

ЗАГУБЛЕНИЙ “ЦИКЛІЧНИЙ” КОМПОНЕНТ ТА ІНШІ РОЗДУМИ НА ТЕМУ ГЛОБАЛЬНОГО ФІНАНСОВОГО ЦИКЛУ

ОЛЬГА БОНДАРЕНКО^a

^aНаціональний банк України

E-mail: Olha_Bondarenko@bank.gov.ua

Анотація

У статті досліджується синхронний рух потоків капіталу, який породжує явище, що отримало назву глобального фінансового циклу. Спочатку в статті оцінюється глобальний спільний фактор для потоків капіталу за допомогою факторної моделі і визначається його значущість у кількісному вимірі. Далі автор вивчає циклічні властивості отриманого фактору і робить висновок про те, що загалом його значущість для потоків капіталу є відносно обмеженою. Це може свідчити, що трилема Манделла-Флемінга (а не дилема), як і раніше, описує компроміс, перед яким постають центральні банки, а внутрішня економічна політика відіграє головну роль у підтриманні макроекономічної стабільності.

Класифікація JEL

F32, F36, F4, G15

Ключові слова

глобальний фінансовий цикл, потоки капіталу, факторна модель, точки розвороту, узгодженість

1. ВСТУП

В останні десятиліття світова фінансова система зазнала значної трансформації. Поступова лібералізація рахунків капіталу з 1970-х років як у розвинутих країнах, так і в країнах, ринки яких розвиваються, привела до збільшення і обсягів, і волатильності потоків капіталу. До 2008 року глобальні валові потоки зросли з менш як 5% світового ВВП в 1980–1999 роках до майже 20% (IMF, 2012), тоді як валові зовнішні зобов'язання збільшилися більш як учетверо – до 200% ВВП. Після світової фінансової кризи вони практично перестали зростати через уповільнення потоків капіталу між розвинутими країнами, насамперед фінансовими центрами, однак загалом рівень фінансової інтеграції залишався високим (Lane and Milesi-Ferretti, 2017).

Ще в 1996 році у статті Calvo et al. зазначалося: “Глобальні фактори, що впливають на іноземні інвестиції, як правило, мають важливу циклічну складову, яка створює повторювані підйоми і спади у припливах капіталу”. Однак поняття “глобальний фінансовий цикл” набуло популярності лише з початком кризи 2008–2009 років: за цей період кількість згадувань у ЗМІ потроїлася порівняно з 2007 роком. З того часу ця концепція стала важливим аспектом дискусії щодо монетарної та макропруденційної політики (Borio, 2019).

Його найпопулярніше визначення взято зі статті Rey (2015), згідно з якою “глобальні фінансові цикли

пов'язані з припливами і скороченнями потоків капіталу, різкими стрибками і падіннями цін на активи і кризами [... і] характеризуються значними синхронними змінами цін на активи, валових потоків і левериджу”. Грунтуючись на цьому твердженні, у нашій статті глобальний фінансовий цикл визначено як неспостережуваний спільний компонент, який відображає піки і спади валових потоків капіталу, що чергуються між собою, в широкій вибірці країн. З огляду на те, що стаття, по суті, присвячена цій єдиній темі, терміни “глобальний фінансовий цикл”, “глобальний цикл”, а також “глобальний фактор” можуть використовуватися як взаємозамінні у тексті всього дослідження.

Існування потужного спільного циклу в потоках капіталу і цінах на фінансові активи створює проблему для розробників політики. У класичній трилемі Манделла-Флемінга гнучкий обмінний курс забезпечує незалежність монетарної політики за відкритого рахунку капіталу. Однак за наявності глобального фінансового циклу це не відповідає дійсності. Якщо потоки капіталу в окрему невелику відкриту економіку і з неї добре синхронізовані з циклом, внутрішні фінансові умови починають підпорядковуватися глобальним. Тому трилема перетворюється на дилему: або лібералізувати рахунок капіталу, або проводити незалежну монетарну політику. При цьому вибір режиму обмінного курсу стає неактуальним (Rey, 2015).

Натомість якщо глобальний цикл не може пояснити зміни в потоках капіталу, традиційні підходи до підтримки макрофінансової стабільності залишаються актуальними. Отже, з точки зору розробки політики питання полягає не лише в тому, “чи існує глобальний фінансовий цикл”, а й у тому, “якою мірою потоки капіталу в країну і з неї танцюють під дудку глобального циклу”.

Хоча економічна література зазвичай дає позитивну відповідь на перше з вищезазначених запитань, вона ще не містить переконливого висновку щодо значущості глобального фінансового циклу для потоків капіталу в кількісному вимірі. Використовуючи факторну модель, Barrot and Serven (2018) підрахували, що на глобальний фактор припадає в середньому майже 40% дисперсії припливу капіталу до розвинутих країн та близько 15% – до країн, ринки яких розвиваються. Borio (2019) наводить схожі, але дещо менші цифри: відповідно 30% і 8%. Натомість Cerutti, Claessens and Rose (2017) виявили, що, за деякими винятками, глобальний фактор пояснює до 25% волатильності потоків капіталу, а в середньому – лише 5%.

Хоча відмінності в методології, вибірці країн та часовому проміжку, очевидно, створюють розбіжності в оцінках, у цій статті висвітлено, що на результати факторних моделей суттєво впливає частота даних та ступінь їх агрегування. Використовуючи ідентичну конфігурацію моделі та панельні дані, ми з'ясували, що в середньому пояснена частка дисперсії коливається від 25% для найбільш агрегованих даних до 7% – для найменш агрегованих.

Крім того, важливо відокремити поняття синхронізації від поясненої частки дисперсії. Остання враховує не лише напрямок, а й величину зміни потоків капіталу. Якщо величина варіюється від циклу до циклу, ця пояснена частка дисперсії може виявитися недосконалим показником синхронізації. Щоб перевірити, чи справді так відбувається, в нашій статті обчислюється індекс узгодженості – непараметрична міра відповідності фаз циклів – і перевіряється його значущість. Як доведено далі, у деяких потоків капіталу фази зростання і скорочення зазвичай збігаються відповідними фазами глобального фактору, однак останній пояснює лише невелику частину волатильності цих потоків. У статті також описані деякі основні властивості спостережуваних циклів.

Стаття побудована таким чином. У розділі 2 зроблено короткий огляд динамічної літератури про глобальний фінансовий цикл. Розділ 3 містить набір даних. У розділі 4 представлено результати “традиційної” факторної моделі. У розділі 5 подається аналіз точок розвороту. Розділ 6 містить висновки.

2. ОГЛЯД ЛІТЕРАТУРИ

У більш ранній літературі потоки капіталу аналізуються через призму факторів “відштовхування” і “тяжіння”, де перші стосуються умов у країні, з якої капітал походить, а другі – в країні-одержувачі. Починаючи з праць Fernandez-Arias (1996) і Calvo et al. (1993), цей підхід застосовувався переважно для пояснення рушійних сил припливу капіталу в країні, ринки яких розвиваються. Дослідники обрали невелику кількість змінних для пояснення змін у потоках капіталу. Пул “глобальних чинників” містить переважно, але не виключно показники неохочності до ризику (VIX) і процентні ставки

в розвинутих країнах (США). Підсумовуючи результати широкого огляду 40 емпіричних досліджень на цю тему, Коерке (2015) стверджує, що ці фактори мають найбільший вплив на потоки портфельних інвестицій та дещо менший – на банківські (інші) потоки. Встановлено, що глобальна неохочність до ризику також відіграє важливу роль в епізодах надмірних змін потоків капіталу, таких як різкі зростання та раптові зупинки (Forbes and Warnock, 2012; Ghosh et al., 2014).

Натомість сучасна література концентрується на “альтернативному” підході – виділити з потоків капіталу один фактор і порівняти його зі спостережуваними змінними, наприклад VIX. З огляду на доступність великих панельних даних факторні моделі виявилися привабливим і простим підходом до аналізу. Починаючи з Rey (2015), дослідники вказували на сильну синхронність валових припливів і відпливів капіталу, що є попередньою умовою для побудови факторної моделі.

Barrot and Serven (2018) оцінюють дворівневу латентну факторну модель, використовуючи річні потоки з трьох груп країн – розвинутих, країн, ринки яких розвиваються, та країн, що розвиваються. Вони виявили, що глобальним фактором пояснюється приблизно 38% та 47% дисперсії припливів та відпливів у розвинутих країнах, тоді як у країнах, ринки яких розвиваються, – відповідно лише 15% та 25%. Автори також підтвердили, що глобальні фактори пов'язані з традиційними змінними “відштовхування”: 70–80% волатильності пов'язано з VIX, процентними ставками у США, реальним обмінним курсом долара США, зростанням реального ВВП США і світовими цінами на сировинні товари.

У свою чергу, Cerutti et al. (2017) оцінюють набір факторних моделей на основі квартальних даних і застосовують ряд методів для оцінки значущості глобального циклу в кількісному вимірі. Проте у підсумку вони стверджують, що 25% – це приблизна верхня межа оцінок частки волатильності, що пояснюється одним спільним фактором.

Davis et al. (2019) розглядають вплив глобальних чинників як на валові, так і на чисті потоки капіталу з використанням класичної статичної моделі і річних агрегованих даних. Вони визначають два важливі чинники – глобальний фінансовий цикл і фактор цін на сировинні товари, – на які припадає близько 40% дисперсії валових і чистих потоків капіталу. Автори також повторюють свій аналіз із використанням квартальних даних і виявляють, що їхні результати змінюються кількісно (в середньому частка волатильності, пояснена цими факторами, знижується до 25%), але не якісно.

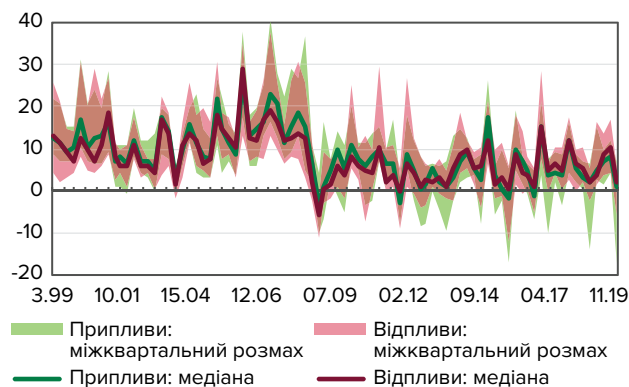
Наша стаття загалом також належить до цієї течії в літературі. Вона документує розбіжності, які виникають унаслідок застосування стандартного підходу до визначення значущості глобального циклу для потоків капіталу в кількісному вимірі, а також указує на наявність розбіжностей у якісному вимірі. Далі ми трохи відходимо від традиційного методу і робимо спробу дослідити циклічні властивості змінної, названої “циклом”. Для цього проведено аналіз точок розвороту. Даний метод рідко використовується в літературі, в якій вивчається глобальний фінансовий цикл (єдиний виявлений приклад – Reinhart et al., 2017), але досить поширений під час визначення внутрішніх фінансових циклів (наприклад, Drehmann et al., 2012; Claessens et al., 2011, 2012; Schuler et al., 2015).

3. ДАНІ

Набір даних створено з використанням баз даних МВФ “Міжнародна фінансова статистика” (IFS) і “Перспективи розвитку світової економіки” (WEO). Потоки капіталу з решти світу спочатку поділяються на дві широкі категорії: а) приплив, тобто купівля внутрішніх активів іноземцями і б) відплив або купівля іноземних активів резидентами. З точки зору обліку як приплив, так і відплив у фінансовому рахунку подані в чистому вигляді (виникнення зобов’язань і придбання фінансових активів), але в літературі і в цій статті вони зазвичай називаються “валовими”. Далі валові потоки поділяються на прямі інвестиції, портфельні інвестиції у капітал, портфельні інвестиції у боргові цінні папери та інші інвестиції. Усі ряди виключають офіційне фінансування та виражені у відсотках до тренду ВВП країни (з відповідною періодичністю)¹.

Дані налічують чотири збалансовані панелі річних та квартальних потоків, що охоплюють 20 років – із 1999 до 2019 року. Вони включають широкий спектр країн – 17 розвинутих країн (АЕ) і 33 країни, ринки яких розвиваються (ЕМ), зазначених у таблиці 2, – крім фінансових центрів, як визначено в Lane and Milesi-Ferretti (2017).

Описову статистику подано в таблиці 3. Оскільки дані містять спостереження, що суттєво відхиляються від інших даних вибірки, подані значення є медіанами обраної описової статистики. Порівняно з країнами ЕМ розвинути країни отримують більший приплив капіталу всіх типів, за винятком прямих інвестицій, і мають більший відплив. Ця тенденція очевидна як із річних, так і з квартальних даних, оскільки міри центральної тенденції в цих двох наборах загалом еквівалентні. Натомість стандартне відхилення приблизно вдвічі вище в квартальних даних, що свідчить про більшу волатильність таких потоків. Відповідно до висновків дослідження Broner et al. (2013) припливи і відпливи корелюють між собою, однак у річних даних кореляція вища. Графіки 1 і 2 ілюструють деякі з вищезазначених фактів.



Графік 1. Агреговані припливи та відпливи в АЕ
Джерело: власне опрацювання на основі даних IFS.

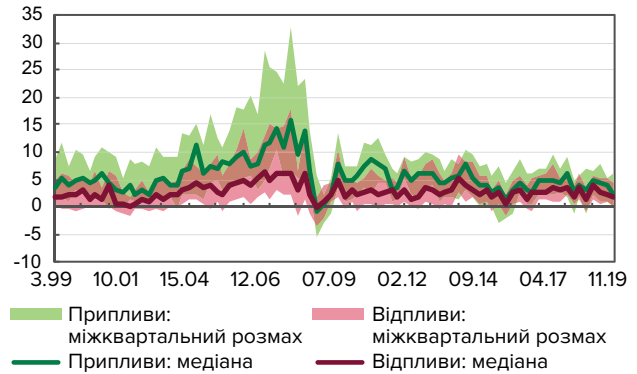


Figure 2. Агреговані припливи та відпливи в ЕМ
Джерело: власне опрацювання на основі даних IFS.

Для коректності порівняння даних у статті квартальні потоки виражені через ковзне середнє за чотири квартали. Це перетворення значно знижує (але не усуває) внутрішньорічну волатильність, як показано в таблиці 4, тоді як стандартне відхилення стає ближчим до відповідного значення в річних даних.

Останній пункт стосується стаціонарності даних. Результати розширеного тесту Дікі-Фуллера свідчать, що 60% річних і 22% квартальних (нетрансформованих) потоків капіталу є нестаціонарними².

4. ФАКТОРНА МОДЕЛЬ

Як уже згадувалося, оцінка факторної моделі є найбільш популярним підходом для отримання глобального циклу або з потоків капіталу, або із цін на активи. По суті, модель пояснює синхронні зміни у векторі x_t , що містить велику кількість змінних, кількома спільними факторами. Для повноти викладу до статті включено частковий опис теоретичного підґрунтя факторних моделей, що використовують великі $N \rightarrow \infty$ дані, так званих наблужених факторних моделей. Найпростіша форма моделі описує будь-який стандартизований потік капіталу $x_{i,t}$ як

$$x_{i,t} = \lambda_i F_t + \varepsilon_{i,t}, \quad (1)$$

де F_t – вектор неспостережуваних спільних факторів, λ_i містить відповідні факторні навантаження, а $\varepsilon_{i,t}$ – ідіосинкратична складова, що відображає динаміку, характерну для окремого потоку i . Вираз $\lambda_i F_t$ є спільним компонентом моделі.

Метод головних компонент (PCA) – традиційний підхід до оцінки наблуженої факторної моделі. Він розкладає $N \times N$ матрицю коваріації Σ_x вектора x_t на

$$\Sigma_x = \Lambda \Sigma_f \Lambda' + \Sigma_\varepsilon \quad (2)$$

шляхом мінімізації суми дисперсій ідіосинкратичних складових. Інтуїтивно чим вища кореляція між рядами вздовж одного конкретного виміру (або чим менш розсіянні дані навколо власного вектора головного компонента, що описує цей вимір), тим більша частка дисперсії пояснюватиметься цим компонентом³. У моделі також допускається наявність незначної авто-

¹ Тренд сезонно скоригованого ВВП визначається за допомогою фільтра Ходріка-Прескотта зі стандартними значеннями, присвоєними параметру лямбда: 100 для річних даних і 1600 – для квартальних.

² Кількість лагів була визначена AIC із максимумом у 4 для річних даних і в 24 – для квартальних.

³ Із детальним виведенням можна ознайомитися, зокрема, у Barigozzi (2018).

взаємкореляції в Σ_ε , тобто ненульових недиагональних елементів, що зазвичай і спостерігається в макроекономічних даних.

Ураховуючи, що і навантаження, і фактори є неспостережуваними і не можуть бути ідентифіковані окремо, на матрицю навантажень Λ та факторів F накладаються обмеження. Методом РСА передбачається, що фактори є ортогональними та мають одиничну дисперсію, $\Sigma_F=I$, а $\Lambda\Lambda'$ є діагональною матрицею з елементами, що не дорівнюють одне одному і розташовані в порядку зменшення (Lutkepohl, 2014). РСА перетворює рівняння 2 на

$$\Sigma_x = \Lambda\Lambda' + \Sigma_\varepsilon = \Sigma_\lambda + \Sigma_\varepsilon \quad (3)$$

Оскільки змінні в x_t стандартизовані, тобто мають нульове середнє значення та одиничну дисперсію, матриця коваріації Σ_x по суті є матрицею кореляції. У таблиці 1 подано середні попарні кореляції і частки значущих кореляцій у припливах капіталу за типами (таблиця 5 – для відпливів)⁴. Усі значення є додатними, що відповідає результатам попередніх досліджень і загалом підтверджує існування спільного компонента в потоках капіталу. Проте частка значущих кореляційних зв'язків рідко перевищує 25%, можливо, вказуючи на досить високу неоднорідність даних. В абсолютному вираженні кореляція між агрегованими потоками вища, ніж між конкретними видами інвестицій, і тим паче – під час використання квартальних даних.

специфікацію еволюції факторів у часі і навантажень, що змінюються із часом (Banerjee et al., 2008).

Хоча інформаційні критерії Bai and Ng (2008) указують на наявність аж 19 факторів у річних даних і лише на один фактор у квартальних даних, щоб зберегти загальну логіку експерименту (глобальний фактор, річний проти квартального), використовується єдиний фактор із найбільшим власним значенням. У літературі загалом прийнято асоціювати глобальний цикл із першим фактором, який, за будовою, пояснює найбільшу частку варіації в даних. Водночас 2-й, 3-й та інші фактори, що представляють інші аспекти – регіональний вплив, ціни на сировинні товари (як у Davis et al., 2019), – також можуть виявитися важливими з економічної точки зору. Привернення уваги цих аспектів є актуальним напрямом для подальших досліджень⁵.

На графіку 7 у додатку показано глобальні фактори, отримані з чотирьох панелей потоків капіталу. Хоча річні і квартальні фактори є загалом порівнянними, за винятком величини, до світової фінансової кризи вони демонстрували досить синхронний рух, а надалі локальні максимуми і мінімуми дещо відрізнялися. Наприклад, найглибша точка спаду в дезагерованих потоках, що була спричинена фінансовою кризою, з'являється в річних даних у 2008 році, а в квартальних – у 2009 році.

У міру того, як дані переходять від найбільш до найменш агрегованого стану, глобальний фактор, як

Таблиця 1. Незважені середні коефіцієнти попарної кореляції* припливів капіталу і відсоток значущих кореляцій

Річні										
	Агреговані потоки		Прямі інвестиції		Портфельні інвестиції: капітал		Портфельні інвестиції: борг		Інші інвестиції	
	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.
Усі країни	21.6	19%	13.3	12%	10.0	16%	10.0	10%	16.0	15%
АЕ	21.1	17%	9.1	11%	9.8	18%	8.7	15%	15.7	20%
ЕМ	23.5	21%	16.6	13%	9.6	17%	13.1	11%	18.7	15%
Квартальні										
	Агреговані потоки		Прямі інвестиції		Портфельні інвестиції: капітал		Портфельні інвестиції: борг		Інші інвестиції	
	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.
Усі країни	14.3	32%	4.2	12%	5.4	19%	6.5	18%	9.3	20%
АЕ	13.8	29%	2.1	12%	6.3	21%	7.0	24%	7.7	22%
ЕМ	15.9	38%	5.2	12%	4.8	20%	7.1	17%	11.6	24%

*Масштабовано на 100.

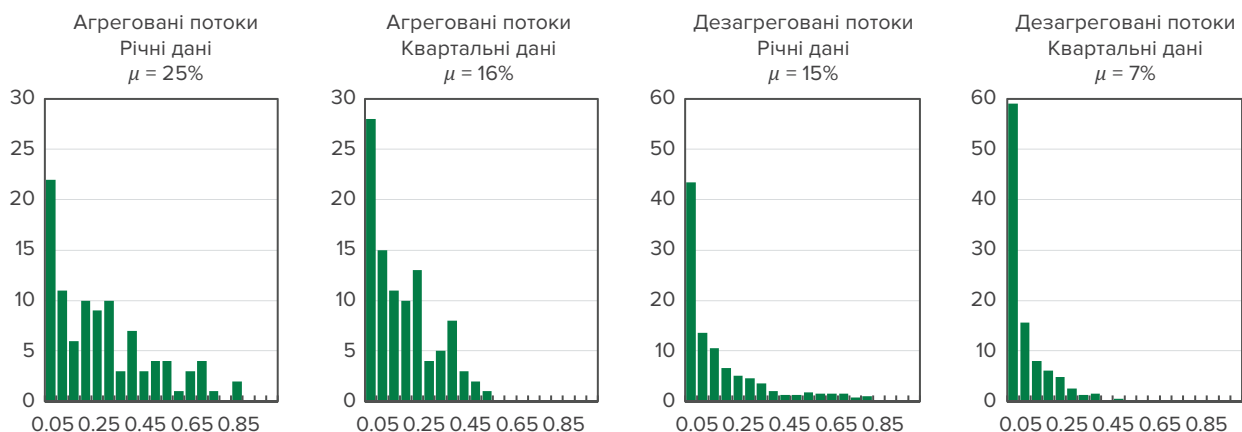
**Кор. – коефіцієнт кореляції; Знач. – відсоток коефіцієнтів кореляції, які є значущими; АЕ – розвинуті країни, ЕМ – країни, ринки яких розвиваються.

Ураховуючи, що деякі змінні є нестационарними, у статті для обчислення кореляцій та факторів використовуються різниці першого порядку. Bai and Ng (2008) доводять, що фактори та навантаження, оцінені на даних у різницях першого порядку, є консистентними, навіть якщо невідомо, який із процесів – $I(0)$ чи $I(1)$ – описує фактори та ідіосинкратичні складові. Безпосередньо фактори отримуються шляхом кумуляції. Крім того, використання РСА з $N \rightarrow \infty$ дає змогу отримати консистентну оцінку навіть за різних помилок специфікації, включаючи неправильну

правило, пояснює все меншу частину волатильності потоків капіталу. Хоча можна було очікувати певного пропорційного зниження поясненої частки дисперсії в усіх країнах під час переходу від річного до квартального виміру, це не підтверджується даними. Міжквартальний розмах співвідношення річного і квартального показників є широким – від 1.8 до 20.3. Крім того, для 29–35% потоків капіталу пояснена частка волатильності навіть збільшується в середньому на 3.75 в. п. та 18.22 в. п. відповідно у дезагерованих та агрегованих

⁴ t-статистика для коефіцієнта кореляції обчислюється як $t_{corr} = \frac{r\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}}$, де r – коефіцієнт кореляції, а n – довжина ряду.

⁵ Дякую анонімому рецензенту за пропозицію.



Графік 3. Відмінності між країнами у частці дисперсії, поясненої глобальним фактором*, %
* μ позначає середнє значення.

даних. Змінюється і ранжування країн: із даними різної частотності топ-10 агрегованих потоків не збігаються повністю, а серед дезагрегованих потоків повторюються лише два. Отже, такий показник значущості глобального циклу, як його зазвичай використовують, має деякі розбіжності як кількісного, так і якісного характеру.

Зменшення частки поясненої дисперсії відповідає тенденції в кореляціях, де менш агреговані дані мали нижчу середню попарну кореляцію. Оскільки за нормалізації $\Sigma_f=I$ навантаження можна, по суті, інтерпретувати як кореляції між потоками капіталу та фактором, то такий результат є природним. Щоб проілюструвати цей зв'язок, на графіку 8 у додатку показана лінійна залежність між кількістю значущих попарних кореляцій для конкретного потоку і часткою поясненої дисперсії.

Отже, оцінки синхронності руху потоків капіталу різняться залежно від частоти даних та ступеня їх агрегування. Література на тему агрегування даних у часі та поперечно підтверджує, що ці перетворення можуть впливати на результати оцінки і властивості моделі, а саме на динамічні закономірності та причинно-наслідковий зв'язок за Грейнджером (Silvestrini and Veredas, 2008). Хоча, наскільки нам відомо, досліджень на цю тему в контексті факторних моделей небагато, однак навіть з існуючих статей можна зробити висновки про потенційні проблеми, пов'язані з агрегуванням.

Granger (1987) доводить, що спільні фактори є ключовими для визначення динаміки економічних агрегатів, хоча на мікрорівні вони можуть пояснювати лише незначну її частину. Стосовно потоків капіталу варто зазначити, що фактори потоків, агрегованих та дезагрегованих у поперечному розрізі (принаймні в квартальній вибірці, де часовий ряд T досить довгий), демонструють досить подібну динаміку. Водночас в останньому випадку середня частка дисперсії, що пояснюється глобальним фактором, є вдвічі нижчою, ніж показано на графіку 3. Виходячи з результатів Granger (1987), можна дійти висновку, що глобальний цикл, який має обмежений вплив на конкретні потоки прямих або портфельних інвестицій на мікрорівні, не слід повністю відкидати, оскільки він усе ще може відігравати певну роль у моделях на макрорівні.

Агрегування в часі згладжує високочастотні і сезонні коливання в даних. Однак Rossana and Seater (1995)

стверджують, що воно систематично змінює властивості часових рядів. Зокрема, річні дані не демонструють коливання із частотою економічного циклу (понад один рік), які чітко простежуються у щомісячних і квартальних даних, а отже, використання цих даних тягне за собою значну втрату інформації про фактичний процес генерування даних. У PCA, який ураховує лише спостереження стосовно відповідної точки в часі, циклічність усе ще присутня, як показано на графіку 7 у додатку. Як це співвідноситься з циклом у квартальних даних, докладніше розглянуто в розділі 5.

Отримана значущість глобального циклу в кількісному вимірі, визначена поясненою часткою дисперсії, може спотворюватися не лише агрегуванням, а й випадковими подіями. Хоча факторний аналіз є надзвичайно ефективним методом для отримання глобального компонента, сам по собі він не гарантує, що цей компонент є суто "циклом". У літературі щодо економічних циклів досліджувана змінна u_t зазвичай розкладається на тренд і цикл таким чином

$$y_t = g_t + c_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

де ε_t є залишком. Після стандартизації даних відповідно до вимог PCA як потоки, так і перший фактор, імовірно, представлений $c_t + \varepsilon_t$, а не лише c_t . Отже, щонайменше один компонент, ε_t , може спотворювати кореляцію (навантаження) як міру синхронізації між глобальним фактором і потоками капіталу. McDermott and Scott (2000) ілюструють цей випадок на штучному прикладі: два часові ряди знаходились в одній фазі циклу 50% часу, і спочатку їх кореляція була невеликою (0.12) і незначущою. Автори додали різку додатну зміну в обидві серії в один і той самий момент часу, і кореляція зросла до 0.6, а фази циклів залишилися незмінними. Якщо натомість два ряди корелюють між собою, але різка зміна додана тільки до одного з них, кореляція, ймовірно, знизиться, а відповідність у циклах збережеться. Наступний приклад із тієї самої статті McDermott and Scott (2000) стосується фактичних даних ВВП в США і Німеччині. Хоча діловий цикл в обох країнах був в основному синхронізованим, кореляція виявилася близькою до нуля.

Відповідно, потрібне глибоке розуміння циклічних властивостей, щоб судити, якою мірою пояснена частка дисперсії відображає синхронізацію між глобальним циклом і потоками капіталу.

5. УЗГОДЖЕНІСТЬ ПОТОКІВ КАПІТАЛУ

Один із найстаріших напрямів літератури, що вивчає цикли, визначає циклічну складову в окремих рядах за наявності послідовних точок розвороту, що чергуються між собою, – максимумів і мінімумів – із періодами розширення і скорочення між ними. У цьому ключі кажуть, що два цикли синхронізовані, якщо їхні відповідні точки розвороту настільки близькі одна до одної, що більшу частину часу вони перебувають в одній і тій самій фазі. Ступінь синхронізації вимірюється індексом узгодженості (Harding and Pagan, 2002), який обчислюється як

$$I = \frac{1}{T} \left(\sum_{t=1}^T S_{i,t} S_{j,t} + \sum_{t=1}^T (1 - S_{i,t})(1 - S_{j,t}) \right), \quad (5)$$

де $S_{i,t}$ вказує на стан потоку капіталу $x_{i,t}$; $S_{i,t} = 1$ означає розширення, а $S_{i,t} = 0$ – скорочення. Оскільки вхідні дані для індексу узгодженості є бінарними, на результати не впливають зміни величин ані в певні періоди, ані від циклу до циклу. Ідеальна позитивна синхронізація фіксується при $E(I) = 1$, а ідеальна негативна – при $E(I) = 0$.

Щоб побудувати бінарні індикатори для кожного потоку капіталу й оціненого глобального фактору, необхідно визначити точки розвороту в рядах. У нашій праці це завдання виконується за допомогою триступеневої процедури, викладеної в статті Harding and Pagan (2002). По-перше, потенційний набір точок розвороту визначається з використанням правил пошуку локальних мінімумів і максимумів, наприклад, локальні максимуми в ряді x одночасно задовольняють такі умови:

$$\Delta_2 x_t > 0, \Delta x_t > 0, \Delta x_{t+1} < 0, \Delta_2 x_{t+2} < 0 \quad (6)$$

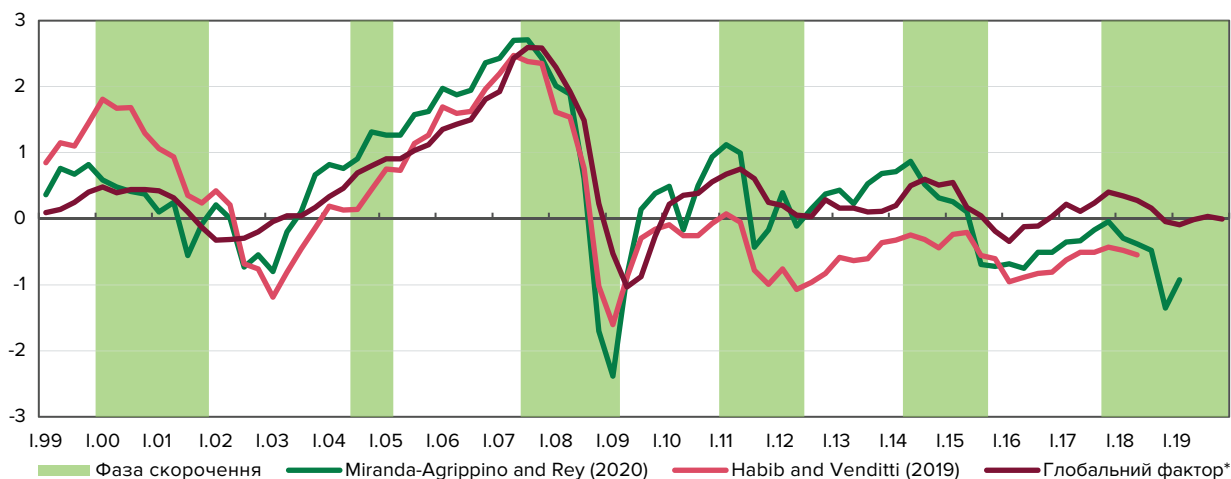
По-друге, слід переконатися, що найвищі і найнижчі точки чергуються. По-третє, до отриманого набору застосовуються додаткові правила, які визначають мінімальну фазу (скорочення або розширення) і тривалість циклу. Harding and Pagan (2002) пропонують мінімальну тривалість фази у два квартали та мінімальну тривалість циклу у п'ять кварталів при застосуванні

алгоритму виявлення точок розвороту економічного циклу. Ці значення часто використовуються, однак не висічені на камені, і в тій самій статті автори скорочують мінімальний цикл до чотирьох кварталів для Великої Британії, оскільки інакше відсутній важливий епізод рецесії.

Отже, ми загалом дотримуємося методології Harding and Pagan (2002), але трохи змінюємо правила, що визначають мінімальну тривалість фази і циклу. Borio (2019) стверджує, що частота коливальності глобального циклу збігається з традиційною частотою економічного циклу, яку часто визначають у два – вісім років. Forbes and Warnock (2012), які вивчають епізоди різких змін у валових потоках капіталу з використанням іншої методології, виявили, що в середньому кожен епізод триває від трьох до п'яти кварталів. Таким чином, було встановлено мінімальну фазу в три квартали, а мінімальний цикл – у вісім кварталів. Оскільки аналіз точок розвороту не вимагає, щоб базовий ряд був стаціонарним, використовується просте ковзне середнє за чотири квартали.

Циклічні властивості потоків капіталу подано в таблиці 6. У середньому фази розширення тривають трохи довше, ніж скорочення, відповідно дев'ять і сім кварталів; повний цикл, таким чином, становить близько чотирьох років (або 16 кварталів). Порівняно з припливом відплив, як правило, більш стабільний, при цьому найтриваліше розширення було зафіксоване в країнах, ринки яких розвиваються, серед відпливів портфельних інвестицій у капітал. Однак цей результат, імовірно, викривлений тим, що по відношенню до ВВП потоки портфельних інвестицій у капітал зазвичай близькі до нуля.

Повертаючись до питання про агрегування в часі, бачимо, що аналіз точок розвороту свідчить, наскільки по-різному можна визначити роки розширення і скорочення на річних і квартальних факторах. Наприклад, пік квартального циклу припадає на другий квартал 2011 року, і лише два останні квартали можуть бути визначені як такі, протягом яких потоки капіталу зменшувалися, тоді як у річних даних пік спостерігається роком раніше, а 2011 рік уже вважається таким, у якому потоки капіталу зменшувалися. Протилежне можна



Графік 4. Оцінки глобального фінансового циклу

*Глобальний фактор із агрегованих потоків; масштабований на 0.25 для зручності зображення.

Джерела: власне опрацювання, особиста сторінка Miranda-Agrippino й особиста сторінка Venditti.

сказати про 2012 рік. Більше того, зміни у кварталному факторі переважно менш різкі, особливо в періоді скорочення, як показано на нижній панелі графіка 7 у додатку. Отже, втрата інформації, спричинена агрегуванням у часі, може призвести до неправильного аналізу поточного стану циклу та специфікації моделі (якщо фактор використовуватиметься як вхідні дані).

Визначивши точки розвороту для окремих потоків капіталу, у статті також розраховуємо спільний цикл із використанням непараметричного методу, окресленого в Harding and Pagan (2006). Він передбачає визначення груп точок розвороту в потоках капіталу; для отримання докладнішої інформації радимо звернутися до оригінальної статті. На графіку 4 показано глобальні цикли, які оцінені на агрегованих потоках капіталу, на цінах на ризиковані активи (Miranda-Agrippino and Rey, 2020; Habib and Venditti, 2019), і фази скорочення, отримані за допомогою непараметричного алгоритму⁶. Усі відображення циклу загалом рухаються синхронно, і їх точки розвороту згруповані близько до одних і тих самих дат. Єдина значна невідповідність спостерігається в 2002–2003 роках, коли спад у потоках капіталу стався раніше, ніж у цінах на активи. Отже, всі ряди, ймовірно, становлять один і той самий фундаментальний феномен, названий “глобальним фінансовим циклом”.

Оскільки в даній статті метою аналізу узгодженості є побудова альтернативної міри синхронності руху капіталу, з якою можна порівнювати пояснену частку дисперсії, глобальні фактори, отримані за допомогою PCA, використовуються в ролі базових індикаторів, із якими потоки капіталу країн вважаються синхронними. На графіку 10 у додатку показано розподіл ступеня узгодженості між глобальними факторами та окремими потоками. У середньому потоки капіталу 50 країн проводять близько 60–65% часу в тій самій фазі, що й глобальний цикл. Чи це вказує на значну (в економетричному плані) синхронізацію? Як зазначалося у Harding and Pagan (2006), $E(I) = 0.5$ вказує на повну відсутність синхронізації між двома рядами, тільки якщо обидва вони проводять близько 50% часу однаково у фазах розширення і скорочення. Отже, щоб перевірити, чи мають вони значущу синхронізацію, необхідно скоригувати їх на середнє значення, тобто оцінити кореляцію ρ_S між бінарними рядами S_i і S_j .

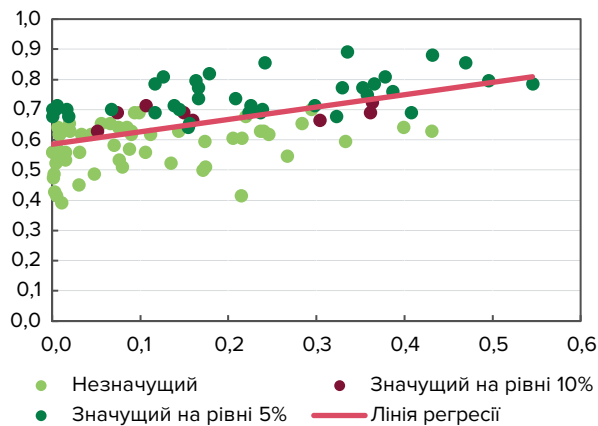
Harding and Pagan (2006) визначають таку регресію, з якої можна зробити висновок про ρ_S :

$$\frac{S_{j,t}}{\hat{\sigma}_{S_j}} = a_1 + \rho_S \cdot \frac{S_{i,t}}{\hat{\sigma}_{S_i}} + u_t, \quad (7)$$

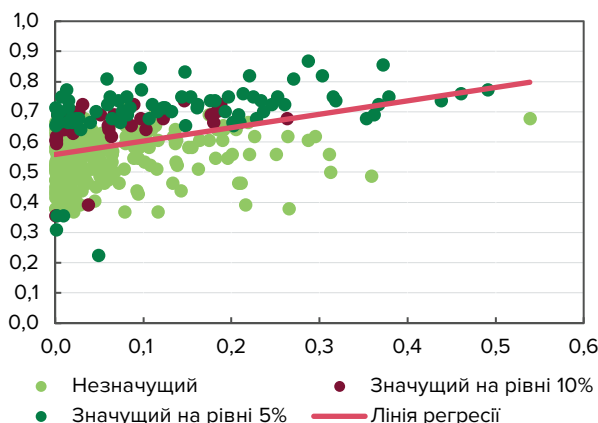
де $\hat{\sigma}_{S_i}$ – стандартне відхилення S_i , a_1 – деяка константа, а u_t – вектор помилок. Оскільки S_i і S_j зазвичай демонструють автокореляцію, не варто припускати, що u_t є незалежними однаково розподіленими випадковими величинами, тому рівняння оцінюється за допомогою узагальненого методу моментів.

На графіках 5 і 6 показано індекс узгодженості з глобальним фактором проти частки волатильності в потоках капіталу, що пояснюється цим фактором. Якщо

остання правильно відображає ступінь синхронізації з циклом, можна очікувати, що високий і значущий індекс узгодженості відповідатиме високій поясненій частці дисперсії. Дані загалом підтверджують це твердження, однак відповідність не повна, і високий та значущий ступінь синхронізації може мати місце, навіть якщо фактор пояснює лише невелику частину дисперсії.



Графік 5. Пояснена частка дисперсії та індекс узгодженості в агрегованих потоках капіталу
Частка потоків із 5-відсотковим рівнем значущості* становить 38%
Частка потоків із 10-відсотковим рівнем значущості* становить 46%
*Значущість стосується індексу узгодженості. Точки становлять потоки капіталу, наприклад, вплив зі США або приплив в Україну.



Графік 6. Пояснена частка дисперсії та індекс узгодженості в потоках капіталу, поділених за видами
Частка потоків із 5-відсотковим рівнем значущості* становить 19%
Частка потоків із 10-відсотковим рівнем значущості* становить 28%
*Значущість стосується індексу узгодженості. Точки становлять потоки капіталу, наприклад, вплив зі США або приплив в Україну.

На графіку 11 у додатку показано, що це означає на практиці на прикладі трьох агрегованих потоків, узятих із різних частин спектра. Вплив капіталу з Кореї, що характеризується як високою поясненою часткою дисперсії, так і рівнем узгодженості, демонструє динаміку, вельми схожу з динамікою глобального фактору⁷. Натомість приплив капіталу в Угорщину більш волатильний і змінює величину від фази до фази. Крім того, різке зростання у 2016 році, яке не має відповідника в глобальному факторі, найімовірніше, впливає на зниження кореляції між рядами. Водночас періоди

⁶ Відповідний графік для дезагрегованих потоків можна знайти в додатку.

⁷ Як зазначалося, факторна модель оцінюється на даних у різницях першого порядку. За винятком “частини, що демонструє тренд” (константа у темпах зростання), після 2009 року динаміка потоку є аналогічною, як і величина.

розширення та скорочення, за великим рахунком, відбуваються одночасно. Як результат дуже мала частина дисперсії пояснюється глобальною змінною, але ступінь синхронізації високий. Приплив капіталу до Перу є прикладом потоку, який не дуже синхронізований із циклом.

Загалом близько половини агрегованих потоків у вибірці має статистично значущий ступінь узгодженості, як у розвинутих країнах, так і в країнах, ринки яких розвиваються (таблиця 7). У групі АЕ в шести із 17 країн припливи і відпливи рухаються синхронно з глобальним циклом (включаючи США), а в інших п'яти – один тип потоку. Серед країн, ринки яких розвиваються, нові члени єврозони і країни, включені в MSCI EM, зазвичай мають як мінімум один потік зі значущим індексом узгодженості. Це може свідчити про наявність зв'язку між рівнем фінансового розвитку або відкритістю країни та її синхронізацією з глобальним циклом. Дана тема може розглядатися в подальших дослідженнях.

Цікаво зазначити, що відповідно до результатів попередніх досліджень⁸ чисті потоки майже не демонструють узгодженості з глобальним фактором – лише 7 із 50 країн мають значущий індекс. У Туреччині та Аргентині переважають припливи, і чисті потоки рухаються синхронно з глобальним циклом, тому що так рухаються припливи. У США, Латвії та Словаччині припливи і відпливи переважно компенсують один одного, але чисті потоки, отримані в результаті, позитивно синхронізовані з фактором, а в Чилі – негативно синхронізовані. Загалом чисті потоки або досить стабільні зі слабо вираженими циклами, або демонструють коротші цикли і проводять менше часу в тій самій фазі, що й глобальний фактор – близько 55% часу.

Стосовно дезагрегованих даних (таблиця 8) слід зазначити кілька моментів. По-перше, 59% і 23% портфельних інвестицій у капітал відповідно у розвинутих країнах і країнах, ринки яких розвиваються, мають значущий індекс узгодженості. Це досить логічний результат з огляду на високий ступінь подібності між глобальними факторами, оціненими з використанням потоків капіталу і цін на ризикові активи. По-друге, інші інвестиційні потоки також синхронізовані з глобальним циклом: відповідно 38% і 23% потоків країн АЕ і ЕМ. Потоки прямих інвестицій є найменш чисельною категорією, але для семи країн, ринки яких розвиваються, узгодженість припливів є значущою і проциклічною, а для Словаччини – значущою і контрциклічною.

США – абсолютний лідер за кількістю потоків, що рухаються разом із глобальним циклом. Тим не менше посперечатися, що з'явилось раніше – курка чи яйце, – у даному випадку не вийде. Як демонструють Miranda-Agrippino and Rey (2020), монетарна політика США є важливим рушієм глобального фінансового циклу, що вимірюється глобальним фактором. Інші розвинуті країни мають у середньому три синхронізовані потоки, Франція та Німеччина – чотири. Країни групи ЕМ зазвичай мають два типи потоків зі значущим індексом узгодженості, тоді як дев'ять країн, включаючи Мексику та Україну, – жодного.

Підсумовуючи, необхідно визнати, що виявлення точок розвороту було виконано автоматично за допомогою алгоритму без будь-яких експертних суджень. Деякі розбіжності між результатами алгоритму і сприйняттям можуть виникнути під час візуального огляду, оскільки дані є волатильними. Якщо використовуватимуться для розробки політики, точки розвороту й індекс узгодженості слід перевіряти в кожному конкретному випадку.

6. ВИСНОВКИ

Глобальний фінансовий цикл, як практично будь-яка неспостережувана змінна, не має однозначної оцінки. Література на цю тему зосереджена на оцінці факторних моделей, які допомагають зрозуміти, як може виглядати глобальний цикл. Також досить часто висновки про його значущість для окремих потоків капіталу в кількісному вимірі робиться на основі частки дисперсії, що пояснюється даним фактором. Однак у випадку волатильних даних цей показник може виявитися оманливим.

У статті досліджуються чотири приклади факторного аналізу, що застосовується до даних із різним ступенем агрегування в часі та поперечно. Хоча цикли, отримані з річних і квартальних даних, демонструють схожу динаміку, в середньому перші мають вищу значущість у кількісному вимірі для потоків капіталу, ніж останні. Ранжування потоків від найбільш синхронних до найменш синхронних (або навпаки) також є нестабільним. Однак якщо продовжувати дивитися на питання через призму факторної моделі, частка дисперсії, яка пояснюється фактором, імовірно, є єдиною доступною оцінкою її значущості.

Хоча основні параметри факторної моделі слід обирати залежно від мети дослідження, пропонується використовувати квартальні потоки капіталу для цілей оцінки⁹. По-перше, дані з цією частотою забезпечують консистентну оцінку фактору для агрегованих і дезагрегованих у поперечному перерізі даних або при $N \rightarrow \infty$. По-друге, відповідно до попередніх досліджень квартальні дані потенційно краще відображатимуть циклічні властивості і процес генерування даних, якщо використовуватимуться в макромоделюванні. По-третє, трансформація даних у часовому вимірі іноді змінює трактування певного року як року розширення на рік скорочення і навпаки.

Повертаючись до поясненої частки дисперсії, маємо додаткову (і більш важливу) причину поставити під сумнів її як міру синхронізації: факторна модель не гарантує, що отриманий компонент є суто "циклом". Відповідно ця стаття змінює точку спостереження і переходить від факторних моделей до традиційного підходу, що використовується в аналізі економічного циклу та внутрішнього фінансового циклу. Ним передбачається визначення точок розвороту і фаз розширення-скорочення у потоках капіталу. Потім ступінь синхронізації з глобальним фактором вимірюється індексом узгодженості.

⁸ Наприклад, Ray (2015).

⁹ Коли доступні лише річні потоки, факторна модель, очевидно, повинна охоплювати дані за період, більший 20 років, щоб результати були стабільними. Однак це твердження потребує додаткового аналізу.

Ці два альтернативних підходи надають схожі результати: загалом висока пояснена частка дисперсії відповідає високому і значущому індексу узгодженості. Однак це не завжди так: оскільки кореляції можуть спотворюватися окремими подіями в даних або величинами, що змінюються від фази до фази, те саме відбувається і з часткою дисперсії. Водночас синхронність руху циклічних складових у потоках капіталу може зберігатися.

На даний момент у статті не порівнюється неспостережуваний глобальний цикл із циклами у потенційних спостережуваних аналогах, наприклад VIX, а також не робиться висновків щодо його походження. Ми також опускаємо питання про те, які характеристики країни – зокрема відкритість рахунку операцій із капіталом, гнучкі/фіксовані обмінні курси і рівень розвитку фінансового ринку – роблять потоки капіталу в країни більш синхронізованими з глобальним циклом. Перевірка теорії дилеми і трилеми залежно від ступеня узгодженості руху глобального циклу і потоків капіталу є багатообіцяючим напрямом для подальших досліджень.

Із точки зору розробки політики можна з упевненістю припустити, що припливи і відпливи, які мають високі значення обох показників синхронізації, танцюють під дудку глобального циклу або передають цей цикл решті світу (наприклад, США, хоча з цього аналізу дію неможливо відрізнити). У таких випадках динаміка

окремих потоків – фази циклу та зміни до попереднього кварталу – збігаються з динамікою глобального фактору.

Однак кількість таких випадків незначна. Хоча в кожному конкретному випадку варто проводити додаткове вивчення, загалом існує мало свідчень на користь значного стабільного впливу глобального фінансового циклу на потоки капіталу. Використання індексу узгодженості допомагає розширити підмножину рядів, за якими необхідно спостерігати уважніше, адже окремі потоки з низькою поясненою часткою дисперсії можна розглядати як синхронізовані з глобальним циклом. Проте в країнах EM у середньому лише два з восьми типів потоків мають значущий індекс узгодженості.

Незважаючи на те, що в статті детально не досліджується питання про те, який рівень синхронізації перешкоджає центральним банкам проводити незалежну монетарну політику за відкритого рахунку капіталу, результати піддають сумніву основну передумову перетворення трилеми в дилему. Хоча додаткові дослідження цієї проблеми є необхідними, для розробників політики все ж може бути більш доречним зосередитися на забезпеченні основ макроекономічної стабільності. Це загалом відповідає висновку статті-огляду Коерке (2015), згідно з якою важливість циклічних факторів була дещо перебільшена за рахунок нехтування аналізом довгострокових структурних тенденцій.

ЛІТЕРАТУРА

- Bai, J., Ng, S. (2002). Determining the number of factors in approximate factor models. *Econometrica*, 70 (1), 191-221. <https://doi.org/10.1111/1468-0262.00273>
- Bai, J., Ng, S. (2008). Large dimensional factor analysis. *Foundations and Trends® in Econometrics*, 3(2), 89-163. <https://doi.org/10.1561/08000000002>
- Banerjee, A., Marcellino, M., Masten, I. (2008). Forecasting macroeconomic variables using diffusion indexes in short samples with structural change. CEPR Discussion Paper, 6706. Retrieved from https://cepr.org/active/publications/discussion_papers/dp.php?dpno=6706
- Barigozzi, M. (2018). Dynamic Factor Models. Lecture notes. Retrieved from http://www.barigozzi.eu/MB_DF_lecture_notes.pdf
- Barrot, L., Serven, L. (2018). Gross capital flows, common factors, and the global financial cycle. Policy Research Working Paper, 8354. <http://hdl.handle.net/10986/29414>
- Borio, Claudio (2019). A tale of two financial cycles: domestic and global. Lecture at the University of Zürich. Retrieved from <https://www.bis.org/speeches/sp191119a.pdf>
- Boivin, J., Ng S. (2006). Are more data always better for factor analysis? *Journal of Econometrics*, 132(1), 169-194. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.027>
- Broner, F., Didier, T., Erce, A., Schmuker S. (2013). Gross capital flows: dynamics and crises. *Journal of Monetary Economics*, 60(1), 113-133. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2012.12.004>
- Calvo, G. A., Leiderman, L., Reinhart, C. M. (1993). Capital inflows and real exchange rate appreciation in Latin America: the role of external factors. *IMF Staff Papers*, 40(1), 108-151. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/3867379>
- Calvo, G. A., Leiderman, L., Reinhart, C. M. (1996). Inflows of capital to developing countries in the 1990s. *Journal of Economic Perspectives*, 10(2), 123-139. <https://doi.org/10.1257/jep.10.2.123>
- Cerutti, E., Claessens, S., Rose A. K. (2017). How important is the global financial cycle? Evidence from capital flows. NBER Working Paper, 23699. Cambridge: National Bureau of Economic Research. <https://doi.org/10.3386/w23699>
- Claessens, S., Kose, M. A., Terrones, M. E. (2011). Financial cycles: What? How? When? NBER International Seminar on Macroeconomics, 7(1), 303-344. <https://doi.org/10.1086/658308>
- Claessens, S., Kose, M. A., Terrones, M. E. (2012). How do business and financial cycles interact? *Journal of International Economics*, 87(1), 178-190. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2011.11.008>
- Davis, J. S., Valente, G., van Wincoop, E. (2019). Global drivers of gross and net capital flows. Globalization Institute Working Paper, 357. <https://doi.org/10.24149/gwp357>
- Drehmann, M., Borio, C., Tsatsaronis, K. (2012). Characterising the financial cycle: Don't lose sight of the medium term! BIS Working Paper, 380. Retrieved from <http://www.bis.org/publ/work380.pdf>
- Fernandez-Arias, E. (1996). The new wave of private capital inflows: Push or pull? *Journal of Development Economics*, 48(2), 389-418. [https://doi.org/10.1016/0304-3878\(95\)00041-0](https://doi.org/10.1016/0304-3878(95)00041-0)
- Forbes, K. J., Warnock, F. E. (2012). Capital flow waves: Surges, stops, flight, and retrenchment. *Journal of International Economics*, 88(2), 235-251. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2012.03.006>
- Ghosh, A. R., Qureshi, M. S., Kim, J. I., Zalduendo, J. (2014). Surges. *Journal of International Economics*, 92(2), 266-285. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2013.12.007>
- Granger, C. W. J. (1987). Implications of aggregation with common factors. *Econometric Theory*, 3(2), 208-222. Retrieved from <https://www.jstor.org/stable/3532462>
- Habib, M. M., Venditti, F. (2019). The global capital flows cycle: structural drivers and transmission channels. ECB Working Paper Series, 2280. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecb.wp2280~2e76974901.en.pdf>
- Harding, D., Pagan, A. (2002). Dissecting the cycle: a methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49(2), 365-381. [https://doi.org/10.1016/S0304-3932\(01\)00108-8](https://doi.org/10.1016/S0304-3932(01)00108-8)
- Harding, D., Pagan, A. (2006). Synchronization of cycles. *Journal of Econometrics*, 132(1), 59-79. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2005.01.023>
- IMF (2012). The Liberalization and Management of Capital Flows: An Institutional View. Retrieved from <https://www.imf.org/external/np/pp/eng/2012/111412.pdf>
- Koepke, R. (2015). What drives capital flows to emerging markets? A Survey of the Empirical Literature. MPRA Paper, 75887. Retrieved from <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/75887/>
- Lane, P. R., Milesi-Ferretti, G. M. (2017). International financial integration in the aftermath of the global financial crisis. IMF Working Paper, 17/115. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2017/05/10/International-Financial-Integration-in-the-Aftermath-of-the-Global-Financial-Crisis-44906>
- Lutkepohl, H. (2014). Structural vector autoregressive analysis in a data rich environment. DIW Discussion Paper, 1351. Retrieved from https://www.diw.de/documents/publikationen/73/diw_01.c.434718.de/dp1351.pdf
- McDermott, C. J., Scott, A. (2000). Concordance in business cycles. IMF Working Paper, 00/37. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/30/Concordance-in-Business-Cycles-3517>

Miranda-Agrippino, S., Rey, H. (2020). U.S. monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754-2776. <https://doi.org/10.1093/restud/rdaa019>

Reinhart, C. M., Reinhart, V., Trebesch, C. (2016). Global cycles: Capital flows, commodities, and sovereign defaults, 1815–2015. *American Economic Review*, 106(5), 574–580. <http://doi.org/10.1257/aer.p20161014>

Rey, H. (2015). Dilemma not trilemma: The global financial cycle and monetary policy independence. NBER Working Paper, 21162. <https://doi.org/10.3386/w21162>

Rossana, R. J., Seater, J. J. (1995). Temporal aggregation and economic time series. *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(4), 441-451. Retrieved from <https://doi.org/10.2307/1392389>

Schuler, Y. S., Hiebert, P. P., Peltonen, T. A. (2015). Characterising the financial cycle: A multivariate and time-varying approach. ECB Working Paper, 1846. Retrieved from <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1846.en.pdf>

Silvestrini, A., Veredas, D. (2008). Temporal aggregation of univariate and multivariate time series models: A survey. Bank of Italy Working Paper, 685. Retrieved from https://www.bancaditalia.it/pubblicazioni/temi-discussione/2008/2008-0685/en_tema_685.pdf

ДОДАТОК А. ТАБЛИЦІ

Таблиця 2. Класифікація країн

Розвинуті країни	Країни, ринки яких розвиваються	Фінансові центри ¹⁰
Австралія	Аргентина	Бельгія
Австрія	Бразилія	Кіпр
Канада	Болгарія	Гонконг, Спеціальний адміністративний район Китаю
Данія	Чилі	Ірландія
Фінляндія	Китай	Люксембург
Франція	Колумбія	Макао, Спеціальний адміністративний район Китаю
Німеччина	Коста Рика	Мальта
Греція	Хорватія	Маврикій
Ізраїль	Чехія	Нідерланди
Італія	Естонія	Сінгапур
Японія	Грузія	Швейцарія
Нова Зеландія	Угорщина	Об'єднане Королівство Великої Британії та Північної Ірландії
Норвегія	Ісландія	
Португалія	Індія	
Іспанія	Індонезія	
Швеція	Казахстан	
Сполучені Штати Америки	Корея	
	Латвія	
	Литва	
	Малайзія	
	Мексика	
	Перу	
	Філіппіни	
	Польща	
	Румунія	
	Росія	
	Словаччина	
	Словенія	
	Південно-Африканська Республіка	
	Шрі-Ланка	
	Таїланд	
	Туреччина	
	Україна	

¹⁰ Лише найактуальніші для дослідження. Повний перелік фінансових центрів див. у оригінальній публікації Лейна та Мілезі-Ферретті (2017).

Таблиця 3. Описова статистика

	Припливи			Відпливи			Кореляція припливів-відпливів
	Середнє значення	Медіана	Стандартне відхилення	Середнє значення	Медіана	Стандартне відхилення	
Річні дані							
Агреговані потоки							
Усі країни	7.54	6.28	4.91	4.33	4.36	3.55	0.68
АЕ	9.44	9.51	8.09	7.89	7.56	6.82	0.90
ЕМ	6.15	5.76	4.53	2.90	2.89	2.65	0.63
Деагреговані потоки							
ПІ	3.13	2.79	1.78	1.12	1.04	1.22	0.59
ПІ – АЕ	2.49	2.08	1.95	3.28	2.36	1.94	0.61
ПІ – ЕМ	3.33	3.12	1.61	0.90	0.83	0.88	0.51
ПІ Б	1.46	1.10	2.01	0.84	0.68	1.01	0.13
ПІ Б – АЕ	3.32	3.19	3.52	2.26	2.13	2.35	0.38
ПІ Б – ЕМ	1.05	0.80	1.68	0.40	0.35	0.72	0.04
ПІ К	0.25	0.17	0.77	0.58	0.45	0.83	0.05
ПІ К – АЕ	0.70	0.70	1.28	1.40	1.38	1.27	0.22
ПІ К – ЕМ	0.13	0.08	0.41	0.34	0.21	0.54	0.05
ІІ	2.03	1.28	3.23	1.24	1.35	2.31	0.39
ІІ – АЕ	2.13	2.01	5.06	1.75	1.64	4.04	0.66
ІІ – ЕМ	1.37	0.89	2.41	1.05	0.86	1.59	0.27
Квартальні дані							
Агреговані потоки							
Усі країни	7.66	6.38	7.90	4.17	4.26	6.05	0.62
АЕ	9.05	8.48	12.34	8.09	7.44	10.92	0.91
ЕМ	6.19	5.56	6.54	2.84	2.62	4.69	0.45
Деагреговані потоки							
ПІ	3.11	2.93	2.68	1.13	0.87	1.77	0.41
ПІ – АЕ	2.53	2.11	3.83	3.32	2.81	3.47	0.49
ПІ – ЕМ	3.38	3.10	2.49	0.89	0.68	1.48	0.28
ПІ Б	1.47	0.95	3.65	0.84	0.69	1.77	0.11
ПІ Б – АЕ	3.35	2.91	6.58	2.27	1.67	3.58	0.28
ПІ Б – ЕМ	1.06	0.36	2.72	0.40	0.32	1.36	0.06
ПІ К	0.25	0.21	1.36	0.60	0.49	1.16	0.04
ПІ К – АЕ	0.71	0.65	2.33	1.49	1.35	2.06	0.10
ПІ К – ЕМ	0.14	0.06	0.76	0.33	0.17	0.77	0.04
ІІ	1.96	1.38	4.99	1.26	1.09	4.60	0.35
ІІ – АЕ	2.25	1.82	9.30	1.83	1.77	8.72	0.65
ІІ – ЕМ	1.32	0.96	4.28	1.06	0.89	3.77	0.26

*Значення становлять медіани середніх значень, медіани та стандартні відхилення для окремих країн.

**АЕ – розвинуті країни; ЕМ – країни, ринки яких розвиваються; ПІ – прямі інвестиції; ПІ Б – портфельні інвестиції у боргові цінні папери; ПІ К – портфельні інвестиції у капітал; ІІ – інші інвестиції.

Таблиця 4. Варіації квартальних потоків капіталу протягом року

	Припливи		Відпливи	
	Необроблені дані	Ковзне середнє	Необроблені дані	Ковзне середнє
Агреговані потоки	4.55	1.59	3.54	1.07
Прямі інвестиції	1.53	0.53	0.95	0.40
Портфельні інвестиції: борг	2.24	0.86	1.39	0.47
Портфельні інвестиції: капітал	0.57	0.24	0.57	0.21
Інші інвестиції	3.50	1.13	3.54	1.07

*Значення становлять медіани.

Таблиця 5. Незважені середні коефіцієнти попарної кореляції* відпливів капіталу і відсоток значущих кореляцій**

	Річні									
	Агреговані потоки		Прямі інвестиції		Портфельні інвестиції: капітал		Портфельні інвестиції: борг		Інші інвестиції	
	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.
Усі країни	15.0	18%	8.9	11%	19.8	23%	6.6	12%	8.4	15%
АЕ	22.5	21%	11.5	12%	21.8	36%	11.4	15%	17.0	27%
ЕМ	11.2	16%	8.1	12%	21.3	24%	4.1	13%	5.3	14%
	Квартальні									
	Агреговані потоки		Прямі інвестиції		Портфельні інвестиції: капітал		Портфельні інвестиції: борг		Інші інвестиції	
	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.	Кор.	Знач.
Усі країни	8.1	21%	3.2	14%	10.2	27%	4.0	15%	4.4	16%
АЕ	13.1	27%	3.2	16%	14.1	49%	6.9	16%	9.6	24%
ЕМ	5.8	19%	3.4	17%	9.1	23%	2.5	13%	2.8	13%

*Масштабовано на 100.

**Кор. – коефіцієнт кореляції, Знач. – відсоток коефіцієнтів кореляції, які є значущими; АЕ – розвинуті країни, ЕМ – країни, ринки яких розвиваються.

Таблиця 6. Циклічні властивості потоків капіталу*

	Агреговані потоки		Прямі інвестиції		Портфельні інвестиції: капітал		Портфельні інвестиції: борг		Інші інвестиції	
	Пр.	Від.	Пр.	Від.	Пр.	Від.	Пр.	Від.	Пр.	Від.
Розширення	8.7	8.5	7.6	8.7	7.9	9.6	8.4	8.9	9.2	8.2
АЕ	7.8	7.9	7.5	8.6	7.1	8.8	8.7	7.7	8.9	7.9
ЕМ	9.2	8.8	7.7	8.8	8.4	10.1	8.1	9.5	9.3	8.4
Скорочення	6.9	6.7	7.8	7.4	8.1	7.1	6.7	7.6	6.8	6.8
АЕ	6.4	6.5	7.9	8.2	6.9	7.1	7.2	7.0	6.6	7.0
ЕМ	7.1	6.8	7.8	7.1	8.8	7.0	6.4	7.9	7.0	6.7

*АЕ – розширення/скорочення потоків капіталу до/з розвинутих країн; ЕМ – розширення/скорочення потоків капіталу до/з країн, ринки яких розвиваються; Пр. – припливи, Від. – відпливи.

Таблиця 7. Потоки капіталу зі значущим ступенем узгодженості*

Агреговані потоки					
	% поясненої дисперсії	Індекс узгодженості		% поясненої дисперсії	Індекс узгодженості
MU: відплив	33%	0.89	TR: приплив	22%	0.71
US: відплив	43%	0.88	BR: відплив	11%	0.71
US: приплив	47%	0.86	AT: приплив	14%	0.70
IL: відплив	24%	0.86	DK: приплив	7%	0.70
SE: відплив	18%	0.82	HU: приплив	0%	0.70
AU: приплив	13%	0.81	BG: відплив	2%	0.70
SI: відплив	38%	0.81	CL: відплив	24%	0.70
IN: приплив	50%	0.80	HR: відплив	0%	0.70
LV: відплив	16%	0.80	KR: приплив	41%	0.69
IL: приплив	12%	0.79	IT: відплив	22%	0.69
MU: приплив	37%	0.79	CN: відплив	12%	0.69
KR: відплив	55%	0.79	IS: відплив	24%	0.69
FR: приплив	33%	0.77	PT: приплив	7%	0.69
SI: приплив	35%	0.77	BR: приплив	36%	0.69
TH: відплив	17%	0.77	GE: приплив	15%	0.69
LV: приплив	39%	0.76	FI: приплив	2%	0.68
CN: приплив	36%	0.75	CO: відплив	0%	0.68
SE: приплив	17%	0.74	PL: відплив	32%	0.68
AR: приплив	21%	0.74	NZ: приплив	30%	0.67
FR: відплив	36%	0.73	AT: відплив	16%	0.67
EE: приплив	30%	0.71	IT: приплив	16%	0.65
LK: приплив	1%	0.71	MX: приплив	15%	0.64
RO: приплив	14%	0.71	ZA: відплив	5%	0.63

*Перші дві літери позначають країну, використовується код ISO 3166-1 alpha-2.

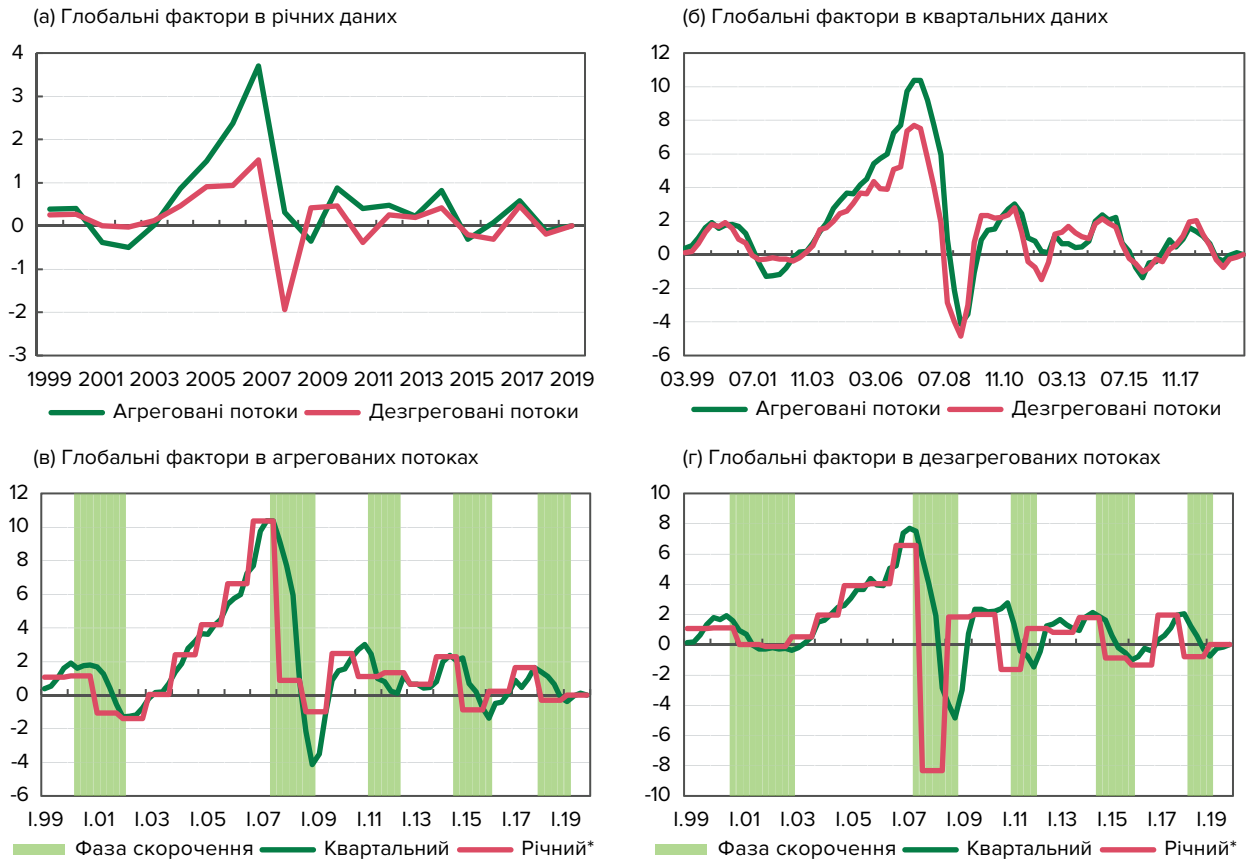
Таблиця 8. Потоки капіталу зі значним ступенем узгодженості*

Квартальні потоки					
	% поясненої дисперсії	Індекс узгодженості		% поясненої дисперсії	Індекс узгодженості
NO: ПІ К приплив	29%	0.87	US: ПІ Б відплив	36%	0.69
IL: ПІ відплив	37%	0.86	AT: ПІ К приплив	21%	0.69
US: ПІ К відплив	10%	0.85	CR: ПІ приплив	0%	0.69
HU: ПІ Б приплив	15%	0.83	CR: ПІ Б відплив	5%	0.69
DE: ПІ Б відплив	30%	0.82	BG: ПІ відплив	0%	0.69
DE: ПІ К відплив	22%	0.82	BR: ПІ відплив	7%	0.69
KZ: ПІ Б приплив	6%	0.81	TH: ПІ відплив	8%	0.69
CL: ПІ відплив	27%	0.81	ES: ПІ відплив	2%	0.68
HU: ПІ Б відплив	1%	0.77	AT: ПІ Б приплив	0%	0.68
BR: ПІ К приплив	49%	0.77	AU: ПІ Б приплив	35%	0.68
CZ: ПІ К відплив	10%	0.77	FI: ПІ К приплив	2%	0.68
IN: ПІ приплив	46%	0.76	GR: ПІ К приплив	10%	0.68
CN: ПІ приплив	21%	0.76	FR: ПІ К відплив	11%	0.68
DE: ПІ відплив	8%	0.75	NO: ПІ приплив	1%	0.68
US: ПІ відплив	14%	0.75	MY: ПІ приплив	6%	0.68
IT: ПІ К приплив	6%	0.75	SI: ПІ Б приплив	26%	0.68
DK: ПІ BK відплив	22%	0.75	EE: ПІ К відплив	12%	0.68
FI: ПІ К відплив	38%	0.75	MY: ПІ К відплив	3%	0.68
IT: ПІ К відплив	32%	0.75	KR: ПІ приплив	23%	0.68
IL: ПІ приплив	15%	0.75	KR: ПІ відплив	2%	0.68
US: ПІ приплив	25%	0.75	AU: ПІ Б приплив	21%	0.67
EE: ПІ відплив	20%	0.75	CA: ПІ приплив	1%	0.67
TR: ПІ відплив	1%	0.75	AT: ПІ відплив	2%	0.67
NZ: ПІ Б приплив	32%	0.74	SE: ПІ відплив	0%	0.67
US: ПІ К приплив	18%	0.74	BR: ПІ приплив	0%	0.67
AT: ПІ К відплив	18%	0.74	SI: ПІ Б приплив	4%	0.67
AU: ПІ К відплив	44%	0.74	BG: ПІ Б відплив	1%	0.67
CA: ПІ К відплив	7%	0.74	CN: ПІ Б відплив	2%	0.67
AU: ПІ відплив	1%	0.74	AR: ПІ К відплив	18%	0.67
LV: ПІ приплив	23%	0.74	HU: ПІ Е відплив	7%	0.67
HR: ПІ К відплив	15%	0.74	MY: ПІ відплив	20%	0.67
US: ПІ Б приплив	19%	0.73	IL: ПІ відплив	0%	0.65
SE: ПІ Б відплив	37%	0.73	JP: ПІ К приплив	20%	0.65
FR: ПІ приплив	25%	0.73	BR: ПІ Б приплив	15%	0.65
US: ПІ відплив	26%	0.73	LT: ПІ Б приплив	6	0.65
PL: ПІ приплив	17%	0.73	TR: ПІ приплив	9%	0.65
TR: ПІ Б приплив	9%	0.73	FI: ПІ Б відплив	6%	0.64
CN: ПІ К приплив	3%	0.73	DE: ПІ К приплив	3%	0.64
IN: ПІ приплив	11%	0.73	SE: ПІ К відплив	2%	0.64
LK: ПІ приплив	6%	0.73	NZ: ПІ відплив	1%	0.64
SE: ПІ приплив	0%	0.71	PL: ПІ К приплив	10%	0.64
FR: ПІ відплив	16%	0.71	BR: ПІ К відплив	1%	0.64
BR: ПІ відплив	1%	0.71	HR: ПІ відплив	1%	0.64
CO: ПІ Б відплив	8%	0.71	ES: ПІ К приплив	2%	0.63
KZ: ПІ К відплив	12%	0.71	IT: ПІ Б приплив	6%	0.62
LV: ПІ К відплив	12%	0.71	KR: ПІ приплив	0%	0.62
FR: ПІ К приплив	5%	0.70	DK: ПІ приплив	0%	0.61
JP: ПІ відплив	19%	0.70	SK: ПІ Б відплив	0%	0.61
EE: ПІ приплив	12%	0.70	PT: ПІ приплив	0%	0.60
LV: ПІ відплив	13%	0.70	GR: ПІ відплив	4%	0.39
SI: ПІ К приплив	3%	0.70	FI: ПІ Б приплив	0%	0.36
LT: ПІ К відплив	18%	0.70	NZ: ПІ К приплив	1%	0.36
CZ: ПІ приплив	1%	0.70	ID: ПІ відплив	0%	0.36
EE: ПІ приплив	24%	0.70	AR: ПІ відплив	0%	0.31
SI: ПІ відплив	8%	0.70	SK: ПІ приплив	5%	0.23
ES: ПІ Б приплив	18%	0.69			

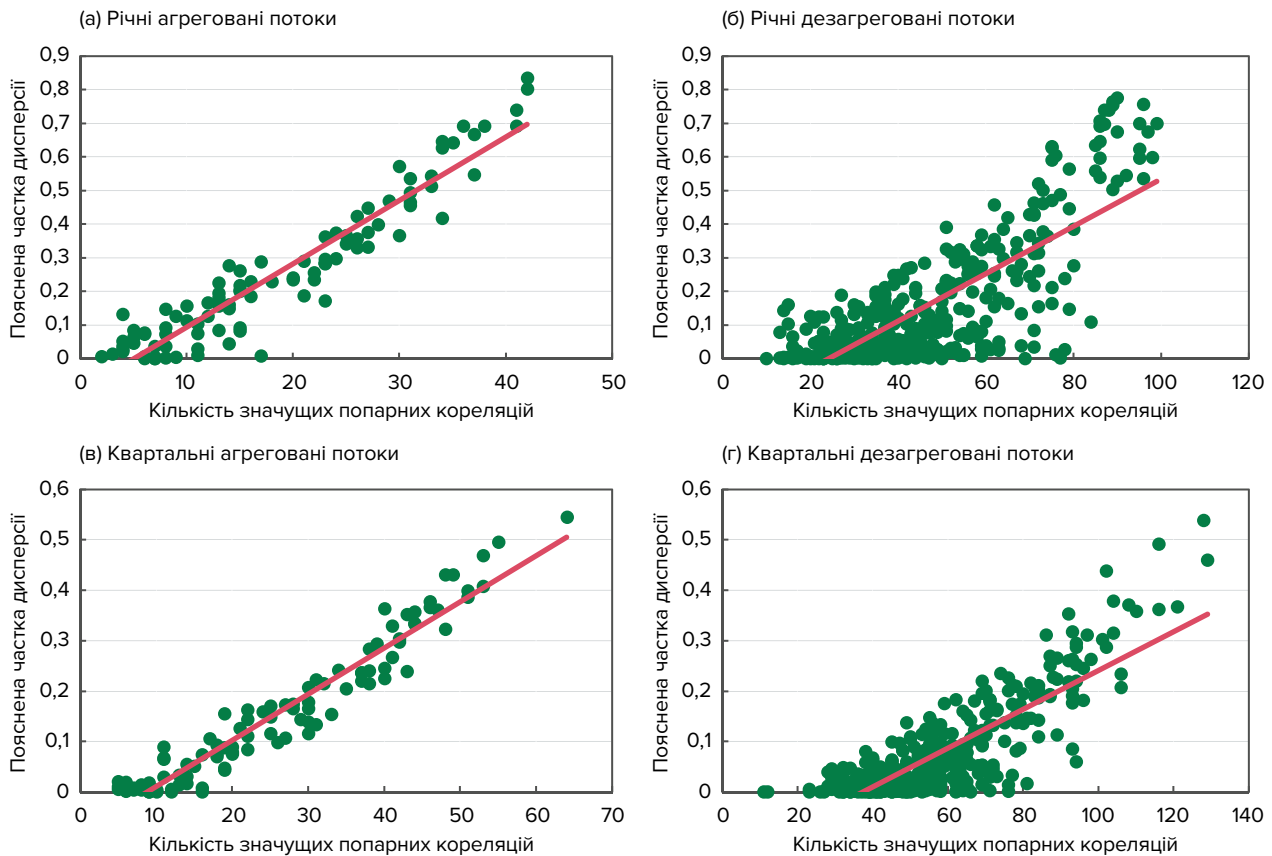
*Перші дві літери позначають країну, використовується код ISO 3166-1 alpha-2.

**ПІ – прями інвестиції; ПІ Б – портфельні інвестиції у боргові цінні папери; ПІ К – портфельні інвестиції у капітал; ПІ – інші інвестиції.

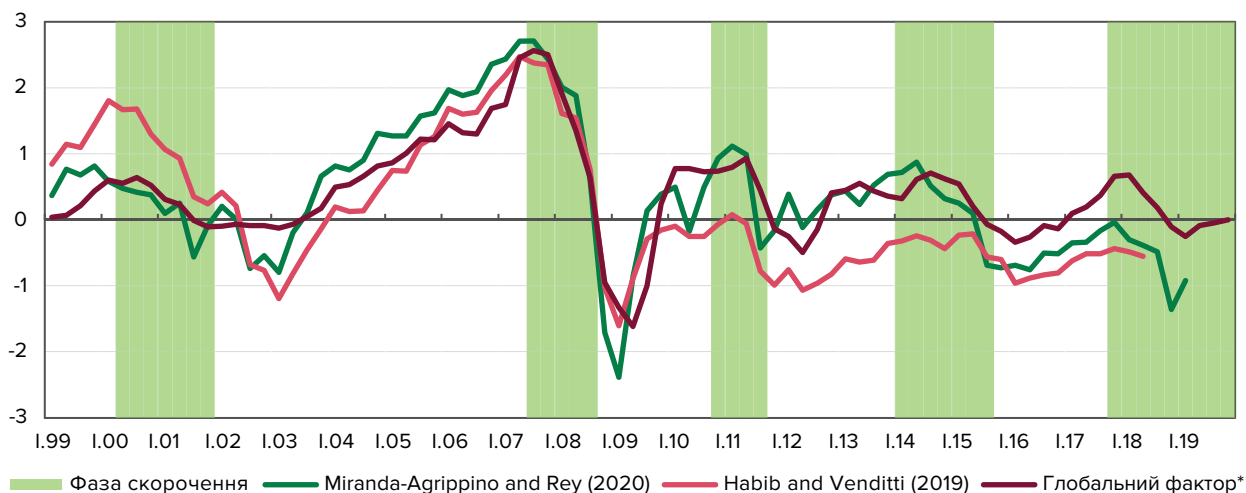
ДОДАТОК Б. ГРАФІКИ



Графік 7. Глобальні фактори в даних
*Масштабований відповідно на 2.8 та 4.3 для зручності зображення.

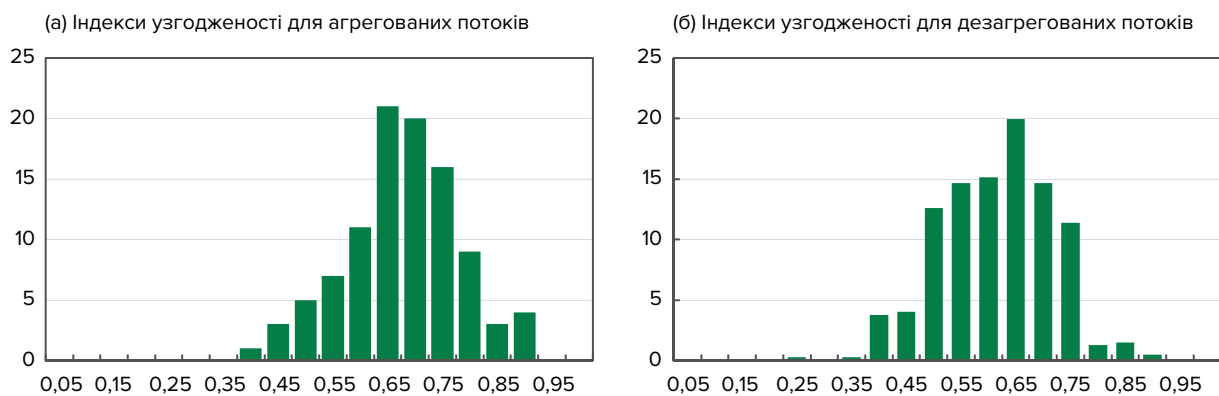


Графік 8. Лінійна залежність між поясненою часткою дисперсії та кількістю значущих попарних кореляцій*
*Точки позначають потоки капіталу, кожен конкретний потік може мати 99 попарних кореляцій в агрегованих даних та 395 парних кореляцій у дезагрегованих даних.

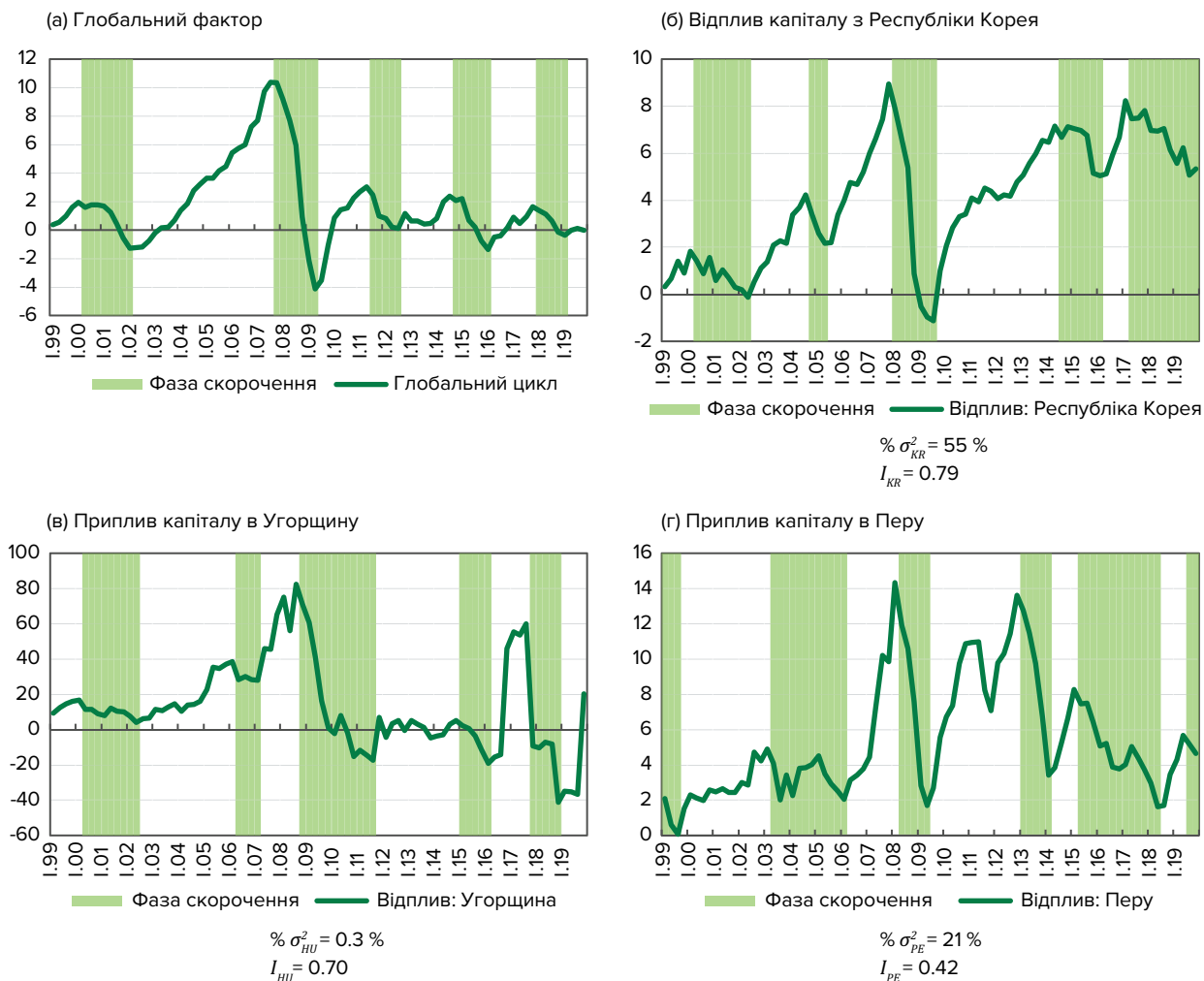


Графік 9. Оцінки глобального фінансового циклу

* Глобальний фактор у дезагрегованих потоках; масштабовано на 1/3 для зручності зображення.



Графік 10. Розподіл індексів узгодженості, розрахований на основі агрегованих потоків капіталу (зліва) та потоків капіталу, розподілених за типами (праворуч)



Графік 11. Цикли в глобальному факторі та окремих потоках капіталу*

* $\% \sigma_i^2$ – Пояснена частка дисперсії; I_i – індекс узгодженості.