є ковзаючим середнім першого порядку (МА (1)). Тож, 2SLS не є асимптотично ефективним якщо повний набір доступних інструментів використовується у кожному рівнянні та порушення є гомоскедастичними.

GMM, розроблений Хансеном (1982), забезпечує гарну структуру для отримання асимптотично ефективної оцінки. Хансен (1982) та Вайт (1982) показали, що за оптимально зваженими різницями між вибіркою та вибірковою моментом при

$$Z_i = Z_{di} = \begin{pmatrix} y_{i1} & y_{i2} & \dots & y_{ip} & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & y_{i(p+1)} & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & y_{i1} & y_{i2} & \dots & y_{i(T-2)} \end{pmatrix}$$

Матриця складається з  $T - m - 1$  рядів та  $\sum_{j=p}^{T-2} j$  колонок, а також  $\Delta v_i = (\Delta v_{i3}, \Delta v_{i4}, \dots, \Delta v_{iT})'$ . Визначено моментні обмеження використані в оцінці стандартної першої різниці за GMM. Якщо залишкові члени не пов'язані один з одним, тоді, час  $t = p + 2$ ,  $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{ip})$  пов'язаний з  $y_{ip+2}$ , можуть ви-

$$\hat{\beta}_d = \left[ \left( \sum_i \Delta x_i' Z_{di} \right) W \left( \sum_i Z_{di} \Delta x_i \right) \right]^{-1} \left( \sum_i \Delta x_i' Z_i^d \right) W \left( \sum_i Z_i^{dt} \Delta y_i \right), \quad (7)$$

де  $\Delta$  – оператор різниці,  $x_i$  матриця даних, що містить часові ряди залежних змінних, лагові змінні  $x$  та змінні часу,  $W$  – зважена матриця. Альтернативний вибір показників  $W$  дає початок оцінкам GMM на основі умови для моментів (6), все це відповідає великій кількості  $N$  та визначеному  $T$ , але відрізня-

$$W_{IN} = \left( \frac{1}{N} \sum Z_{di}' H_i Z_{di} \right)^{-1}, \quad (8)$$

показниках зі зворотнім порядком коваріаційної матриці вибраних моментів, а це може покращити ефективність оцінки за 2SLS.

Допускачи порушення термін має таку ж структуру погрішності, в якій:

$$E(\eta_i) = 0; E(v_{it}) = 0; E(v_{it}\eta_i) = 0$$

$$\text{для } i = 1, \dots, N \text{ та } t = 2, \dots, T \quad (3)$$

$$E(v_{it}v_{is}) = 0 \text{ для } i=1, \dots, N \text{ та } \forall t \neq s \quad (4)$$

Стандартне це відхилення стосовно початкових умов залежних змінних:

$$E(y_{it}v_{it}) = 0 \text{ для } i=1, \dots, N, t = 2, \dots, T. \quad (5)$$

Рівняння (3), (4), (5) означають  $m = 0.5(T-1)(T-2)$  моментні обмеження

$y_{i,t-s}\Delta v_{it} = 0$  які можна записати як:

$$E[Z_i' \Delta v_{iT}] = 0 \text{ для } i = 1, 2, \dots, N, \quad (6)$$

де  $Z_i'$  – інструментальна матриця для першої різниці за рівнянням (2):

користуватися як необхідні інструменти. Подібно,  $(y_{i1}, y_{i2}, \dots, y_{i,T-2})$  можуть використовуватися у рівнянні першої різниці для періоду  $t = T$ . На основі умов для моментів, оцінка за GMM мінімізує квадратичну відстань  $\Delta v' z_d W_N z_d' \Delta v$  для деяких показників матриці. Оцінки GMM мають вигляд:

ється за їх асимптотичною ефективністю. За припущенням, що різниці є гомоскедастичними за часом, тобто при умові  $E(v_{it}^2) = \sigma_i^2$  для  $t = 2, \dots, T$ , модель першої різниці показує, що асимптотично еквівалентна оцінка GMM отримана одним кроком використовуючи зважену матрицю

<sup>1</sup> Якщо це незалежні змінні в регресії, а не лагові ендогенні змінні некорельовані з індивідуальними впливами та залишковими членами, ці незалежні змінні в регресії можуть використовуватися як інструментальні разом з  $Z_i$ .

вивчення питання статичного аналізу, метою якого є визначення чи статичні змінні у фінансовому розвитку можуть пояснити міжкраїнну зміну основ економічного зростання. Загалом, у цих роботах визначено позитивний міжкраїнний зв'язок між фінансовим розвитком та економічним зростанням. Але це не обґрунтовує питання залежності. Необхідно зазначити, що великий та позитивний зв'язок між фінансовим розвитком та економічним ростом визначений у багатьох попередніх працях не обов'язково визначає причинність Левіне та Зервос, 1996; Аль-Юсіф, 2002). Фактично, існує можливість, що дві змінні можуть бути пов'язані (Гренджер, 1986). Інші дослідники спробували дослідити питання причинності у міжкраїнному контексті (Кінг та Левіне, 1993а, 1993б).

З іншого боку, дані про емпіричну причинність основані на часових рядах у країнах, що розвиваються, залишаються порівняно незначними. Це може бути за рахунок довгих часових рядів. Деякі автори спробували уникнути таких проблем використавши квартальні дані. Наприклад, Гупта (1984) використовує дані про промислове виробництво як показник рівня економічного розвитку. Однак, що стосується аналізу часового ряду, то період часу більш важливий ніж кількість досліджень (Кемпбелл та Перрон, 1991).

Оскільки за обмеженості даних не можна точно дослідити зв'язок фінансового розвитку та економічного зростання використовуючи міжкраїнні

дослідження або дослідження часових рядів, то можна аналізувати питання використання методу панельних даних. У даній роботі повторно досліджується питання причинної залежності на основі панельних даних, використовуючи GMM, визначений Ареллано та Бобер (1995), Бландел та Бонд (1998), які зосереджують увагу на чотирьох головних географічних регіонах. У своїй роботі Фасе (20001) припустив, що розвиток фінансової системи має більший вплив у країнах, що розвиваються, ніж у розвинутих країнах.

## 2. Методологія

Слідуючи за загальною практикою, економічне зростання визначається за реальним ВВП. Показником фінансового розвитку є співвідношення коефіцієнту вітчизняних кредитів до ВВП. На основі набору даних IMF, можна визначити панельні дані для певної кількості країн, що розвиваються (дивись Додаток Б, Таблиця 5 для вибору країн вибірки). Доступність даних дозволяє сформулювати незбалансовану панель з 6-9 щорічними дослідженнями за період з 1990 по 1998 рік.

Щоб дослідити причинну залежність між розвитком фінансових ринків та економічним ростом, у роботі використано GMM для оцінки ролі розвитку фінансових ринків в економічному зростанні країн, що розвиваються.

Розглянемо VAR модель на основі праці Хольц-Еакін та ін. (1988, 1989).

$$y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i x_{t-i} + \eta_i + v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T, \tag{1}$$

$$x_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^m \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i x_{t-i} + \mu_i + u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T,$$

де  $y$  – реальне ВВП,  $x$  – частка ВВП вітчизняних кредитів.  $N$  – кількість країн (позначено  $i$ ) у дослідженні за періоди  $T$  (позначено  $t$ ).  $\mu_i$  та  $\eta_i$  – невиданий індивідуальний наслідок. Кількість періодів  $T$  є короткою (фіксованою) та кількість індивідів  $N$  велика<sup>1</sup>. Зручно розглядати індивідуальний спеціальний вплив як фіксований вплив, тому що лагові змінні попередньо визначені, але є зовнішніми<sup>2</sup>. Визначення рівняння (1) – це наявність лагових залежних

змінних та індивідуального спеціального впливу, за яким визначається можлива кореляція між цими змінними. Хсіао (1986) показує, що використання індивідуального впливу разом з лаговими залежними змінними визначає оцінку стандартної фіктивної змінної за методом найменших квадратів (LSDV), особливо коли  $N$  набагато більший за  $T$ . Зазвичай для визначення першої різниці рівняння (1) з рівняння включають індивідуальний вплив.

$$\Delta y_t = \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta x_{t-i} + \Delta v_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T, \tag{2}$$

$$\Delta x_t = \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta x_{t-i} + \Delta u_{it} \quad i = 1, \dots, N; t = 2, \dots, T$$

<sup>1</sup> Коли кількість одиниць, що входять до різних груп ( $N$ ) набагато більша за кількість періодів  $T$ , акцент на властивості часових рядів зменшується (Хольц-Еакін та ін., 1988).

<sup>2</sup> Оскільки показник  $T$  є фіксованим та існує залежність від розміру у поперечному перетині для залишкових членів, часовий специфічний вплив можна контролювати використовуючи у регресіях щорічні змінні.

$$\text{де } H = \begin{pmatrix} 2 & -1 & . & . & . & 0 \\ -1 & 2 & & & & 0 \\ . & . & & & & . \\ . & . & & & & . \\ . & . & & & & -1 \\ 0 & 0 & . & . & . & -1 & 2 \end{pmatrix}$$

$H$  – це  $(T - 2)$  квадратна матриця по головній діагоналі,  $-1$  на перших діагоналях та  $0$ .

Якщо  $v_{it}$  є гетероскедастичною, двоетапну оцінку можна проводити використовуючи:

$$H_i = \Delta \hat{v}_i^* \Delta \hat{v}_i^{\prime}, \tag{9}$$

де  $\hat{v}_i^*$  – одноетапні залишки, що можна зобразити:

$$W_N = \left[ \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (Z_i' \Delta \hat{v}_i \Delta \hat{v}_i' Z_i) \right]^{-1}, \tag{10}$$

де  $\Delta \hat{v}_i$  відповідають оцінкам першої різниці отриманих попередньо.

Однак для оцінок першої різниці за GMM відсутність інформації про параметри, що нас цікавлять на рівнях змінних спричиняє витрати, що іноді є значною частиною загальної варіації даних. Особливо коли часові ряди є стійкими та кількість часових рядів мала, оцінка першої різниці за GMM не зовсім підходить через відхилення та неточності<sup>1</sup>. За цих умов, великі відхилення можуть спостерігатися коли інструментальні змінні слабкі.

Крім того, дослідження показали, що інструментальні змінні, оцінені за рівняннями першої різниці при умові дотримання помилок вибірки коли кореляція між наявними інструментами та ендогенними змінними стає слабкою, тобто, коли відсталі рівні часових рядів лише слабо пов'язані з наступними першими різницями (Алонсо-Боррего та Ареллано, 1999; Бландел та Бонд, 1998)<sup>2</sup>.

Ареллано та Бовер (1995), Бландел та Бонд (1998) показали, що ці різниці можна значно зменшити коли розглядаються додаткові умови для моментів пов'язані з рівняннями на рівнях. В системній оцінці GMM використовується при-

пущення про початкові умови для отримання умов для моментів, що залишаються інформативними навіть для стійких рядів та добре підходять для оцінки.

Щоб повністю використати ці інструменти, рівняння перших різниць та рівняння на рівнях, що відповідають періодам  $p + 2, \dots, T$  представлено як система рівнянь для оцінки за GMM що відповідає рівнянню (7).

Рівень моменту умов може бути виражений як  $E(Z_{1i}' v_i) = 0$ , коли  $Z_{1i}$  дорівнює:

$$Z_i' = \begin{pmatrix} \Delta y_{i(p+1)} & 0 & . & . & 0 \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ . & . & . & . & . \\ 0 & . & . & . & \Delta y_{i(T-1)} \end{pmatrix}$$

Замість  $\Delta y_i$ , використано  $(\Delta y_{i(m+1)}, \dots, \Delta y_{iT}, Y_{i(m+2)}, \dots, y_{iT})$ .  $\Delta x_i$  замінюємо на вектор  $\Delta x_i^+ = (\Delta x_{i3}, \dots, \Delta x_{iT}, x_{i(m+2)}, \dots, x_{iT})$ , системна умова моменту може бути виражена як  $E(Z_s' q_i) =$

$0$ , де  $q_i = \begin{pmatrix} \Delta u_i \\ u_i \end{pmatrix}$ , а матриця інструментів

$$Z_{si}^+ = \begin{pmatrix} Z_{di} & 0 \\ 0 & Z_{li} \end{pmatrix}$$

для такої системи рівнянь у

першій різниці та рівнях, в однокроковій оцінці використовують матрицю вагових коефіцієнтів,

$$H_{si}^+ = \begin{pmatrix} H_{di} & 0 \\ 0 & I_i \end{pmatrix},$$

де  $H_{di}^d$  – матриця вагових кое-

фіцієнтів для оцінки першої різниці,  $I_i$  – одинична матриця з величиною  $T - 2$ <sup>3</sup>.

У двокроковій оцінці використовується:

$$H_i^* = \hat{v}_i^* \hat{v}_i^{*\prime}. \tag{11}$$

Хоча однокрокова матриця асимптотично неефективна у порівнянні з двокроковою, навіть якщо порушення економічної рівноваги є гомоскедастичними, на основі оцінки визначаємо, що висновки зроблені за однокроковою оцінкою можуть бути більш точними ніж за двокроковою оцінкою, навіть у порівняно великій вибірці (Бландел та Бонд, 1998).

Оцінка за методом GMM – це комбінація оцінки різниці за GMM та оцінки рівнів за GMM з додатковим рядом рівнянь визначення різниці рівнів

<sup>1</sup> Ці характеристики типово присутні у моделях зростання, оскільки RGDP – дуже стійкі ряди.

<sup>2</sup> Інструменти використані у стандартній оцінці першої різниці за методом GMM стають менш інформативними у двох важливих випадках. У першому, коли ряди наближаються до стану випадкового блукання (Бландель та Бонд, 1998); другий, оскільки зміна індивідуальних впливів збільшується у відповідності до зміни  $u_{it}$ . У двох випадках часові ряди  $u_{it}$  стають стійкими та лагові рівні забезпечують слабкі інструменти для наступної першої різниці.

<sup>3</sup> Для незбалансованої панелі,  $I_i$  – одинична матриця, що дорівнює кількості рівнянь на визначення рівнів для індивіда  $i$ .

зі стійкими лагами першої різниці у якості інструментів, які визначаються як:

$$\hat{\beta}_s = \gamma \hat{\beta}_d + (1 - \gamma) \hat{\beta}_l, \quad (12)$$

де  $\hat{\beta}_d$  та  $\hat{\beta}_l^p$  оцінки першої різниці та різниці рівнів, відповідно до

$$\begin{aligned} \gamma &= \frac{\Delta y' Z_d (Z_d' Z_d)^{-1} Z_d' \Delta y}{\Delta y' Z_d (Z_d' Z_d)^{-1} Z_d' \Delta y + y' Z_l (Z_l' Z_l)^{-1} Z_l' y} = \\ &= \frac{\hat{\pi}_d' Z_d' Z_d \hat{\pi}_d}{\hat{\pi}_d' Z_d' Z_d \hat{\pi}_d + \hat{\pi}_l' Z_l' Z_l \hat{\pi}_l}, \end{aligned}$$

де  $\hat{\pi}_d$  та  $\hat{\pi}_l$  є оцінками за OLS коефіцієнтами регресії першого ступеню. Для оцінки за методом GMM, хоча рівні  $y_{it}$  залежної змінної повинні мати зв'язок з індивідуальним специфічним впливом  $\eta_i$ ,

$\Delta y_{it}$  не має зв'язку з  $\eta_i$ , дозволяючи використання лагової різниці як інструментів для рівнянь визначення різниці рівнів. Обґрунтованість цих додаткових інструментів можна перевірити використовуючи стандартний тест Саргана на понадідентифікуючі обмеження, або використовуючи порівняння різниці Саргана та Хаусмана між оцінкою першої різниці за GMM результатами оцінки за методом GMM (Ареллано та Бонд, 1991).

Незважаючи на обґрунтованість ряду інструментальних змінних, логічність оцінки за методом GMM залежить від підозри на відсутність автокореляції залишкових членів. Тести  $m1$  та  $m2$  на відсутність автокореляції першого та другого порядку різниць за залишками (тобто,  $\hat{v}_{it} - \hat{v}_{i,t-1}$ ). Якщо порушення різниць рівнів не є серіально корельовані, то мають бути дані про негативну серіальну кореляцію першого порядку в залишкових членах.

Використовуючи дані інструменти та слідуючи стратегії, визначеної Бландель та Бонд (1998), коефіцієнти лагових залежних змінних та зумовлених змінних можна розрахувати для проведення тесту причинності. Тест на те чи  $x$  спричиняє  $y$  є просто тестом на перевірку поєднаної гіпотези, за якою  $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_m$  дорівнює нулю. Якщо дана гіпотеза прийнята, це означає, що  $x$  не викликає  $y$ .

Обґрунтованість надідентифікованих обмежень можна перевірити використовуючи двокроковий тест Саргана-Хансена, який можна виразити наступним чином:

$$SH = N^{-1} \left( \sum_i^N \Delta \hat{v}_i' Z_i^d \right) A_N \left( \sum_i^N Z_i^{d'} \Delta \hat{v}_i \right). \quad (13)$$

$SH$  – асимптотично розподілений хі-квадрат за умов правильності нульової гіпотези що надідентифіковані обмеження є дієвими зі ступенем свободи, що дорівнює кількості надідентифікованих обмежень.

Для системного методу оцінки також проводимо подібний тест. Тест на дієвість рівня умов моментів, що використовуються у системному методі оцінки визначається як різниця між  $SH_s$  та  $SH_d$ :

$$Dif-SH = SH_s - SH_d. \quad (14)$$

$Dif-SH$  є асимптотично розподілений хі-квадрат з  $L_s - L_d$  ступенями свободи за умов підтвердження нульової гіпотези про те, що рівні умов моментів є дієвими.

Альтернативно, дієвість ряду інструментів для рівняння визначення різниці рівнів можна перевірити використовуючи тест Хаусмана, запропонований Ареллано (1993), який можна розрахувати використовуючи інший ряд регресій, що мають значення нуля у рівняннях на визначення першої різниці, та копіює рівні змінних, що знаходяться у правому боці рівняння для рівняння на визначення різниці рівнів. Статистика критерію – це тест Уайльда на перевірку гіпотези, за якою додаткові незалежні змінні в регресії разом дорівнюють нулю<sup>1</sup>.

### 3. Результати та обговорення

Як і у роботі Холца-Еакіна та ін. (1988; 1989) аналіз проведено розраховуючи окремо кожне рівняння моделі (2). Для вибору довжини лагу,  $p$ , необхідним питанням є прийняття відповідного визначення, особливо в коротких панелях, інакше можна отримати неправильні результати. На думку Холц та Еакін та ін. (1988) довжина лагу повинна бути меншою за 1/3 загального часового періоду, інакше матриця коваріацій не зможе бути правильно визначеною через недоліки надідентифікації. VAR модель (3) точно визначає, що 5 дослідження придатні для оцінки. Далі проводиться тест Уальда на загальну значимість незалежних змінних в регресії.

Системна динаміка оцінки панелей для чотирьох головних районів, що розвиваються представлені у таблицях з 1 по 4 (дивись додаток)<sup>2</sup>. Представлені результати є результатами однокрокової оцінки, за якою висновок, зроблений на основі матриці асимптотичної дисперсії свідчить про те, що вона більш придатна ніж двокрокова оцінка<sup>3</sup>. Слід зазначити, що стандартні помилки за

<sup>1</sup> Дивіться Ареллано та Бонд (1991) та Ареллано (1993) для деталей про процедуру проведення тесту.

<sup>2</sup> Результати оцінки за методом GMM для Азії отримані з праці Хабібулла та Енг (2006).

<sup>3</sup> Якщо залишкові члени не є серіально корельованими, але є гомоскедастичними, результати за однокроковою оцінкою дорівнюють результатам за двокроковою оцінкою.

методом GMM є асимптотично стійкі до часових рядів або перехресної гетероскедастичності невідомого типу. Перед тим, як зробити висновок за тестом причинності, необхідно перевірити послідовність оцінки за методом GMM, що засновується на послідовності інструментальних змінних та припущенні, що залишкові члени не відображають автокореляцію.

Зрозуміло, що тести  $m_1$  та  $m_2$  на автокореляцію у залишкових членах першої різниці у обох випадках відповідають припущенню про відсутність автокореляції у залишкових членах. Тест Саргана-Хансена не відхиляє правильність надідентифікованих обмежень. Крім того обидві версії тесту Хаусмана, представлені Сарган-Хансеном та Ареллано не відхиляють правильності додаткових умов моментів, використаних у рівняннях визначення різниці рівнів, припускаючи, що специфічний вплив недосліджених країн не пов'язаний з різницями змінних у регресії.

Якщо поглянути на статистику Уальда, яка представлена у таблиці 1 (див. додаток) про рівняння зростання та фінансове рівняння побачимо, що після вирішення проблем, пов'язаних з лаговими залежними змінними та слабкими інструментами, за емпіричними даними припускаємо, що для країн Африканського регіону, розвиток фінансових ринків та економічне зростання причинно не пов'язані. Крім того, у таблицях 2 та 3, існуюча причинність рухається від фінансового розвитку до фінансового зростання, припускаючи розвиток фінансових ринків країн, що розвиваються у регіоні Азії та Європи може відноситися до загального процесу економічного розвитку, підтримуючи гіпотезу Шумпетера. З іншого боку, країни, що розвиваються у Західній півкулі надають відомості про підтримку погляду "переваги попиту".

Хоча є дані на підтримку інших поглядів включаючи переваги попиту та погляду про відсутність причинної залежності між економічним зростанням та розвитком фінансових ринків, однак, це підтвердження не таке сильне як гіпотеза управління пропозицією. Більшість даних свідчать про те. Що фінанси є головним фактором у процесі економічного зростання. Це не дивує: для країн з перехідною економікою, у яких немає підприємницького досвіду, фінансові посередники матимуть велике значення.

#### Список використаних джерел

1. Al-Yousif, Y.K. (2002). Financial development and economic growth: another look at the evidence from developing countries, *Review of financial Economics*, 11, pp. 131-150.
2. Alonso-Borrego, C. and Arellano, M. (1999). Symmetrically normalized instrumental variable estimation using panel data, *Journal of Business and Economic Statistics*, 17, pp. 36-49.

#### Висновок

У літературі на предмет вивчення питання зв'язку між економічним ростом та розвитком фінансових ринків, цей зв'язок в основному визначається як позитивний зв'язок першого порядку. Однак, проведено мало емпіричних досліджень причинної залежності економічного розвитку та економічного зростання (Пагано, 1993). Фінансовий розвиток може виступати головним показником, а не істинною причиною економічного зростання. Слід відмітити, що дані про причинну залежність мають важливе значення. Вони допоможуть політикам розробити реформи, що справді сприятимуть зростання збільшуючи розвиток фінансового сектору, в іншому випадку, якщо протилежні тези правильно описують реальність, тоді надлишкова увага до розвитку фінансових ринків відволікатиме від інших, можливо, нагальних альтернативних варіантів політики, що сприяють економічному зростанню.

У статті повторно досліджено питання причинної залежності на основі панельних даних використовуючи оцінку за методом GMM, розробленим Ареллано та Бобер (1995), а також Бландель та Бонд (1998) для проведення тесту на причинну залежність. Зібрані дані країн, що розвиваються з 4 головних регіонів: Африки, Азії, Європи та Західної Півкулі за період з 1990 по 1998 рік. Відрізняючись від попередніх досліджень на предмет проведення тесту на причинну залежність розробленого Холц-Еакін та ін. (1988), метод GMM, що використовується у даному дослідженні містить додаткові умови, а саме додаткові інструменти для покращення точності оцінки.

Головні висновки за результатами пов'язаними з фінансовим структурним поглядом свідчать про те, що поширена мережа фінансових інститутів та велика кількість фінансових інструментів матимуть сприятливий вплив на економічне зростання. Також є дані на підтримку інших поглядів включаючи слідування попиту та погляд про відсутність зв'язку між економічним зростанням та розвитком фінансового ринку. Ці припущення такі ж сильні, як і гіпотеза управління пропозицією.

Дане дослідження має великий потенціал до подальшого розгляду. Оскільки існує чітка емпірична лінія між фінансовим розвитком та економічним зростанням, але знання про політику на підтримку сприяння росту фінансової системи обмежені.

3. Anderson, T.W. and Hsiao, C. (1981). Estimation of dynamic models with error components, *Journal of the American Statistical Association*, 76, pp. 598-606.
4. Anderson, T.W. and Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data, *Journal of Econometrics*, 18(1), pp. 47-82.
5. Arellano, M. and Bond, S.R. (1991). Some test of specification for panel data: Monte Carlo evidence and application to employment equations, *Review of Economic Studies*, 58, pp. 277-297.
6. Arellano, M. (1993). On the testing of correlated effects with panel data, *Journal of Econometrics*, 59, pp. 87-97.
7. Arellano, M. and Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-component models, *Journal of Econometrics*, 68, pp. 5-27.
8. Arellano, M. and Bond, S.R. (1998). Dynamic panel data estimation using DPD98: a guide for users.
9. Bencivenga, V. and Smith, B. (1991). Financial intermediate and endogenous growth, *Review of Economic Studies*, 58 (2), pp. 195-209.
10. Blundell, R.W. and Bond, S.R. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models, *Journal of Econometrics*, 87, pp. 29-52.
11. Campbell, J.Y. and Perron, P. (1991). Pitfalls and opportunities: what macroeconomists should know about unit roots, In O.J. Blanchard and S. Fisher (Eds) *NBER Economics, Annual 1991*, MIT: MIT Press.
12. Demetriades, P.O. and Hussein, K.A. (1996). Does financial development cause economic growth? Time series evidence from 16 countries, *Journal of Development Economics*, 51, pp. 387-411.
13. Fase, M.M.G. (2001). Financial intermediate and long run economic growth in the Netherlands between 1900 and 2000, In T. Klok, T. van Schaik and S. Smulders (Eds), *Economoloques*, Tilburg: Tilburg University.
14. Goldsmith, R.W. (1969). *Financial Structure and Development*, New Haven, C.T.: Yale University Press.
15. Granger, C.W.J. (1986). Developments in the study of cointegrated economic variables, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, pp. 213-218.
16. Greenwood, J. and Jovanovic, B. (1990). Financial development, growth and the distribution of income, *Journal of Political Economy*, 98, pp. 1067-1107.
17. Greenwood, J. and Smith, B.D. (1997). Financial markets in development and the development of financial markets, *Journal of Economics Dynamics and Control*, 21 (1), pp. 145-181.
18. Gupta, K.L. (1984). *Finance and Economic Growth in Developing Countries*, London: Croom Helm.
19. Habibullah, M.S. and Eng, Y.K. (2006). Does financial development cause economic growth? A panel data dynamic analysis for the Asian developing countries, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 11 (4), pp. 377-393.
20. Hansen, L.P. (1982). Large sample properties of generalized method of moments estimator, *Econometrica*, 56, pp. 1371-1395.
21. Holtz-Eakin, D., Newey, W. and Rosen, H.S. (1989). The revenue-expenditures nexus: evidence from local government data, *International Economic Review*, 30 (2), pp. 415-429.
22. Holtz-Eakin, D., Newey, W. and Rosen, H.S. (1988). Estimating vector autoregressions with panel data, *Econometrica*, 56, pp. 1371-1396.
23. Hsiao, C. (1986). *Analysis of Panel Data*, Cambridge: Cambridge University Press.
24. Ireland, P.N. (1994). Money and growth: an alternative approach, *American Economic Review*, 84 (1), pp. 47-65.
25. King, R.G. and Levine, R. (1993a). Finance and growth: Schumpeter might be right, *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 717-738.
26. King, R.G. and Levine, R. (1993b). Finance, entrepreneurship, and growth: theory and evidence, *Journal of Monetary Economics*, 32, pp. 513-542.
27. Levine, R. and Zervos, S. (1996). Stock market development and long run growth, *The World Bank Economic Review*, 10 (2), pp. 323-339.
28. Lucas, R.E. (1988). On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22, pp. 3-42.
29. McKinnon, R.I. (1973). *Money and Capital in Economic Development*, Washington D.C.: Brooking Institution.
30. Pagano, M. (1993). Financial market and growth: an overview, *European Economic Review*, 37, pp. 613-622.
31. Robinson, J. (1953). *The Rate of Interest and Other Essays*, London: Macmillan Publishing Co.
32. Schumpeter, J.A. (1912). *The Theory of Economic Development*. Oxford: Oxford University Press (Reprinted 1969).
33. Shaw, E. (1973). *Financial Deepening in Economic Development*, Oxford: Oxford University Press.
34. Stern, N. (1989). The economics of development: a survey, *Economic Journal*, 100, pp. 597-685.
35. White, H. (1982). Maximum likelihood estimation of misspecified models, *Econometrica*, 50, pp. 1-25.

## Додаток А

Таблиця 1. GMM оцінки тесту на причинну залежність (Африка)

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Константа	0.0297 (2.0191)**	-0.0894 (-3.2158)***
Зростання (-1)	1.2389 (4.4800)***	1.5928 (5.6437)***
Зростання (-2)	-0.6415 (-1.5796)	-0.4634 (-1.4778)
Зростання (-3)	0.3689 (1.8554)*	

Продовження табл. 1

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Фінанси (-1)	0.0092 (0.1201)	0.2611 (1.7668)*
Фінанси (-2)	-0.0631 (-0.4153)	-0.2618 (-1.8073)*
Фінанси (-3)	0.0351 (0.3677)	
m1 (p-значення)	-1.715 (0.086)	-1.767 (0.077)
m2 (p-значення)	1.428 (0.153)	1.090 (0.276)
Сарган-Хансен [d.f] (p-значення)	17.2368[22] (0.750)	12.9087[48] (0.999)
Різниця Саргана [d.f] (p-value)	2.9995[8] (0.9343)	1.0602[10] (0.9997)
Хаусман-Ареллано (p-значення)	1.8023 (0.4061)	0.4721 (0.7897)
Причинна залежність	2.4317	3.3016
Тест Уальда	(0.488)	(0.192)
Інструментальні змінні:		
Рівняння визначення різниці	Всі лагові у та х у період T - 5 та раніше	Всі лагові у та х у період T-4 та раніше
Рівняння визначення рівнів	$\Delta x_{t-4}$ та $\Delta y_{t-4}$	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta y_{t-3}$

Примітки: t-статистика представлена в дужках. Стандартні помилки та статистика критерію асимптотично стійкі до гетероскедастичності. В усіх рівняннях використані показники часу. m1 та m2 – це тести на автокореляцію першого та другого порядку у залишкових членах першої різниці, асимптотично розподілені як N (0,1) за нульовою гіпотезою про відсутність автокореляції. Тест Саргана-Хансена – це тест на надіентифіковані обмеження. Тест Сарган-Хансена на визначення різниці – це тест на додаткові інструментальні змінні рівнянь на визначення рівнів. Тест Хаусман-Ареллано це тип за тестом Хаусмана на відсутність незалежності, а більш загально, ряду інструментів для рівнянь на визначення рівнів.

Таблиця 2. GMM оцінки тесту на причинну залежність (Азія)

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Константа	-0.1048 (-1.4607)	0.2082 (2.5047)**
Зростання (-1)	0.75405 (2.0510)**	0.5406 (2.4806)**
Зростання (-2)	-0.5976 (-1.4829)	0.1564 (1.3777)
Зростання(-3)	0.79463 (1.3176)	0.1705 (0.7893)
Фінанси (-1)	-0.0828 (-0.7756)	-0.5491 (-1.6132)
Фінанси (-2)	0.50935 (2.1179)**	-0.5735 (-1.4255)
Фінанси (-3)	-0.206 (-0.8796)	1.0752 (2.1643)**
m1 (p-значення)	-1.809 (0.076)	-2.067 (0.039)
m2 (p-значення)	0.497 (0.620)	-1.519 (0.129)
Сарган-Хансен [d.f] (p-значення)	1.8924[32] (0.999)	5.8436[32] (0.999)
Різниця Саргана [d.f] (p-значення)	0.0764[8] (0.9999)	0.0238[8] (0.9999)
Хаусман-Ареллано (p-значення)	1.40059 (0.496)	2.7159 (0.257)
Причинна залежність	8.3171	5.7759
Тест Уальда	(0.040)	(0.123)
Інструментальні змінні:		
Рівняння на визначення різниці	Всі лагові у та х у період T-4 та раніше	Всі лагові у та х у період T-4 та раніше
Рівняння визначення рівнів	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta y_{t-3}$	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta y_{t-3}$

Примітки: Відповідають приміткам таблиці 1.  
Джерело: Хабібулла та Енг (2006).



Таблиця 3. GMM оцінки тесту на причинну залежність (Європа)

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Константа	-0.0458 (-0.4623)	0.2082 (2.5047)**
Зростання (-1)	1.2125 (5.8502)***	0.5406 (2.4806)**
Зростання (-2)	-0.4219 (-3.4174)***	0.1564 (1.3777)
Зростання (-3)	0.1103 (1.1957)	0.1705 (0.7893)
Фінанси (-1)	0.0216 (1.1668)	-0.5491 (-1.6132)
Фінанси (-2)	0.0335 (2.4200)***	-0.5735 (-1.4255)
Фінанси (-3)	0.0189 (1.2901)	1.0752 (2.1643)**
m1 (p-значення)	-2.034 (0.042)	-2.067 (0.039)
m2 (p-значення)	-0.054 (0.957)	-1.519 (0.129)
Сарган-Хансен [d.f] (p-значення)	1.4903[22] (0.999)	5.8436[32] (0.999)
Різниця Саргана [d.f] (p-value)	1.1112[8] (0.9974)	0.0238[8] (0.9999)
Хаусман-Ареллано (p-значення)	1.0236 (0.5994)	2.7159 (0.257)
Причинна залежність	7.2227	1.0089
Тест Уальда	(0.065)	(0.604)
Інструментальні змінні:		
Рівняння на визначення різниці	Всі лагові у та x у період T-4 та раніше	Всі лагові у та x у період T-4 та раніше
Рівняння визначення рівнів	$\Delta x_{t-4}$ та $\Delta u_{t-4}$	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta u_{t-3}$

Примітки: Відповідають приміткам таблиці 1.

Таблиця 4. GMM оцінки тесту на причинну залежність (Західна Півкуля)

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Константа	0.0184 (2.6262)***	-0.5255 (-4.5520)***
Зростання (-1)	1.5865 (11.7613)***	2.8772 (8.7728)***
Зростання (-2)	-0.6015 (-4.5688)***	-1.0839 (-2.0996)**
Зростання (-3)		-0.4778 (-1.4733)
Фінанси (-1)	-0.0149 (-1.4950)	1.4384 (0.6108)
Фінанси (-2)	0.0138 (1.6283)	0.3875 (0.1127)
Фінанси (-3)		-1.6196 (-1.2892)
m1 (p-значення)	-2.316 (0.021)	-1.759 (0.079)
m2 (p-значення)	1.287 (0.198)	0.017 (0.986)
Сарган-Хансен [d.f] (p-значення)	10.9110[48] (0.9999)	13.0850[32] (0.9987)
Різниця Саргана [d.f] (p-value)	2.6856[12] (0.9973)	8.3978[24] (0.9986)
Хаусман-Ареллано (p-значення)	0.7147 (0.6995)	1.4824 (0.4765)
Причинна залежність	2.7020	9.8128
Тест Уальда	(0.259)	(0.020)

Продовження табл. 4

Залежна змінна	Зростання	Фінанси
Інструментальні змінні:		
Рівняння на визначення різниці	Всі лагові у та х у період T-4 та раніше	Всі лагові у та х у період T-4 та раніше
Рівняння визначення рівнів	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta y_{t-3}$	$\Delta x_{t-3}$ та $\Delta y_{t-3}$

Примітки: Відповідають приміткам таблиці 1.

## Додаток Б

Таблиця 5. Відібрані країни, що входять до вибірки

Африка	Азія	Європа	Західна півкуля
Буркіна	Бангладеш	Кіпр	Аргентина
Камерун	Індія	Угорщина	Барбадос
Центральна Африка	Індонезія	Мальта	Беліз
Ефіопія	Корея	Польща	Болівія
Кенія	Лаос	Туреччина	Чілі
Мадагаскар	Малайзія	Болгарія	Колумбія
Малі	М'янма	Румунія	Коста Ріка
Марокко	Непал	Естонія	Домініка
Нігер	Пакистан	Арменія	Домініканська республіка
Сенегал	Філіппіни	Чеська республіка	Еквадор
С'єра Леоне	Сінгапур	Казахстан	Ель Сальвадор
Сейшели	Шрі Ланка	Латвія	Гранادا
Свазіленд	Тайланд	Литва	Гаїті
Туніс		Македонія	Гондурас
Зімбабве		Росія	Ямайка
		Словаччина	Мексика
		Словенія	Нікарагуа
			Панама
			Парагвай
			Перу
			Санта Лючія
			Сент Вінсент
			Сурінам
			Тринідад
			Венесуела

Отримано 24.11.2010

Перекладено з англ. Міщенко О.