

Київський національний університет імені Тараса Шевченка
Міністерство освіти і науки України
Київський національний університет імені Тараса Шевченка
Міністерство освіти і науки України

Кваліфікаційна наукова
праця на правах рукопису

ЖОЛОС ТАРАС ОЛЕКСАНДРОВИЧ

УДК 339.9; 339.56.055; 339.9:004; 339:330.131.7

ДИСЕРТАЦІЯ
СИНХРОНІЗАЦІЯ ДІЛОВИХ ЦИКЛІВ УКРАЇНИ ТА ЄС
В УМОВАХ ГЛОБАЛЬНОЇ ВОЛАТИЛЬНОСТІ

Спеціальність – 292 - Міжнародні економічні відносини

Галузь знань – 29 - Міжнародні відносини

Подається на здобуття наукового ступеня доктора філософії в галузі
міжнародних відносин

Дисертація містить результати власних досліджень. Використання ідей,
результатів і текстів інших авторів мають посилання на відповідне джерело

_____ Т.О. Жолос

Науковий керівник:

Мазуренко Валерій Іванович, доктор економічних наук, доцент

Київ - 2023

АНОТАЦІЯ

Жолос Т.О. Синхронізація ділових циклів України та ЄС в умовах глобальної волатильності. – Кваліфікаційна наукова праця на правах рукопису.

Дисертація на здобуття наукового ступеня доктора філософії за спеціальністю 292 «Міжнародні економічні відносини» (29 – Міжнародні відносини). – Київський національний університет імені Тараса Шевченка, Київ, 2023.

За своєю спрямованістю дисертація складається з трьох частин: теоретичної, практичної і методологічної. У теоретичній частині дисертації, що охоплює перший розділ, було узагальнено класичні і сучасні, теоретичні і емпіричні дослідження з ділових циклів та їх синхронізації, на основі чого було вдосконалено підхід для реалізації практичної частини цієї дисертації з врахуванням специфіки вхідних даних для України. У практичній частині дисертації, що охоплює другий і третій розділи, було проаналізовано динаміку і детермінанти синхронізації ділових циклів України та країн ЄС за період 2001-2022 рр. У методологічній частині дисертації, що наведена переважно у додатках, було запропоновано, на основі трансдисциплінарного підходу, модифікації до стандартної версії динамічної факторної моделі із змінними в часі параметрами й стохастичною волатильністю, що дозволяє розширити сферу її застосування до даних, що характеризуються екстремальною волатильністю, наприклад, дані за період пандемії COVID-19 та дані по ВВП України починаючи з 2022 р. Крім цього, також було запропоновано конкретний алгоритм імплементації цієї версії динамічної факторної моделі.

Більш конкретно, у процесі реалізації мети і завдань дисертації було запропоновано наступні теоретичні і практичні доробки.

Було здійснено історичний аналіз теорії економічних циклів від її витоків до сьогодення й виділено найсуттєвіші риси, котрі допомагають ідентифікувати ділові цикли серед інших типів і видів економічної

циклічності. За своєю частотністю, ділові цикли є відмінними від короткострокових флуктуацій і довгострокових трендів і тривають від одного до дванадцяти років. За своєю сферою охоплення ділові цикли є найзагальнішими серед усіх економічних циклів і стосуються більшості видів економічної діяльності, що обґрунтовує доцільність їх вимірювання за допомогою показника реального ВВП. При цьому є три альтернативних підходи до застосування даних по ВВП для вимірювання ділових циклів: без подальших трансформацій (класичні цикли), як реальний ВВП за вирахуванням довгострокового тренду (цикли приросту) і як темпи приросту реального ВВП (цикли темпів приросту). З огляду на мету дисертації й специфіку вхідних даних для України, в дисертаційному дослідженні було надано перевагу аналізу циклів темпів приросту.

Було здійснено порівняльний аналіз підходів кейнсіанської і неокласичної теорії до структуроутворюючих чинників ділових циклів. Зокрема, кейнсіанська теорія робить наголос на шоках попиту й ролі держави в регулюванні фаз ділового циклу, а неокласична школа — на шоках пропозиції й саморегулюючій функції ринку. Найвизначальнішим проривом у теорії ділових циклів став розвиток теорії реальних ділових циклів, головним інструментом котрої є складні економетричні моделі. Спираючись на інструментарій теорії реальних ділових циклів, кейнсіанські і монетаристські теорії ділових циклів були інтегровані в рамках великих векторних авторегресій, які дозволяють емпірично протестувати припущення і гіпотези цих теорій. Крім цього, для дослідження спільної динаміки багатьох часових рядів були розроблені близькі за суттю до векторних авторегресій динамічні факторні моделі. З огляду на мету й завдання дисертації, що передбачають аналіз спільної динаміки й синхронізації ділових циклів України та країн ЄС, в якості основного методу дослідження в цій роботі надається перевага динамічним факторним моделям.

Було здійснено огляд емпіричної літератури з синхронізації ділових циклів, на основі якого було виявлено, що немає загальноприйнятого підходу

до визначення поняття синхронності ділових циклів. Найчастіше за все це поняття визначається як функція від конкретних показників, що включають, у т.ч., коефіцієнт кореляції Пірсона, Евклідову відстань та індекс узгодженості фаз циклів. При цьому властивості цих показників є відмінними, що обумовлює доцільність комплексного застосування цих показників для дослідження синхронізації ділових циклів. Серед детермінант синхронності ділових циклів найчастіше за все виділяють торговельну і фінансову інтеграції, ефект яких на синхронність ділових циклів не є однозначним і може бути, залежно від переважання конкретних видів товарних і фінансових потоків, позитивним або негативним. З іншої сторони, відмінності у галузевих структурах економік майже завжди мають негативний ефект на синхронність ділових циклів. Враховуючи взаємозалежності між переліченими факторами, їхнє комплексне дослідження вимагає застосування системного підходу.

Було датовано, за допомогою квартальної версії алгоритму Брай-Бошан і алгоритму Д. Гардінга і А. Пагана, хронологію специфічних ділових циклів кожної з країн ЄС та спільного ділового циклу ЄС. Відповідно до запропонованої хронології спільного ділового циклу ЄС, протягом 1975-2022 рр. відбулося вісім рецесій. При цьому останні три рецесії (Велика рецесія; Криза суверенного боргу; пандемія COVID-19) стали поштовхом до глибокого реформування інституційної інфраструктури ЄС, що проявилось як у створенні нових наддержавних органів, так і прийнятті нових нормативно-правових актів. Найважливішою з цих реформ було прийняття під час пандемії COVID-19 програми NextGenerationEU, яка стала, за рахунок розширення фіскальних повноважень Європейської комісії, першим кроком на шляху до створення повноцінного фіскального союзу в межах ЄС. Також було встановлено, що поворотні точки у хронології специфічних ділових циклів країн ЄС є тісно кластеризованими, що є аргументом на користь доцільності моделювання спільного ділового циклу ЄС.

За допомогою баєсівської динамічної факторної моделі був змодельований спільний діловий цикл ЄС протягом 2001Q2-2022Q4. Вихідні

фактори з динамічної факторної моделі були утлумачені за допомогою кореляційного й графічного аналізу. Зокрема було встановлено, що вихідні фактори відповідають описовій хронології спільного ділового циклу ЄС, значимо корелюють з деякими європейськими і глобальними макроекономічними показниками й мають регіональне тлумачення по лінії захід-схід в ЄС, що узгоджується з низкою досліджень щодо існування поділу країн ЄС на так званій “центр” і “периферію”. Виходячи з перелічених спостережень було зроблено висновок, що вихідні фактори є не суто статистичними конструкціями, а також мають економічну релевантність, що дає підстави для їх наступного застосування для дослідження синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС.

За допомогою індексу Черкейра-Мартінса і індексу негативної абсолютної різниці було проаналізовано динаміку синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС за період 2001Q2-2022Q4. Було встановлено, що динаміка синхронності ділових циклів України та країн ЄС головним чином визначається глобальними шоками, що мають сильний, негативний ефект щодо неї. Після ізоляції ефектів глобальних шоків за допомогою динамічної факторної моделі було виявлено, що синхронність ділового циклу України з країнами ЄС у більшості випадків мала тренд до зростання, особливо у період після набуття чинності ПВЗВТ. Також було продемонстровано, що діловий цикл України є, в середньому, більш синхронізованим з північними, центральними і східними країнами ЄС, ніж західними і південними країнами. Нарешті, діловий цикл України став менш чутливим до коливань у спільному діловому циклі ЄС за досліджуваний період.

Детермінанти синхронності ділових циклів України та країн ЄС були проаналізовані за допомогою регресійного аналізу системи одночасних рівнянь, яка була оцінена за допомогою методу треступеневих найменших квадратів. Було визначено, що торговельна інтеграція і схожість секторальної спеціалізації мають позитивний ефект на синхронність ділових циклів. З іншої сторони, ефект фінансової інтеграції є неоднозначним і залежить від

специфікації моделі та конкретного показника, що застосовується в якості проксі-змінної для фінансової інтеграції. Тим не менш було продемонстровано, що фінансова інтеграція є каналом транскордонного поширення національних шоків, що має позитивний ефект на синхронність.

Нарешті, було визначено деякі практичні заходи щодо забезпечення подальшої інтеграції України з ЄС і синхронізації їхніх ділових циклів. Зокрема, це стимулювання експорту чорних металів до Німеччини та інших провідних ринків імпорتنих товарів промислового призначення в ЄС, лібералізація фінансового ринку України та модернізація економіки з наголосом на сектор послуг.

З огляду на вищезазначені обставини було зроблено загальний висновок, що діловий цикл України, після врахування ефекту глобальних шоків, демонструє тренд до і має перспективу подальшої синхронізації з країнами ЄС.

Ключові слова: економічне зростання, економічні цикли, ділові цикли, синхронізація ділових циклів, європейська інтеграція, економічна інтеграція, глобалізація, міжнародна торгівля, міжнародна фінансова інтеграція, ПВЗВТ, динамічна факторна модель, зростання волатильності, кластерний аналіз, регресійний аналіз, пандемія COVID-19.

Список публікацій здобувача

Праці, в яких опубліковані основні наукові результати дисертації:

1. Мазуренко В.І., Поліщук Л.С., **Жолос Т.О.** Кількісні ефекти регіональних торговельних угод. Актуальні проблеми міжнародних відносин: Збірник наукових праць. 2019; 141(2): 163-172. ISSN 2308-6912. *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*

2. Мазуренко В.І., **Жолос Т.О.** Зв'язок між цифровізацією процесу управління ланцюгами постачання та циклічністю зростання ВВП: кейс-стаді Європейського Союзу. В «Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова. Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 236 с. Підрозділ 2.3, С. 205-215. ISBN 978-966-933-121-2. *(Особистий внесок здобувача – с. 207-213).*
3. Мазуренко В.І., **Жолос Т.О.** Канали трансмісії екзогенних шоків в умовах глобальної економічної взаємозалежності. В «Ризики в сучасній системі міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова. Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 207 с. Підрозділ 1.4, С. 61-75. ISBN: 978-966-439-636-0. *(Особистий внесок здобувача – с. 63-73).*
4. **Zholos T., Mazurenko V.** Business cycle trends within the European core and periphery: Implications for Ukraine. Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics. 2023; 1(222): 56-62. DOI: <https://doi.org/10.17721/1728-2667.2023/222-1/7>. *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*
5. **Zholos T., Mazurenko V.** Estimating the business cycle of Ukraine under the conditions of large external compound shocks. Modern Economics. 2023; 38: 51-57. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V38\(2023\)-08](https://doi.org/10.31521/modecon.V38(2023)-08). *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*
6. **Zholos T.A., Mazurenko V.I.** Ukraine within the system of European business cycles: a cluster analysis. Modern Economics. 2023; 39: 39-45. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V39\(2023\)-06](https://doi.org/10.31521/modecon.V39(2023)-06). *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*

Опубліковані праці апробаційного характеру:

1. **Жолос Т.О.** Вплив діджиталізації в ЄС на циклічність зростання ВВП. *Науково-практична конференція «Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин»*, м. Київ, 21 листопада 2019 р. – С. 35-37.
2. **Жолос Т.О.** Ендогенність оптимальних валютних зон – випадок Єврозони. *Міжнародна науково-практична конференція «Нормативна сила Європейського Союзу»*, м. Київ, 29-30 травня 2020 р. Журнал європейського і порівняльного права, 2020 р., 12(1-2): 135-141.
3. **Жолос Т.О.** Співвідношення ділових циклів України та ЄС у період 2001-2020 років. *Міжнародна науково-теоретична конференція «Стратегічне позиціонування України в сучасному міжнародному просторі»*, м. Київ, 15 жовтня 2020 р. - С. 54-56.
4. **Жолос Т.О.** Ризики екзогенних шоків в умовах глобальної синхронізації ділових циклів. *Науково-практична конференція «Ризики в системі сучасних міжнародних економічних відносин: виклики та можливості»*, м. Київ, 26-27 листопада 2020 р. Міжнародні відносини, Серія “Економічні науки”, 2020 р., №23: 64-66.
5. **Zholos T., Khvatov Yu., Mazurenko V.** Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. Proceedings Book of the 5th International Congress of Social Sciences Research. Editors Çetin T., Özüdoğru H., Kara H. Ankara, Turkey, 2021, pp. 98-111. ISBN: 978-975-7604-34-1. *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*
6. **Жолос Т.О.** Проблема гетерогенності досліджень в економічній літературі. *XIX Міжнародна науково-практична конференція «Шевченківська весна 2021»*, м. Київ, 29 березня 2021 р. Частина II Аспіранти. – С. 127-131.

7. **Жолос Т.О.** Вплив угоди про поглиблену та всеохоплюючу зону вільної торгівлі на синхронізацію ділових циклів України та ЄС . Міжнародна науково-практична конференція *«Системний аналіз міжнародних економічних відносин»*, м. Київ, 24-25 червня 2021 р. - С. 217-220.
8. **Zholos T., Khvatov Yu., Mazurenko V.** Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. *V International Congress of Social Sciences Research*. Ankara, Turkey, 26-27 October, 2021. – P. 16.
9. **Жолос Т.О.** Чи сприяє поглиблена і всеохопна зона вільної торгівлі інклюзивному зростанню в Україні? *Міжнародна науково-практична конференція «Угода про асоціацію з ЄС як інструмент забезпечення стійкості економіки України»*, м. Київ, 25-26 листопада 2021 р. – Ч. 1, С. 137-139.

ABSTRACT

Zholos T.O. Synchronization of business cycles of Ukraine and EU under conditions of global volatility. – Qualification scientific work on the rights of a manuscript.

Dissertation for the degree of Doctor of Philosophy in the field of 29 - International relations in the specialty 292 - International economic relations. – Taras Shevchenko National University of Kyiv, Kyiv, 2023.

The overall structure of this thesis is comprised of a theoretical, a methodological, and a practical parts. The theoretical part of this thesis includes the first section and is dedicated to an overview of classical and contemporary works, both theoretical and empirical, concerning business cycles and their co-movements. This overview formed the theoretical underpinnings for the practical part of this thesis, in particular with respect to the choice of the most fitting approach to analyzing the data series on Ukraine. The practical part of this thesis includes the second and the third sections and is dedicated to the analysis of the evolution and the determinants of the co-movement of the business cycles of Ukraine and EU

member states over the period of 2001-2022. The methodological part of this thesis includes the addenda and is dedicated to a transdisciplinary modification of the standard dynamic factor model with time varying parameters and stochastic volatility that extends the scope of its application to cases characterized by extreme volatility, e.g., such as those observed during the COVID-19 pandemic and in 2022 for Ukraine. The addenda also include details on the implementation of the algorithm for the estimation of the dynamic factor model thus modified.

In particular, over the course of the realization of the purpose and the instrumental goals of this thesis, the following theoretical and practical findings were made:

The defining features of business cycles among other types and kinds of economic cycles were identified on the basis of historical analysis of the theory of economic cycles from its origins to modern iteration. Within the frequency domain, business cycles last from one to twelve years and differ from both short-term fluctuations and secular trends. The scope of business cycles is the most general among all kinds of economic cycles and covers the majority of economic activity; in view of this, business cycles are generally studied using real GDP series. Three main approaches to measuring business cycles are based on level real GDP series (classical cycles), detrended real GDP series (growth cycles), and the growth rates of real GDP series (growth rate cycles). In view of the purpose of this thesis and the limited scope of the time series that are available for Ukraine, growth rate cycles were chosen as the preferred measure in this thesis.

In order to summarize the underlying forces that shape business cycles, a comprehensive comparative analysis of Keynesian and Neoclassical business cycle theories was undertaken. In particular, Keynesian theory highlights the role of demand shocks and argues in favor of government intervention, while Neoclassical theory gives primacy to supply shocks and argues that markets are self-regulating. The most significant breakthrough in business cycle theory was the emergence of the Real Business Cycle theory, with its extensive use of complex econometric models. Based on the statistical advancements of the Real Business Cycle theory,

Keynesian and Neoclassical approaches to business cycles were integrated within the joint framework of large vector autoregressions, which allow for the assumptions and hypotheses of these theories to be tested against empirical data. Moreover, dynamic factor models that are similar in spirit to vector autoregressions were developed for the analysis of the joint dynamics of a large number of time series. In view of the purpose and the instrumental goals of this thesis, which include an analysis of the joint dynamics and co-movement of the business cycles of Ukraine and EU member states, dynamic factor models were chosen as the primary method of analysis in this thesis.

An overview of the extant empirical literature on business cycle co-movement revealed that there is no single commonly accepted definition of business cycle co-movement. The notion of co-movement is most commonly defined based on that of another specific empirical measure, which include, among others, the Pearson correlation coefficient, the Euclidean distance, and the phase concordance index. Moreover, the differences in the particular features of these measures of co-movement necessitate their joint application when analyzing business cycle co-movement. The most commonly cited determinants of business cycle co-movement include trade and financial integration, whose effect with respect to co-movement is ambiguous and, according to the dominant kind of trade or financial flows, can be either positive or negative. Differences in industrial specialization, on the other hand, virtually always have a negative effect with respect to co-movement. In view of the co-dependencies among the above listed determinants, their comprehensive analysis necessitates the use of a system approach.

The chronologies of the specific business cycles of each EU member state and the common EU business cycle were dated using the Bry-Boschan quarterly algorithm and the Harding-Pagan algorithm. According to the chronologies thus dated, the common EU business cycle went through eight recessions over the period of 1975-2022. Of these recessions, the last three (the Great Recession; the Sovereign debt crisis; the COVID-19 pandemic) became an impetus for the refinement of EU's institutional infrastructure, including both the establishment of new EU-wide bodies

and the adoption of new legislation. Arguably the most important reform was the adoption of the NextGenerationEU package during the COVID-19 pandemic, which foreshadows, through an expanded fiscal role for the European Commission, a fully-functional fiscal union in the EU. It was also established that the turning points in the chronologies of the specific business cycles of EU member states form tight clusters, which supports the notion of modeling a common EU business cycle.

A Bayesian dynamic factor model was used to model the common EU business cycle over the period of 2001Q2-2022Q4. The resulting factors from the dynamic factor model were interpreted with the help of correlational and visual analysis. In particular, it was found that the factors thus modeled are aligned with the descriptive chronology of the common EU business cycle, exhibit strong correlations with certain European and global macroeconomic indicators, and can be interpreted with a view to the emerging west-east regional divide in the EU, which has been previously documented in a range of studies on EU core-periphery patterns. Based on these observations, it was concluded that the factors thus modeled are not just statistically, but also economically relevant, which justifies their subsequent use for the analysis of the co-movement of the business cycles of Ukraine and the EU.

The evolution of the co-movement of the business cycle of Ukraine vis-à-vis those of EU member states was analyzed over the period of 2001Q2-2022Q4 on the basis of the Cerqueira-Martins index and the negative absolute difference index. It was shown that the dynamics of the co-movement of the business cycles of Ukraine and the EU are primarily driven by global shocks, which have a large, negative effect in relation thereto. A decomposition of the real GDP series revealed that in many cases, after accounting for the effects of these shocks, there has been a trend toward greater business cycle co-movement between Ukraine and the EU, particularly in the period after the entry into force of the DCFTA. It was also shown that the business cycle of Ukraine tends to be on average more synchronized with those of northern, eastern and southern EU member states than western and southern member states. Lastly, an analysis of the factor loadings from the dynamic factor model

implies that the business cycle of Ukraine became less sensitive to the common EU business cycle over the period under consideration.

The determinants of business cycle co-movement among EU member states and with Ukraine was investigated on the basis of regression analysis; a system of simultaneous equations was estimated via the method of three-stage least squares. The results suggest that trade integration and similarity of sectoral specialization have a positive effect on business cycle co-movement. Conversely, the effect of financial integration is ambiguous and depends on model specification and the particular indicator that is used as a proxy variable with respect to financial integration. Nevertheless, it was shown that there is some evidence that financial integration leads to financial contagion in the case of national shocks, which has a positive effect on co-movement.

Lastly, several practical measures to further the economic integration of Ukraine with the EU and promote the co-movement of their business cycles were identified. In particular, these include the development of Ukraine's potential with respect to the export of iron and steel to Germany and other prominent EU import markets for industrial goods, the liberalization of Ukraine's financial market, and economic modernization with a focus on service industries.

In view of the above, it was concluded that in general, and after accounting for the effects of global shocks, the business cycle of Ukraine has generally moved toward greater co-movement vis-à-vis EU member states, with considerable potential for further alignment.

Key words: economic growth, economic cycles, business cycles, business cycle co-movement, European integration, economic integration, globalization, international trade, international financial integration, DCFTA, dynamic factor model, increasing volatility, cluster analysis, regression analysis, COVID-19 pandemic.

List of publications of the Ph.D candidate

Publications that contain the main scientific results of the PhD thesis:

1. Mazurenko V.I., Polishuk L.S., **Zholos T.O.** Quantitative effects of regional trade agreements. Actual Problems of International Relations: Collection of scientific works. 2019; 141(2): 163-172. ISSN 2308-6912. (*The PhD's candidate personal contribution – literature analysis, information search, statistical data analysis, graphical representation of the data for publication, wring up of the first version of the paper*).
2. Mazurenko V.I., **Zholos T.O.** The relationship between the digitization of the supply chain management process and the cyclicity of GDP growth: case study of the European Union. In: "Digitization of the modern system of international economic relations", monograph edited by O.I. Shnyrkov. Kyiv: DTT "Kyiv University", 2020, 236 pp. Section 2.3, pp. 205-215. ISBN 978-966-933-121-2. (*The PhD's candidate personal contribution – pp. 207-213*).
3. Mazurenko V.I., **Zholos T.O.** Transmission channels of exogenous shocks under conditions of global economic interdependence. In: «Risks in the modern system of international economic relations», monograph edited by O.I. Shnyrkov. Kyiv: DTT "Kyiv University", 2020, 207 pp. Section 1.4, pp. 61-75. ISBN: 978-966-439-636-0. (*The PhD's candidate personal contribution – pp. 63-73*).
4. **Zholos T.**, Mazurenko V. Business cycle trends within the European core and periphery: Implications for Ukraine. Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics. 2023; 1(222): 56-62. DOI: <https://doi.org/10.17721/1728-2667.2023/222-1/7>. (*The PhD's candidate personal contribution – literature analysis, information search, statistical data analysis, graphical representation of the data for publication, wring up of the first version of the paper*).
5. **Zholos T.**, Mazurenko V. Estimating the business cycle of Ukraine under the conditions of large external compound shocks. Modern Economics. 2023; 38: 51-57. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V38\(2023\)-08](https://doi.org/10.31521/modecon.V38(2023)-08). (*The PhD's*

candidate personal contribution – literature analysis, information search, statistical data analysis, graphical representation of the data for publication, wring up of the first version of the paper).

6. **Zholos T.A.**, Mazurenko V.I. Ukraine within the system of European business cycles: a cluster analysis. *Modern Economics*. 2023; 39: 39-45. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V39\(2023\)-06](https://doi.org/10.31521/modecon.V39(2023)-06). (The PhD's candidate personal contribution – literature analysis, information search, statistical data analysis, graphical representation of the data for publication, wring up of the first version of the paper).

Published conference papers:

1. **Zholos T.O.** The impact of digitalization in the EU on the cyclicity of GDP growth. *Scientific and practical conference "Digitalization of the modern system of international economic relations"*, Kyiv, 21 November 2019. – pp. 35-37.
2. **Zholos T.O.** Endogeneity of optimal currency zones - the case of the Eurozone. *International Scientific and Practical Conference "Regulatory Power of the European Union"*, Kyiv, 29-30 May 2020. *Journal of European and Comparative Law*, 12(1-2), 2020: 135-141.
3. **Zholos T.O.** Correlation of business cycles of Ukraine and the EU in the period 2001-2020. *International scientific and theoretical conference "Strategic positioning of Ukraine in the modern international space"*, Kyiv, 15 October 2020. - pp. 54-56.
4. **Zholos T.O.** Risks of exogenous shocks in conditions of global synchronization of business cycles. *Scientific and Practical Conference "Risks in the system of modern international economic relations: challenges and opportunities"*, Kyiv, 26-27 November 2020. *International Relations, Series "Economic Sciences"*, 2020, No. 23: 64-66.
5. **Zholos T.**, Khvatov Yu., Mazurenko V. Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. *Proceedings Book of the 5th International Congress of Social Sciences Research*. Editors

- Çetin T., Özüdoğru H., Kara H. Ankara, Turkey, 2021, pp. 98-111. ISBN: 978-975-7604-34-1. (*The PhD's candidate personal contribution – literature analysis, information search, statistical data analysis, graphical representation of the data for publication, wring up of the first version of the paper*).
6. **Zholos T.O.** The problem of heterogeneity of research in economic literature. *XIX International Scientific and Practical Conference "Shevchenko Spring 2021"*, Kyiv, 29 March 2021. Part II PhD students. – pp. 127-131.
 7. **Zholos T.O.** The impact of the agreement on the deep and comprehensive free trade zone on the synchronization of the business cycles of Ukraine and the EU. *International Scientific and Practical Conference "System Analysis of International Economic Relations"*, Kyiv, 24-25 June 2021. - pp. 217-220.
 8. **Zholos T.**, Khvatov Yu., Mazurenko V. Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. *V International Congress of Social Sciences Research*. Ankara, Turkey, October 26-27, 2021. – P. 16.
 9. **Zholos T.O.** Does a deep and comprehensive free trade area contribute to inclusive growth in Ukraine? *International Scientific and Practical Conference "Association Agreement with the EU as a tool for ensuring the stability of the economy of Ukraine"*, Kyiv, 25-26 November 2021. – Part 1, pp. 137-139.

ЗМІСТ

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ.....	20
ВСТУП	22
РОЗДІЛ 1. Теоретично-методологічні засади дослідження міжнародної синхронізації ділових циклів	33
1.1. Типологія й концептуальні підходи до аналізу економічних циклів	33
1.1.1. Генеза теорії економічних циклів	33
1.1.2. Емпірична революція NBER і визначення ділових циклів	42
1.1.3. Інші види економічних циклів	51
1.2. Сучасні теорії й структуроутворюючі чинники ділових циклів	53
1.2.1. Кейнсіанська теорія	53
1.2.2. Неокласична теорія.....	56
1.3. Поняття синхронізації ділових циклів, її підвиди й детермінанти	61
1.3.1. Поняття синхронізації ділових циклів та її підвиди	62
1.3.2. Торговельна інтеграція як детермінанта синхронізації ділових циклів	68
1.3.3. Фінансова інтеграція як детермінанта синхронізації ділових циклів	72
1.3.4. Галузева спеціалізація як детермінанта синхронізації ділових циклів	75
1.3.5. Об'єднана модель детермінант синхронізації ділових циклів	75
Висновки до розділу 1	78
РОЗДІЛ 2. Часові властивості та моделі синхронізації ділових циклів України та країн ЄС	81
2.1. Хронологія і характеристика ділових циклів країн ЄС та України	81
2.1.1. Хронологія ділових циклів країн ЄС та України й еталонний цикл ЄС	81
2.1.2. Рецесії.....	84

2.2. Особливості моделювання ділових циклів України та ЄС в умовах глобальної волатильності	97
2.2.1. Модель TVP-DFM-SV	98
2.2.2. Особливості моделювання волатильності	107
2.2.3. Фактори.....	110
2.2.5. Факторні навантаження	114
2.3. Періодизація синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС.....	117
2.3.1. Синхронізація з окремими країнами ЄС	117
2.3.2. Синхронізація із спільним діловим циклом ЄС	128
Висновки до розділу 2	136
РОЗДІЛ 3. Вплив економічної інтеграції на параметри синхронізації ділових циклів України та країн ЄС.....	140
3.1. Детермінанти синхронізації ділових циклів України та країн ЄС.....	140
3.1.1. Визначення системи одночасних рівнянь, джерела даних й описова статистика.....	140
3.1.2. Результати оцінки системи рівнянь	149
3.2. Шляхи подальшої інтеграції і синхронізації ділових циклів України та країн ЄС.....	154
3.2.1. Експортні можливості	155
3.2.2. Фінансова відкритість	164
Висновки до розділу 3	168
ВИСНОВКИ.....	172
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ.....	178
ДОДАТОК 1. Перелік опублікованих праць та відомості про апробацію досліджень	199
ДОДАТОК А. Роз'яснення до методів дослідження.....	202
А.1. Алгоритми датування специфічних і еталонних циклів Д. Гардінга - А. Пагана	202

ДОДАТОК Б. Специфікація моделі tvp-dfm-sv, джерела даних й алгоритм оцінки параметрів.....	205
Б.1. Специфікація моделі.....	205
Б.2. Априорні розподіли й стартові значення	205
Б.3. Гіббс-семплінг.....	211
ДОДАТОК В. Декомпозиція темпів приросту реального ВВП	223

ПЕРЕЛІК УМОВНИХ ПОЗНАЧЕНЬ

- ВВП — валовий внутрішній продукт
- ЄС — Європейський Союз
- ЄЦБ — Європейський центральний банк
- МВФ — міжнародний валютний фонд
- ОЄСР — Організація економічного співробітництва та розвитку
- ООН — Організація Об'єднаних Націй
- ПВЗВТ — Поглиблена та всеохоплююча зона вільної торгівлі
- ПП — прямі іноземні інвестиції
- 3SLS — метод триступеневих найменших квадратів
- AR — авторегресія
- AREAER — «Щорічний звіт про режими валютних курсів і валютні обмеження»
- BBQ — квартальна версія алгоритму Брай-Бошан
- C+ — позитивна половина розподілу Коші
- CDIS — база даних «Скоординоване обстеження прямих інвестицій»
- CEPII — Центр перспективних досліджень і міжнародної інформації Франції
- CM — індекс Черкейра-Мартінса
- CPIS — база даних «Скоординоване обстеження портфельних інвестицій»
- DGP — процес генерування даних
- DSGE — динамічна стохастична модель загальної рівноваги
- HP — фільтр Ходріка-Прескотта
- HPA — алгоритм Гардінга-Пагана
- HS — Гармонізована система опису та кодування товарів
- IG — обернений гамма розподіл
- IT — внутрішньогалузева торгівля
- IW — обернений розподіл Уішарта
- ln — натуральний логарифм
- MN — багатовимірний нормальний розподіл
- N — нормальний розподіл

- NBER — Національне бюро економічних досліджень США
- NFA — чисті фінансові активи
- OLS — метод простих найменших квадратів
- PCA — метод аналізу головних компонентів
- PCC — коефіцієнт кореляції Пірсона
- PDF — Функція щільності ймовірності
- MCMC — метод Монте-Карло марковських ланцюгів
- PF — багаточастинковий фільтр
- PG — алгоритм багаточастинкового Гіббс-семплінгу
- PGAS — алгоритм багаточастинкового Гіббс-семплінгу з ре-семплінгом індексів-попередників
- PGAS-R — алгоритм багаточастинкового Гіббс-семплінгу з ре-семплінгом індексів-попередників і оновленням частинок
- RBC — теорія реальний ділових циклів
- RCA — Індекс виявлених порівняльних переваг
- SD — стандартне відхилення
- SSM — модель простору станів
- SVOL — стохастична волатильність
- TVP-DFM-SV — динамічна факторна модель з часовою варіацією у факторних навантаженнях і стохастичною волатильністю
- VAR — векторна авторегресія
- WB — Група Світового банку
- δ — індекс негативної абсолютної різниці
- $\Delta \ln$ -трансформація — різниця першого порядку натуральних логарифмів (темпи приросту)

ВСТУП

Актуальність теми дослідження. В умовах глобалізації світу синхронність ділових циклів стала одним з найгостріших теоретичних і практичних економічних питань у XXI ст. Це зумовлено розвитком інтеграційних угруповань таких як ЄС, адже ефективна наднаціональна економічна політика вимагає, щоб країни, що її впроваджують, мали ділові цикли, що є схожими за своїми фазами та амплітудами. Тим не менш, академічного консенсусу щодо детермінант, що зумовлюють синхронність ділових циклів, досі ще не досягнуто. Відповідно до теорії ендегенності, засновниками якої є Е. Роуз і Д. Френкель, синхронність ділових циклів є підпорядкованим до економічної інтеграції явищем. Проте в останні роки виникла протилежна гіпотеза, прихильники якої, на чолі з фахівцями МВФ, стверджують, що економічна інтеграція, навпаки, призводить до десинхронізації ділових циклів. Дослідження цих явищ ускладняється розгортанням дезінтеграційних процесів і рядом екстремальних шоків економічного і соціально-політичного характеру в глобальному масштабі. З точки зору України, це питання стоїть особливо гостро з огляду на першочергову пріоритетність євроінтеграційного напрямку її політики, першим кроком на шляху до якої стало підписання Угоди про асоціацію з ЄС у 2014 р. та набуття чинності Поглибленої і всеохоплюючої зони вільної торгівлі у 2016 р.

Одним з напрямків досліджень за цією тематикою є аналіз процесів синхронізації ділових циклів. У глобальному контексті, найвпливовішими сучасними дослідженнями з цього напрямку є праці таких вчених, як А. Абїад, М. Дель Negro, С. Калемлі-Озкан, А. Косе, Р. Мартінс, К. Отрок, Д. Фурсері, П. Черкейра. Ці вчені заклали концептуальні підходи й розробили статистичні методи для аналізу синхронізації ділових циклів.

В рамках цього напрямку особливу увагу на процесах синхронізації ділових циклів в ЄС було зосереджено у працях таких вчених, як М. Аглборн, М. Артїс, У. Бартлетт, А. Бельке, М. Вортманн, І. Прїца.

Другим напрямком досліджень є визначення детермінант синхронізації ділових циклів. Найвпливовішими сучасними дослідженнями в рамках цього напрямку є праці таких вчених, як Р. Дюваль, Ж. Імбс, Н. Кампос, І. Корхонен, Е. Роуз, Р. Сараф, Д. Сеневіратне, Я. Фідрмук, Д. Френкель, К. Хва О, К. Чен. Ці вчені виокремили торговельну й фінансову інтеграцію й схожість галузевих структур національних економік в якості провідних детермінант синхронізації ділових циклів.

Третім, емерджентним напрямком є аналіз динаміки економічних показників, і зокрема синхронізації ділових циклів, в умовах зростання глобальної волатильності. Цей підхід знайшов відображення в працях таких вчених, як Ж. Імбс, С. Калемлі-Озкан, Е. Папаїоанну, Х.-Л. Пейдро, Ж. Салахін, А. Чеза-Б'янкі.

Серед українських вчених значний внесок у розвиток теорії ділових циклів, шоків і європейської інтеграції зробили такі вчені, як О. Шнирков, В. Дербенцев, П. Дзюба, В. Мазуренко, С. Сіденко, А. Філіпенко, О. Чугаєв, Л. Шворак.

Тим не менш, між переліченими вище напрямками досліджень існує розрив, який зумовлений поглибленням спеціалізації й зростанням комплексності економетричних моделей, що застосовуються в них. З іншого боку, нещодавні глобальні події соціально-політичного характеру призвели до екстремальних економічних шоків, що порушують припущення зазначених моделей щодо нормальності розподілу шоків. Ці чинники умотивували вибір теми дисертації, мету й основні завдання, її актуальність та практичну значущість.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційне дослідження тісно пов'язане з тематикою проєкту “Поглиблений розвиток європейських студій в Україні: міждисциплінарний підхід” (№ 611625-ERP-1-2019-1-UA-ERPJMO-CoE, 2019–2022 рр.), що реалізувалася в рамках Центру досконалості Жана Моне на базі кафедри світового господарства і міжнародних економічних відносин Навчально-наукового

Інституту міжнародних відносин. У рамках цієї тематики, автором було досліджено синхронізацію ділових циклів України й країн ЄС як складову ширшого процесу європейської інтеграції. У більш широкому сенсі, дисертаційне дослідження виконується відповідно до тематики обох наукових шкіл, що були сформовані на базі кафедри світового господарства і міжнародних відносин: “Європейський Союз у глобальному економічному середовищі” й “Розвиток глобальних економічних проблем сучасності”.

Нарешті, тематика дисертаційного дослідження відповідає вибірковому спеціалізованому блоку “Європейська економіка і бізнес” освітньої програми “Міжнародні економічні відносини” на базі кафедри світового господарства і міжнародних економічних відносин Навчально-наукового Інституту міжнародних відносин. Крім цього, здобутки дисертаційного дослідження були впроваджені її автором під час проведення семінарських занять з дисципліни “Міжнародні економічні відносини” зі студентами першого курсу освітньої програми “Міжнародні відносини” Навчально-наукового Інституту міжнародних відносин у 2021 р.

Метою дисертаційного дослідження є визначення параметрів поточного стану синхронізації ділового циклу України з ЄС з урахуванням потенційно деформуючого впливу пандемії COVID-19 та військової агресії із сторони Російської Федерації на цей феномен.

Мета дослідження конкретизується у розв’язанні низки теоретично-методологічних і статистично-аналітичних завдань.

- Спираючись на класичні і сучасні дослідження економічних циклів у цілому та ділових циклів зокрема, з’ясувати основні категорії і поняття, що застосовуються в цьому дисертаційному дослідженні, та обґрунтувати вибір найбільш адекватного концептуального підходу до аналізу ділових циклів з огляду на мету і завдання дослідження та характеристику і доступність даних.

- Визначити й теоретично обґрунтувати концептуальні та методологічні засади аналізу ділових циклів з огляду на мету й конкретні завдання дисертаційного дослідження й доступність та специфіку даних.
- Спираючись на сучасні емпіричні дослідження синхронізації ділових циклів, з'ясувати поняття синхронізації ділових циклів, а також конкретні показники й ключові детермінанти цього феномена.
- Встановити всі релевантні факти щодо хронології і специфічних рис ділових циклів України та країн ЄС.
- Змодельовати спільний діловий цикл ЄС та його взаємодію з індивідуальними діловими циклами країн ЄС та України.
- Схарактеризувати динаміку і тренди в синхронізації ділового циклу України з окремими країнами ЄС та спільним діловим циклом ЄС.
- Визначити детермінанти синхронізації ділових циклів з урахуванням ролі національних і глобальних шоків і специфічних рис ділових циклів України та країн ЄС.
- Рекомендувати заходи, що можуть сприяти синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС та досягнення інших цілей євроінтеграційного вектора економічної політики України.

Об'єктом дослідження є процеси економічної інтеграції національних економік України та країн ЄС.

Предметом дослідження є динаміка і параметри синхронізації ділових циклів України та країн ЄС і фактори, що на них впливають в умовах зростання глобальної волатильності.

Методи дослідження. У процесі виконання дисертаційного дослідження було застосовано загальнонаукові методи теоретичного і емпіричного аналізу. Методи теоретичного аналізу було застосовано для виконання теоретично-методологічної частини дослідження.

- Поняття й місце ділових циклів серед інших типів і видів економічних циклів було ідентифіковано шляхом аналізу й синтезу класичних і

сучасних теоретичних праць з економічних циклів й індуктивного виокремлення найсуттєвіших рис ділових циклів.

- Поняття синхронності ділових циклів та її підвидів було з'ясовано й проілюстровано із застосуванням методів симуляційного моделювання, аналогії, редукції й графічного аналізу.
- Дослідження з детермінант синхронізації ділових циклів було узагальнено за допомогою методів абстрагування.

Методи емпіричного аналізу було застосовано для виконання статистично-аналітичної частини дослідження.

- Хронологію ділових циклів країн ЄС та України і їхні основні характерні риси було встановлено відповідно до непараметричного алгоритму Гардінга й Пагана.
- Спільний діловий цикл ЄС було змодельовано за допомогою факторного аналізу (а конкретно — моделі TVP-DFM-SV) і перевірено на відповідність фактичній хронології ділових циклів ЄС згідно алгоритму побудови багатовимірного еталонного циклу Гардінга й Пагана ;
- Динаміку синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС в умовах зростання глобальної волатильності було проаналізовано на основі вихідних даних з моделі DFM-TVP-SVOL, у поєднанні з показниками синхронності економічних часових рядів, а зокрема: коефіцієнта кореляції Пірсона та його варіантів; Евклідової відстані; індексу узгодженості Гардінга й Пагана; а також частки спільних факторів у дисперсії ділових циклів.;
- Детермінанти синхронізації ділових циклів країн ЄС та України було досліджено індуктивно відповідно до методів системного і кореляційно-регресійного аналізу.

Інформаційну базу дослідження формують аналітично-статистичні матеріали міжнародних (Група Світового банку, Євростат, ЄЦБ, МВФ, ОЕСР, ООН) і вітчизняних (Державна служба статистики, НБУ, Міністерство економіки) організацій в галузі економіки й суміжних сферах; наукові

публікації українських й іноземних авторів; документація до програмного забезпечення. Зокрема, статистична частина цього дисертаційного дослідження була виконана за допомогою наступних баз даних: «UN Comtrade» і «UN Statistical Yearbook» Статистичного відділу ООН; «Global Economic Monitor» групи Світового банку; «Direction of Trade Statistics» МВФ; «Eurostat» Європейської комісії; «Federal Reserve Economic Data» Федерального резервного банку Сент-Луїс; «Gravity» Центру перспективних досліджень і міжнародної інформації Франції; «External Wealth of Nations» Лейна і Мілезі-Ферретті; «The Chinn-Ito Index» Чінна і Іто; а також бази даних, що були розроблені окремими дослідниками для цілей конкретних досліджень.

Наукова новизна отриманих результатів полягає в оригінальному концептуальному й аналітичному підході до дослідження динаміки й детермінант синхронізації ділових циклів України й країн ЄС в умовах зростання глобальної волатильності. Для вирішення найсуттєвіших питань досліджуваної проблеми, в процесі виконання дисертаційного дослідження теоретичні положення й емпіричні факти щодо синхронізації ділових циклів було реконтекстуалізовано з точки зору України, а економетричні моделі було адаптовано для врахування специфіки її національної економіки. Зокрема:

уперше було:

- Розроблено системну модель синхронізації ділових циклів України та ЄС, що дозволило виявити прямі та непрямі канали дії детермінант цього феномена. Зокрема, серед прямих каналів позитивний ефект мають міжнародна торговельна інтеграція і схожість секторальної спеціалізації національних економік. Головним непрямим каналом є позитивний ефект торговельної інтеграції на схожість секторальної спеціалізації. З іншої сторони, прямі і непрямі ефекти фінансової інтеграції є неоднозначними і за різних глобальних умов діють у різних напрямках.
- Доведено, що траєкторія синхронізації ділових циклів України та ЄС у необроблених вхідних даних переважним чином визначається

глобальними шоками: так, Велика рецесія 2007-2009 рр. та пандемія COVID-19 призвели до стрімкого падіння у рівні синхронності циклів внаслідок їх асиметричних ефектів в розрізі країн; їх сильний, але тимчасовий ефект ускладнює виявлення загального тренду. Проте декомпозиція вхідних даних за допомогою динамічної факторної моделі дозволила виключити ефекти цих шоків з вхідних даних, внаслідок чого було виявлено, що тренд у синхронізації ділових циклів був висхідним до кінця 2010-х рр., і діловий цикл України був найбільш синхронізованим з країнами ЄС у період безпосередньо після набуття чинності Поглибленої і всеохоплюючої зони вільної торгівлі у 2016 р.

- Визначено, на основі математично-симуляційного аналізу теоретичних властивостей основних показників синхронізації ділових циклів, що ці показники мають стійкий вплив на вихідні результати їх застосування. Таким чином, корекція вхідних даних на їх середнє значення та дисперсію під час застосування коефіцієнта кореляції Пірсона призводить до нівелювання різниць у середніх темпах економічного приросту та відносних масштабах шоків при розрахунку синхронізації ділових циклів; з іншої сторони, застосування Евклідової відстані не передбачає такої корекції, але є більш складним для тлумачення внаслідок ненормальності розподілу вихідних результатів його застосування.

було удосконалено:

- Понятійно-категоріальний апарат дослідження ділових циклів. Зокрема, були пояснені спільні риси та відмінності між такими поняттями як “економічні цикли”, “ділові цикли”, “специфічні цикли”, “еталонні цикли”, “класичні цикли”, “ступінчасті цикли” та “цикли приросту”, що дає можливість більш чітко з'ясувати поняття і місце власне ділових циклів у цій системі. Також було запропоновану потенційну етимологію поняття ділових циклів як результату кроскультурної взаємодії

представників різних наукових шкіл економічної думки починаючи з XIX-го сторіччя.

- Теоретичний апарат застосування різних показників синхронності ділових циклів. Було продемонстровано, що при тлумаченні показників синхронності ділових циклів варто приділяти особливу увагу тому, як в них враховується амплітуда ділових циклів. Зокрема, деякі показники можуть ототожнювати поняття схожості фаз ділових циклів і схожості їхніх амплітуд, що може призводити до суперечливих висновків / результатів.
- Хронологію еталонного, або спільного, ділового циклу ЄС шляхом розширення існуючих періодизацій рецесій в Єврозони до всіх країн ЄС, а також врахування розширень ЄС та змінного складу його членів; також було запропоновано рейтинг країн ЄС за ступенем узгодженості фаз національних ділових циклів з еталонним циклом ЄС.
- Статистично-аналітичний апарат системного аналізу детермінант синхронізації ділових циклів шляхом поділу шоків на національні та глобальні, що робить можливим більш детальне тлумачення прямих і непрямих ефектів у цьому виді аналізу.

подальшого розвитку набули:

- Теорія поділу країн ЄС на умовні групи так званих центральних і периферійних країн. Було продемонстровано, що склад країн центру і периферії є не постійним, а змінюється у часі. Зокрема, під час пандемії COVID-19 цей поділ проводився по лінії тих країн, національні економіки котрих виявилися менш та більш стійкими до цієї кризи. Це є відмінним від традиційного поділу на центр Єврозони на чолі з Німеччиною та “менш заможний” південь ЄС у складі Португалії, Італії, Греції та Іспанії. Також було запропоновано новий, більш гнучкий підхід до цього типу аналізу за допомогою моделей класу *TVP-DFM-SV*, що, на

відмінну від кластерного аналізу, не вимагає дискретного визначення підперіодів аналізу.

- Клас моделей *TVP-DFM-SV*. Зокрема, було продемонстровано, що, шляхом запозичення доробків з галузей біоінформатики і інформаційних технологій, сферу застосування моделі *TVP-DFM-SV* можна розширити до випадків, де шоки не є нормально розподіленими. Це робиться за рахунок застосування так званого *розподілу підкови*, що надає більшу щільність імовірнісні екстремальним подіям, ніж нормальний розподіл. Це дає можливість застосувати цей клас моделей до дослідження економік країн, що розвиваються, які часто характеризуються високим ступенем волатильності їх економік.
- Методологія моделювання стохастичної волатильності за допомогою баєсівських методів. Зокрема, було запропоновано ефективний алгоритм баєсівського семплінгу у випадках складних моделей *SSM*, де стохастична волатильність може наближатися до випадку фіксованої волатильності протягом одних періодів, а протягом інших — зазнавати різких і потенційно екстремальних зрушень. Це дає можливість більш точно моделювати економічні процеси, які характеризуються структурними трансформаціями, як, наприклад у випадку економічної інтеграції.

Практичне значення отриманих результатів. Висновки й рекомендації, що містяться в дисертаційному дослідженні, є теоретично і емпірично обґрунтованими й стосуються євроінтеграційного вектору політики України. Вони можуть бути використані для подальшої розробки пріоритетних напрямків євроінтеграційної стратегії України з метою зближення економік України й країн ЄС. У ширшому контексті, зазначені висновки й рекомендації можуть бути використані для розробки економічної політики з метою підвищення стійкості економіки України до глобальних шоків.

Аналітично-статистична методологія дисертаційного дослідження відповідає найсучаснішим світовим стандартам в галузі економетрики й може

бути використаною при розробці спеціалізованих навчально-методичних посібників з байєсівської статистики чи відповідних розділів підручників більш широкого спрямування.

Програмне забезпечення, що було розроблено під час виконання дисертаційного дослідження, може бути використане фахівцями й дослідниками в галузі економіки й суміжних сферах для побудови гнучких моделей TVP-DFM-SV в цілях історичного аналізу й поточного прогнозування багатовимірних економічних явищ.

Особистий внесок здобувача. Дисертаційне дослідження є оригінальною й самостійно виконаною роботою, в якій пропонуються нові підходи до вирішення актуальних проблем наукового й практичного характеру. Усі економетричні моделі, що використовувалися в дисертаційному дослідженні, були самостійно розроблені й впроваджені автором, крім випадків, у яких містяться посилання на інших авторів і програмне забезпечення. Усі теоретико-методологічні положення й статистично-аналітичні розробки, що містяться в дисертації й наукових публікаціях автора, є його особистими здобутками, крім випадків, у яких наводяться посилання на співавторів.

Апробація результатів дисертаційного дослідження. Основні теоретично-методологічні положення, а також статистично-аналітичні висновки дисертаційного дослідження доповідалися й обговорювалися на 8 вітчизняних та міжнародних науково-практичних конференціях, зокрема: “Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин” (м. Київ, 21 листопада 2019 р.); “Нормативна сила Європейського Союзу” (м. Київ, 29–30 травня 2020 р.); “Стратегічне позиціонування України в сучасному міжнародному просторі” (м. Київ, 15 жовтня 2020 р.); “Ризики в системі сучасних міжнародних економічних відносин: виклики та можливості” (м. Київ, 26–27 листопада 2020 р.); “Шевченківська весна 2021” (м. Київ, 29 березня 2021 р.); “Системний аналіз міжнародних економічних відносин” (м. Київ, 24–25 червня 2021 р.); “Угода про асоціацію з ЄС як інструмент забезпечення стійкості економіки України” (м. Київ, 25–26 листопада 2021 р.);

а також 1 закордонній конференції: V International Congress of Social Sciences Research (Туреччина, м. Анкара, 26-27 жовтня 2021 р.).

Публікації. За ключовими результатами дисертаційного дослідження опубліковано 15 наукових праць із загальним обсягом 4,86 авт. арк. (з них автору особисто належать 4,51 авт. арк.), зокрема: 2 розділи в колективних монографіях (0,86 авт. арк.), 5 наукових статей (з яких 4 в українських фахових виданнях й 1 в іноземному фаховому виданні, 3,20 авт. арк.), 8 матеріалів і тез наукових конференцій (0,81 авт. Арк.).

Структура й обсяг дисертації. Дисертаційне дослідження складається з вступу, трьох розділів, висновків, списку використаних джерел і додатків. Основний зміст викладено на 177 сторінках друкованого тексту й містить 13 таблиць, 21 рисунок і 36 рівнянь; список використаних джерел містить 180 найменувань на 21 сторінках; додатки складають 25 сторінок та містять 1 таблицю, 2 рисунка і 43 рівнянь.

РОЗДІЛ 1

ТЕОРЕТИЧНО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ ДОСЛІДЖЕННЯ МІЖНАРОДНОЇ СИНХРОНІЗАЦІЇ ДІЛОВИХ ЦИКЛІВ

1.1. Типологія й концептуальні підходи до аналізу економічних циклів

У цьому підрозділі розглядаються основні концептуальні підходи до визначення ділових циклів та місце ділових циклів серед інших видів і типів економічних циклів. Оскільки в економічній літературі терміни вид і тип часто використовуються як синоніми, у цій дисертації вони визначаються наступним чином:

- тип є ширшою категорією й стосується часових ознак, тобто тривалості циклів (від короткострокових до довгострокових);
- вид є вужчою категорією й стосується конкретних галузей економіки (наприклад, кредитні цикли, цикли цін на нерухомість).

Варто відзначити, що в цьому підрозділі часто використовуються умовні симульовані дані для ілюстрації різних типів і видів циклів. Для уникнення використання умовних часових одиниць припускається, що умовні часові ряди починаються з 1950 р.

1.1.1. Генеза теорії економічних циклів

Першим систематичним прото-дослідженням економічних циклів було «Нові принципи політичної економії: про багатство і його відношення до населення» (фр. *Nouveaux principes d'économie politique ou de la richesse dans ses rapports avec la population*) Ш. де Сісмонді (1819 р.). На відміну від своїх сучасників, які припускали, що економічні кризи є результатом одноразових екзогенних подій (наприклад, кліматичні чинники чи війни), Ш. де Сісмонді

запропонував ендогенну теорію криз, що ґрунтувалася на взаємодії протилежних сил *недоспоживання і перевиробництва*¹:

- концепція недоспоживання відповідає ситуації, за якої попит є нижчим за пропозицію внаслідок низького рівня доходів *робітничого класу*;
- концепція перевиробництва відповідає ситуації, за якої кількість вироблених товарів є більшою за попит на них унаслідок надлишку виробничих потужностей.

Отже, в обох випадках йдеться про порушення *закону ринків Ж.-Б. Сея*² [1, с. 138]. У «Нових принципах...», недоспоживання і перевиробництво є результатом нерівномірного розподілу доходів у суспільстві: *робітничий клас* витрачає більшу частку своїх доходів на споживчі товари, а *капіталістичний клас* — на інвестиційні товари. Більш конкретно, у моделі Ш. де Сісмонді доходи, що були отримані у періоді $t - 1$, стають доступними для витрачення лише у періоді t . Якщо у періоді $t - 1$ частка доходів капіталістичного класу значно перевищила частку робітничого класу, у періоді t робітничий клас не матиме можливості у повній мірі придбати споживчі товари поточного періоду; цей процес буде призводити до накопичення запасів, зростання рівня безробіття й, неминуче, економічної кризи [2, с. 70]. Вихід з цієї ситуації Ш. де Сісмонді вбачав у державних інтервенціях [2, 66-67].

Таким чином, Ш. де Сісмонді одним з перших використав динамічний аналіз для пояснення феномена економічних криз. Проте через недовизначеність багатьох термінів і механізмів в його працях [2, с. 69] ідеї Ш. де Сісмонді не отримали широкого визнання серед його сучасників. Тим не менш, у «Нових принципах...» вперше були висвітлені ідеї й підходи до аналізу економічних криз, які з часом лягли в основу марксизму (історичний

¹ Концепції недоспоживання і перевиробництва були інтегровані в кейнсіанські концепції ефективного попиту і пропозиції.

² Ж.-Б. Сей сформулював цей закон у 1803 р. наступним чином: «Кожний товар, з моменту свого створення, утворює попит на інші товари в повному обсязі своєї власної вартості».

аналіз, класова боротьба) й кейнсіанства (заперечення закону ринків Ж.-Б. Сея, державні інтервенції).

Теорія періодичних криз Ш. де Сімонді була розвинена в теорію економічних циклів у «Щодо нещодавньої критики режиму конкуренції» (фр. *Des objections qu'on a soulevées dans ces derniers temps contre le régime de la concurrence*) Ш. Дюноє (1842 р.). На відмінну від Ш. де Сімонді, Ш. Дюноє стверджував, що чергування фаз розширення і скорочення виробництва є *звичайним станом буття економіки* (фр. *la manière d'être habituelle de l'économie*) [3, с. 286]. На думку Ш. Дюноє, причиною цієї циклічності є хибні очікування підприємців, що можуть формуватися внаслідок недбалості або невизначеності:

- у випадку визначення підприємцями рівня свого виробництва на основі доступного капіталу замість ринкової інформації, йдеться про недбалість або нераціональність³;
- у випадку змін у смаках споживачів чи стратегіях конкурентів, які складно передбачити, йдеться про невизначеність [3, с. 279-283].

Будучи прибічником економічного лібералізму, Ш. Дюноє категорично заперечував ідеї Ш. де Сімонді про необхідність державних інтервенцій для врегулювання економічних криз. Натомість, він пропагував ідею концептуального відокремлення негативних наслідків економічних циклів від власне циклів самих по собі [3, с. 285-286]. Згладжування негативних наслідків економічних циклів Ш. Дюноє вбачав у поступовому процесі набуття працівниками і підприємцями досвіду й моральних якостей (далекоглядність й розсудливість), які є необхідними для досягнення успіху за режиму вільної конкуренції [3, с. 288-289].

³ Рациональність у працях Ш. Дюноє є процесом адаптації до умов вільного ринку й не є тотожною сучасній концепції раціональних очікувань [3, с. 280-281].

Таким чином, Ш. Дюноє першим виокремив економічні цикли як самостійний феномен і запропонував схему, за якою вони саморегулюються внаслідок дій економічних агентів і без державних інтервенцій.

Наступним етапом у розвитку теорії економічних циклів стала серія емпіричних досліджень різних типів циклів. Перше з цих досліджень було проведено К. Жугляром (1862 р.), у якому він, на основі аналізу фінансових даних (у т.ч. банківських резервів, відсоткових ставок, депозитів і цін), ідентифікував *комерційні цикли* [4, с. 19]. Будучи лікарем за фахом, К. Жугляр застосував медичну аналогію для пояснення своєї трьох-фазової схеми комерційних циклів:

- під час фази *процвітання*⁴ (6-7 років) відбувається накопичення дисбалансів і зростання predisпозиції економіки до кризи: патологічне зростання спекуляції, кредиту й інвестицій;
- *криза* (миттєва чи короткотривала) визначалася К. Жугляром як “момент зупинення зростання цін” [4, с. 28];
- під час фази *ліквідації* (1-2 роки) відбувається масове банкрутство неплатоспроможних підприємств й повернення економіки до свого нормального стану [4, с. 19-25].

Головною інновацією трьох-фазової схеми К. Жугляра було відокремлення predisпозиції економіки до кризи від власне причини кризи. На думку К. Жугляра, причина кризи має лише вторинну роль, оскільки, після накопичення економікою достатньої кількості дисбалансів, будь-який внутрішній чи зовнішній поштовх може стати причиною кризи; наприклад, поганий врожай, високі ціни на зернові культури, нестача продовольства [4, с. 22].

Три типи рухів в економічних факторах (ціни і фізичні обсяги) були ідентифіковані Й. Кітчином (1923 р.):

⁴ К. Жугляр наголошував, що процвітання є нормальним станом економіки [4, с. 24].

- *малі цикли* ($3\frac{1}{2}$ роки⁵), причиною котрих є масова психологія ринку;
- *великі цикли*, чи *торговельні цикли*, що складаються з двох чи трьох малих циклів;
- *фундаментальний рух*, або *тренд*, що переважно є прямою лінією й визначається світовим запасом золота на душу населення [5, с. 10, 14].

Спираючись на теоретико-методологічні напрацювання К. Жугляра і Й. Кітчина, М. Кондратьєв (1928 р.), на основі аналізу фінансових і реальних даних (у т.ч. відсоткових ставок, цін, заробітних плат, зовнішньоторговельного обороту й виробництва та споживання палива), ідентифікував великі цикли (чи *великі хвилі*) тривалістю в 48-60 років. М. Кондратьєв зазначив, що ці великі цикли супроводжуються чотирма емпіричними закономірностями:

- початок висхідної фази великого циклу (чи період безпосередньо до її початку) характеризується трансформаційними змінами в (між)народному господарстві: технічний прогрес, зміни у фінансовій системі, опанування нових ринків збуту;
- висхідна фаза великого циклу є більш багатою на соціально-політичні потрясіння, ніж низхідна фаза;
- низхідна фаза великого циклу супроводжується тривалою депресією сільського господарства;
- висхідні і низхідні фази великих циклів підсилюють відповідні фази середніх циклів.

На основі цих спостережень, М. Кондратьєв запропонував теорію, що великі цикли спостерігаються через градуальне накопичення змін у довгострокових рівноважних рівнях елементів капіталістичного господарства. Відповідно до цієї теорії, низхідна фаза великого циклу є періодом створення передумов для наступної висхідної фази. При цьому тривалість (чи сила

⁵ Й. Кітчин наголошує, що тривалість окремо взятого малого циклу може значно відхилятися від їхньої середньої тривалості $3\frac{1}{2}$ років [5, с. 10].

інерції) висхідної фази залежить від обсягів капіталу й технічного прогресу, що були накопичені під час низхідної фази.

Варто відзначити, що М. Кондратьєв значно випередив своїх сучасників за рівнем свого теоретико-методичного аналізу. Зокрема, він одним з перших запропонував виокремлення з часових рядів компонентів певної частотності (за допомогою рухомого середнього й усунення тренду) для аналізу циклічних коливань [6]. У процесі теоретичного обґрунтування великих циклів він також звернувся до концепції *рівноважного шляху* (англ. *path equilibrium*) замість точкової рівноваги; економічних мейнстрім повернувся до цієї концепції лише з виникненням теорії реальних ділових циклів у 1982 р.

Використовуючи підхід, що є аналогічним до методології М. Кондратьєва, С. Кузнець (1930 р.) ідентифікував три типи варіабельності в цінах і фізичних обсягах виробництва широкого ряду товарів продовольчого й промислового призначення:

- короткострокові коливання, або ділові цикли;
- вторинні довгострокові тренди (англ. *secondary secular movements*; 22-23 роки), чи гойдалки (англ. *swings*), що виокремлюються з даних як рухомі середні після усунення первинних довгострокових трендів [7, с. 72, 206];
- первинні довгострокові тренди (англ. *primary secular movements*), що визначаються як лінія тренду з верхнім лімітом⁶ [7, с. 59-69].

Для пояснення вторинних довгострокових трендів, С. Кузнець запропонував теорію, що вони є наслідком специфічних історичних подій (наприклад, зміни у видобутку дорогоцінних металів чи пропозиції сировини) [7, с. 233-234, 258]. Ці специфічні події відіграють роль початкового поштовху до зростання цін, за чим слідує зростання рівня зайнятості, попиту й, нарешті, виробництва [7, с. 223]; це зростання триває до моменту активації факторів гальмування. Відповідно до теорії С. Кузнеця, головним фактором

⁶ Враховуючи свідчення, що економічне зростання є супер-експоненційним (Д. Рудман, 2020 р.) [8, с. 2], до цього припущення варто ставитися консервативно.

гальмування є продуктивність праці, що визначається кількістю працевлаштованих осіб [7, с. 233-251].

Перелічені вище типи економічних циклів були адитивно об'єднані Й. Шумпетером (1939 р.) у композитний цикл за *схемою трьох циклів*, що була запропонована як альтернатива до схеми єдиного циклу для дослідження ролі економічних циклів в історії розвитку капіталізму [9, с. 161-174]. За схемою трьох циклів, кожний цикл більш високого порядку складається з цілочисельної кількості циклів більш низького порядку (шість циклів К. Жугляра на кожний цикл М. Кондратьєва й три цикли Й. Кітчина на кожний цикл К. Жугляра) [9, с. 173-174]. Схема трьох циклів підсумовується в Табл. 1.1; відтворення ілюстрації схеми трьох циклів Й. Шумпетера [9, с. 213] (і варіанти цієї схеми) представлено на Рис. 1.1.

Як було зазначено Й. Шумпетером, навіть ідеалізовані цикли з регулярною амплітудою й тривалістю можуть генерувати композитні цикли з досить нерегулярними характеристиками (Рис. 1.1.1) [9, с. 212]. На Рис. 1.1 демонструється, що якщо пом'якшити припущення про регулярність тривалості циклів і додати цикли С. Кузнеця, характеристики композитного циклу стають ще менш регулярними; зокрема, стає менш регулярною повторюваність “подвійного горба” (Рис. 1.1.2, 1.1.3), який виникає при збігу максимумів висхідних фаз циклів Й. Кітчина й К. Жугляра в оригінальній схемі Й. Шумпетера (Рис. 1.1.1). Тим не менш, сучасні емпіричні дослідження частіше за все обмежуються аналізом середньострокових циклів через відсутність тривалих історичних часових рядів економічних даних і складність виокремлення короткострокових циклів з-поміж випадкових флуктуацій. Варто відзначити, що Дербенцев та ін. (2021a р.) емпірично підтвердили існування циклів К. Жугляра та С. Кузнеця за допомогою спектрального аналізу, циклів М. Кондратьєва — за допомогою крос-спектрального аналізу (В. Дербенцев та ін., 2021a р.; 2021b р.) [10, 11].

Таблиця 1.1.

Типи економічних циклів.

	Тип циклу	Найменування фаз циклу	Тривалість (у дужках — відповідно до схеми Й. Шумпетера)	Рушійні сили циклу
1.	Малий цикл Й. Кітчина	Періоди між локальними максимумами і мінімумами	3½ роки (3½ роки)	Масова психологія ринку
2.	Комерційний цикл К. Жугляра	Процвітання, криза, ліквідація	7-9 років (10 років)	Зростання передиспозиції економіки до кризи
3.	Вторинний довгостроковий тренд С. Кузнеця	Висхідне коливання, низхідне коливання	22-23 роки ⁷	Специфічні історичні події
4.	Великий цикл М. Кондратьєва	Висхідна хвиля, низхідна хвиля	48-60 років (60 років)	Накопичення капіталу і технологічного прогресу

Джерело: [4-7, 9, 12].

⁷ Цикли С. Кузнеця не були включені Й. Шумпетером до схеми трьох циклів заради простоти обчислень [9, с. 169-170].

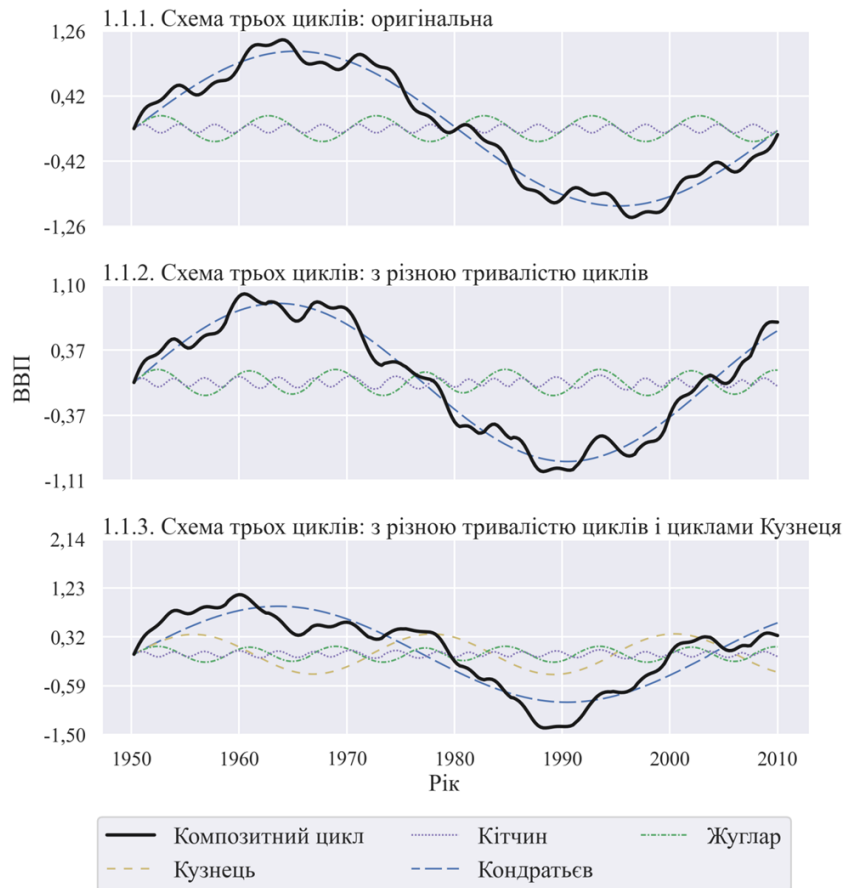


Рисунок 1.1. Відтворення схеми трьох циклів (Й. Шумпетер, 1939 р.) і її варіанти. Панель 1.1.1 — оригінальна версія схеми трьох циклів Й. Шумпетера; панель 1.1.2 — версія з різною тривалістю циклів (відповідно до тривалостей, що вказані поза дужками в Табл. 1.1); панель 1.1.3 — версія з різною тривалістю циклів і циклами С. Кузнеця. Симульовані квартальні дані по ВВП генеруються як синусоїди. Відповідно до оригінальної версії Й. Шумпетера [9, с. 212-213], амплітуди циклів є пропорційними до їхньої тривалості. У випадку циклів К. Жугляра, С. Кузнеця й М. Кондратьєва, тривалості в панелях 1.1.2 й 1.1.3 генеруються з рівномірного розподілу на відповідному інтервалі; у випадку циклів Й. Кітчина, тривалість генерується з нормального розподілу з параметрами $\mu = 3\frac{1}{2}$ і $\sigma = 1^8$. Композитний цикл є адитивним.

⁸ У випадку негативної тривалості, робиться повторна генерація випадкового числа.

Джерело: [4-7, 9, 12].

1.1.2. Емпірична революція NBER і визначення ділових циклів

Основи сучасного статистичного підходу до аналізу економічних циклів були викладені в праці А. Бернса й У. Мітчелла 1946 р. «Вимірювання ділових циклів» (англ. *Measuring Business Cycles*) [13]. Зокрема, в цій праці було запропоновано *класичне* визначення ділових циклів⁹, яке набуло напівофіційного статусу й залишилося в широкому застосуванні до сьогоднішнього дня:

“Ділові цикли є типом коливань сукупної економічної діяльності, що спостерігається в державах, у яких економічна діяльність заснована на приватній формі власності: цикл починається з фази експансії, що спостерігається приблизно одночасно для багатьох видів економічної діяльності, за якою слідує аналогічно масштабні фази рецесії, спаду й відновлення¹⁰, які переходять у фазу експансії наступного циклу; ця серія фаз є повторюваною, але не з регулярною періодичністю; за своєю тривалістю, ділові цикли варіюють у діапазоні від одного року до десять чи дванадцяти років; вони не є подільними на коротші цикли з аналогічним характером чи амплітудою.” [13, с. 3].

Обґрунтування й роз'яснення до свого визначення ділових циклів А. Бернс і У. Мітчелл пропонують за компонентами.

⁹ Хоча етимологія терміну діловий цикл не є до кінця з'ясованою, можна припустити, що еволюція цього терміну відбулася наступним чином: *crises commerciales* (комерційні кризи; *commerce* в значенні торгівля) → *trade cycles* (торговельні цикли; *trade* в значенні торгівля) → лінгвістична трансформація *trade* в значення професія чи вид діяльності → *business cycles* (ділові цикли; *business* в значенні вид діяльності). Отже, термін діловий цикл можливо виник в наслідок кроскультурної взаємодії різних мов.

¹⁰ Методологія А. Бернса і У. Мітчелла виявляє лише фази експансії і спаду в даних; фази рецесії і відновлення є перехідними фазами (рецесія — між експансією і спадом, відновлення — між спадом і експансією) [13, с. 18].

- По-перше, ділові цикли відрізняються від інших типів коливань (випадкових, сезонних і довгострокових) за своєю тривалістю. Конкретна тривалість 1–10 (12) років була визначена індуктивним шляхом на основі аналізу місячних і квартальних часових рядів економічних даних США за період 1854-1938 рр., а також попередніх ділових часописів. Крім того, ділові цикли не є подільними на коротші цикли. Разом, ці дві часові характеристики дозволяють ідентифікувати ділові цикли навіть коли їхні фази перебиваються тимчасовими коливаннями в протилежному напрямку [13, с. 6-8].
- По-друге, для визначення сфери охоплення ділових циклів, вводяться допоміжні поняття *специфічних циклів* й *еталонного циклу*. На відміну від ділових циклів, специфічні цикли стосуються окремих видів економічної діяльності й втілюються в конкретних показниках (наприклад, короткострокові процентні ставки). На основі кластерів поворотних точок у специфічних циклах, що є близькими у часі, визначаються поворотні точки еталонного циклу певної країни [13, с. 5-6]. Отже, еталонний цикл країни є конкретним проявом більш абстрактного поняття ділового циклу.

Недоліком визначення ділових циклів А. Бернса й У. Мітчелла є те, що класичні цикли можуть зустрічатися вкрай зрідка чи бути цілком відсутніми в періоди тривалої економічної експансії; тобто коли тренд є значно сильнішим за циклічні коливання. Аналогічна ситуація зустрічається при аналізі коротких часових рядів. З огляду на це, І. Мінтц (1969 р.) [14] запропонувала концепції *циклів відхилення* й *ступінчастих циклів*:

- цикли відхилення визначаються як залишок після усунення з даних (висхідного)¹¹ тренду [14, с. 12];
- ступінчасті цикли визначаються як темпи приросту даних [14, с. 15].

¹¹ Сучасні методи моделювання ліній тренду припускають, що тренд може бути низхідним, недетерміністичними чи демонструвати структурні переломи.

Важливо зауважити, що І. Мінтц запропонувала цикли відхилення й ступінчасті цикли як альтернативні підходи до визначення ділових циклів, а не окремі типи циклів; аналогічні альтернативні підходи до визначення ділових циклів були також запропоновані, зокрема, фахівцями МВФ [14, с. 1-5]. Тим не менш, І. Мінтц застерегла від ототожнення класичних циклів із циклами відхилення й ступінчастими циклами через те, що гальмування приросту чи темпів приросту (тобто аналоги фаз спаду в циклах відхилення й ступінчастих циклах) не обов'язково супроводжується класичною фазою спаду; це має практичні наслідки для розробки контрциклічної політики [14, с. 5-6].

Іншим важливим парадигмальним зсувом у теорії ділових циклів був перехід від їх визначення на основі багатьох часових рядів економічних даних (наприклад, А. Бернс і У. Мітчелл) [13] до зосередження на одному, визначальному показникові: (реальному) ВВП. Хоча точний момент цього зсуву складно відстежити через велику кількість теоретичних і емпіричних досліджень ділових циклів, переконливий аргумент на користь використання ВВП був запропонований в праці Д. Гардінга й А. Пагана (2002 р.) [15]. Так, Д. Гардінг й А. Паган починають побудову свого аргументу з наведення двох цитат з «Вимірювання ділових циклів».

- “Сукупна [економічна] діяльність може мати конкретне значення і концептуально підлягати вимірюванню, якщо її ототожнити з [номінальним] валовим національним доходом.” [13, с. 72].
- “На жаль, не існує жодного часового ряду такого тип[у], який би мав щомісячну чи щоквартальну періодичність й охоплював, принаймні приблизно, досліджуваний нами період.” [13, с. 73].

Д. Гардінг й А. Паган аргументують, що наведені вище цитати вказують на те, що А. Бернс і У. Мітчелл використовували широкий ряд економічних

показників лише в якості проксі-змінних, і ВВП¹² адекватно відображає їхню концепцію сукупної економічної діяльності [15, с. 367]. У додатку А.1 міститься роз'яснення до автоматизованої версії алгоритму датування класичних циклів А. Бернса й У. Мітчелла, що була запропонована Д. Гардінгом й А. Паганом (2002 р.; ВВQ, англ. *Bry-Boschan quarterly algorithm*), і демонструється, що її застосування до реального ВВП США адекватно відтворює офіційні дати рецесій NBER (Рис. А.1.1). Слід зауважити, що алгоритм *ВВQ* також можна застосувати до циклів відхилення й ступінчастих циклів.

У цілях з'ясування термінології й уникнення двозначності, у Табл. 1.2 підсумовуються основні відмінності між описаними вище підходами до визначення й вимірювання ділових циклів, разом з відповідною термінологією.

Відтепер у цій дисертації надається перевага сучасним версіям підходів до визначення ділових циклів і відповідній термінології; тобто ділові цикли визначаються на основі реального ВВП і застосовується термінологія Д. Гардінга та А. Пагана й Європейської комісії.

Оскільки класичні цикли, цикли приросту й цикли темпів приросту визначаються на основі однакових вхідних даних, тобто реального ВВП, є очевидним, що вони є взаємопов'язаними. Цю взаємопов'язаність можна продемонструвати графічно за допомогою схеми ABCD, що була запропонована Ж. Анасом і Л. Ферраром (2004 р.) і її розширенням, $\alpha\text{AB}\beta\text{CD}$ (представлено на Рис. 1.2) [12, с. 360-361; 16, с. 197-199].

¹² У цілях уникнення впливу інфляції, більшість дослідників надають реальному ВВП перевагу над номінальним; до ВВП також часто застосовується натуральна логарифмічна трансформація через деякі сприятливі статистичні властивості трансформованих таким чином даних, а саме: симетричність темпів приросту й стабілізація дисперсії.

Як зазначається Ж. Анасом і Л. Ферраром, схема $\alpha AB\beta CD$ ґрунтується на принципі регулярного чергування поворотних точок:

- першим сигналом про наближення рецесії є досягнення темпами приросту свого максимуму (Рис. 1.2.1 — точка α) й початок фази їх гальмування;
- якщо темпи приросту опускаються нижче свого середнього рівня (Рис. 1.2.3 — точка А), починається фаза гальмування приросту;
- якщо темпи приросту стають від'ємними (Рис. 1.2.2 — точка В), гальмування приросту матеріалізується в рецесію [12, с. 361-362; 16, с. 197-198].

Таблиця 1.2.

Підходи до визначення ділових циклів.

	Підхід	Найменування висхідної / низхідної фази	На основі наступних даних:
1.	Класичний цикл	Експансія / спад (А. Бернс й У. Мітчелл)	Набір різних економічних показників
		Експансія / рецесія (Д. Гардінг і А. Паган)	Реальний ВВП
2а.	Цикл відхилення (І. Мінтц)	Прискорення / гальмування приросту	Набір різних економічних показників за вирахуванням трендів
2б.	Цикл приросту (Європейська комісія)		Реальний ВВП за вирахуванням тренду
3а.	Ступінчастий цикл (І. Мінтц)	Прискорення / гальмування темпів приросту	Темпи приросту набору різних економічних показників
3б.	Цикл темпів приросту ¹³ (Європейська комісія)		Темпи приросту реального ВВП

Джерело: [12, с. 361-362; 13, с. 3; 14, с. 12, с. 15; 15, с. 369; 17, с. 38].

¹³ Іноді — цикли прискорення.

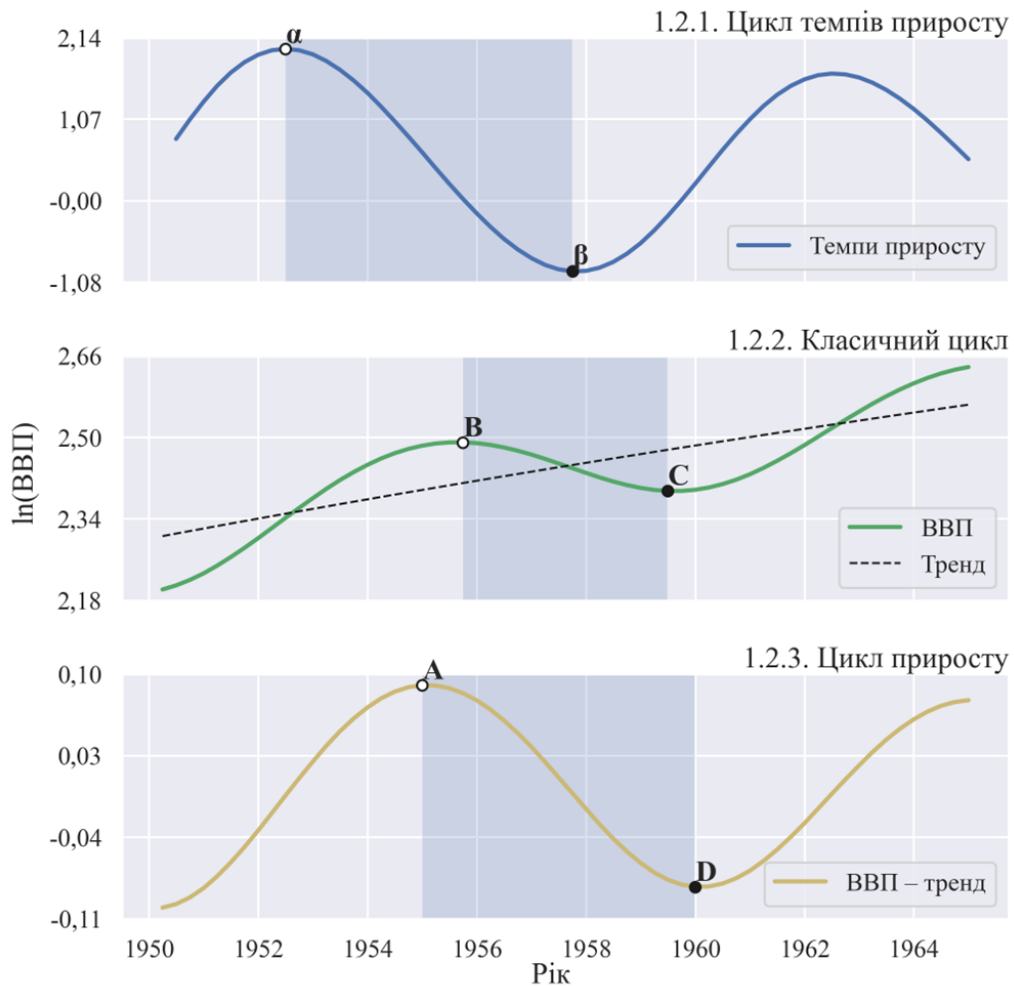


Рисунок 1.2. Відтворення схеми $\alpha AB\beta CD$ (Ж. Анас й Л. Феррара, 2004 р.). Панель 1.2.1 — цикл темпів приросту; панель 1.2.2 — класичний цикл; панель 1.2.3 — цикл приросту. Симульовані квартальні дані по ВВП генеруються як синусоїда + лінійний тренд. Поворотні точки визначаються відповідно до алгоритму BBQ (див. додаток А.1) й позначаються жирними літерами. Стовпчики окреслюють рецесії.

Джерело: [16, с.199].

Вихід економіки з рецесії відбувається за аналогічним чергуванням поворотних точок β , C і D . Отже, поворотні точки в циклах приросту й темпів приросту можна використовувати як систему раннього попередження про наближення рецесії. Проте Ж. Анас та ін. зауважують, що економіка не завжди проходить через повну послідовність цих поворотних точок [12, с. 360];

наприклад, гальмування економічного приросту в 1995 р. в Німеччині не матеріалізувалося в рецесію й послідовність поворотних точок була $\alpha A\beta D$ (Рис. 1.3.2, 1.3.3). Тим не менш, відносне місце поворотних точок у послідовності $\alpha A\beta C D$ на практиці¹⁴ не порушується (проте декілька точок можуть збігатися в часі через дискретність даних; Рис. 1.3.1, 1.3.2, 1.3.3).

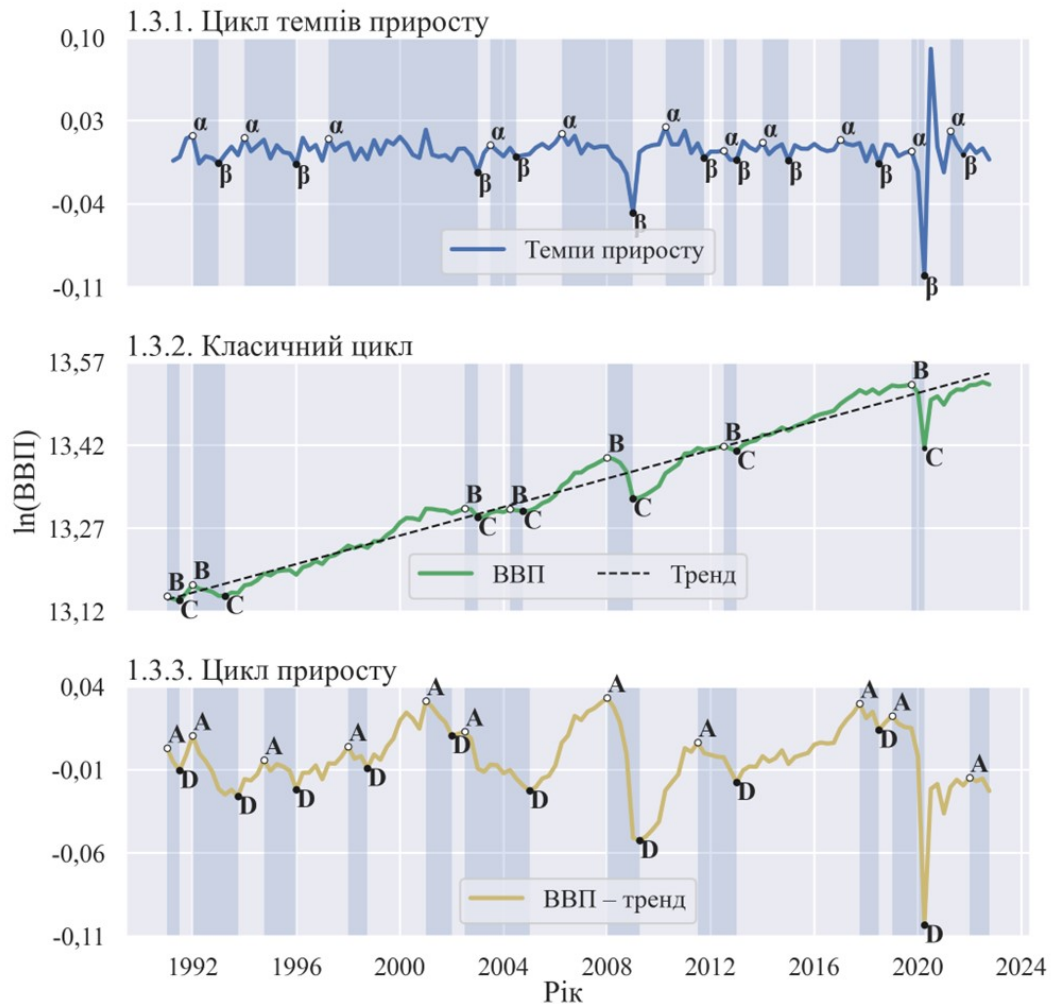


Рисунок 1.3. Схема $\alpha A\beta C D$ для Німеччини, 1991Q–2022Q4 рр. Панель 1.3.1 — цикл темпів приросту; панель 1.3.2 — класичний цикл; панель 1.3.3 — цикл приросту. Тренд у панелі 1.3.2 є лінійним. Поворотні точки визначаються відповідно до алгоритму BBQ (див. додаток А.1) й позначаються жирними літерами. Столпчики окреслюють рецесії.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [18].

¹⁴ Ж. Анас та ін. також зауважують, що схема $\alpha A\beta C D$ є суто емпіричною й не має теоретичного обґрунтування [16, с. 360].

На додаток до цього, більш глибокий теоретичний зв'язок між класичним циклами й циклами темпів приросту було продемонстровано Д. Гардінгом й А. Паганом (2002 р.) [15]. Оскільки для датування поворотних точок у часовому ряді реального ВВП (y) використовується його приріст першого порядку (Δy , див. Додаток А.1), Д. Гардінг і А. Паган аргументують, що Δy містить усю релевантну інформації про класичні цикли в y [15, с. 373-375]; на натуральній логарифмічній шкалі, Δy також є апроксимацією темпів приросту. Ця залежність ілюструється Д. Гардінгом і А. Паганом на простому прикладі, в якому Δy_t складається з двох компонентів: свого середнього рівня (μ) й шуму ($e_t \sim N(0, \sigma)$) [15, с. 374]. Симульовані часові ряди ВВП, що були згенеровані для різних значень параметрів μ й σ , представлено на Рис. 1.4.

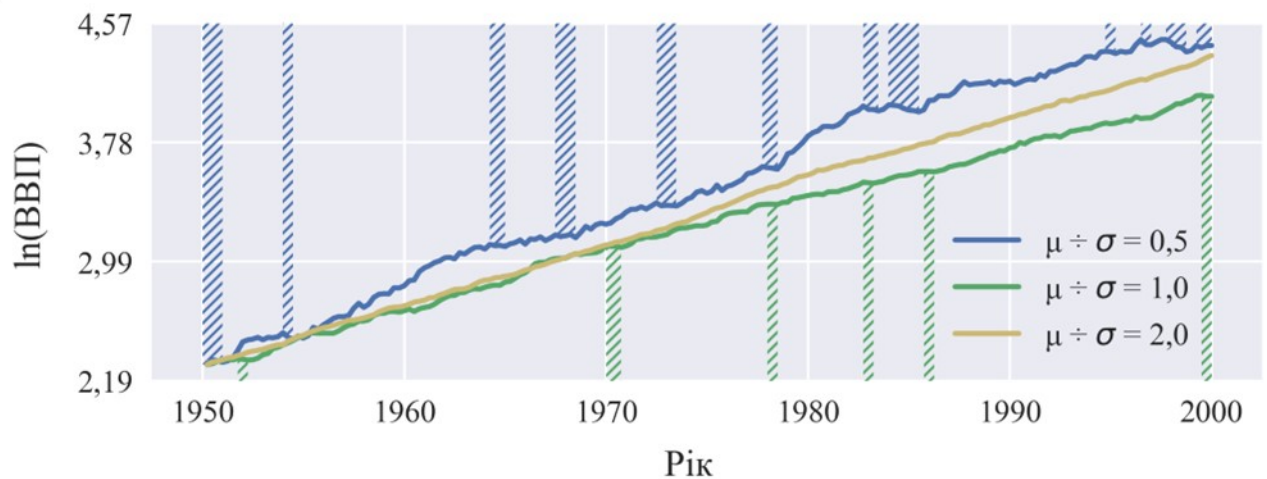


Рисунок 1.4. Симуляції ВВП з різними параметрами μ й σ . Поворотні точки визначаються відповідно до алгоритму *BBQ* (див. додаток А.1). Заштриховані стовпчики окреслюють рецесії (для візуальної чіткості, стовпчики починаються не від вісі абсцис, а від лінії ВВП, і не перетинаються горизонтально чи вертикально).

Джерело: побудовано автором на основі моделі, запропонованої Д. Гардінгом й А. Паганом [15, с. 373-375].

Як було зазначено Д. Гардінгом й А. Паганом, частота й тривалість рецесій визначається співвідношенням $\mu \div \sigma$. У випадку сильного переважання

μ над σ , рецесії відбуваються вкрай рідко або є цілком відсутніми (на Рис. 1.4 — жовта лінія, яка відповідає співвідношенню $\mu \div \sigma = 2$; I. Мінтц (1969 р.) [14] запропонувала альтернативні підходи для визначення ділових циклів саме з огляду на такі ситуації). При зростанні σ , рецесії навпаки стають частішими й тривалішими (на Рис. 1.4 — синя лінія, яка відповідає співвідношенню $\mu \div \sigma = 0.5$). Таким чином, дослідження класичних циклів й циклів темпів приросту є взаємодоповнюючим процесом.

1.1.3. Інші види економічних циклів

Повертаючись до «Вимірювання ділових циклів», А. Бернсом і У. Мітчеллом було ідентифіковано специфічні цикли в 1277 різних економічних показниках [13, с. 19]. Відповідно до часового критерію, А. Бернс і У. Мітчелл класифікували ці цикли як *відстаючі*, *одночасні* або *випереджувальні* (англ. *lagging, coincident, leading*) по відношенню до еталонного (ділового) циклу [13, с. 6]; детальне описання цих циклів виходить за рамки предмету цього дисертаційного дослідження. Тим не менш, пропонується розглянути більш обмежене коло економічних показників, на основі котрих Конференційна рада США (англ. The Conference Board) прогнозує рецесії.

- Відстаючі: середня тривалість незайнятості безробітних; коефіцієнт оборотності запасів; вартість праці на одиницю продукції; середня базова ставка банків; сума комерційних і промислових кредитів; співвідношення суми споживчого кредиту до особистих доходів; індекс споживчих цін на послуги.
- Одночасні: кількість зайнятих (крім сфери сільського господарства); особисті доходи за вирахуванням трансфертів; індекс промислового виробництва; промисловий, оптовий і роздрібний товарообіг.
- Випереджувальні: середня тривалість робочого тижня (сфера промисловості); кількість нових страхових випадків по безробіттю; кількість нових замовлень на виробництво; кількість нових дозволів на

будівництво; ціни на акції; спред відсотків по короткостроковим і довгостроковим інструментам; індекс споживчих очікувань [19].

Таким чином, оскільки фінансові ринки ґрунтуються на прогнозуванні майбутніх економічних умов, цикли, що стосуються фінансових інструментів, випереджають ділові цикли. З іншої сторони, цикли, що стосуються реального сектора (наприклад, індекс промислового виробництва) збігаються в часі з діловими циклами, завдяки чому їх можна застосовувати в якості проксі-змінних у випадку відсутності даних по ВВП; на практиці, індекс промислового виробництва дуже часто застосовується дослідниками через його високу кореляцію з ВВП і щомісячну періодичність [20, с. 11].

Підсумовуючи все вищесказане, ділові цикли є видом і типом економічних циклів. Як вид економічного циклу, ділові цикли, на відмінну від специфічних циклів, стосуються сукупної економічної діяльності, і отже можуть вимірюватися за допомогою (реального) ВВП. Як тип економічного циклу, ділові цикли є середньостроковими (тобто є відмінними від шуму та трендів). Оскільки сучасні економетричні методи дослідження часто ґрунтуються на припущенні про стаціонарність даних, у статистичній частині цієї дисертації ділові цикли визначаються відповідно до концептуального підходу циклів темпів приросту¹⁵, що мають добре обґрунтований теоретичний зв'язок з класичним циклами. Відтепер, під терміном *діловий цикл* у цій дисертації мається на увазі, якщо не вказується інше, цикл темпів приросту.

¹⁵ На практиці, багато дослідників ототожнюють поняття діловий цикл, цикл приросту і цикл темпів приросту.

1.2. Сучасні теорії й структуроутворюючі чинники ділових циклів

У цьому підрозділі розглядається генез і еволюція сучасних теорій ділових циклів, а саме: кейнсіанська теорія, що наголошує на провідній ролі шоків попиту в формуванні ділових циклів, і неокласична теорія, що наголошує на провідній ролі шоків пропозиції. У цілях стислості викладеного матеріалу, процеси, що генерують ділові цикли, переважним чином розглядаються лише із сторони позитивних шоків, як це робиться в тексті оригіналів. У випадку негативних шоків, процеси, що описуються нижче, діють в протилежному напрямку.

1.2.1. Кейнсіанська теорія

«Загальна теорія зайнятості, відсотків і грошей» Д. Кейнса (1936 р.) [21], яка започаткувала кейнсіанську революцію в економічній теорії, була розроблена в контексті Великої депресії і неспроможності глобальних ринків, і в першу чергу США, повернутися до рівня повної зайнятості. З огляду на це, «Загальна теорія...» присвячена критиці постулатів класичної економічної теорії про саморегульовані ринки¹⁶. Ділові цикли в «Загальній теорії...» є результатом коливань у рівні інвестицій й *граничної ефективності капіталу* (МЕС, англ. *marginal efficiency of capital*); МЕС Д. Кейнс визначив наступним чином: “...гранична ефективність капіталу тотожна ставці дисконтування, за якої поточна вартість серії ануїтетів, що очікується від капітального активу протягом терміну його використання, дорівнює ціні його пропозиції.” [21, с. 69].

Ключовим у цьому визначенні є роль очікувань, які, на думку Д. Кейнса, мають психологічний компонент, який проявляється в так званих “тваринних

¹⁶ Д. Кейнс стисло сформулював Закон ринку Ж.-Б. Сея наступним чином: “...попит створює свою власну пропозицію.” [21, с. 18].

духах”¹⁷ — “...спонтанн[ому] бажанн[і] діяти, а не сидіти склавши руки...” [21, с. 81]. Ці духи призводять до чергування хвиль оптимізму і песимізму:

- під час хвилі (надлишкового) оптимізму, очікувана МЕС є достатньо високою, щоб компенсувати зростання відсоткових ставок і ціни капітальних активів;
- за хвилею оптимізму неминуче слідує хвиля (надлишкового) песимізму, під час якої “*раптов[а] й навіть катастрофічн[а] сила*”¹⁸ падіння МЕС супроводжується одночасним падінням рівня інвестицій й зростанням відсоткових ставок [21, с. 156-157].

Хоча в «Загальній теорії...» Д. Кейнс не ставив собі за мету розробку всеосяжної теорії ділових циклів, він, тим не менш, припустив, що коливання МЕС мають стабільні часові характеристики, наприклад, після кризи, МЕС починає зростати через амортизацію й моральне старіння поточних капітальних активів [21, с. 157-158].

Динамічне розширення базової кейнсіанської моделі було запропоновано П. Самуельсоном (1939). У цій моделі, коливання в рівні інвестицій є результатом взаємодії *кейнсіанського мультиплікатора* й *принципу прискорення*:

- кейнсіанський мультиплікатор у моделі П. Самуельсона є параметром, що описує залежність між поточним рівнем споживання й рівнем національного доходу в попередньому періоді;
- принцип прискорення є параметром, що описує залежність між поточним рівнем (неавтономних) інвестицій й зміною в рівні споживання порівняно з попереднім періодом [23, с. 75].

П. Самуельсон продемонстрував, що різні співвідношення кейнсіанського мультиплікатора і принципу прискорення можуть, відповідно,

¹⁷ Д. Кейнс уточнює, що це відомі “тваринні” духи “ведмедів” і “биків” [21, с. 85].

¹⁸ Асиметричність ділових циклів була підтверджена в ряді сучасних емпірично досліджень, зокрема Д. Морлі й Д. Пігером (2012 р.) [22, с. 218].

генерувати різно-амплітудні й тривалі коливання у рівні інвестицій у відповідь на миттєве зростання національного доходу [23, с. 77-78].

Інше динамічне розширення базової кейнсіанської моделі для пояснення економічного зростання було незалежно запропоновано Р. Харродом (1939) [24, с. 14-33] і О. Домаром (1946) [25, с. 137-147]. У цій моделі, економічне зростання є результатом взаємодії *граничної схильності до заощадження* й *продуктивності капітальних активів*:

- гранична схильність до заощадження у моделі Р. Харрода-О. Домара є параметром, що описує залежність між зміною у рівні заощаджень (= інвестицій) і зміною у рівні національного доходу;
- продуктивність капітальних активів є співвідношенням між рівнем нового виробництва й рівнем інвестицій (= капітальних активів) [25, с. 140-141].

Якщо в моделі Р. Харрода-О. Домара пом'якшити припущення про постійність граничної схильності до заощадження і продуктивності капітальних активів, темпи економічного приросту можуть змінюватися в часі [24, с. 141], що, відповідно, генерує ділові цикли.

Роль кредиту і боргу у ділових циклах була наголошена в пост-кейнсіанській гіпотезі *фінансової нестабільності* Г. Мінського (1992). Відповідно до цієї гіпотези, є три режими боргового фінансування:

- режим *хедж-фінансування*, за якого відсотки й основна частина боргу повністю обслуговуються поточними грошовими потоками;
- режим *спекулятивного фінансування*, за якого відсотки обслуговуються поточними грошовими потоками, але основна частина боргу рефінансується;
- режим *Понці-фінансування*, за якого відсотки й основна частина боргу можуть обслуговуватися лише за умови зростання вартості активів [26, с. 7].

Двигуном ділових циклів у гіпотезі Г. Мінського є періодичні фінансові кризи, що виникають у фінансовій системі внаслідок її схильності до

нестабільності; тобто фази економічної експансії супроводжуються зростаннями частки спекулятивного й Понці-фінансування, що неминуче призводить до *моменту Мінського*¹⁹ [26, с. 8].

Марксистські елементи класової боротьби містяться в пост-кейнсіанській теорії політичних циклів. Ключовим постулатом цієї теорії є визначальна роль державних видатків в підтриманні виробництва на рівні повної зайнятості.

Теорія політичних циклів має три підтипи:

- відповідно до базового формулювання цієї теорії, що було запропоновано М. Калецьким (1943), унія великого бізнесу й *рантьє*²⁰ може лобювати скорочення державних видатків з метою утримання контролю над робітничим класом [27, с. 329];
- згідно з теорією *електорального ділового циклу* У. Нордгауза (1975), короткозорість передвиборчої політики може призводити до падіння рівня безробіття в передвиборчому періоді і його зростання у післявиборчому періоді [28, с. 184];
- за теорією *партійного ділового циклу* Д. Хіббса (1977), чергування періодів економічної експансії й рецесії може відбуватися внаслідок схильності лівих партій до підтримання низького рівня безробіття, а правих партій — низького рівня інфляції [29, с. 1486-1487].

1.2.2. Неокласична теорія

Монетаристська контрреволюція М. Фрідмана ознаменувала повернення до постулатів класичної економічної теорії, і зокрема —

¹⁹ Термін момент Мінського часто використовується у фінансовій публіцистичній літературі для позначення моменту раптового колапсу вартості активів і завершення фази економічного піднесення.

²⁰ Термін *рантьє* використовується в марксизмі для позначення класу, що отримує доходи виключно за рахунок ренти.

саморегульованих ринків. У моделі *хибних очікувань працівників* (англ. *the fooling model*) М. Фрідмана (1968 р.) [30], ділові цикли виникають унаслідок взаємодії *асиметрії інформації й адаптивних очікувань*:

- у наслідок асиметрії інформації, ціни реагують на зміни в економічному середовищі швидше, ніж заробітні плати;
- адаптивні очікування формуються виключно на основі історичної інформації.

Головна інновація моделі М. Фрідмана полягає у тому, що крива пропозиції робочої сили в ній залежить не від реальної заробітної плати, а *очікуваної заробітної плати*. Унаслідок асиметрії інформації, після неочікуваної зміни в економічному середовищі (наприклад, розширення центральним банком грошової бази з метою стимулювання попиту) є проміжок часу, протягом котрого реальна заробітна плата відрізняється від очікуваної реальної заробітної плати, що дозволяє рівню безробіття тимчасово відхилитися від свого *природного рівню*²¹, що супроводжується й відповідними змінами в рівні виробництва [30, с. 9-11].

Як альтернативу до моделі М. Фрідмана, Р. Лукас (1975 р., 1977 р.) запропонував модель ділових циклів, у котрій очікування є не адаптивними, а *раціональними*²²[32]. На відмінну від адаптивних очікувань, раціональні очікування формуються на основі всієї доступної інформації [33, с. 1121]. У моделі Р. Лукаса є два типи цінових шоків:

- відносні цінові шоки, які стосуються окремих галузей економіки й виникають внаслідок змін у технології виробництва чи вподобаннях споживачів;

²¹ Термін природний рівень безробіття був введений М. Фрідманом для з'ясування поняття рівня повної зайнятості. На відміну від кейнсіанського підходу, М. Фрідман аргументував, що природний рівень безробіття відрізняється від 0%; він є довгостроковим рівноважним рівнем безробіття й визначається реальними характеристиками національної економіки [31, с. 9].

²² Концепцію раціональних очікувань було запропоновано Д. Мутом (1961 р.) [32].

- загальні цінові шоки, які стосуються всіх галузей економіки.

Ділові цикли в цій моделі виникають через тимчасову неспроможність економічних агентів, унаслідок інформацій бар'єрів, відрізнити відносні цінові шоки від загальних цінових шоків.

Таким чином, у випадку загального цінового шоку, частина економічних агентів його помилково тлумачить як відносний ціновий шок у свою користь, і, відповідно, розширює виробництво; за цим слідує поступова дифузія інформації про всеохопність цінового шоку і коригування помилкових очікувань, що призводить до скорочення виробництва [34, с. 19-23].

Наступним етапом у розвитку неокласичної теорії ділових циклів стала розробка *динамічних стохастичних моделей загальної рівноваги* (DSGE, англ. *Dynamic Stochastic General Equilibrium*). Поштовхом до розробки цього класу моделей була відома *критика Р. Лукаса* (1976 р.), відповідно до якої ефективні прогностичні економетричні моделі мають базуватися на мікроекономічних параметрах [35, с. 41-42].

Перша модель DSGE була розроблена Ф. Кідландом і Е. Прескоттом (1982 р.) [36]. Концептуально, ця модель ґрунтувалася на гіпотезі, що є такий набір мікроекономічних параметрів, що може відтворити в симуляційному середовищі *стилізовані факти*²³ про волатильність, перехресні кореляції й автокореляції циклічних компонентів основних економічних показників США. У базовому формулюванні Ф. Кідланда й Е. Прескотта, модель DSGE складається з рівняння накопичення капіталу, виробничої функції й функції корисності, а єдиним стохастичним процесом є зовнішні шоки продуктивності (технології) [36, с. 1349-1352]. Одним з питань, яке цей клас моделей покликаний з'ясувати, є механізм перетворення миттєвих шоків продуктивності на тривалі періоди відхилення економічного зростання від

²³ Ідея стилізації фактів була запропонована Я. Тінбергеном (1936) [37] і позначала виокремлення найсутнісніших характеристик статистичних даних [37, с. 41]; власне термін стилізовані факти був запроваджений Н. Калдором (1961) [38, с. 178].

свого довгострокового тренду, тобто ділові цикли. У моделі DSGE Ф. Кідланда і Прексотта, це поширення шоків у часі відбувається через рівняння накопичення капіталу, яке передбачає *інтервал часу для побудови* з інвестицій продуктивного капіталу (англ. *time to build*) [36, с. 1349-1350]. Поширення шоків у часі за цією схемою відбувається наступним чином:

- у період t , позитивний шок продуктивності впливає на виробництво через підвищення загальної продуктивності факторів виробництва (прямий канал), що, у свою чергу, підвищує заробітну плату, і отже пропозицію робочої сили (непрямий канал);
- у період $t + 1$, та частина виробництва, що в періоді t була інвестована, перетворюється на продуктивний капітал (динамічний ефект), унаслідок чого виробництво й пропозиція робочої сили залишаються на підвищеному рівні.

Якщо шоки продуктивності є автокорельованими, описаний вище процес призводить до тривалого перевищення зростанням виробництва свого довгострокового рівноважного рівня, тобто фази економічної експансії. У випадку негативних шоків продуктивності, цей процес діє в протилежному напрямку й призводить до фази рецесії. Оскільки зростання продуктивності (технології) у моделі DSGE Ф. Кідланда і Е. Прескотта є стаціонарним процесом, шоки продуктивності з часом згасають і ріст продуктивності повертається до свого довгострокового рівноважного рівня [39, с. 15-16].

Після калібрації мікроекономічних параметрів за допомогою реальних економічних даних, модель DSGE Ф. Кідланда і Е. Прескотта досягла своєї мети симуляційного відтворення стилізованих фактів про діловий цикл США [36, с. 1363-1366]. Таким чином, Ф. Кідланд і Е. Прескотт інтегрували неокласичну теорію економічного зростання²⁴ і теорію ділових циклів для

²⁴ Стандартне відхилення шоків продуктивності (технології) в моделі DSGE Ф. Кідланда і Е. Прескотта було калібровано відповідно до залишку Солоу для економіки США [39, с. 15].

одночасного пояснення обох процесів як функції від технологічного прогресу [36, с. 14-15]. Проте здобуток Ф. Кідланда і Е. Прескотта не обійшовся без критики. Зокрема, Л. Саммерс (1986 р.) [40] критикував нереалістичність припущення, що рушійною силою ділових циклів є технологічні шоки, адже з емпіричної точки зору, у даних не спостерігаються негативні технологічні шоки достатніх масштабів, щоб пояснити глобальні рецесії, наприклад, енергетичну кризу 1973-1977 рр. У більш загальному контексті, припущення, що рецесії є результатом технологічного регресу, є досить контроверсійним [40, с. 24-25].

Модель DSGE Ф. Кідланда і Е. Прескотта започаткувала *теорію реальних ділових циклів*²⁵ (RBC, англ. *real business cycle theory*), в рамках якої було запропоновано численну кількість модифікацій стандартної моделі DSGE, а зокрема: врахування інших видів шоків (наприклад, шоки попиту, вподобань, пропозиції робочої сили) і побудова багатокраїнних версій цієї моделі для дослідження міжнародної синхронізації ділових циклів. Моделі RBC також були адаптовані прибічниками нового кейнсіанства для симуляційного тестування припущень про жорсткість цін і заробітних плат; в цьому відношенні, моделі RBC стали першим кроком на шляху до синтезу нової кейнсіанської і неокласичної теорій [12, с. 59].

Внаслідок зростанням обчислювальної потужності комп'ютерів і паралельно з розвитком моделей RBC почався й бурхливий розвиток векторних авторегресійних (VAR, англ. *vector autoregression*) і динамічних факторних моделей (DFM, англ. *dynamic factor model*). На відмінну від моделей RBC, моделі VAR і DFM не вимагають від дослідника теоретичного обґрунтування причинно-наслідкових зв'язків між різними економічними змінними; у випадку баєсівських версій цих моделей, попередня невизначеність щодо справжніх значень параметрів моделі безпосередньо

²⁵ Термін реальний наголошує на провідній ролі реальних, а не номінальних, чинників у генеруванні ділових циклів.

входить в аналіз в якості неінформативних²⁶ апіорних імовірностей (англ. *uninformative / diffuse / flat priors*). З огляду на це, їх іноді критикують за те, що вони є емпірикою без теорії. Тим не менш, ці моделі є зручним методом виявлення властивостей великих наборів даних [12, с. 60-62].

Підсумовуючи все вищесказане, сучасні підходи до аналізу ділових циклів не характеризуються чіткою приналежністю до тієї чи іншої теорії; натомість, вони гетеродоксальним чином поєднують припущення, постулати і методи багатьох теорій. Як було зазначено А. Філіпенко (2014 р.), це узгоджується із сучасною практикою застосування концепцій і моделей, що є найбільш наближеними до економічних реалій [41 с. 11-13]. Іншими словами — це методологічний прагматизм. З іншої сторони, все більшого поширення набуває чиста емпірика, що не передбачає введення в економетричні моделі обмежень у відповідності з теорією. Перевагою чистої емпірики є можливість впровадження в дослідження останніх здобутків з більш широкої галузі статистики, адаптація котрих до теоретичних економічних моделей вимагатиме певного часу. Враховуючи відносну складність даних, що аналізуються в статистичній частині цієї дисертації (наприклад, екстремальні дані за період пандемії COVID-19 і воєнної агресії зі сторони Російської Федерації), перевага надається суто емпіричному підходу. Більш конкретно, пропонується нове розширення моделі DFM М. Дель Negro й К. Отрока (2008 р.) [42].

1.3. Поняття синхронізації ділових циклів, її підвиди й детермінанти

У цьому підрозділі розглядаються підходи до визначення й вимірювання синхронності ділових циклів. На додаток до цього, розглядаються основні детермінанти (де)синхронізації ділових циклів та шляхи аналізу

²⁶ Такі апіорні ймовірності насправді не є інформативними, адже вони можуть передбачати надмірну апіорну ймовірність екстремальних значень параметрів моделі.

взаємозалежностей між ними в об'єднаному модельному середовищі. На основі аналізу емпіричної літератури було визначено, що головними детермінантами синхронізації ділових циклів є: торговельна інтеграція, фінансова інтеграція і схожість галузевої спеціалізації національних економік.

Оскільки для основних детермінант у літературі припускається існування причинно-наслідкового зв'язку із синхронністю ділових циклів, в цьому підрозділі словосполучення *ефект на й зв'язок (залежність) між* використовуються синонімічно.

Варто відзначити, що в цьому підрозділі симулюються умовні дані для ілюстрації різних сценаріїв синхронності ділових циклів. Для уникнення використання умовних часових одиниць припускається, що симульовані дані починаються з 1950 р.

1.3.1. Поняття синхронізації ділових циклів та її підвиди

У економічній літературі з синхронізації ділових циклів не існує загальноприйнятого визначення чи показника цього феномена. Натомість, кожний дослідник пропонує своє власне визначення й емпіричну стратегію, що відповідає цілям дослідження і доступним даним. Це найяскравішим чином проявляється в різноманітті термінології, що застосовується для позначення синхронності ділових циклів, у т.ч. спільний рух (англ. comovement), конвергенція, крос-кореляція, узгодженість (англ. alignment / concordance), гармонізація. Отже, у цьому підрозділі розглядаються декілька стандартних підходів і показників.

Найпоширенішим²⁷ показником синхронності ділових циклів є коефіцієнт кореляції Пірсона (PCC , англ. *Pearson correlation coefficient*), що розраховується наступним чином:

$$PCC_{i,j} = \mathbb{E}[(y_i - \bar{y}_i)(y_j - \bar{y}_j)] \div \sigma_i \sigma_j, \quad (1.1)$$

де $y_{i(j)}$ — певний показник, що вимірює ділові цикли; $\bar{y}_{i(j)}$ — вибіркове середнє $y_i(y_j)$; $\sigma_{i(j)}$ — вибіркове стандартне відхилення $y_i(y_j)$; PCC приймає значення на інтервалі від -1 до 1. Головною перевагою PCC як показника синхронності ділових циклів є інтуїтивність його тлумачення: значення, що є ближчими до 1, свідчать про більшу схожість форм ділових циклів, що аналізуються. Тим не менш, істотний недолік PCC полягає в тому, що він приймає одне значення для всього періоду вибірки, і отже не дозволяє дослідити зміни в синхронності ділових циклів в часі. Щоб подолати це обмеження, П. Черкейром і Р. Мартінсом (2009 р.) [44, с. 107] й А. Абіадом та ін. (2013 р.) [45, с. 84] були запропоновані миттєві аналоги PCC .

Останнім часом все більшої популярності набувають показники синхронності ділових циклів, що ґрунтуються на Евклідовій відстані. Найбільш поширеним з них є показник *негативної абсолютної різниці* (англ. *negative absolute difference*), який розраховується наступним чином:

$$\delta_{i,j,t} = -|y_{i,t} - y_{j,t}|, \quad (1.2)$$

де $\delta_{i,j,t}$ приймає значення на інтервалі від $-\infty$ до 0 (повний збіг форм ділових циклів). Показник негативної абсолютної різниці часто застосовується в дослідженнях впливу фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів через можливість врахування в ньому впливу спільних шоків, що робиться шляхом декомпозиції $y_{i,t}$ на рівноважну відповідь цієї величини на спільні й національні шоки [46; 47, с. 8-9].

²⁷ Коефіцієнт кореляції було застосовано при дослідженні синхронності ділових циклів Д. Френкелем і Е. Роузом (1998 р.) [43, с. 1018]. З огляду на впливовість їхньої праці, коефіцієнт кореляції набув майже канонічного статусу в якості показника синхронності ділових циклів.

Як альтернативу до коефіцієнту кореляції Пірсона, деякі дослідники використовують коефіцієнт детермінації, що отримується на виході з регресійного аналізу де залежною змінною є діловий цикл країни i , а незалежною змінною — діловий цикл країни j . Коефіцієнт детермінації розраховується наступним чином:

$$R^2_{i,j} = 1 - SS_{res} \div SS_{tot}, \quad (1.3)$$

де SS_{res} — залишкова сума квадратів ($\sum_t (y_{i,t} - f(y_{j,t}))^2$); SS_{tot} — загальна сума квадратів ($\sum_t (y_{i,t} - \bar{y}_i)^2$); R^2 приймає значення на інтервалі від 0 до 1 й відповідає частці дисперсії залежної змінної, що пояснюється регресійним аналізом. Застосування R^2 є релевантним у моделях із стохастичною волатильністю, оскільки в цьому виді моделей можна вивести миттєвий аналог R^2 [42, с. 15-17].

Показником, що вимірює суто збіг фаз ділових циклів, є індекс узгодженості Д. Гардінга й А. Пагана (англ. *concordance index*), що розраховується наступним чином:

$$I_{i,j} = n^{-1} \{ \sum_t (S_{i,t} \times S_{j,t} + (1 - S_{i,t})(1 - S_{j,t})) \}, \quad (1.4)$$

де $S_{i(j),t}$ — фаза ділового циклу (1 — експансія, 0 — рецесія) країни i (країни j) в період t . Цей індекс приймає значення на інтервалі від 0 до 1 й відповідає частці періодів, коли фази ділових циклів обох країн збігаються [15, с. 370].

Властивості перелічених індексів синхронності ділових циклів пропонується розглянути на прикладі їх застосування до симульованих даних. Описання симуляційних сценаріїв і процесів генерування даних (DGP, англ. *data-generating process*) представлено в Табл. 1.3; симульовані сценарії й значення індексів синхронності ділових циклів, що їм відповідають, представлено на Рис. 1.5.

Найбільшим цікавим спостереженням з Рис. 1.5 є те, що показники PCC , R^2 й I не залежать від співвідношення амплітуд ділових циклів. З іншої сторони, δ є дуже чутливим до амплітуд: зокрема, у випадку повної асинхронності ділових циклів з різними малими амплітудами (Рис. 1.5.д), значення δ є більшим за випадок з повною синхронністю циклів але з різними

середніми амплітудами (Рис. 1.5.е) й випадок з частковою синхронністю циклів з рівними середніми амплітудами (Рис. 1.5.б). Це підкреслює, що δ , як показник синхронності ділових циклів, має інше тлумачення, ніж PCC , R^2 й I . Тим не менш, він має велику користь для порівняння амплітуд (чи волатильності) ділових циклів.

Іншим цікавим спостереженням є те, що R^2 приймає своє максимальне значення як у випадку повної синхронності ділових циклів (Рис. 1.5.а), так і повної асинхронності (Рис. 1.5.в). Таким чином, R^2 призводить до альтернативного тлумачення повної асинхронності ділових циклів як оберненої синхронності. Тим не менш, миттєві аналоги R^2 в моделях із стохастичною волатильністю є корисними для аналізу змін синхронності ділових циклів у часі за умови, що зв'язок між залежною і незалежними змінними є позитивним, а не оберненим.

Сценарії (а) синхронності ділових циклів.

Сценарій	Описання	<i>DGP</i> ($t = [1, 80]$; дискретизація = 0,25)
1.5.1	Повна синхронність, рівна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$
1.5.2	Часткова синхронність, рівна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - 0,5\pi)$
1.5.3	Повна асинхронність, рівна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - \pi)$
1.5.4	Повна синхронність, різна (мала) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 0,1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 0,2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$
1.5.5	Часткова синхронність, різна (мала) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 0,1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 0,2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - 0,5\pi)$
1.5.6	Повна асинхронність, різна (мала) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 0,1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 0,2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - \pi)$
1.5.7	Повна синхронність, різна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$
1.5.8	Часткова синхронність, різна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - 0,5\pi)$
1.5.9	Повної асинхронність, різна (середня) амплітуда циклів	$y_{1,t} = 1 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t)$ $y_{2,t} = 2 \times \sin(0.1 \times 2\pi \times t - \pi)$

Джерело: побудовано автором.

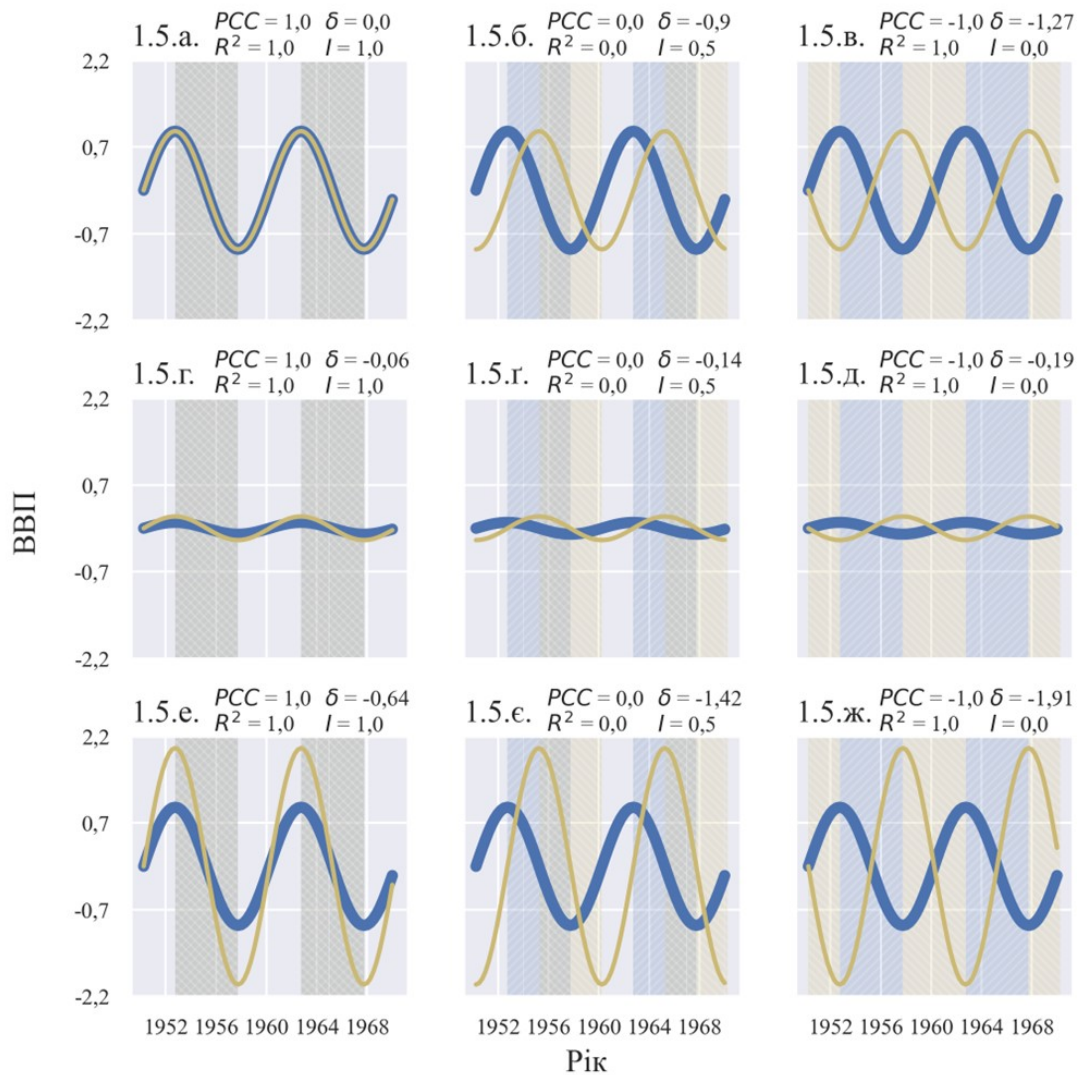


Рисунок 1.5. Різні сценарії синхронності ділових циклів. Фази експансії й рецесії визначаються відповідно до алгоритму *BBQ* (див. додаток А.1). Заштриховані стовпчики окреслюють рецесії.

Джерело: побудовано автором.

Схожі властивості як показники синхронності ділових циклів мають *PCC* й *I*. Оскільки *I* розраховується на основі бінарних даних (експансії й рецесії), він є більш стійким до екстремальних подій в даних (наприклад, пандемія COVID-19) ніж *PCC*.

Варто зазначити, що представлені на Рис. 1.5 симуляції є ідеалізованими сценаріями, що є зручними для ілюстрації базових властивостей різних показників синхронності ділових циклів. У реальних ситуаціях, ці показники можуть демонструвати нюанси, що не знайшли відображення на Рис. 1.5.

1.3.2. Торговельна інтеграція як детермінанта синхронізації ділових циклів

Найвпливовішим і, мабуть, найконтroversійнішим дослідженням ефекту міжнародної торгівлі на синхронність ділових циклів залишається праця Д. Френкеля й Е. Роуза 1998 р. «Ендогенність критеріїв оптимальних валютних зон» (англ. *The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria*). У цій праці Д. Френкель і Е. Роуз запропонували так звану *гіпотезу ендогенності*, відповідно до якої торговельна інтеграція може призводити до синхронізації ділових циклів²⁸ [43, с. 1011-1013]. Конкретним механізмом синхронізації ділових циклів у цій гіпотезі є міжнародна трансмісія й кореляція шоків попиту й продуктивності, які взаємодіють з торговельною інтеграцією наступним чином:

- торговельна інтеграція призводить до трансмісії шоків попиту, оскільки вони призводять до зростання попиту як на національні, так й іноземні товари;
- торговельна інтеграція може призводити до трансмісії²⁹ й кореляції шоків продуктивності якщо торгівля є переважно внутрішньогалузевого виду (міжгалузева торгівля призводить до поглиблення спеціалізації, що має протилежний ефект) [43, с. 1013-1014].

Отже, сукупний ефект торговельної інтеграції на синхронність ділових циклів залежить від структури торгівлі й співвідношення шоків попиту й продуктивності в структурі сукупних шоків. Виходячи з цього, Д. Френкель і Е. Роуз зробили наступний висновок: “Ефект [торговельної] інтеграції на синхронність ділових циклів є неоднозначним з теоретичної точки зору, і може бути з'ясований лише емпірично”. [43, с. 1014].

²⁸ Схожість ділових циклів є одним з критеріїв оптимальною валютної зони відповідно до теорії оптимальних валютних зон Р. Манделла [43, с. 1011; 45].

²⁹ Безпосередня трансмісія шоків продуктивності через міжнародну торгівлю може відбуватися в рамках ланцюгів поставок (Д. Коу й Е. Хелпман, 1995 р.) [48, с. 861-863].

Для емпіричного дослідження ефекту торговельної інтеграції на синхронність ділових циклів, Д. Френкель й Е. Роуз запропонували індекс *інтенсивності двосторонньої торгівлі*, який будується наступним чином:

$$wt_{i,j,t} = (X_{i,j,t} + M_{i,j,t}) \div (X_{i,t} + X_{j,t} + M_{i,t} + M_{j,t}), \quad (1.5)$$

де $X_{i,j,t}$ ($M_{i,j,t}$) — загальний номінальний експорт (імпорт) з країни i до країни j в період t ³⁰; $X_{i,t}$ ($M_{i,t}$) — глобальний номінальний експорт (імпорт) з країни i в період t ; $X_{j,t}$ ($M_{j,t}$) — глобальний номінальний експорт (імпорт) з країни j в період t . Отже, індекс інтенсивності двосторонньої торгівлі є показником частки двосторонньої торгівлі в загальній структурі зовнішньоторговельного обороту країн, що досліджуються. Як альтернативний підхід до побудови цього індексу, Д. Френкель й Е. Роуз запропонували використання суми номінальних ВВП обох країн у знаменнику; у цьому випадку, цей індекс є показником частки двосторонньої торгівлі в загальній структурі ВВП [43, с. 1016].

Дослідивши за допомогою регресійного аналізу зв'язок між кореляцією ділових циклів й індексом інтенсивності двосторонньої торгівлі для 21 промислово розвинених країн за період 1959–1993 рр., Д. Френкель і Е. Роуз встановили, що між торговельною інтеграцією й синхронністю ділових циклів є сильна, позитивна залежність [43, с. 1016-1024].

Безпосередньо ефект внутрішньогалузевої торгівлі на синхронність ділових циклів було досліджено Я. Фідрмуком (2004 р.) [50]. Спираючись на методологію Д. Френкеля й Е. Роуза, Я. Фідрмук доповнив їхній регресійний аналіз шляхом включення до моделі індексу Грубеля-Ллойда:

$$ITT_{i,j,t} = 1 - (\sum_k |X_{i,j,t}^k - M_{i,j,t}^k|) \div (\sum_k (X_{i,j,t}^k + M_{i,j,t}^k)), \quad (1.6)$$

³⁰ На практиці, дані щодо імпорту зазвичай є більш точними, ніж дані щодо експорту [49]; отже, індекс інтенсивності двосторонньої торгівлі, як варіант, може будуватися із сумою двостороннього імпорту в чисельнику.

де $X_{i,j,t}^k$ ($M_{i,j,t}^k$) — загальний номінальний експорт (імпорт) з країни i до країни j в галузі k в період t ³¹; цей індекс приймає значення від 0 (виключно міжгалузева торгівля) до 1 (виключно внутрішньогалузева торгівля) [50, с. 4; 51, с. 495-499].

Аналогічно до Д. Френкеля й Е. Роуза, Я. Фідрмук виявив сильний, позитивний зв'язок між ступенем двосторонньої внутрішньогалузевої торгівлі й синхронністю ділових циклів для вибірки з 23 країн ОЕСР за період 1990–1999 рр. При цьому Я. Фідрмук зазначив, що одночасне включення до регресійної моделі індексу інтенсивності двосторонньої торгівлі й індексу Грубеля-Ллойда призводило до втрати індексом інтенсивності двосторонньої торгівлі своєї статистичної значущості, що наголошує на переважній ролі внутрішньогалузевої торгівлі в гіпотезі ендогенності Д. Френкеля й Е. Роуза [50, с. 4-5, с. 10-11].

Як альтернативу до власне індексу Грубеля-Ллойда, У. Грубен та ін. (2002 р.) [52] було запропоновано індекси інтенсивності двосторонньої внутрішньогалузевої й міжгалузевої торгівлі:

$$IntraTrade_{i,j,t} = IIT_{i,j,t} \times wt_{i,j,t}, \quad (1.7)$$

$$InterTrade_{i,j,t} = (1 - IIT_{i,j,t}) \times wt_{i,j,t}, \quad (1.8)$$

де $IntraTrade_{i,j,t}$ — індекс інтенсивності двосторонньої внутрішньогалузевої торгівлі, а $InterTrade_{i,j,t}$ — індекс інтенсивності двосторонньої міжгалузевої торгівлі; сума цих індексів дає оригінальний індекс інтенсивності двохсторонньої торгівлі Д. Френкеля й Е. Роуза [52, с. 7-8]. Аналогічно до Я. Фідрмука, У. Грубен та ін. виявили позитивний зв'язок між інтенсивністю двосторонньої внутрішньогалузевої торгівлі й синхронністю ділових циклів для вибірки з 21 країн, що були досліджені Д. Френкелем і Е. Роузом, за період 1965–1998 рр. Проте більш цікавий висновок в їхній праці стосується

³¹ Використання різних рівнів дисгрегації галузей (по кількості цифр відповідно до SITC / HS / УКТЗЕД) може призводити до різних значень індексу Грубеля-Ллойда [51].

міжгалузевої торгівлі: а саме, вони виявили, що, всупереч теорії, цей вид торгівлі не має десинхронізуючого ефекту [52, с. 12-14].

З огляду на переконливість емпіричних свідчень на користь сильного, позитивного зв'язку між торговельною інтеграцією й синхронністю ділових циклів, наразі цей зв'язок, повертаючись до термінології Ф. Кідланда й Е. Прескотта, вважається одним із стилізованих фактів у галузі міжнародної макроекономіки. Це було підтверджено шляхом мета-аналізу 1101 індивідуальних оцінок з 71 досліджень ефекту торговельної інтеграції на синхронність ділових циклів в дослідженні Т. Жолоса та ін. (2021 р.), в якій здобувач був співавтором [53].

Тим не менш, зв'язок між торговельною інтеграцією й синхронністю ділових циклів залишається досить контроверсійним через неспроможність багатокраїнних моделей RBC відтворити його амплітуду в симуляційному середовищі. Так, у базовій специфікації моделі з трьома країнами й транспортними витратами, що була досліджена А. Косе й К.-М. І (2006 р.), ефект інтенсивності двосторонньої торгівлі на кореляцію ділових циклів є на порядок слабшим, ніж було встановлено Д. Френкелем й Е. Роузом [54, с. 273-284]; амплітуда ефекту повністю відтворюється лише в специфікації, у котрій кореляція ділових циклів залежить не лише від двосторонньої торгівлі, але також і торгівлі із спільною третьою країною-партнером [54, с. 287-288]. Виходячи з цього, А. Косе й К.-М. І ввели в галузі міжнародної макроекономіки поняття так званої *головоломки торгівлі й синхронності* (англ. *the trade-comovement puzzle*) [54, с. 291].

Деякими нещодавніми напрямками в дослідженні зв'язку між торговельною інтеграцією й синхронністю ділових циклів є врахування впливу доданої вартості й вертикальних та горизонтальних зв'язків у торгівлі (Д. Ді Джованні й А. Левченко, 2010 р.; Р. Дюваль та ін., 2014 р.; Д. Лі, 2019 р.) [55-57].

1.3.3. Фінансова інтеграція як детермінанта синхронізації ділових циклів

Як і у випадку з торговельною інтеграцією, ефект фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів є неоднозначним з теоретичної точки зору. Найбільш повне роз'яснення фінансових механізмів трансмісії шоків продуктивності було запропоновано Д. Девісом (2014 р.), який виокремив два основних трансмісійних канали: *ефект багатства* (англ. *the wealth effect*) і *ефект балансу* (англ. *the balance sheet effect*). Ці ефекти Д. Девіс розглядає на прикладі двох країн: країни-позичальника і країни-інвестора (кредитора).

- Ефект багатства виникає, коли країна-позичальник фінансує свої інвестиційні проекти переважним чином³² через акціонерний капітал. У випадку негативного шоку продуктивності в країні-позичальнику, попит на її акції падає, а акції країни-інвестора — зростає; тобто капітал тяжіє до країни з більш високою нормою прибутковості. Внаслідок цього шоки продуктивності призводять до десинхронізації ділових циклів.
- Ефект балансу виникає, коли країна-позичальник фінансує свої інвестиційні проекти переважним чином через борговий капітал (наприклад, банківські позики). У випадку негативного шоку продуктивності в країні-позичальнику, частина цих інвестиційних проектів зазнає банкрутства, що має негативні наслідки для банківських балансів країни-кредитора. Щоб повернути свої коефіцієнти заборгованості до прийняттого рівня, банки країни-кредитора зменшують обсяг кредитування як у країні-позичальнику, так і в своїй власній країні. Внаслідок цього відбувається переливання шоків продуктивності закордон, що призводить до синхронізації ділових циклів [58, с. 100-101].

³² Д. Девіс зазначає, що ефекти багатства і балансу не залежать від конкретних видів фінансових інструментів, а є лише корельованими з ними [58, с. 107-109].

Таким чином, сукупний ефект фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів залежить від співвідношення інтеграції ринків акціонерного й боргового капіталу.

У порівнянні з торговельною інтеграцією, емпіричне дослідження ефекту фінансової інтеграції є більш складним завданням через обмеженість даних і конфіденційність деякої банківської статистики. З огляду на це, дослідники спираються на дві бази даних: «Скоординоване обстеження портфельних інвестицій» (CPIS, англ. Coordinated Portfolio Investment Survey; МВФ) і «Зовнішнє багатство націй» (англ. The External Wealth of Nations; Ф. Лейн і Д. Мілезі-Ферретті) [59, 60]. У CPIS містяться дані по двостороннім потокам акціонерного й боргового капіталу, що збираються країнами-учасницями CPIS (у т.ч. Україна). На основі цих даних Д. Девіс пропонує два індекси фінансової інтеграції, що будуються за аналогією до індексу інтенсивності двосторонньої торгівлі Д. Френкеля й Е. Роуза:

$$C_{i,j,t} = (c_{i,j,t} + c_{j,i,t}) \div (GDP_{i,t} + GDP_{j,t}), \quad (1.9)$$

$$K_{i,j,t} = (K_{i,j,t} + K_{j,i,t}) \div (GDP_{i,t} + GDP_{j,t}), \quad (1.10)$$

де $c_{i,j,t}$ ($c_{j,i,t}$) — загальний відтік (притік) боргового капіталу з країни i до країни j в період t ; $k_{i,j,t}$ ($k_{j,i,t}$) — загальний відтік (притік) акціонерного капіталу з країни i до країни j в період t . Таким чином, $C_{i,j,t}$ є індексом інтеграції ринків боргового капіталу, а $K_{i,j,t}$ — ринків акціонерного капіталу.

Недоліком CPIS є відсутність даних по прямим іноземним інвестиціям (ПІІ)³³. З іншої сторони, у базі даних «Зовнішнє багатство націй» міститься одностороння інформація по зовнішнім активам і пасивам країн, що підрозділяються на борговий капітал, портфельні інвестиції (лише акції) й ПІІ.

³³ Дані по прямим іноземним інвестиціями є в базі даних «Скоординоване обстеження прямих інвестицій» (CDIS, англ. Coordinated Direct Investment Survey; МВФ), але починаючи з 2009 р. [61]. Банк міжнародних розрахунків пропонує публічно доступну статистику по зовнішнім активам і пасивам банків, але для обмеженої вибірки країн (переважним чином — країни G20 і ОЕСР [62].

Оскільки ці дані є односторонніми, за ними не можливо побудувати безпосередні індекси фінансової інтеграції. Тим не менш, Д. Девіс пропонує як альтернативу три проксі-індекси, за допомогою концепції *чистих фінансових активів* (NFA, англ. *net financial assets*):

$$C_{i,j,t} = |NFA_{i,t}^c \div GDP_{i,t} - NFA_{j,t}^c \div GDP_{j,t}|, \quad (1.11)$$

$$K_{i,j,t}^{port} = |NFA_{i,t}^{port} \div GDP_{i,t} - NFA_{j,t}^{port} \div GDP_{j,t}|, \quad (1.12)$$

$$K_{i,j,t}^{FDI} = |NFA_{i,t}^{FDI} \div GDP_{i,t} - NFA_{j,t}^{FDI} \div GDP_{j,t}|, \quad (1.13)$$

де $NFA_{i(t),t}^c$ ($NFA_{i(t),t}^{port}$; $NFA_{i(t),t}^{FDI}$) — різниця між зовнішніми борговими активами і пасивами (портфельними інвестиціями; ПІІ) країни i (країни j) в період t . Ці проксі-індекси ґрунтуються на припущенні, що обсяг фінансових потоків між двома країнами залежить від їхніх зовнішніх фінансових позицій, тобто обсяг потоків між країною-(чистим)боржником і країною-(чистим)кредитором є більшим за потоки між двома країнами-(чистими)боржниками чи кредиторами [58, с. 102-103; 63, с. 728].

Дослідивши зв'язок між фінансовою інтеграцією й синхронністю ділових циклів для широкої вибірки промислово розвинених й емерджентних країн за період 1991-2004 рр., Д. Девіс підтвердив напрямок дії ефектів багатства і балансу. При цьому він зазначив, що ПІІ не має статистично значущого ефекту на синхронність ділових циклів; він припустив, що причиною цього спостереження може бути поєднання в ПІІ протилежної дії ефектів багатства і балансу [58, с. 106-109].

Схоже до торговельної інтеграції, ефект фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів є предметом так званої *головоломки міжнародної кореляції споживання* (англ. *the international consumption correlation puzzle*), чи *головоломки Бакуса-Кіхо-Кідланда*, яка полягає в неспроможності багатокраїнних моделей РВС відтворити стилізовані факти про переважання міжнародної кореляції ВВП над кореляцією споживання [64, с. 23-24; 65, с. 367-368]. Ж. Імбс (2006 р.) запропонував гіпотезу, що причиною цієї головоломки є той факт, що, всупереч теорії, сукупний ефект фінансової інтеграції на міжнародну кореляцію ВВП є позитивним і більшим за

амплітудою, ніж аналогічний ефект фінансової інтеграції на кореляцію споживання [66, с. 317-318].

Деякими нещодавніми напрямками в дослідженні зв'язку між фінансовою інтеграцією й синхронністю ділових циклів є врахування впливу спільних шоків (С. Калемлі-Озкан та ін., 2013 р.; А. Чеза-Б'янкі та ін., 2019 р.) [46, 47].

1.3.4. Галузева спеціалізація як детермінанта синхронізації ділових циклів

На відмінну від торговельної й фінансової інтеграції, ефект галузевої спеціалізації на синхронність ділових циклів не є неоднозначним з теоретичної точки зору; країни із схожими галузевими структурами економіки мають схожі профілі вразливості до шоків продуктивності й отже мають більш синхронні ділові цикли [67, с. 107-111]. В якості показника схожості галузевої спеціалізації, більшість дослідників надають перевагу індексу, що був запропонований Ж. Імбсом (2004 р.):

$$S_{i,j,t} = \sum_k |s_{i,t}^k - s_{j,t}^k|, \quad (1.14)$$

де $s_{i(j),t}^k$ — частка доданої вартості галузі k в сукупній доданій вартості країни i (країни j) в період t ; значення цього індексу є обернено пропорційним до схожості галузевої спеціалізації країн i та j ³⁴ [63, с. 727].

1.3.5. Об'єднана модель детермінант синхронізації ділових циклів

Емпіричний аналіз зв'язку між синхронністю ділових циклів та її різними детермінантами ускладнюється тим, що ці детермінанти можуть бути взаємозалежними; наприклад, як було зазначено вище, торговельна інтеграція може призводити до поглиблення галузевої спеціалізації. Детальний огляд взаємодії цих детермінант наводить в праці В. Мазуренка і Т. Жолоса (2020b р.), в якій здобувач був співавтором [68]. Ці взаємозалежності можна врахувати за допомогою системи одночасних рівнянь, що оцінюється за

³⁴ Використання різних рівнів дисагрегації галузей (по кількості цифр відповідно до ISIC / UNIDO) може призводити до різних значень індексу схожості галузевої спеціалізації.

допомогою методу *триступневих найменших квадратів* (3SLS, англ. *three-stage least squares*). Таку модель було вперше застосовано для дослідження ділових циклів Ж. Імбсом (2004 р.). Більш конкретно, він запропонував її наступне формулювання:

$$PCC_{i,j} = \alpha_0 + \alpha_1 wt_{i,j} + \alpha_2 S_{i,j} + \alpha_3 F_{i,j} + \alpha_4 I_{1,i,j} + \varepsilon_{1,i,j}, \quad (1.15)$$

$$wt_{i,j} = \beta_0 + \beta_1 S_{i,j} + \beta_2 I_{2,i,j} + \varepsilon_{2,i,j}, \quad (1.16)$$

$$S_{i,j} = \gamma_0 + \gamma_1 wt_{i,j} + \gamma_2 F_{i,j} + \gamma_3 I_{3,i,j} + \varepsilon_{3,i,j}, \quad (1.17)$$

$$F_{i,j} = \delta_0 + \delta_1 I_{4,i,j} + \varepsilon_{4,i,j}, \quad (1.18)$$

де $PCC_{i,j}$ — кореляція ділових циклів країни i та j ; $wt_{i,j}$ — індекс інтенсивності двосторонньої торгівлі країни i та j ; $S_{i,j}$ — індекс схожості галузевої спеціалізації країни i та j ; $F_{i,j}$ — індекс фінансової інтеграції країни i та j ; $[\alpha_0, \beta_0, \gamma_0, \delta_0]$ — константи; $[I_1, I_2, I_3, I_4]$ — вектори екзогенних змінних; $[\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \varepsilon_4]$ — випадкові похибки [63, с. 725]. Варто зазначити, що в системі рівнянь (1.15)-(1.18) усі дані є крос-секційними. Тим не менш, зазначена модель може бути легко адаптована й до панельних даних, як це, наприклад, було зроблено Н. Антонакакісом і Г. Тондл (2014 р.) [69]. Схематичне зображення описаної системи одночасних рівнянь, разом з напрямками її коефіцієнтів, що були встановлені Ж. Імбсом для вибірки з 24 промислово розвинених й емерджентних країн за період 1980–2000 рр., представлено на Рис. 1.6.

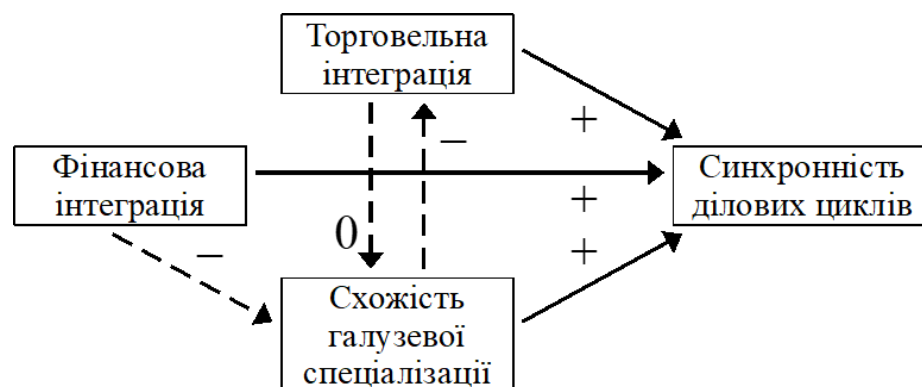


Рисунок 1.6. Відтворення схеми системи одночасних рівнянь Ж. Імбса (2004 р.). Неперервні лінії — прямі ефекти на синхронність ділових циклів; пунктиром — непрямі ефекти. Знаки плюс і мінус відповідають позитивним і негативним ефектам; число 0 відповідає статистично незначущим ефектам.

Джерело: [63, с. 733].

Крім перелічених вище детермінант, різними дослідниками було проаналізовано ефекти практично всіх економічних показників на синхронність ділових циклів, у т.ч. торгівля послугами, змінні гравітаційної моделі міжнародної торгівлі (географічна відстань, спільні кордони, спільна мова, спільне походження юридичної системи, єдина валюта, минулі колоніальні зв'язки, торговельні угоди), інтеграція ринків праці, диференціал рівнів розвитку, структура факторів виробництва, схожість монетарної і фіскальної політики; такий аналіз великої кількості показників зазвичай робиться за допомогою методів *аналізу екстремальних значень* (англ. *extreme bounds analysis*) (М. Бакстер і М. Купаріцас, 2005 р.; У. Боуер і К Гійміно, 2006 р.) [70, 71]. Серед нещодавніх досліджень, зв'язок між диджиталізацією економіки та динамікою ділових циклів було досліджено в праці В. Мазуренка і Т. Жолоса (2020а р.), в якій здобувач співавтором [72].

Підсумовуючи все вищесказане, різні підходи до визначення й вимірювання синхронності ділових циклів висвітлюють різні сторони цього феномену, що обумовлює доцільність їх комбінованого застосування в цілях повноти аналізу. Зокрема, показники, що ґрунтуються на Евклідовій відстані, вимірюють як синхронність ділових циклів, так і схожість їхніх амплітуд. Трьома найважливішими детермінантами де(синхронізації) ділових циклів є торговельна інтеграція, фінансова інтеграція й схожість галузевої спеціалізації. Проте ефект торговельної й фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів є неоднозначним з теоретичної точки зору і залежить від структури торгівлі й фінансових потоків. Між переліченими детермінантами також є не менш складні взаємозв'язки. З огляду на це, у статистичній частині цього дисертаційного дослідження застосовується розширена модель із системою одночасних рівнянь за прикладом моделі Ж. Імбса (2004 р.) [63].

Висновки до розділу 1

Виходячи з аналізу класичної й сучасної теорії ділових циклів, а також емпіричних досліджень про синхронізацію ділових циклів, можна зробити висновки, що перелічуються нижче.

1. Витоки теорії економічних циклів сягають початку 19 сторіччя, коли були запропоновані перші пояснення їхнього регулярного виникнення як взаємодії фундаментальних економічних сил. У наступні десятиріччя було запропоновано чотири різних типи економічних циклів: короткострокові цикли Й. Кітчина із середньою тривалістю у $3\frac{1}{3}$ роки, середньострокові цикли К. Жугляра з тривалістю у 7-9 років, і довгострокові цикли С. Кузнеця (22-23 років) і М. Кондратьєва (48-60 років). Стандартне визначення і методологію для дослідження економічних циклів були розроблені фахівцями NBER А. Бернсом й У. Мітчеллом у 1946 р. На відмінну від вищеперелічених економічних циклів, класичні ділові цикли А. Бернса й У. Мітчелла мають більш загальну сферу охоплення й стосуються всіх видів економічної діяльності. За своєю тривалістю, вони варіюють в діапазоні 1-12 років. У 1969 р., І. Мінтц запропонувала альтернативну концепцію ступінчастих циклів, які, на відмінну від класичних циклів А. Бернса й У. Мітчелла, стосуються темпів приросту економічних показників; ступінчасті цикли, або цикли темпів приросту, наразі є загальноприйнятною й найбільш застосованою концепцією ділових циклів через вимогу стаціонарності вхідних даних для застосування сучасних методів економетричного аналізу. У 2002 р., Д. Гардінг й А. Паган переконливо довели, що найадекватнішим показником для дослідження ділових циклів є (реальний ВВП). Зокрема, вони запропонували алгоритм, який на основі даних по ВВП доволі точно відтворює офіційні дати рецесій США, що датуються NBER на основі великої кількості різних економічних показників. З огляду на чинники, що перелічені вище, у цьому дисертаційному дослідженні надається перевага визначенню ділових циклів як темпів приросту реального ВВП, і застосовується методологія їх

дослідження, що базується на концептуальних доробках І. Мінтц, Д. Гардінга й А. Пагана.

2. Відповідно до кейнсіанської, пост-кейнсіанської і неокейнсіанської школи економічної думки, які наголошують на провідній ролі шоків попиту у генеруванні ділових циклів; з протилежної сторони, неокласична школа економічної думки робить наголос на шоках пропозиції. Сучасний економетричний апарат дослідження ділових циклів ґрунтується на теорії реальних ділових циклів й моделі DSGE, які були розроблені лауреатами Нобелівської премії в галузі економіки Ф. Кідландом і Е. Прескоттом (1982 р.). У цій моделі ділові цикли генеруються механізмом поширення шоків продуктивності у часі як затухаючого процесу, що надає діловим циклам їхню характерну хвилеподібну форму. Наразі, ділові цикли часто моделюються за допомогою моделей класу DFM, що містять меншу кількість обмежень, ніж моделі DSGE, і не обмежуються лише шоками продуктивності в якості структуроутворюючого чинника ділових циклів. З врахуванням мети і завдань цього дисертаційного дослідження, які передбачають ідентифікацію впливу шоків різного характеру на синхронність ділових циклів, перевага надається застосуванню саме моделей класу DFM.
3. Як і у випадку власне ділових циклів, існує декілька альтернативних підходів до визначення синхронності ділових циклів. Найбільш широко застосовуване визначення синхронізації базується на коефіцієнті кореляції Пірсона, проте все більшої популярності набувають показники, що ґрунтуються на Евклідовій відстані, особливо у дослідженнях фахівців МВФ. При цьому, застосування зазначених показників призводить до висновків щодо синхронності ділових циклів, що не є еквівалентними. Зокрема, Евклідова відстань, на відмінну від коефіцієнта кореляції Пірсона, враховує різницю у волатильності ділових циклів при вимірюванні їхньої синхронності. Іншим популярним показником є індекс узгодженості ділових циклів Д. Гардінга й А. Пагана, який враховує лише збіг у часі фаз

ділових циклів. В цілях забезпечення комплексності і всебічності цього дисертаційного дослідження, доцільним є застосування всіх перелічених визначень і показників синхронізації ділових циклів. На основі аналізу більше як 71 емпіричних досліджень було виявлено, що головними детермінантами синхронізації ділових циклів є торговельна інтеграція, фінансова інтеграція, і схожість галузевої спеціалізації. При цьому, з теоретичної точки зору, ефекти торговельної і фінансової інтеграції є неоднозначними й залежать від структури міжнародних торговельних і фінансових потоків. З іншої сторони, практично всі емпіричні дослідження демонструють, що схожість секторальної спеціалізації призводить до більш синхронізованим ділових циклів через більшу схожість шоків продуктивності. Нарешті, три перелічені детермінанти є взаємопов'язаними, що обґрунтовує доцільність застосування системного підходу для їх аналізу.

Основні результати цього розділу були опубліковані в наступних роботах здобувача: [53, 68, 72, 73].

РОЗДІЛ 2

ЧАСОВІ ВЛАСТИВОСТІ ТА МОДЕЛІ СИНХРОНІЗАЦІЇ ДІЛОВИХ ЦИКЛІВ УКРАЇНИ ТА КРАЇН ЄС

2.1. Хронологія і характеристика ділових циклів країн ЄС та України

У цьому підрозділі на основі методології NBER будується еталонний цикл для країн ЄС. Крім цього, у цьому розділі розглядаються основні характеристики ділових циклів країн ЄС та України, а саме: їхні амплітуди, тривалості та позиції відносно еталонного циклу ЄС.

Варто відзначити, що в цілях стислості нотації, Сполучене Королівство вважається членом ЄС, оскільки більшу частину часу протягом досліджуваного періоду ця країна входила до складу ЄС. Під поняттям ділових циклів в цьому підрозділі маються на увазі класичні цикли А. Бернса й У. Мітчелла (1946 р.) [13].

2.1.1. Хронологія ділових циклів країн ЄС та України й еталонний цикл ЄС

Перед тим як безпосередньо перейти до моделювання ділових циклів України, країн ЄС і спільного ділового циклу ЄС, є доречним підсумувати всі релевантні факти, що можна встановити попередньо до економетричного аналізу. Одним з непараметричних методів оцінки вхідних даних на наявність синхронності ділових циклів та / чи спільного ділового циклу є відтворення алгоритму датування еталонного циклу³⁵ А. Бернса й У. Мітчелла (1946 р.) [13]. Якщо вхідні дані синхронізовані та / чи мають спільний цикл, поворотні точки в їхніх специфічних циклах є тісно кластеризованими навколо декотрих

³⁵ В оригінальній праці А. Бернса й У. Мітчелла (1946 р.) [13], під еталонним циклом мався на увазі діловий цикл США. Якщо датувати еталонний цикл на основі часових рядів ВВП окремих країн, його можна тлумачити як спільний діловий цикл відповідної групи країн. Такий підхід був застосований в працях М. Артиса та ін. (2004 р.) [74], Ж. Анаста та ін. (2008 р.) [75] і К. Пачелли (2021 р.) [76] для датування еталонного, або спільного ділового циклу Єврозони.

місяців чи кварталів [13, с. 13]. Цей підхід застосовується NBER для квазі-офіційного датування еталонного циклу США. Проте недоліком методології А. Бернса й У. Мітчелла і NBER є те, що крок визначення кластерів поворотних точок ґрунтується на суб'єктивному візуальному аналізі, що робить її складною для відтворення [71, с. 66-67]. При цьому, правила візуального визначення кластерів поворотних точок змінюються по мірі змін у членському складі Комітету датування ділових циклів NBER. Тим не менш, Д. Гардінг й А. Паган (2006 р.) продемонстрували, що методологію датування еталонного циклу NBER можна доволі точно відтворити шляхом послідового застосування серії правил до специфічних циклів у вхідних даних; цей алгоритм вони йменували *алгоритмом Гардінга-Пагана* (HРА, англ. *Harding and Pagan algorithm*) [77, с. 56]. Технічні деталі цього алгоритму містяться в додатку А.

На Рис. 2.1 представлено результати застосування алгоритму *HРА* до специфічних циклів³⁶ окремих країн ЄС за період 1975Q1–2022Q4; специфічні цикли окремих країн у вхідних даних (реальний квартальний $\ln(\text{ВВП})$ з баз даних Eurostat і GEM WB) були, у свою чергу, датовані за допомогою алгоритму *ВВQ* (див. додаток А.1). Далі застосовується нарративний підхід для описання рецесій в еталонному циклі ЄС.

³⁶ Перевага надається саме класичним циклам (тобто цикли в нетрансформованому ВВП), а не циклам темпів приросту з огляду на те, що цикли темпів приросту характеризуються присутністю шуму, що значно ускладнює процес виявлення кластерів поворотних точок.

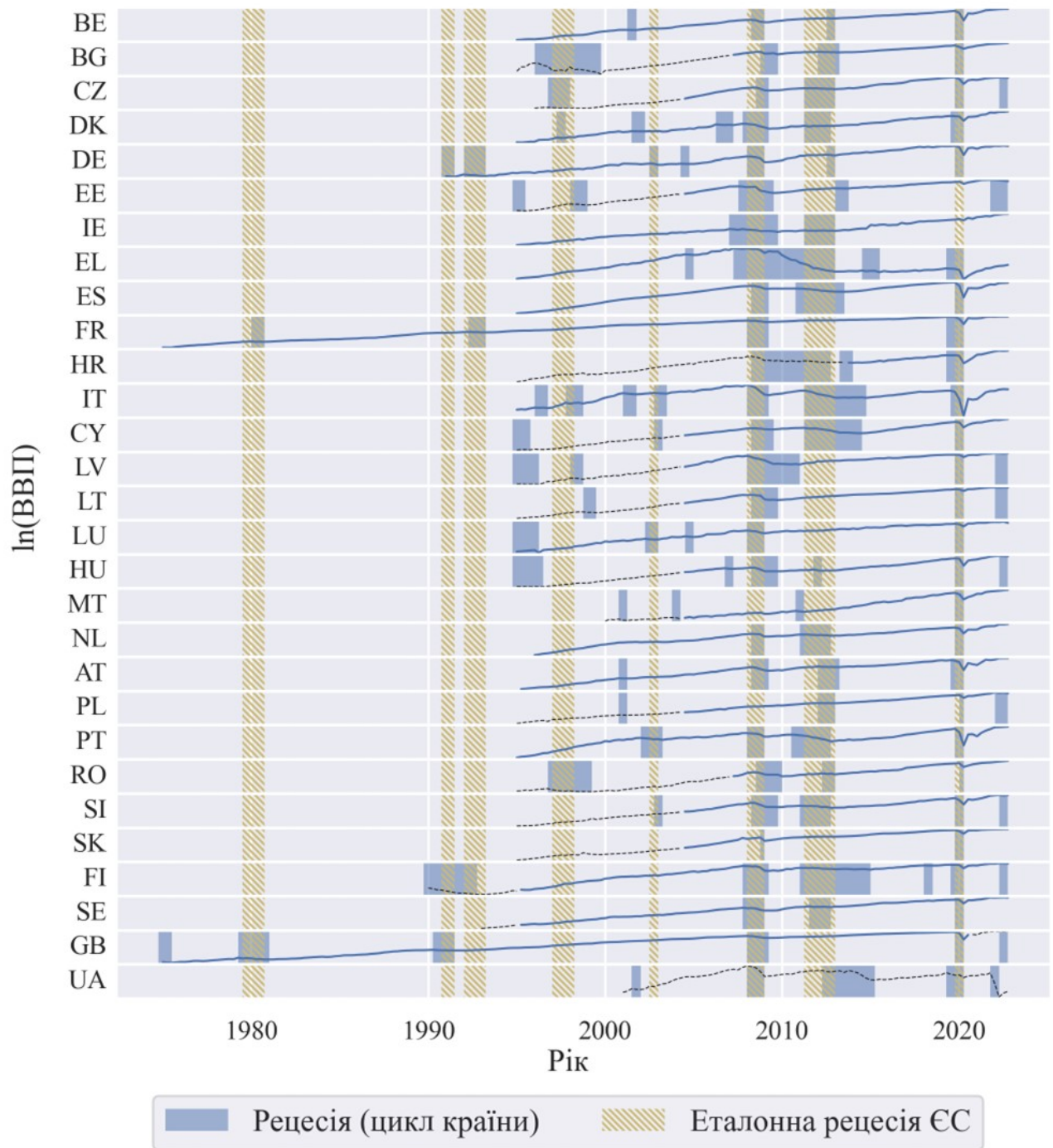


Рисунок 2.1. Специфічні цикли окремих країн ЄС і еталонний цикл ЄС у кварталних даних по реальному $\ln(\text{ВВП})$ за період 1975Q1–2022Q4. Пунктирні сегменти ліній відповідають періодам до набуття конкретною країною членства в ЄС та періодам після виходу з ЄС (у випадку Сполученого Королівства). У цілях повноти аналізу, також представлено специфічний цикл України, проте він не враховується при датуванні еталонного циклу ЄС. Усі країни позначаються відповідно до їхніх alpha-2 кодів.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

2.1.2. Рецесії

Рецесія 1979Q4–1980Q4

Рецесію, що відбулася на початку 1980-х рр., пов'язують з нафтовим шоком 1979 р., внаслідок якого ціна WTI Crude зросла на 166,0% за період 01.01.1979–01.04.1980 [80]. При цьому у вибірці, що аналізується в цій дисертації, ця рецесія була суттєво більш глибокою й тривалою в Сполученому Королівстві, ніж у Франції; більш конкретно, у Сполученому Королівстві нафтовий шок відбувся на фоні високих щорічних темпів інфляції (13,4% у 1979 р.) й тривалої боротьби уряду лейбористів з профспілками, кульмінацією чого була “Зима невдоволення” й дострокові парламентські вибори [81, с. 14; 82].

Щоб подолати інфляцію, новим урядом консерваторів на чолі з М. Тетчер було прийнято так-звану Середньострокову фінансову стратегію (MTFS, англ. Medium Term Financial Strategy), що ґрунтувалася на постулатах школи монетаризму й принципах економічного лібералізму й передбачала координування монетарної і фіскальної політики для досягнення наступних цілей:

- уповільнення щорічних темпів приросту грошового агрегату М3 від 7%-11% у 1980-1981 рр. до 4%-8% у 1983-1984 рр. [82, с. 53];
- скорочення дефіциту державного бюджету від 4,7% від ВВП у 1979-1980 рр. до 1,5% від ВВП у 1983-1984 рр. [81, с. 16].

З метою стимулювання економічного зростання, MTFS супроводжувався комплексом заходів із зниження оподаткування підприємств, обмеження впливу профспілок і приватизації [81, с. 34]. Як наслідок, до середини 1980-х рр. у Сполученому Королівстві було подолано інфляцію й відновлено жваві темпи економічного приросту, але ціною більш ніж подвоєння рівня безробіття (від 4,9% у 1979 р. до 11,8% у 1985 р.) [81, с. 14-15].

Рецесії 1991Q1–1991Q3 і 1992Q2–1993Q2

Рецесію, що відбулася на початку 1990-х рр., пов'язують з Війною в Перській Затоці 1990-1991 рр., внаслідок якої ціна Brent Crude зросла на 133,2% за період 01.06.1990–01.10.1990 [80; 83, с. 11]. В ЄС економічна ситуація була суттєво складнішою через возз'єднання Німеччини в 1990 р. й кризи Європейського механізму регулювання обмінних курсів (ERM, англ. European Exchange Rate Mechanism) у 1992 р. Зокрема, Б. Айхенгрін (2019 р.) окреслив три потенційні групи чинників, що призвели до кризи ERM.

- Недостатня гармонізація економічної політики, що проявилася в розриві між щорічними темпами інфляції в країнах-учасниках ERM (наприклад, у 1991 р. в Сполученому Королівстві темпи інфляції склали 7,5%, а у Німеччині — 4,0%) і призвела до переоціненості курсів деяких валют і дефіцитів поточних рахунків [18; 84, с. 163-164].
- Дефіцит державного бюджету Німеччини, що виник унаслідок видатків на реконструкцію й модернізацію Східної Німеччини й призвів до висхідного інфляційного тиску. Щоб стримати інфляцію, Бундесбанком було запроваджено політику підвищення процентних ставок³⁷; це мало ефект передачі висхідного інфляційного тиску іншим країнам-учасникам ERM через зобов'язання утримувати обмінні курси в межах валютного коридору ERM [83, с. 166-167; 86, с. 3-7].
- Вразливість ERM до спекулятивних атак через зобов'язання його країни-учасниць дотримуватися валютного коридору протягом двох років в якості вимоги до членства в (на той час майбутній) Євросоні [83, с. 167-169].

³⁷ Тодішній голова Бундесбанку, Г. Шлезінгер, зазначив, що “[Бундесбанк] не може допомогти нашим країнам-партнерам і дозволити інфляції в Німеччині продовжити зростати” [84, с. 7]. Центральний мандат цінової стабільності Бундесбанку [85] був вмотивований катастрофічними наслідками гіперінфляції 1921-1923 рр. для Німеччини.

Після серії спекулятивних атак³⁸ на валюти країн-учасниць ERM в останньому кварталі 1992 р. і першій половині 1993 р., у липні 1993 р. було погоджено розширення валютного коридору від $\pm 2,25\%$ до $\pm 15,0\%$ [83, с. 160-163; 87, с. 5].

Рецесії 1997Q2–1998Q2 і 2002Q4–2003Q1

На відміну від попередніх і наступних рецесій із системним характером, рецесії в еталонному циклі ЄС у другій половині 1990-х рр. і першій половині 2000-х рр. вказують лише на збіг у часі рецесій в специфічних циклах декількох країнах ЄС.

Рецесія 2008Q2–2009Q1

Велика рецесія 2007–2009 рр. розпочалася з банкрутства банку Lehman Brothers у США 15.09.2008 й подальшої ланцюгової реакції, що призвела до глобальної фінансової кризи й дійшла до ЄС через участь європейських банків у сек'юритизації субстандартних іпотек у США [88, с. 2]. Як наслідок, реальний ВВП у країнах ЄС у середньому впав на 6,3% (SD = 3,8%) за період 2008Q2–2009Q1 [79]. З метою стримання більш широких наслідків фінансової кризи, в ЄС було запроваджено комплекс національних і наднаціональних заходів.

- У листопаді 2008 р. Європейською комісією було запропоновано План економічного відновлення Європи (EERP, англ. European Economy Recovery Plan), що передбачав миттєвий фіскальний стимул у розмірі €200 млрд. з метою підтримання попиту в короткостроковій перспективі й створення сприятливих умов для розумних інвестицій (наприклад,

³⁸ Найвідомішою з цих спекулятивних атак була Чорна середа 16.09.1992 в Сполученому Королівстві, внаслідок якої уряд Сполученого Королівства був вимушений вивести фунт стерлінгів з ERM.

інвестиції в озеленення економіки й сталий розвиток) у довгостроковій перспективі [89].

- Протягом 2008-2009 рр., ЄЦБ було знижено ключові процентні ставки й розроблено низку тимчасових нестандартних інструментів Розширеної підтримки кредиту (англ. Enhanced Credit Support), що включала подовження термінів довгострокових операцій рефінансування, валютні свопи, розширення переліку допустимих заставних активів й програму закупівлі забезпечених облігацій в розмірі €60 млрд. [88, с. 2-3; 90, с. 12-13].
- На рівні національних урядів були прийняті заходи з рекапіталізації банків, зниження податків й розширення бюджетних видатків, що призвело до різкого зростання державного боргу (наприклад, у Греції валова державна заборгованість як відсоток від ВВП зростає від 104,0% у 2007 р. до 127,8% у 2009 р.) [18; 88, с. 3].

Незважаючи на відновлення позитивних темпів економічного приросту в багатьох країнах ЄС у другій половині 2008 р., за період Великої рецесії було створено передумови, які незабаром призвели до Кризи державного боргу в Єврозоні [88, с. 3].

Рецесія 2011Q3–2013Q1

Криза державного боргу в Єврозоні була спричинена так званою згубною спіраллю (англ. doom loop), яка виникає коли кредитний ризик урядів і суверенний ризик банків взаємно підсилюють один одного [91, с. 11-12]. При цьому, на відміну від Великої рецесії, Криза державного боргу проявилася асиметрично в ЄС; зокрема, реальний ВВП у Греції, Італії, Іспанії й Португалії у середньому впав на 7,2% (SD = 3,2%) за період 2011Q3–2013Q1, у той час як падіння реального ВВП в ЄС у цілому за той самий період у середньому склало 0,1% (SD = 4,4%) [79].

Внаслідок подвійного шоку Великої рецесії й пов'язаної з нею Кризи державного боргу, на наддержавному рівні було запроваджено комплекс

заходів з реформування інституційної архітектури ЄС; зокрема, було створено наступні перманентні наднаціональні органи:

- *Європейська система фінансового нагляду* (ESFS, англ. European System of Financial Supervision; набула чинності в грудні 2010 р.), яка передбачає забезпечення послідовності й когерентності мікро- й макропруденційного фінансового нагляду в ЄС і складається з *Європейської ради із системних ризиків* (ESRB, англ. European Systemic Risk Board) та трьох Європейських наглядових органів (ESAs, англ. European Supervisory Authorities): *Європейського органу з банківського нагляду* (EBA, англ. European Banking Authority), *Європейського наглядового органу із страхування й пенсійного забезпечення* (EIOPA, англ. European Insurance and Occupational Pensions Authority) й *Європейського наглядового органу із цінних паперів і фінансових ринків* (ESMA, англ. European Securities and Markets Authority) [91, с. 15-17; 92];
- *Банківський союз ЄС*, що складається з трьох стовпів: *Єдиного механізму нагляду* (SSM, англ. Single Supervisory Mechanism; набув чинності в листопаді 2013 р. й передбачає посилення механізму мікропруденційного нагляду за банками країн-учасниць³⁹), *Єдиного механізму санації* (SRM, англ. Single Resolution Mechanism; набув чинності в серпні 2014 р. й передбачає забезпечення механізму впорядкованої реструктуризації проблемних банків країн-учасниць) й *Європейської схеми гарантування депозитів* (EDIS, European Deposit Insurance Scheme; не набула чинності станом на 2023 р., проте передбачає гарантування депозитів розміром до €100 тис.) [91, с. 17-19; 92];
- *Європейський механізм стабільності* (ESM, англ. European Stability Mechanism; набув чинності 27 вересня 2012 р.), який має на меті

³⁹ Країни Єврозони й Болгарія.

забезпечення фінансової стабільності Єврозони й може надавати країнам Єврозони фінансову допомогу розміром до €500 млрд. за умови зобов'язання ними запровадити програму макроекономічної перебудови за участі МВФ [91, с. 44; 93];

- *Європейська фіскальна рада* (EFB, англ. European Fiscal Board; була створена у жовтні 2015 р.), яка виконує роль дорадчого органу з питань фіскальної політики при Європейській комісії [91, с. 44].

Реформи інституційної архітектури були доповнені низкою нових директив, регламентів і договорів ЄС, зокрема:

- Регламент (й директива) «*Про ринки фінансових інструментів*»⁴⁰ (MiFIR (MiFID II), англ. Markets in financial instruments regulation (directive); набули чинності в липні 2014 р.), які передбачають підвищення прозорості фінансових ринків й посилення захисту інвесторів [91, с. 28];
- Регламент (й директива) «*Про вимоги до капіталу*»⁴¹ (CRR (CRD IV), англ. Capital requirements regulation (directive); регламент набув чинності в червні 2013 р., а директива — у липні 2013 р.), які передбачають запровадження в законодавство ЄС стандартів *Базель III* щодо банківського капіталу й ліквідності [91, с. 16];
- *Фіскальний пакт* (англ. Fiscal Compact; набув чинності в січні 2013 р.), який передбачає посилення бюджетної дисципліни в ЄС шляхом зобов'язання сторін⁴² цього договору підтримувати структурний

⁴⁰ MiFID II скасував дію директиви MiFID I, що була прийнята у 2004 р.

⁴¹ CRD IV скасував дію директив CRD I-III, що були прийняті протягом 2006-2010 рр.

⁴² Для країн Єврозони дотримання положень цього договору обов'язкове, а інших країн ЄС — добровільне.

бюджетний дефіцит на рівні меншому за 0,5%⁴³ від ВВП, а державного боргу — меншому за 60,0% від ВВП [91, с. 47; 94, с. 101].

Станом на 2023 р., реальний ВВП Греції й Італії залишається нижчим за рівні 2007-2008 рр.

Рецесія 2020Q1–2020Q2

Найгостріша рецесія у вибірці була пов'язана з пандемією COVID-19, унаслідок якої реальний ВВП у країнах ЄС у середньому впав на 12,8% (SD = 5,8%) за період 2020Q1–2020Q2. Перша хвиля локдаунів супроводжувалася несприятливою кон'юнктурою на глобальних фінансових і сировинних ринках [79].

Внаслідок широкого сприйняття інвесторами долара США як безпечної валюти, його курс, відповідно до так званого широкого індексу⁴⁴ (англ. broad index), зріс на 7,4% за період 02.03.2020–23.03.2020 рр. За оцінками фахівців МВФ, це мало негативний ефект на міжнародну торгівлю між третіми країнами через практику укладення експортних та імпорتنих контрактів у доларах США [18; 95, с. 54-56; 96, с. 24-25].

- Внаслідок падіння цін на нафту (ціна Brent Crude впала на 58,0% за період 01.01.2020–01.04.2020), країни-учасниці ОПЕС+ домовилися про скорочення видобутку нафти на 10%, чи 9,6 млн. барелів щодня [95, с. 59-60].

З метою виходу з рецесії, інституціями ЄС було розроблено низку тимчасових монетарних і фіскальних програм стимулювання економічного зростання, зокрема:

⁴³ У деяких випадках (наприклад, під час рецесії чи за умови того, що рівень державного боргу суттєво нижчий за 60%), стеля структурного бюджетного дефіциту може бути піднята до 1,0% від ВВП.

⁴⁴ Широкий індекс долара США зважується за зовнішньоторговельним оборотом США із своїми головними торговельними партнерами.

- у березні 2020 р., ЄЦБ було створено *Програму екстрених закупівель в умовах пандемії* (PEPP, англ. Pandemic Emergency Purchase Program), в рамках якої було виділено €750 млрд. на закупівлю державних і приватних цінних паперів, а також пом'якшено самообмеження ЄЦБ щодо таких закупівель;
- у липні 2020 р., було погоджено створення в рамках Європейської комісії *Програми відновлення й стійкості*⁴⁵ (RRF, англ. Recovery and Resilience Facility; яка набула чинності у лютому 2021 р.) і якою передбачалося виділення €672,5 млрд. на фінансування національних програм економічного відновлення й стійкості країн ЄС [95, с. 81-91].

Завдяки переліченим програмам і поступовому пом'якшенню локдаунів протягом літа 2020 р., позитивні темпи економічного приросту в ЄС відновилися в 2020Q3 (в середньому — 8,6%; SD = 3,8%) і, після тимчасового уповільнення в 2020Q4 (в середньому — 0,8%; SD = 2,1%), продовжили спостерігатися протягом 2021 р.

Таким чином, рушійними силами еталонного циклу ЄС є два типи шоків: реальні й фінансові. У той час як реальні шоки в еталонному циклі мають глобальний характер (наприклад, нафтові шоки 1979 р. і 1990 р.; пандемія COVID-19), більшість фінансових шоків мали суто європейських характер і стосувалися інституційної структури Єврозони. З огляду на вразливість інститутів Єврозони до асиметричних шоків, що виникають внаслідок відмінностей в рівнях економічного розвитку різних країн-учасниць цього угруповання, починаючи з 2015 р. у науковому й політичному дискурсі щодо ЄС поширилась теза про так званий *різношвидкісний ЄС*, чи навіть дезінтеграцію ЄС. Тим не менш, в результаті пандемії COVID-19 і прийняття програми NextGenerationEU, ЄС став на шлях до більш глибокої фіскальної

⁴⁵ RRF є складовою програми NextGenerationEU й містить елементи фіскального союзу.

інтеграції, що передбачає підсилення стійкості ЄС до майбутніх шоків аналогічного характеру.

Щоб проаналізувати характеристики специфічних циклів окремих країн, Д. Гардінг й А. Паган (2002 р.) [15] запропонували так-звану *трикутну апроксимацію*, відповідно до якої фаза циклу дорівнює відстані між поворотними точками циклу по вісі абсцис, а амплітуда — відстань між зазначеними точками по вісі ординат. Оскільки трикутна апроксимація застосовується до $\ln(\text{ВВП})$, амплітуду можна тлумачити як відсоткову зміну у ВВП від попередньої до поточної поворотної точки. В Табл. 2.1 представлено характеристики тривалості й амплітуди фаз завершених циклів для всіх 28 країн ЄС та України за період 1975Q1–2022Q4⁴⁶. Крім цього, для кожного із специфічних циклів окремих країн було розраховано індекс узгодженості з еталонним циклом ЄС відповідно до рівняння (1.4) з підрозділі 1.3; цей індекс приймає значення на інтервалі від 0 (повна неузгодженість фаз) до 1 (повний збіг фаз).

Середня тривалість фаз експансій по всім країнам ЄС складає 21 кварталів, а рецесій — 5 кварталів. Це узгоджується з висновками розділу 1 про те, що нормальним станом функціонування економіки є зростання, а рецесії є тимчасовими відхиленнями. Тим не менш, щодо характеристик специфічних циклів є регіональні⁴⁷ відмінності. Більш конкретно, тривалості й амплітуди рецесій є вищим для південних країн ЄС, ніж для інших регіонів. Зокрема варто виділити Грецію, у випадку котрої середня тривалість рецесій є близькою до тривалості експансій, а їхня амплітуда — у 2,4 рази більшою. На Рис. 2.1 це проявляється в тривалій рецесії, яка розпочалася у Греції у 2007Q3; станом на 2022Q4, реальний ВВП Греції досі не повернувся до рівня 2007Q2.

⁴⁶ Як видно з Рис. 2.1, вибірка є асиметричною в розрізі часу. Характеристики фаз специфічних циклів (тривалість; амплітуда; узгодженість з еталонним циклом ЄС) були розраховані з урахуванням періодів до набуття членства в ЄС та після виходу з нього.

⁴⁷ Тут і надалі використовується офіційний регіональний поділ Європейської комісії [97].

Серед центральних і східних країн ЄС, Хорватія посідає аналогічну до Греції позицію за тривалістю й амплітудою рецесій. Таким чином, починає окреслюватися *центр* і *периферія* ЄС за тривалістю й амплітудою фаз їхніх специфічних циклів. Варто відзначити, що Україна посідає перше місце за амплітудою рецесій в цій вибірці і перевищує Грецію за даним показником на 43,43%. Це вказує на екстремальний характер шоків, яких Україна зазнала у зв'язку з воєнною агресією зі сторони Російської Федерації. Тим не менш, специфічний цикл України залишається високого синхронізованим з еталонним циклом ЄС із значенням індексу узгодженості 0,76; середнє значення цього індексу по країнах ЄС дорівнює 0,83 ($SD = 0,06$).

Характеристики ділових циклів країн ЄС, 1975Q1–2022Q4.

	Країна	Експансії		Рецесії		Індекс узгодженості (з еталонним циклом ЄС)
		<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	
Західна Європа	Австрія	21,33	11%	3,50	-5%	0,86
	Бельгія	22,33	11%	2,25	-5%	0,87
	Франція	48,33	25%	4,00	-7%	0,82
	Німеччина	16,33	8%	2,83	-4%	0,91
	Ірландія	6,00	8%	9,00	-8%	0,86
	Люксембург	21,25	24%	2,75	-5%	0,81
	Нідерланди	18,00	9%	4,00	-5%	0,91
	Сполучене Королівство	33,60	27%	4,75	-9%	0,82

Таблиця 2.1. — cont.

	Країна	Експансії		Рецесії		Індекс узгодженості (з еталонним циклом ЄС)
		<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	
Південна Європа	Кіпр	19,00	22%	5,50	-8%	0,82
	Греція	10,00	6%	8,25	-14%	0,76
	Італія	10,33	5%	5,00	-5%	0,79
	Мальта	23,33	29%	2,00	-7%	0,79
	Португалія	17,67	9%	5,00	-9%	0,89
	Іспанія	15,50	8%	5,67	-12%	0,88
Північна Європа	Данія	13,60	8%	4,00	-3%	0,86
	Естонія	22,50	33%	5,00	-9%	0,71
	Фінляндія	18,20	17%	6,75	-5%	0,77
	Латвія	21,50	34%	5,67	-13%	0,71
	Литва	27,33	37%	3,67	-9%	0,79
	Швеція	19,00	14%	4,00	-6%	0,90

Таблиця 2.1. — cont.

	Країна	Експансії		Рецесії		Індекс узгодженості (з еталонним циклом ЄС)
		<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	<i>Середня тривалість (в кварталах)</i>	<i>Середня амплітуда</i>	
Центральна і східна Європа	Болгарія	23,67	28%	6,50	-11%	0,80
	Хорватія	11,50	8%	8,33	-10%	0,79
	Чехія	21,25	20%	4,25	-5%	0,92
	Угорщина	18,20	20%	3,00	-7%	0,76
	Польща	26,00	30%	2,33	-4%	0,82
	Румунія	24,67	31%	5,00	-8%	0,84
	Словаччина	43,00	33%	1,50	-11%	0,85
	Словенія	15,25	19%	4,25	-8%	0,87
	Україна	14,75	21%	4,80	-20%	0,76

Джерело: складено автором на основі даних з [77, 78].

Підсумовуючи все вищесказане, у хронології еталонного циклу ЄС можна, за допомогою алгоритму НРА, виокремити вісім рецесій: 1979Q4–1980Q4 (другий нафтовий шок); 1991Q1–1991Q3 і 1992Q2–1993Q2 (нафтовий шок 1990 р. і криза Європейського механізму регулювання обмінних курсів); 1997Q2–1998Q2; 2002Q4–2003Q1; 2008Q2–2009Q1 (Велика рецесія); 2011Q3–2013Q1 (Криза суверенного боргу); 2020Q1–2020Q2 (пандемія COVID-19). Шоки, які лягли в основу цих рецесій, можна поділити на два типи: реальні й фінансові. Серед них, суто європейський характер мали фінансові шоки (криза Європейського механізму регулювання обмінних курсів і Криза суверенного боргу). Зазначені шоки, разом з пандемією COVID-19, призвели до реформування ЄС в напрямку більшої інтеграції.

Також було продемонстровано, що специфічні цикли всіх країн ЄС є високо синхронізованими з еталонним циклом (індекс узгодженості фаз циклів коливається в інтервалі від 0,71 до 0,92). При цьому, за винятком Греції й Хорватії, більшість країн ЄС характеризуються суттєвим переважанням фаз експансії над фазами рецесії за тривалістю і амплітудою. Відповідно до індексу узгодженості, діловий цикл України, незважаючи на глибинну рецесій 2012Q3–2015Q2 і 2022Q1–2022Q2, є не менш синхронізованим із еталонним циклом ЄС, ніж цикли деяких південних і північних країни ЄС.

2.2. Особливості моделювання ділових циклів України та ЄС в умовах глобальної волатильності

У цьому підрозділі описується модель TVP-DFM-SV, вихідні дані з якої будуть використовуватися в аналітичній частині цього дисертаційного дослідження. Крім цього, у цьому підрозділі робиться аналіз вихідних факторів і факторних навантажень з моделі TVP-DFM-SV у контекстні спільного ділового циклу ЄС. Також пропонується методологія для оцінки параметрів зазначеної моделі в умовах екстремальних шоків.

Варто відзначити, що у цьому розділі окремо розглядаються фактори, що були отримані за допомогою PCA, та фактори з моделі TVP-DFM-SV.

Перша група факторів завжди йменується PCA факторами, а друга група — просто факторами. Оскільки параметри моделі оцінюються за допомогою баєсівських методів семплінгу, в аналітичній частині цього підрозділу використовуються медіанні семпли цих параметрів. Аналогічно до попереднього розділу, Сполучене Королівство вважається членом ЄС.

Під поняттям ділових циклів тут і надалі маються на увазі цикли темпів приросту відповідно до визначення І. Мінтц (1969 р.) [14] і Європейської комісії.

2.2.1. Модель TVP-DFM-SV

Виходячи з методології датування еталонних циклів, що була запропонована А. Бернсом й У. Мітчеллом (1946 р.; див. підрозділ 1.1), і відповідної до котрої еталонний цикл є результатом агрегування поворотних точок декількох специфічних циклів, природним вибором для моделювання спільного⁴⁸ ділового циклу ЄС є факторний аналіз, за допомогою якого можна агрегувати динаміку багатьох часових рядів до невеликої кількості латентних факторів. Такий підхід був популяризований Д. Стоком й М. Ватсоном (1989 р.), які зробили спробу відтворити характеристики еталонного циклу США NBER за допомогою моделі DFM [98].

У цьому дисертаційному дослідженні використовується розширена версія базової моделі DFM, яку запропонували М. Дель Negro й К. Отрок (2008 р.). Розширена модель TVP-DFM-SV, у порівнянні з базовою моделлю DFM, доповнюється *часовою варіацією у факторних навантаженнях* (TVP, англ. *time-varying parameters*) і стохастичною волатильністю (SV, англ. *stochastic volatility*), і отже є доречною для дослідження структурних трансформацій в ділових циклах. [42, с. 4-9]. Модель TVP-DFM-SV передбачає декомпозицію

⁴⁸ Під еталонним циклом ЄС тут і надалі мається на увазі дати експансій й рецесій, що були визначені в підрозділі 2.1 за допомогою алгоритму НРА; під спільним діловим циклом ЄС мається на увазі конкретний часовий ряд (ряди), що моделюються в цьому підрозділі.

вхідних даних на два компоненти: спільні фактори й ідіосинкратичні компоненти (і.е., спільні фактори можна тлумачити як спільний цикл, а ідіосинкратичні компоненти — як специфічні цикли окремих країн після вилучення впливу спільних факторів):

$$X_{i,t} = B_{i,t}F_t + v_{i,t}, \quad (2.1)$$

де $X_{i,t}$ — стандартизований $\Delta \ln$ -трансформований реальний ВВП; F_t — фактори; $B_{i,t}$ — факторні навантаження, що є чисельними оцінками чутливості країн до факторів; $v_{i,t}$ — ідіосинкратичні компоненти.

Динаміка факторів моделюється як VAR(p) процес:

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + \dots + \beta_p F_{t-p} + e_{0,t}, \quad V(e_{0,t}) = \Omega_t, \quad (2.2)$$

де β_0 — вектор констант розміру K ; $(\beta_0, \dots, \beta_p)$ — квадратні матриці коефіцієнтів VAR розміру $K \times K$; (F_t, \dots, F_{t-p}) — квадратні матриці факторів та їхніх лагів розміру $K \times K$; Ω_t — коваріаційна матриця похибок. За рекомендацією М. Дель Negro й К. Отрока (2008 р.) [42] та Х. Мумтаза й А. Муссо (2021 р.) [99], кількість лагів встановлюється на рівні $p = 2$, що відповідає двом кварталам даних.

Динаміка ідіосинкратичних компонентів аналогічно моделюється як AR(1):

$$v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + e_{i,t}, \quad V(e_{i,t}) = h_{i,t}, \quad (2.3)$$

де $v_{i,t}$ — ідіосинкратичні компоненти; ρ_i — коефіцієнти серійної кореляції; $h_{i,t}$ — дисперсія похибок (стохастична волатильність ідіосинкратичних компонентів). Як було наголошено М. Дель Negro й К. Отроком (2008 р.), ключовим ідентифікуючим припущенням моделі TVP-DFM-SV є крос-секційна незалежність похибок $e_{i,t}$ по i , так як це передбачає, що єдиним джерелом кореляції ділових циклів між країнами в моделі є фактори [42, с. 5].

Зрушення факторних навантажень у часі моделюється як випадкове блукання:

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \zeta_{i,t}, \quad V(\zeta_{i,t}) = Q_i, \quad (2.4)$$

де Q_i — коваріаційна матриця похибок розміру $K \times K$. М. Дель Negro й К. Отрок (2008 р.) зазначають, що крос-секційна незалежність похибок $\zeta_{i,t}$ по i є

другим ключовим ідентифікуючим припущенням моделі TVP-DFM-SV, так як це передбачає, що в факторних навантаженнях не має спільних зрушень [42, с. 6]. Тим не менш, відповідно до методології Х. Мумтаза й А. Муссо (2021 р.) [99] коваріаційна матриця Q_i не є діагональною, що допускає можливість корельованості факторних навантажень окремих країн [99]. За рекомендацією М. Дель Negro й К. Отрока (2008 р.), зрушення в факторних навантаженнях тлумачаться як зміни в чутливості країн до факторів внаслідок трансформацій економічної політики чи структурних трансформацій, що є специфічними для конкретної країни [42, с. 8].

Відповідно до методології Х. Мумтаза й А. Муссо (2021 р.), коваріаційна матриця Ω_t факторизується шляхом LDL^T -декомпозиції:

$$\Omega_t = (A^{-1})H_t(A^{-1})^T, \quad (2.5)$$

де $A = \begin{pmatrix} 1 & 0 & \dots & 0 \\ a_{1,2} & 1 & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{1,K} & a_{2,K} & \dots & 1 \end{pmatrix}$; $H_t = \text{diag}(Sh_{0,t})$; $S = (s, \dots, s_K)$; (s, \dots, s_K) — параметри масштабу; $h_{0,t}$ — стохастична волатильність факторів. Як було роз'яснено Х. Мумтазам й А. Муссом (2021 р.), у цій специфікації коваріаційної матриці $h_{0,t}$ відображає спільну волатильність ортогоналізованих залишків у рівнянні VAR; тобто $h_{0,t}$ є спільною стохастичною волатильністю факторів [99].

Зрушення логарифму стохастичних волатильностей факторів й ідіосинкратичних компонентів у часі моделюється як випадкове блукання:

$$\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \quad (2.6)$$

де індекс $i = 0$ у випадку стохастичної волатильності факторів та $i = 1, \dots, N$ у випадку стохастичної волатильності ідіосинкратичних компонентів. За рекомендацією М. Дель Negro й К. Отрока (2008 р.), зрушення в стохастичній волатильності факторів тлумачаться як зміни у волатильності глобальних шоків чи чутливості всіх країн до них внаслідок спільних трансформацій економічної політики чи структурних трансформацій, а зрушення в стохастичній волатильності ідіосинкратичних компонентів — як зміни у

волатильності шоків, що є специфічними для конкретної країни, чи чутливості до них внаслідок трансформацій економічної політики чи структурних трансформацій, що є специфічними для даної країни [42, с. 8]. Відповідно до методології Х. Мумтаза й А. Муссо (2021 р.), початкові значення стохастичних волатильностей фіксуються на рівні 0,1⁴⁹ [99].

Нарешті, розподіл і коваріація похибок у рівняннях 2.1-2.6 мають наступну форму:

$$[e_{0,t}^T, e_{i,t}^T, \zeta_{i,t}^T, \eta_{i,t}^T]^T \sim N(0, \Sigma), \quad (2.7)$$

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \Omega_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Q & 0 \\ 0 & 0 & 0 & V(\eta_{i,t}) \end{bmatrix}; \quad \text{де } h_t = \text{diag}(h_{1,t}, \dots, h_{N,t}); \quad Q = \text{diag}(Q_1, \dots, Q_N).$$

Через велику кількість латентних параметрів у моделі TVP-DFM-SV, їх неможливо оцінити за допомогою *MLE*. З огляду на це, параметри моделі оцінюються шляхом послідового семплінгу з їхніх апостеріорних умовних розподілів імовірності за допомогою алгоритму *Гіббс-семплінгу*⁵⁰. Щоб спрямувати алгоритм у релевантні регіони апостеріорних розподілів імовірності, *Гіббс-семплінг* потребує специфікації апіорних розподілів імовірності; специфікація та головні якісні характеристики цих апіорних розподілів імовірності представлено в Табл. 2.2. Слід зауважити, що під терміном *семплінг* в цьому дисертаційному дослідженні мається на увазі генерування випадкових значень параметрів моделі з апостеріорних розподілів.

Вхідні дані є тими самими, що використовувалися в підрозділі 2.1: реальний квартальний ВВП по 28 країнам ЄС та Україні за період 2001Q1–2022Q4 з баз даних Eurostat і GEM WB [87, 100]; оскільки дані по повній крос-секції вибірки доступні лише з 2001Q1, аналіз починається з цього часу. Крім

⁴⁹ Це має ефект фіксації відносного масштабу факторів і факторних навантажень.

⁵⁰ Гіббс-семплінг є видом методу Монте-Карло марківських ланцюгів, в якому ймовірність прийняття семплів з апостеріорного розподілу ймовірності дорівнює 100%.

цього, перші $T_0 = 20$ кварталів даних використовуються для калібрування апріорних розподілів імовірності й початкових значень параметрів моделі. З урахуванням $\Delta \ln$ -трансформації вхідних даних і двох VAR лагів, остаточна вибірка складає 69 спостережень й охоплює період 2006Q4–2022Q4. Алгоритм збирає 30 000 семплів по кожному з параметрів, перші 10 000 з котрих відкидаються як період, необхідний для конвергенції алгоритму, а решта використовується для подальшого статистичного аналізу. Технічні деталі про алгоритм семплінгу, його конвергенцію і ефективну кількість апостеріорних семплів містяться в додатку В.

Апріорні розподіли ймовірності.

Параметр моделі	Апріорний розподіл ймовірності	Якісні характеристики апріорного розподілу ймовірності
1. Початкові умови факторів $F_{0 0}$	<p><i>Нормальний розподіл:</i></p> $F_{0 0} \sim \text{MN}(F^{PCA}_0, I_K),$ <p>де F^{PCA}_0 — <i>PCA</i> оцінка факторів в момент часу $t = T_0 + 1$; I_K — одинична матриця розміру K.</p>	Слабо інформативний апріорний розподіл ймовірності.
2. Початкові умови факторних навантажень $B_{i,0 0}$	<p><i>Нормальний розподіл:</i></p> $B_{i,0 0} \sim \text{MN}(\hat{B}^{ols}_i, V(\hat{B}^{ols}_i)),$ <p>де \hat{B}^{ols}_i — <i>OLS</i> оцінка постійних факторних навантажень з регресії даних на <i>PCA</i> фактори в попередній вибірці.</p>	Слабо інформативний апріорний розподіл ймовірності.
3. Коефіцієнти VAR ($\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$)	<p><i>Нормальний обернений розподіл Уїшарта</i> з параметром загальної інформативності = 0,1</p>	Відповідно до методології М. Банбури та ін. (2010 р.) [101], нормальний обернений розподіл Уїшарта впроваджується за допомогою <i>фіктивних даних</i> (англ. <i>dummy observations</i>). Виражає апріорну інформацію, що коефіцієнти VAR та їхня коваріаційна

		матриця є близькими до значень, що були отримані за допомогою <i>OLS</i> у попередній вибірці, а сума коефіцієнтів не перевищує 1, тобто VAR не є вибухоподібним [101, с. 73-75, с. 80-82].
4. Коефіцієнти серійної кореляції ρ_i	<p><i>Нормальний розподіл:</i></p> $\rho \sim MN(0, I_N),$ <p>де I_N — одинична матриця розміру N.</p>	Неінформативний апріорний розподіл ймовірності.
5. Коваріаційна матриця похибок факторних навантажень $V(\xi_{i,t})$	<p><i>Обернений розподіл Уїшарта:</i></p> $V(\xi_{i,t}) = Q_i,$ $Q_i \sim IW(\bar{Q}_i, T_0),$ <p>де матриця масштабу $\bar{Q}_i = V(\hat{B}^{ols}_i) \times T_0 \times 3,5e-4$.</p>	Значення матриці масштабу \bar{Q}_i встановлюється як постійний дріб від коваріаційної матриці факторних навантажень, що була отримана за допомогою <i>OLS</i> у попередній вибірці. Відповідно до методології Т. Коглі й Т. Сарджента (2005 р.), цей дріб встановлюється рівним $3,5e-4$, що передбачає малі варіації факторних навантажень в часі; і.е., факторні навантаження змінюються поступово й плавно. Ступені вільності встановлюються на рівні $T_0 =$

		20 ⁵¹ [102, с. 270; 103, с. 831]. Т. Коґлі й Т. Сарджент (2005 р.) називають цю параметризацію «бізнес-як-завжди» [102, с. 271].
6. Недіагональні елементи нижньотрикутної матриці A	<p><i>Нормальний розподіл:</i></p> $\alpha \sim MN(\hat{a}^{ols}, \text{diag}(\hat{a}^{ols} \times 10)),$ <p>де \hat{a}^{ols} — недіагональні елементи нижньотрикутної матриці L з LDL^T-декомпозиції коваріаційної матриці залишків $\hat{e}_{0,t}$, що була отримана за допомогою OLS у попередній вибірці.</p>	Слабо інформативний апіорний розподіл ймовірності.
7. Елементи вектора масштабу S	<p><i>Обернений гамма розподіл:</i></p> $s_j \sim IG(\bar{s}_j, 1),$ <p>де параметр масштабу \bar{s}_j було отримано за допомогою OLS з регресії $\bar{h}_{j,t} = \bar{s}_j \bar{h}^{PCA}_t + \eta_{j,t}$; \bar{h}^{PCA}_t — перший головний компонент стохастичних волатильностей $\bar{h}_{j,t}$, що були отримані за допомогою $j = 1, \dots, K$ одномірних</p>	Слабо інформативний апіорний розподіл ймовірності.

⁵¹ Такий вибір більш інформативного апіорного розподілу суттєво збільшує ефективну кількість апостеріорних семплів.

	моделей стохастичної волатильності.	
8. Дисперсія похибок стохастичної волатильності $V(\eta_{i,t})$	<p><i>Розподіл підкови (англ. horseshoe prior):</i></p> $V(\eta_{i,t}) = \tau_i^2 \lambda_{i,t}^2,$ $\tau_i \sim C^+(0, 1),$ $\lambda_{i,t} \sim C^+(0, 1).$	<p>Глобальний компонент τ_i^2 регуляризує варіацію стохастичної волатильності в часі; локальні компоненти $\lambda_{i,t}^2$ допускають винятки з регуляризації, якщо вони є емпірично обґрунтованими. Таким чином, розподіл <i>підкови</i> допускає поступові зміни в стохастичній волатильності, структурні переломи або тимчасові екстремальні стрибки, чи будь-які їх комбінації [104, с. 1; 105, с. 4].</p>

Джерело: [42, 99, 101-105].

2.2.2. Особливості моделювання волатильності

Різкі, непередбачувані і потенційно довгострокові зміни в економічному середовищі представляють важливий виклик для моделювання економічних процесів, адже гетероскедастичність похибок моделі може суттєво спотворювати оцінку її ключових параметрів. Одним із підходів до вирішення цього виклику є доповнення моделі стохастичною волатильністю, що дозволяє оцінити форму гетероскедастичності похибок моделі й отримати ефективні оцінки її параметрів за допомогою *GLS*-трансформації змінних моделі. Як було описано в рівнянні (2.6) раніше в цьому підрозділі, логарифм стохастичної волатильності зазвичай моделюють як випадкове блукання:

$$\ln h_t = \ln h_{t-1} + \eta_t, \quad (2.8)$$

де $\ln h_t$ — логарифм стохастичної волатильності в момент часу t . На відмінну від затухаючого авторегресійного процесу, зазначена специфікація передбачає, що зрушення в стохастичній волатильності є перманентними.

Стандартним підходом до моделювання похибок у рівнянні (2.8) є шляхом симуляції $V(\eta_t)$ з оберненого гамма розподілу $\sim IG(\alpha, \beta)$. Зокрема, такий підхід застосовується в працях М. Дель Negro і К. Отрока (2008 р.) та Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.). Як альтернативу до цього підходу, Я. Прусер (2021 р.) [105] запропонував моделювання похибок як суміші нормальних розподілів із значеннями $V(\eta_t) = \tau^2 \lambda^2$, де глобальний параметр масштабу τ і локальний параметр масштабу λ симулюються з $\sim C^+(\mu, \sigma)$. Якщо обидва параметри масштабу симулюються з $\sim C^+(0, 1)$, похибки в рівнянні (2.8) відповідають розподілу *підкови*, що був запропонований К. Карвалью та ін. (2010 р.) [42, 99, 106].

На Рис. 2.2 представлено функції щільності для нормального розподілу з параметром стандартного відхилення $\sigma = 1$ і розподілу *підкови*⁵² на інтервалі

⁵² Оскільки функція щільності ймовірності для розподілу підкови $p(\theta)$ не має аналітичної форми, застосовується її апроксимація $0,5 \times K \times \ln(1 + 4 \div \theta^2)$, де $K = 1 \div (2 \times \pi^3)^{0,5}$ [131, с. 466] [106].

$[-\pi, \pi]$. На відміну від нормального розподілу, розподіл *підкови* характеризується нескінченно високим піком для значень, що є близькими до 0, та більшою щільністю екстремальних значень (англ. heavy tails).

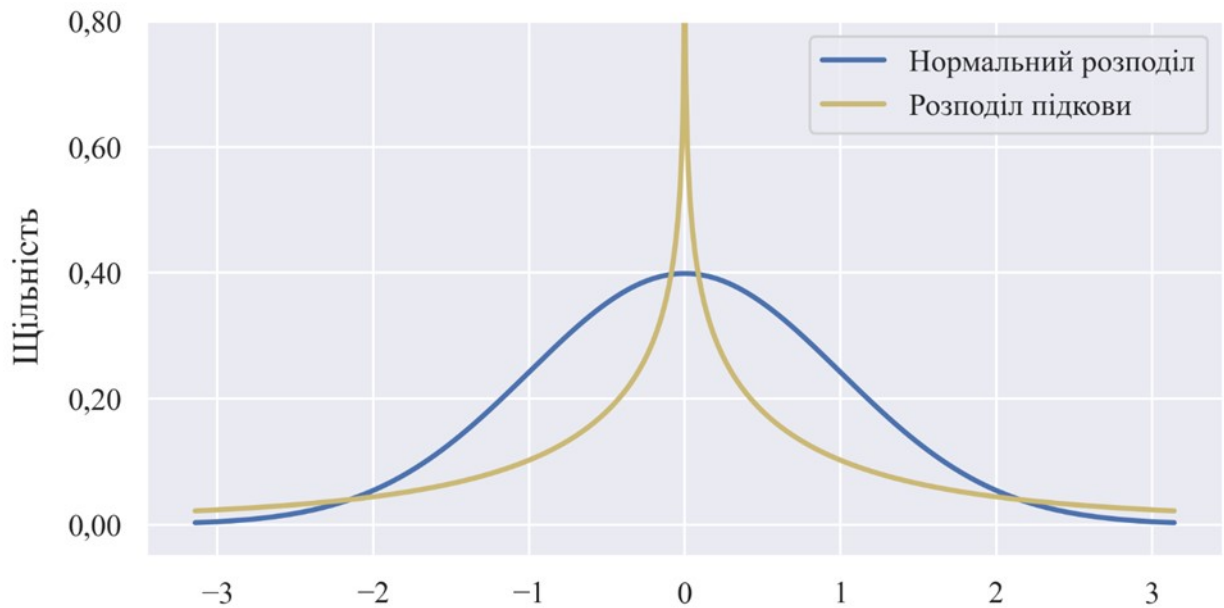


Рисунок 2.2. Функції щільності для нормального розподілу з параметром стандартного відхилення $\sigma = 1$ і розподілу *підкови* на інтервалі $[-\pi, \pi]$.

Джерело: побудовано автором на основі [106, 107].

Таким чином, розподіл *підкови* є доречним для моделювання економічних процесів, що характеризуються як поступовими, плавними зрушеннями, так і структурними переломами й екстремальними подіями [107, с. 74].

На Рис 2.3 представлено порівняння апостеріорних оцінок стохастичної волатильності факторів та ідіосинкратичного компоненту України з двох альтернативних специфікацій моделі TVP-DFM-SV: з нормальним розподілом похибок рівняння стохастичної волатильності (ліві панелі) і розподілом *підкови* (праві панелі). Головні відмінності між двома запропонованими специфікаціями моделі TVP-DFM-SV описуються нижче.

- Зрушення логарифму стохастичної волатильності України в довоєнний період в специфікації з розподілом *підкови* є більш поступовими й плавними, що пояснюється тим, що моделювання похибок стохастичної

волатильності як нормального розподілу призводить до переоцінки загального рівня волатильності після включення до вибірки воєнного періоду.

- Стрибок логарифму стохастичної волатильності на початку воєнного періоду в специфікації з розподілом *підкови* є більш різким. Це пояснюється тим, що ймовірність одноразового екстремального стрибка волатильності є занадто низькою за умови нормального розподілу, і отже шок 2022 р. моделюється як загальний тренд до зростання волатильності починаючи з 2020 р.
- Аналогічно до випадку із специфічною стохастичною волатильністю України, спільна стохастична волатильність факторів у специфікації з нормальним розподілом є більш високою, а стрибок на початку пандемії COVID-2019 — менш різким.

Таким чином, застосування розподілу *підкови* є доречним у вибірках, що характеризуються екстремальними шоками.

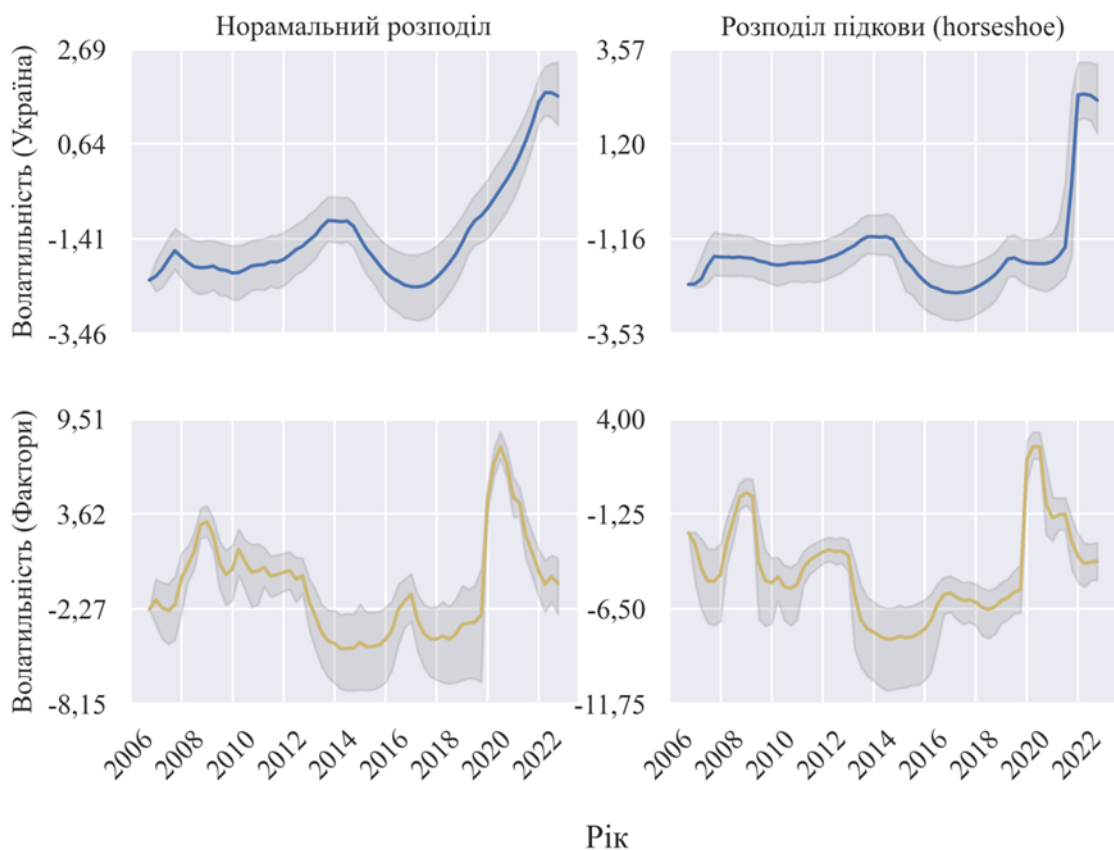


Рисунок 2.3. Стохастичні волатильності з моделі TVP-DFM-SV у (1) специфікації з нормальним розподілом похибок рівнянь стохастичної волатильності; (2) специфікації з розподілом *підкови* похибок рівнянь стохастичної волатильності. У цілях ілюстративної ясності, стохастичні волатильності зображені на логарифмічній шкалі. Лінія — медіанна оцінка. Заштрихована площа — баєсівський імовірний інтервал⁵³ (англ. *credibility interval*) між 16 і 84 перцентилями.

Джерело: побудовано автором на основі [78, 79].

2.2.3. Фактори

Важливим вибором при специфікації моделі TVP-DFM-SV є кількість факторів. Одним з методів відбору факторів є *графік scree* (англ. *scree plot*) власних значень *PCA* факторів, що був запропонований Р. Кеттеллом (1966 р.). Відповідно до цього методу, власні значення *PCA* факторів, якщо їх нанести на графік у порядку від найбільшого до найменшого, візуально утворюють два сегменти: різке падіння по вісі ординат на початку вісі абсцис, що потім вирівнюється й утворює майже пряму лінію (сегмент *scree*⁵⁴). Р. Кеттелл рекомендує включення до аналізу всіх *PCA* факторів до першого (включно) фактору на сегменті *scree* [108, с. 247-253]. На Рис. 2.2 представлено модифікований графік *scree*, в якому власні значення *PCA* факторів були нормалізовані, щоб підсумовуватися до 1 (нормалізовані власні значення *PCA* факторів тлумачаться як частка дисперсії у вхідних даних, що пояснюється відповідним фактором); сегмент *scree* починається з другого фактору.

Іншим широкоживаним правилом для відбору факторів є *критерій Кайзера*, відповідного до якого до аналізу включаються всі *PCA* фактори, власні значення котрих більше за 1 [109, с. 145]. Відповідно до цього критерію, до аналізу, що робиться в цьому дисертаційному дослідженні, має бути

⁵³ Баєсівські імовірнісні інтервали є аналогом частотницьких довірчих інтервалів.

⁵⁴ Аналогія проводиться до скелі й осипу (*scree*), що збирається при її підніжжі.

включено три фактори (власні значення перших трьох *PCA* факторів по вісі абсцис на Рис. 2.4 — 19,3, 1,7, 1.1). В цілях спрощення тлумачення й уникнення надлишкової параметризації моделі, а також з огляду на те, що фактори в моделі TVP-DFM-SV мають більшу пояснювальну силу, ніж *PCA* фактори, в цьому дослідженні надається перевага більш консервативному варіанту включення до аналізу лише двох факторів.

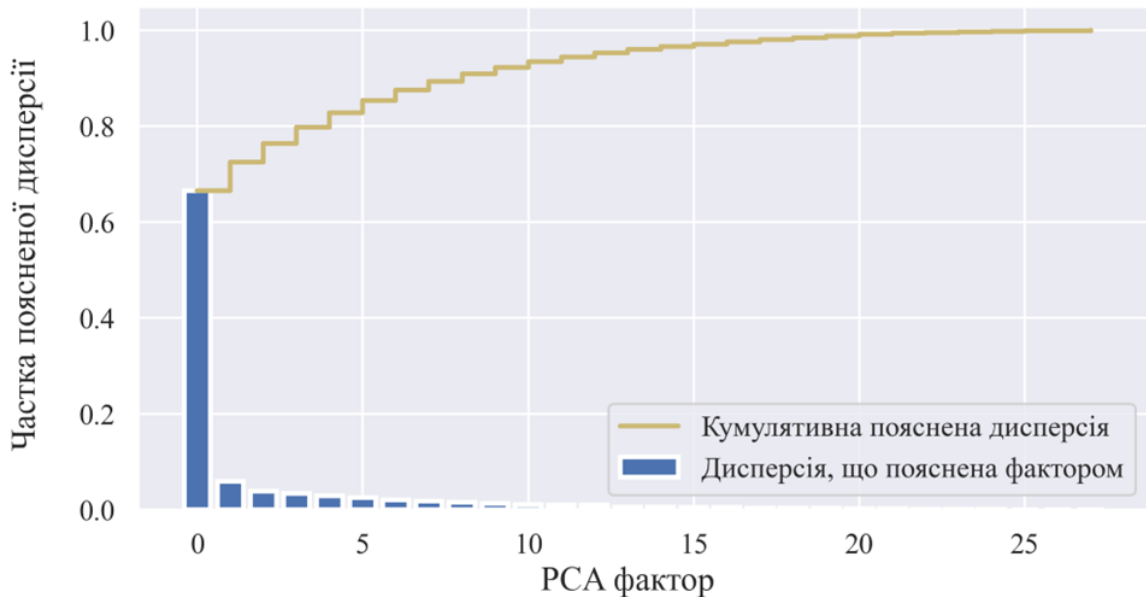


Рисунок 2.4. Графік scree за результатами PCA.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Щоб перевірити вихідні фактори з моделі TVP-DFM-SV на відповідність хронології ділових циклів в ЄС, на Рис. 2.5 представлено лінійну діаграму факторів і стовпчики, що окреслюють рецесії в еталонному циклі ЄС, який було датовано за допомогою алгоритму *HPA* у підрозділі 2.1. Фактори в цілому відповідають хронології еталонного циклу ЄС з одним проциклічним фактором (фактор 1) й одним фактором без стійкої циклічної спрямованості (проциклічний в період пандемії COVID-19 і антициклічний в період Великої рецесії); варто відзначити, що зрушення в факторах на декілька кварталів випереджають рецесії в еталонному циклі. Оскільки фактори моделюються на основі $\Delta \ln$ -трансформації вхідних даних, що є апроксимацією темпів приросту нетрансформованих даних, це спостереження узгоджується із схемою

$\alpha\text{AB}\beta\text{CD}$ у підрозділі 1.1 (Рис. 1.2), відповідно до якої поворотні точки в циклах темпів приросту випереджають відповідні точки в класичних циклах. Це дає перші підстави аргументувати, що фактори є релевантними з економічної точки зору і можуть тлумачитися як чисельна апроксимація спільного ділового циклу ЄС.

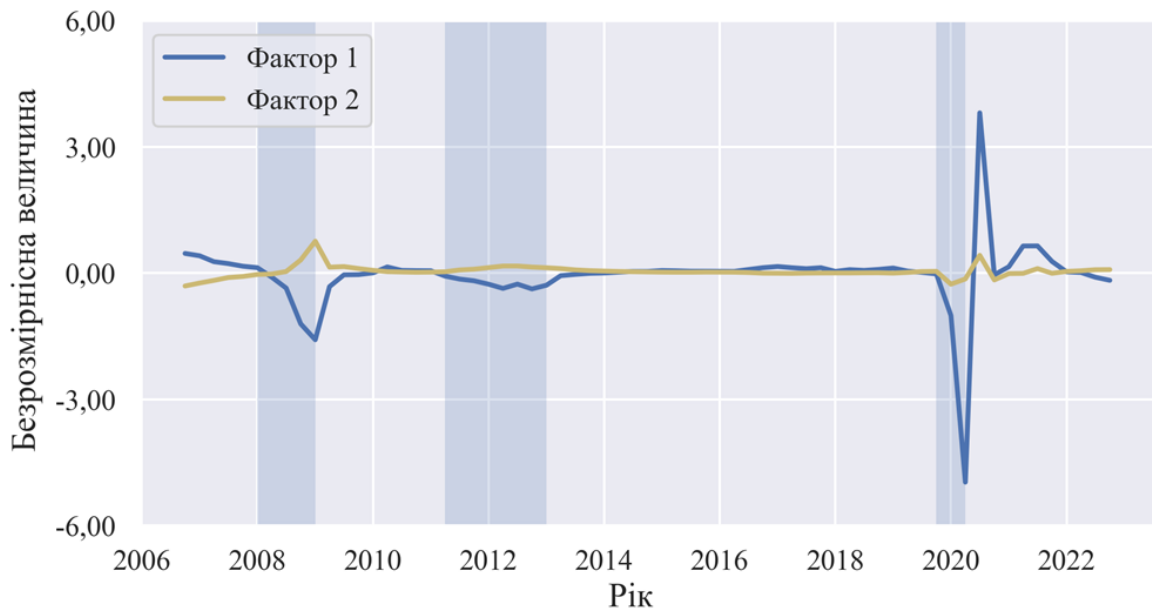


Рисунок 2.5. Фактори й рецесії, 2006Q4–2022Q4. Заштриховані стовпчики окреслюють рецесії еталонного циклу ЄС, який було датовано за допомогою алгоритму *HPA*.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Як додатковий аргумент на користь економічної релевантності факторів, у Табл. 2.3 представлено результати кореляційного аналізу факторів з деякими макроекономічними й фінансовими показниками; показники по США тут використовуються в ролі проксі для глобальних економічних умов. Кореляційний аналіз засвідчує, що фактор 1 сильніше пов'язаний із загальним економічним зростанням, а фактор 2 — з фінансовими умовами й цінами на нафту. Тим не менш, фактори не слід ототожнювати з цими показниками; метою цього аналізу є лише продемонструвати, що фактори не є чисто статистичними величинами без економічного тлумачення.

Таблиця 2.3.

Кореляція факторів з макроекономічними й фінансовими показниками.

Показник	Фактор 1			Фактор 2		
	<i>PCC</i>		p-value	<i>PCC</i>		p-value
1. $\Delta \ln(\text{NASDAQ Composite (open)})$	0,48	*	0,06	-0,56	**	0,02
2. $\Delta \ln(\text{FTSE-100 (open)})$	0,53	**	0,03	-0,55	**	0,03
3. $\Delta \ln(\text{DAX (open)})$	0,50	**	0,05	-0,57	**	0,02
4. EUR/USD	-0,25		0,34	0,05		0,85
5. Ставка за федеральними фондами ФРС	-0,11		0,67	-0,53	**	0,04
6. EONIA (до 2019Q4) / €STR (з 2019Q4)	-0,27		0,31	-0,10		0,71
7. $\Delta \ln(\text{Реальний ВВП США})$	0,98	***	0,00	0,10		0,73
8. $\Delta \ln(\text{Реальний ВВП Єврозони})$	0,99	***	0,00	0,08		0,76
9. $\Delta \ln(\text{Індекс споживчих цін США})$	0,54	**	0,03	-0,44	*	0,09
10. $\Delta \ln(\text{Гармонізований індекс споживчих цін Єврозони})$	0,13		0,62	-0,33		0,21
11. Поточний баланс США як % від ВВП	0,03		0,92	0,34		0,20
12. Поточний баланс Єврозони як % від ВВП	0,27		0,32	-0,04		0,88
13. $\Delta \ln(\text{Ціна Brent Crude})$	0,49	*	0,05	-0,60	**	0,01
14. $\Delta \ln(\text{Ціна WTI Crude})$	0,56	**	0,02	-0,56	**	0,02

* — статистична значущість на рівні 10%, ** — статистична значущість на рівні 5%, *** — статистична значущість на рівні 1%. Джерело: розраховано автором на основі даних з [18, 78, 79, 110].

2.2.5. Факторні навантаження

Додатково з тлумаченням факторів може допомогти аналіз їхніх навантажень. На Рис. 2.6 й 2.7 представлено фонові картограми навантажень на фактори 1 і 2, відповідно. Найбільш характерною рисою навантажень на фактор 1 є те, що вони всі мають однаковий знак. Крім цього, найбільше значення навантаження на фактор 1 приймають для країн, що знаходяться ближче до центру ЄС (максимальне значення — 1,36 для Словенії); це є свідченням на користь поділу *центр-периферія* в ЄС, який також був висвітлений в працях А. Бельке та ін. (2017 р.) [111], М. Аглборна й М. Вортманна (2017 р.) [112] та У. Бартлетта та І. Пріци (2017 р.) [113]. Варто відзначити, що країни з найсильнішими навантаженнями на фактор 1 у більшості випадків відповідають країнам, ділові цикли яких, як встановив О. Чугаєв (2019 р.), є найбільш корельованими з економікою ЄС в цілому (зокрема — Словенія) [114, с. 22-26].

На відмінну від навантажень на фактор 1, головною рисою навантажень на фактор 2 є їхня дивергенція: більш західні країни ЄС у середньому навантажуються зі знаком плюс, а більш східні — знаком мінус. При цьому, топ-5 країн з найбільш негативним навантаженням на фактор 2 (Естонія, Болгарія, Фінляндія, Україна і Румунія) постраждали під пандемії COVID-19 майже в два рази менше (середнє падіння реального ВВП з першого на другий квартал 2020 р. — 6,77%), ніж топ-5 країн з найбільш позитивним навантаженням на фактор 2 (Італія, Німеччина, Мальта, Португалія і Бельгія; середнє падіння реального ВВП за той самий період — 13,19%).

З іншої сторони, зазначені топ-5 країн з негативним навантаженням на фактор 2 постраждали від Великої рецесії майже в 2 рази більше (середнє падіння реального ВВП з четвертого кварталу 2008 р. на перший квартал 2009 р.⁵⁵ — 5,66%), ніж зазначені топ-5 країн з позитивним навантаженням на фактор 2 (середнє падіння реального ВВП за той самий період — 2,83%).

⁵⁵ Цей період є піком падіння ВВП у період Великої рецесії у цій вибірці.

Альтернативний підхід до групування ділових циклів європейських країн на основі K-Means кластеризації було застосовано в праці Т. Жолоса і В. Мазуренка (2023b р.), в якій здобувач є співавтором. Дивергенція європейських країн по лінії захід-схід була підтверджена в зазначеному дослідженні [115].

Таким чином, у цьому дисертаційному дослідженні надається перевага тлумаченню фактора 1 як спільного ділового циклу ЄС, рушійною силою якого великим чином є глобальні умови, а фактора 2 — регіональні відмінності в цьому спільному циклі.

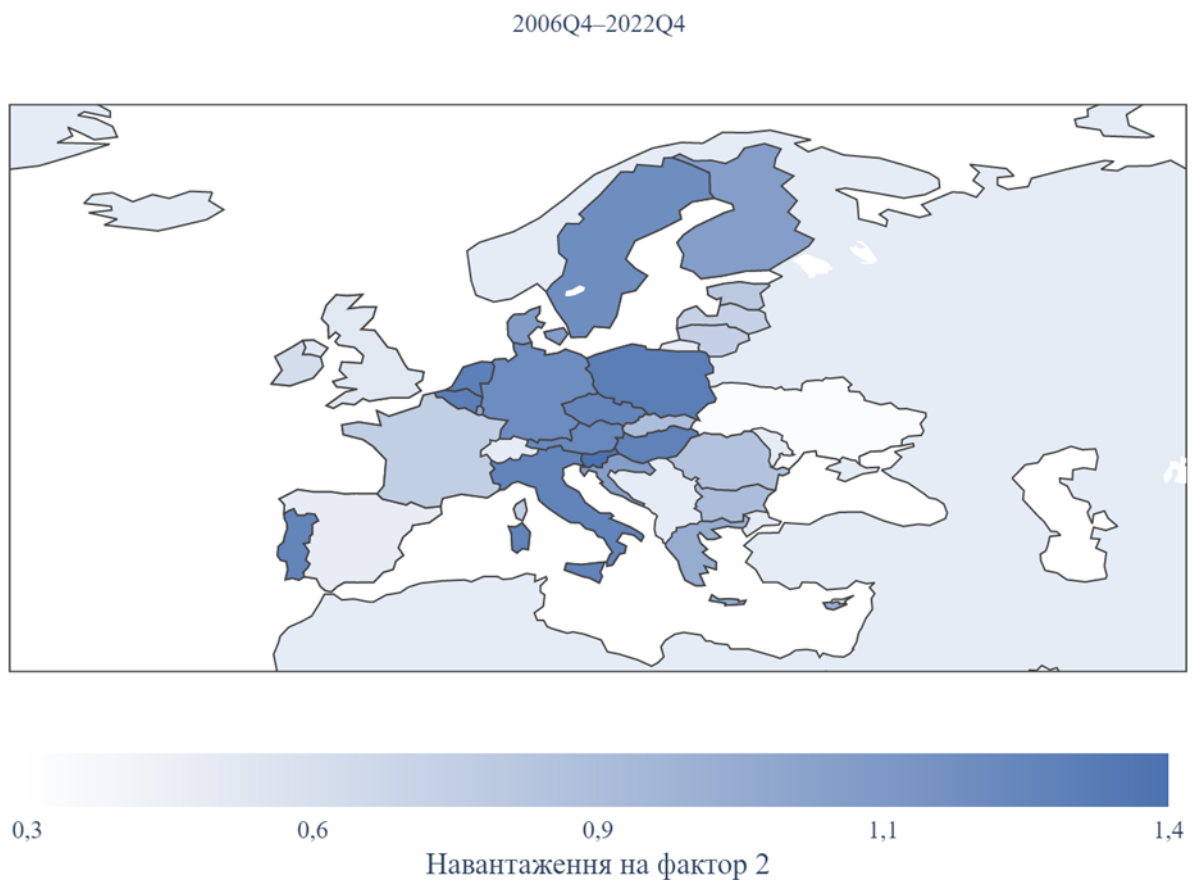


Рисунок 2.6. Факторні навантаження на перший фактор, середнє за 2006Q4–2022Q4.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

2006Q4–2022Q4

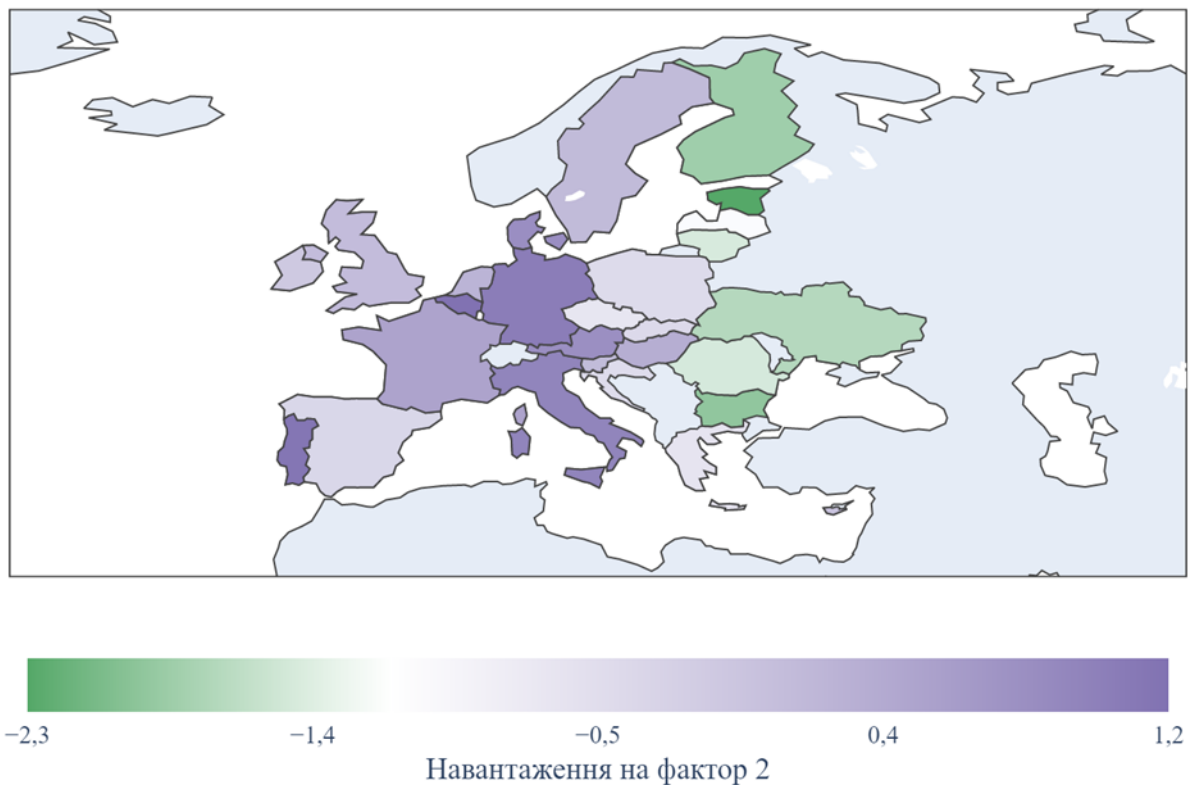


Рисунок 2.7. Факторні навантаження на другий фактор, середнє за 2005Q4–2022Q4.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Підсумовуючи все вищесказане, спільний діловий цикл ЄС можна адекватно змоделювати за допомогою двох латентних факторів у моделі TVP-DFM-SV. При цьому, застосування розподілу *підкови* для моделювання волатильності призводить до оцінок, що є більш правдоподібними з наративної точки зору.

Коректність вихідних факторів з моделі TVP-DFM-SV була проаналізована шляхом, по-перше, їх перевірки на відповідність еталонному циклу ЄС, який було датовано за допомогою алгоритму *НРА* у підрозділі 2.1 і, по-друге, їх кореляційного аналізу з деякими макроекономічними й фінансовими показниками. Було виявлено, що зрушення в значеннях факторів відповідають рецесіям в еталонному циклі ЄС. Крім цього, кореляційний аналіз засвідчив, що фактор 1 сильно пов'язаний з економічним зростанням в

Євросоні й США, а фактор 2 — глобальними фінансовими умовами й цінами на нафту, що є свідченням на користь економічної релевантності факторів.

Нарешті, за допомогою фонових картограм факторних навантажень було продемонстровано, що фактори мають регіональне тлумачення. Більш конкретно, фактор 1, з огляду на те, що всі країни у вибірці навантажуються на нього із знаком плюс, можна тлумачити як спільний діловий цикл ЄС. З іншої сторони, знаки навантажень на фактор 2 дивергують по лінії західний-східний ЄС, що дає підстави для його тлумачення як регіональних відмінностей в спільному циклі ЄС.

2.3. Періодизація синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС

У цьому підрозділі розглядається процес синхронізації ділового циклу України з окремими країнами ЄС та спільним діловим циклом ЄС. Варто відмітити, що в деяких розрахунках в статистичній частині цього підрозділу застосовуються медіанні значення вихідних параметрів з моделі TVP-DFM-SV з підрозділу 2.2. Аналогічно до попередніх розділів. Сполучене Королівство вважається членом ЄС.

Під поняттям ділових циклів у цьому підрозділі маються на увазі цикли темпів приросту відповідно до визначення І. Мінтца (1969 р.) [14] і Європейської комісії.

2.3.1. Синхронізація з окремими країнами ЄС

Як було зазначено у підрозділі 1.3, найпопулярнішим показником синхронності ділових циклів є коефіцієнт кореляції Пірсона (*PCC*, англ. *Pearson correlation coefficient*). Проте стандартний *PCC* має два суттєвих недоліки:

- по-перше, він розраховується для всього періоду вибірки, і отже не відстежує зміни в синхронності ділових циклів у часі;
- по-друге, застосування плинної версії *PCC* вимагає від дослідника специфікації довільного вікна для розрахунку рухомого середнього, що

також призводить до додаткової втрати спостережень на початку чи/або в кінці періоду вибірки;

- по-третє, *PCC* може завищувати рівень синхронності ділових циклів за умови наявності у вибірці великих шоків (К. Форбс й Р. Рігобон, 2002 р.; Д. Корсетті та ін., 2005 р.) [116, 117].

Як альтернативу до стандартного *PCC*, П. Черкейра і Р. Мартінс (2009 р.) [44] запропонували версію *PCC*, що має часову варіацію:

$$SM_{i,j,t} = 1 - 0,5 \times ((y_{i,t} - \bar{y}_i) \div \sigma_i - (y_{j,t} - \bar{y}_j) \div \sigma_j)^2, \quad (2.9)$$

де $y_{i(j)}$ — певний показник, що вимірює ділові цикли; $\bar{y}_{i(j)}$ — вибіркоче середнє $y_i(y_j)$; $\sigma_{i(j)}$ — вибіркоче стандартне відхилення $y_i(y_j)$; $SM_{i,j,t}$ приймає значення на інтервалі $[3 - 2T, 1]$. Головною перевагою індексу SM як показника синхронності ділових циклів є те, що він дозволяє виокремити довгострокову поведінку синхронності ділових циклів від тимчасових відхилень від неї, що можуть відбуватися внаслідок одноразових подій [44, с. 107; 118, с. 351-352]. Тим не менш, істотний недолік індексу SM полягає в тому, що він приймає значення на асиметричному інтервалі, що може ускладнювати статистичний аналіз. Щоб подолати цей недолік, П. Черкейра (2013 р.) [118] запропонував трансформацію індексу SM на необмежений інтервал:

$$SM^{nb}_{i,j,t} = 0.5 * \ln((1 + SM_{i,j,t} \div (2T - 3)) \div (1 - SM_{i,j,t})), \quad (2.10)$$

де $SM^{nb}_{i,j,t}$ приймає значення в інтервалі $(-\infty, +\infty)$. Крім цього індекс SM^{nb} є симетричним навколо 0 [118, с. 352]. Недолік індексу SM^{nb} полягає в тому, що логарифмічна трансформація призводить до компресії вихідних даних, що ускладнює крос-секційні порівняння (наприклад, виявлення регіональних відмінностей в синхронізації ділових циклів).

Іншим широкоживаним показником синхронності ділових циклів є індекс негативної абсолютної різниці (англ. negative absolute difference), який, як було зазначено в рівнянні (1.2) в підрозділі 1.3, розраховується наступним чином:

$$\delta_{i,j,t} = -|y_{i,t} - y_{j,t}|, \quad (1.2)$$

де $\delta_{i,j,t}$ приймає значення на інтервалі $(-\infty, 0]$. Як видно з рівнянь (26) і (2), головною відмінністю між SM^{nb} і δ є те, що SM^{nb} передбачає стандартизацію вхідних даних шляхом вирахування середнього й ділення на стандартну похибку. Це має ефект виключення впливу відмінностей в середньому значенні й стандартному відхиленні вхідних даних на вихідні значення індексу синхронності ділових циклів (вплив відмінностей в амплітуді вхідних даних було продемонстровано на Рис. 1.5 в підрозділі 1.3). Таким чином, загальна форма індексів SM^{nb} й δ може демонструвати суттєві розбіжності у вибірках, де середнє значення й стандартне відхилення вхідних даних має суттєві крос-секційні відмінності. Для повноти аналізу, у цьому підрозділі розглядаються обидва індекси.

На Рис. 2.8 представлено індекс SM^{nb} для $\Delta \ln$ -трансформованого реального ВВП України з країнами ЄС за період 2001Q2–2022Q4. Оскільки вихідні значення обох індексів характеризуються різкими флуктуаціями й шумом, для аналізу їхніх загальних тенденцій до них будуються плавні лінії тренду за допомогою фільтру *bHP*⁵⁶. На основі візуального аналізу індексу SM^{nb} можна зробити спостереження, що перелічуються нижче.

- Шоки пандемії COVID-19 і воєнної агресії зі сторони Російської Федерації мали сильний, негативний ефект на синхронність ділового циклу України з країнами ЄС. Більш конкретно, індекс SM^{nb} майже універсально набуває свого мінімального значення в 2022Q2. Виняток складають Сполучене Королівстві і Кіпр, з котрими індекс SM^{nb} набуває свого мінімального значення в 2020Q2; крос-секційні середні індексу SM^{nb} по всій вибірці станом на ці дві дати відповідно складають -1,46 і -1,08. На відмінну від зазначених шоків, Велика рецесія не мала чітко окресленого ефекту на індекс SM^{nb} .

⁵⁶ *bHP* (англ. boosted Hodrick-Prescott filter) є версією базового HP фільтра, що підсилений за допомогою машинного інтелекту [119, 120].

- Набуття чинності Угодою про ПВЗВТ⁵⁷ мало позитивний ефект на синхронність ділових циклів. У 26 з 28 випадків, середнє значення індексу SM^{nb} за період 2016Q1–2019Q4 є більшим ніж за період 2001Q2–2015Q4; виняток складають Бельгія і Кіпр. При цьому, найбільше зростання індексу SM^{nb} у відсотковому відношенні з першого на другий підперіод відбулося з двома балтійськими країнами (Латвією — на 123,18%; Литвою — на 73,97%), і Португалією⁵⁸ (на 85,78%).

Тим не менш, негативний ефект від пандемії COVID-19 і воєнної агресії зі сторони Російської Федерації в наступному періоді перекрив позитивний ефект від ПВЗВТ. Більш детально ефекти ПВЗВТ були розкриті за допомогою формальної панельної регресії в праці В. Мазуренко та ін. (2019 р.), в якій здобувач був співавтором [124].

⁵⁷ Угода про ПВЗВТ набула чинності на тимчасовій основі з 01.01.2016 р.; формальне набуття чинності — 01.09.2017 р. [121].

⁵⁸ Зокрема, середній щорічний зовнішньоторговельний оборот України з Португалією зріс на 75,84%, або 130 млн. доларів США, з 2001–2015 рр. на 2016–2019 рр. [122], головним чином — за рахунок імпорту зернових культур, жирів та олій і чорних металів з України [123], що є переконливим кейсом на користь дієвості ПВЗВТ.

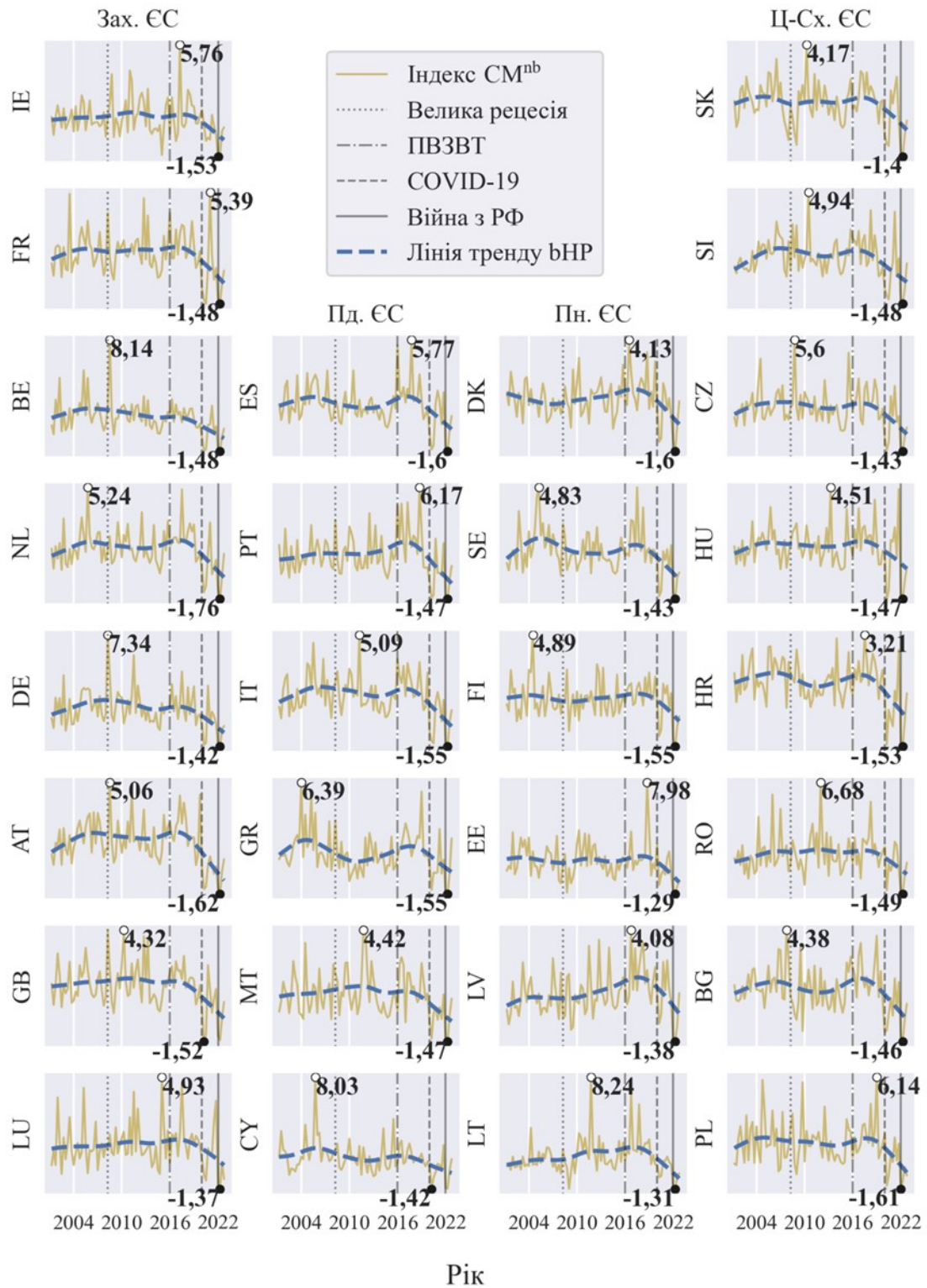


Рисунок 2.8. Індекс SM^{nb} для України з країнами ЄС, 2001Q2–2022Q4. Лінії трендів побудовані за допомогою фільтру *bHP*. Точками відмічені максимальні й мінімальні значення індексу SM^{nb} з кожною з країн ЄС. Пунктирні лінії — деякі глобальні події (дати початку Великої рецесії й пандемії COVID-19 відповідають датам з підрозділу 2.1). Західні (зах.),

південні (пд.), північні (пн.), центральні і східні (ц.-сх.) країни ЄС згруповані відповідно до визначень цих регіонів, що пропонуються Європейською комісією. Усі країни позначаються відповідно до їхніх alpha-2 кодів.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Аналогічно до Рис. 2.8, на Рис. 2.9 представлено індекс δ для $\Delta \ln$ -трансформованого реального ВВП України з країнами ЄС за період 2001Q2–2022Q4. На відмінну від індексу CM^{mb} , індекс δ характеризується спостереженнями, що перелічуються нижче.

- Загальна форма індексу δ майже повністю визначається шоком воєнної агресії зі сторони Російської Федерації, що, з однією сторони, підкреслює безпрецедентний масштаб цієї події, але з іншої сторони — призводить до компресії варіації у решті періодів вибірки й вимагає застосування експоненційної нотації для відображення значень індексу δ . Єдиний випадок, коли ступінь десинхронізації ділових циклів наближається до періоду 2022Q1–2022Q2 — це 2015Q01, коли реальний ВВП України впав на 3,05%, а реальний ВВП Ірландії зріс на 19,08%⁵⁹. Негативний ефект Великої рецесії на синхронність ділових циклів також є більш чітко окресленим.
- Ефект на синхронність ділових циклів від ПВЗВТ є позитивним (середнє значення індексу δ за період 2016Q1–2019Q4 є більшим ніж за період 2001Q2–2015Q4) у випадку всіх 28 країн ЄС. Латвія, Литва й Португалія залишаються в топ-4 країнах за з індексу δ з першого на другий підперіод (відповідно 53,31%, 49,53% і 49,09%), а перше місце посідає Греція, із зростанням цього індексу на 57,63%.

⁵⁹ Відповідно до аналітичного звіту ОЕСР, масштабне зростання ВВП Ірландії у 2015 р. пов'язане з перебазуванням до неї багатонаціональних корпорацій та їхніх прав інтелектуальної власності [125, с. 1-4].

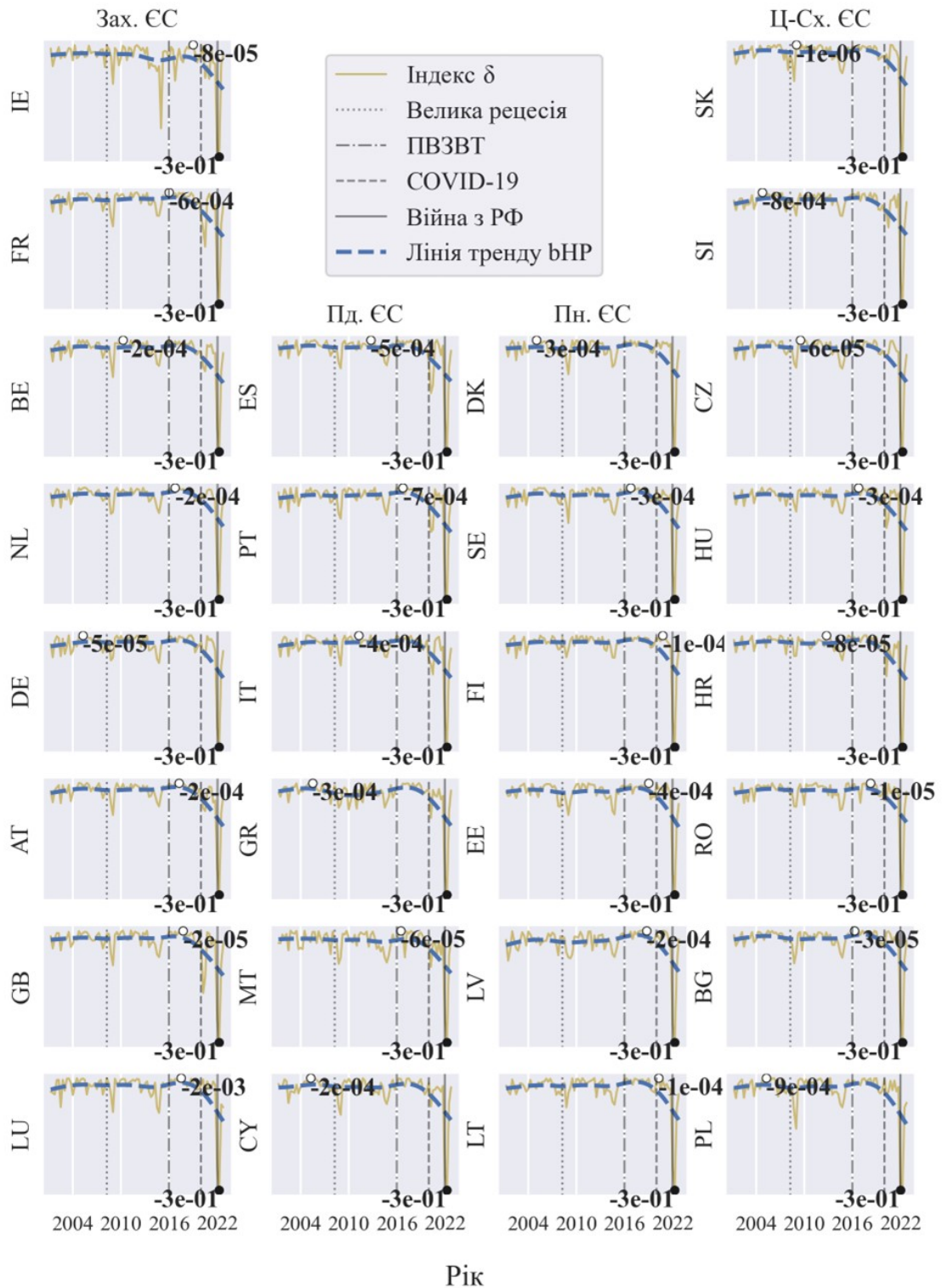


Рисунок 2.9. Індекс δ для України з країнами ЄС, 2001Q2–2022Q4. Решта анотації як на Рис. 2.8.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Таким чином, з якісної точки зору аналіз вихідних значень індексів SM^{nb} і δ призводить до схожих висновків. Тим не менш, індекс δ ампліфікує ефекти

найбільших глобальних і національних шоків, в той час як застосування індексу SM^{nb} призводить до їх компресії. З огляду на це, застосування індексу SM^{nb} є більш доречним для виявлення загальних трендів у синхронізації ділових циклів, а індексу δ — виявлення екстремальних зрушень.

Оскільки індекс δ не призводить до компресії вихідних даних внаслідок логарифмічної трансформації, порівняння його крос-секційних середніх значень дозволяє виявити регіональні відмінності в синхронізації ділових циклів. Більш конкретно, крос-секційне середнє індексу δ для України з північними країнами ЄС та центральними і східними країнами ЄС за період 2001Q2–2021Q4⁶⁰ відповідно складає -0,0190 і -0,0195, а західними країнами ЄС та південними країнами ЄС — відповідно -0,0213 і -0,0223. Це засвідчує про відносно більш високий ступінь синхронізації ділового циклу України з першими двома групами країн.

Зазначене спостереження узгоджується з результатами аналізу факторних навантажень у підрозділі 2.2 (Рис. 2.7), відповідно до яких було виявлено, що профіль факторних навантажень України в моделі TVP-DFM-SV є схожим до профілів північних країн ЄС та центральних і східних країн ЄС. На завершення, простий кореляційний аналіз за допомогою PCC призводить до аналогічних висновків: середня кореляція ділового циклу України з північними країнами ЄС за період 2001Q2–2021Q4 складає 0,47, центральними і східними країнами ЄС — 0,42, західними країнами ЄС — 0,34, а південними країнами ЄС — 0,33.

Ще одне спостереження, яке варто розглянути окремо, це те, що глобальні шоки Великої рецесії 2008Q2–2009Q1 і пандемії COVID-19 2020Q1–2020Q2 мали сильний, негативний ефект на синхронність ділового циклу України з країнами ЄС. Такий висновок є контрінтуїтивним, адже реакція реального ВВП як України, так і країн ЄС, була в сторону падіння у відповідь

⁶⁰ Період 2022Q1–2022Q4 виключається через його диспропорційний вплив при розрахунку середніх значень.

на зазначені шоки. Відповідь на цю видиму суперечність можна з'ясувати шляхом аналізу факторних навантажень з підрозділу 2.2, середні значення яких за два зазначених підперіоди представлено в Табл. 2.4. Як видно на Рис. 2.8 і 2.9, у випадку країн, що мають схожі до України профілі факторних навантажень (наприклад, балтійські країни), характерний низхідний стрибок у ступеню синхронності ділових циклів під час пандемії COVID-19 є, у більшості випадків, менш вираженим, ніж у випадку країн з несхожими до України профілями факторних навантажень; аналогічне спостереження стосується й Великої рецесії на Рис. 2.9.

Отже, негативний ефект глобальних шоків на синхронність ділових циклів пов'язаний із відмінностями в реакціях різних країн на ці шоки. Як приклад, навіть якщо з першого на другий квартал 2020 р. падіння реального ВВП простежувалося як для України (-5,42%), так і Іспанії (-19,63%), різниця у відносних масштабах цього падіння мала ефект десинхронізації їхніх ділових циклів відповідно до індексів SM^{nb} і δ . Це має важливі практичні наслідки для майбутньої інтеграції України з ЄС, адже єдина контрциклічна політика навряд чи відповідає б конкретним потребам обох країн у цьому ілюстративному прикладі.

З іншої сторони, відповідно до індексу узгодженості Д. Гардінга й А. Пагана, який було описано в рівнянні (1.4) в підрозділі 1.3, ділові цикли майже всіх країн у вибірці (у т.ч. і України) були ідеально синхронізованими станом на 2020Q2 внаслідок збігу у часі їхніх низхідних фаз (Рис. 2.1), що знову підкреслює, що застосування різних визначень й показників синхронізації ділових циклів може призводити до різних висновків.

Враховуючи суттєвий вплив глобальних шоків на синхронізацію ділових циклів, індекси SM^{nb} і δ варто повторно проаналізувати після виключення впливу зазначених шоків. Як було описано в підрозділі 2.2, це можна зробити шляхом декомпозиції вхідних даних по темпам приросту реального ВВП наступним чином:

Таблиця 2.4.

Факторні навантаження, середні за підперіоди.

	Країна	Фактор 1		Фактор 2	
		2008Q2– 2009Q1	2020Q1– 2020Q2	2008Q2– 2009Q1	2020Q1– 2020Q2
Західна	Австрія	1,20	1,21	0.79	0.80
	Бельгія	1,27	1,28	1.24	1.26
	Франція	0,71	0,71	0.47	0.48
	Німеччина	1,20	1,17	1.08	1.06
	Ірландія	0,63	0,57	-0.14	-0.19
	Люксембург	1,09	0,94	-1.09	-1.17
	Нідерланди	1,27	1,26	0.21	0.20
	Сполучене Королівство	0,51	0,52	0.05	0.05
Південна	Кіпр	0,94	0,98	-0.10	-0.06
	Греція	0,94	0,98	-0.67	-0.64
	Італія	1,24	1,25	0.96	0.97
	Мальта	1,08	1,09	1.12	1.13
	Португалія	1,22	1,25	1.17	1.20
	Іспанія	0,47	0,47	-0.42	-0.42
	Данія	1,10	1,04	0.84	0.77
Північна	Естонія	0,77	0,75	-2.24	-2.26
	Фінляндія	1,09	1,02	-1.76	-1.81
	Латвія	0,67	0,71	-1.15	-1.10
	Литва	0,69	0,70	-1.42	-1.39
	Швеція	1,18	1,17	0.09	0.08
	Болгарія	0,84	0,84	-1.88	-1.88
Центральна і східна	Хорватія	1,05	1,06	-0.52	-0.51
	Чехія	1,24	1,23	-0.69	-0.70
	Угорщина	1,25	1,26	0.28	0.28
	Польща	1,30	1,26	-0.47	-0.51
	Румунія	0,81	0,77	-1.40	-1.44
	Словаччина	0,82	0,85	-0.47	-0.44
	Словенія	1,38	1,34	0.08	0.05
	Україна	0,36	0,33	-1.64	-1.66

Факторні навантаження отримані з моделі TVP-DFM-SV з підрозділу 2.2.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

$$X_{i,t} = B_{i,t}F_t + v_{i,t}, \quad (2.1)$$

де $X_{i,t}$ — $\Delta \ln$ -трансформований реальний ВВП; F_t — фактори; $B_{i,t}$ — факторні навантаження, помножені на крос-секційні стандартні похибки даних по i ; $v_{i,t}$ — ідіосинкратичні компоненти. Результати декомпозиції вхідних даних представлено на Рис. В.1 в додатку В. Альтернативний підхід до декомпозиції вхідних даних для ізоляції впливу глобальних шоків був запропонований, за допомогою моделі неспостережуваних компонентів в праці Т. Жолоса і В. Мазуренка (2023а р.), в якій здобувач був співавтором; результати є схожими до декомпозиції за допомогою моделі TVP-DFM-SV, проте вимагають ручного визначення періодів глобальних криз [126].

Як було описано в підрозділі 2.2, фактори і факторні навантаженням переважним чином описують реакцію країн на Велику рецесію і пандемію COVID (Рис. 2.5), отже залишок $v_{i,t}$ можна тлумачити як ту частину реального ВВП, що є незалежною від зазначених шоків. Індeksi CM^{nb} і δ для ідіосинкратичного компонента $\Delta \ln$ -трансформованого реального ВВП України з країнами ЄС відповідно представлено на Рис. 2.10 і 2.11. Оскільки в моделі TVP-DFM-SV перші $T_0 = 20$ кварталів даних використовуються для калібрування апріорних розподілів імовірності, остаточна вибірка охоплює період 2006Q4–2022Q4. Після декомпозиції вхідних даних можна зробити спостереження, що перелічуються нижче.

- Воєнна агресія зі сторони Російської Федерації залишається подією з найсильнішим негативним ефектом на синхронність ділового циклу України з країнами ЄС у вибірці. Це пояснюється тим, що економічні втрати країн ЄС від зростання глобальних цін на енергетичні і продовольчі товари, яке було спричинено діями Російської Федерації, не є зіставними з масштабом втрат України. З огляду на це, цей шок слабо відображається в динаміці спільних факторів. Зокрема, у звіті ОЕСР “Economic Outlook” за червень 2023 р. зазначається, що найнегативніші наслідки зростання цін були подолані в ЄС завдяки сильним фіскальним стимулам в рамках раніше зазначеної програми NextGenerationEU [127].

- Позитивний ефект від ПВЗВТ на синхронність ділових циклів у багатьох випадках продовжується до 2021Q4. Зокрема, середнє зростання значення індексу SM^{nb} з періоду 2006Q4–2015Q4 на період 2016Q1–2021Q4 складає 22,10%, а індексу δ — 31,59%. Аналогічне зростання індексів SM^{nb} і δ з періоду 2006Q4–2015Q4 на період 2016Q1–2021Q4 відповідно складає 8,09% і 19,61% у вибірці до виключення впливу спільних факторів.

Таким чином, після виключення негативного ефекту шоків Великої рецесії і пандемії COVID-19, тренд до зростання синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС стає більш виразним у періоді 2016Q1–2021Q4, особливо у випадку балтійських країн і Фінляндії (Рис. 2.10)

2.3.2. Синхронізація із спільним діловим циклом ЄС

Щоб дослідити синхронізацію ділового циклу України із спільним діловим циклом ЄС, можна проаналізувати динаміку факторних навантажень з моделі TVP-DFM-SV з підрозділу 2.2; зрушення в навантаженнях на фактори 1 і 2 для України за період 2006Q4–2022Q4 представлено на Рис. 2.12.

Загалом, обидва факторних навантаження є стабільними протягом усього періоду вибірки і не демонструють різких зрушень. При цьому, мінімальне значення навантаження на фактор 1 (0,33 у 2020Q2) є на 9,38% меншим за своє максимальне значення (0,36 у 2007Q1). Це вказує на поступове, але відчутне падіння чутливості ділового циклу України до спільного ділового циклу ЄС⁶¹. Але з огляду на те, що спільний діловий цикл ЄС характеризується переважанням негативних шоків над позитивними шоками (зокрема — Велика рецесія, Криза державного боргу в Єврозоні і пандемія COVID-19), це не має негативних наслідків для України. Так, у вхідних даних по темпам приросту реального ВВП, Україна була більш стійкою до пандемії COVID-19, ніж більшість країн ЄС; більш конкретно,

⁶¹ Тлумачення факторів 1 і 2 пропонується в підрозділі 2.2.

темпи приросту реального ВВП в Україні з 2020Q1 на 2020Q2 склали -5,42%, в той час як середнє по всіх країнах ЄС становило -10,85%. Негативні євроінтеграції з огляду на шоки Великої рецесії і Кризи державного боргу в Євросоні були детально проаналізовані в праці Л. Шворак (2020 р.) [128, с. 45-49].

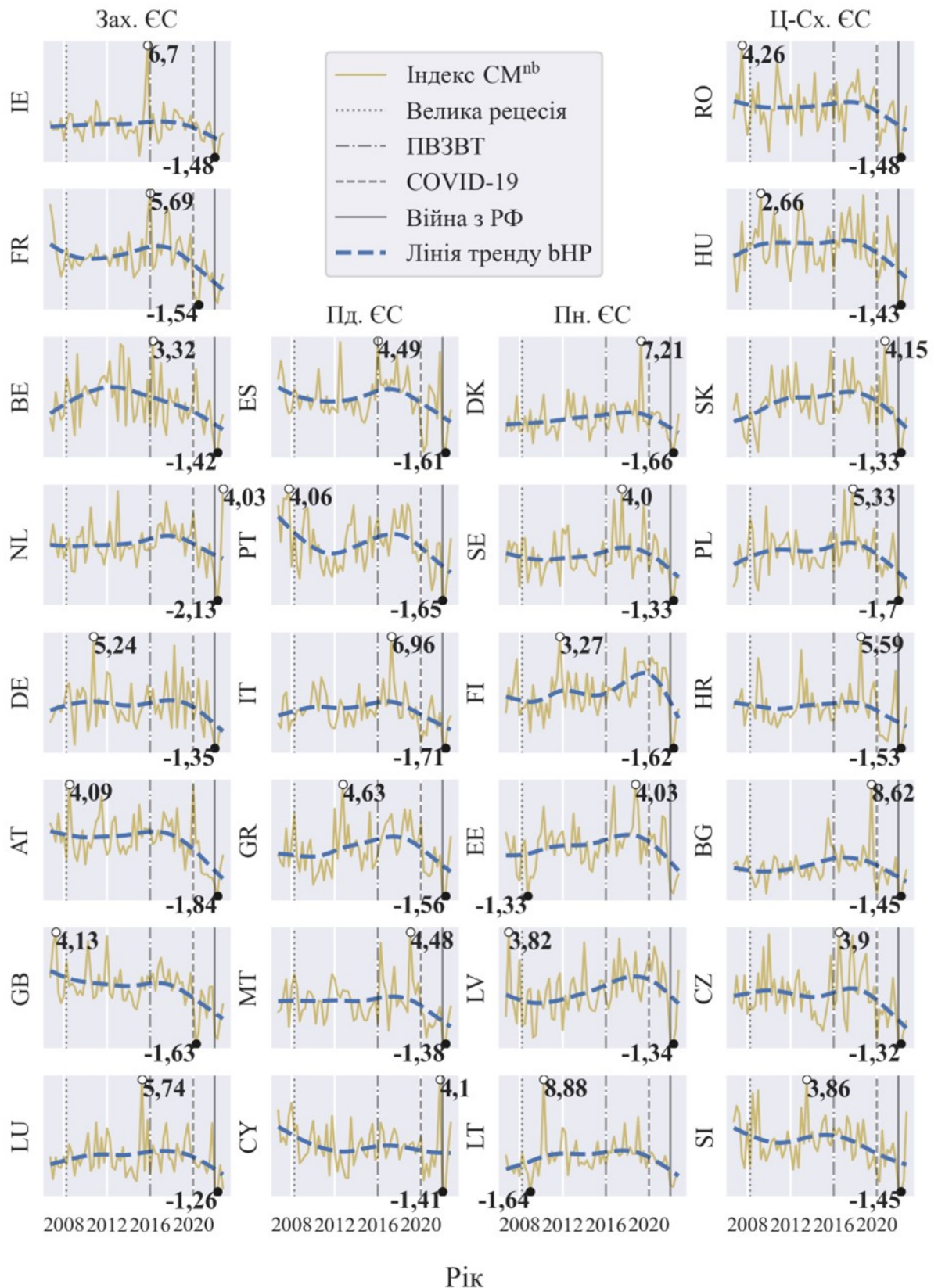


Рисунок 2.10. Індекс CM^{nb} для України з країнами ЄС після виключення впливу спільних факторів, 2006Q4–2022Q4. Решта анотації як на Рис. 2.8. Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

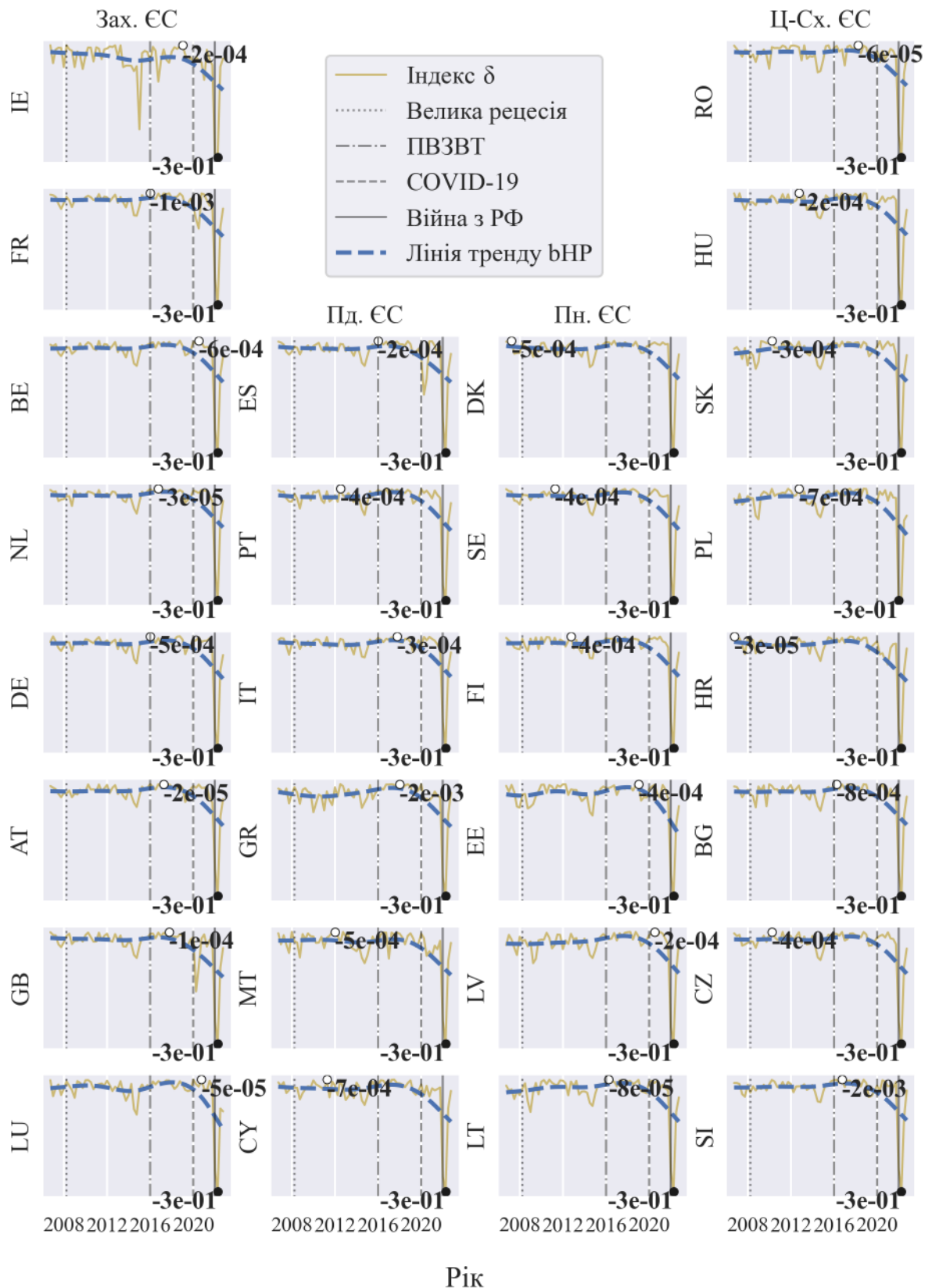


Рисунок 2.11. Індекс δ для України з країнами ЄС після виключення впливу спільних факторів, 2006Q4–2022Q4. Решта анотації як на Рис. 2.8. Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

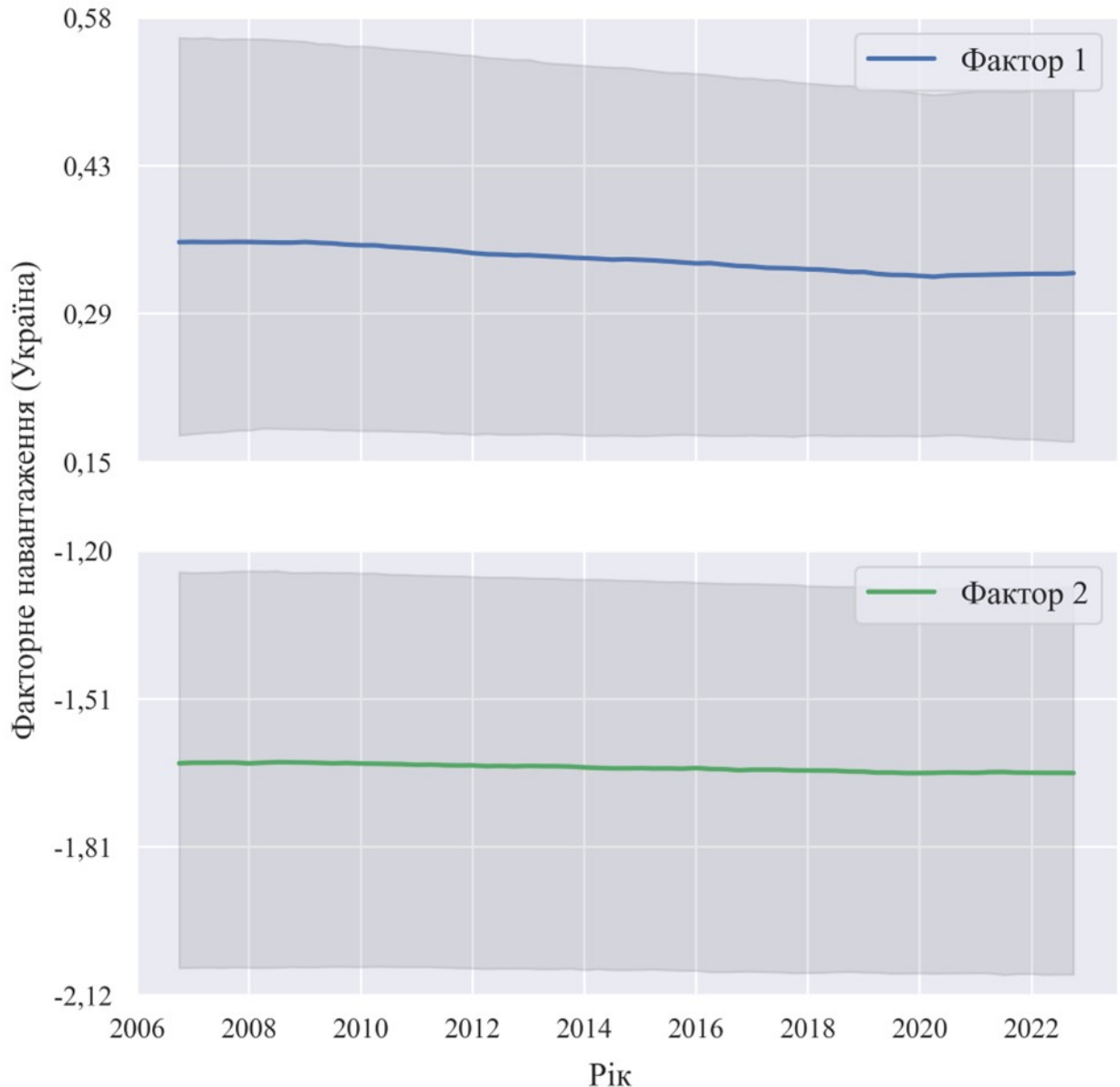


Рисунок 2.12. Факторні навантаження для України, 2006Q4–2022Q4. Лінія — медіанна оцінка з моделі TVP-DFM-SV. Заштрихована площа — баєсівський імовірний інтервал між 16 і 84 перцентилями. Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

На відмінну від навантаження на фактор 1, значення навантаження на фактор 2 майже не змінилося за період вибірки. Тим не менш, як було описано в підрозділі 2.2, знак мінус цього навантаження, вказує на більше тяжіння України до “східної версії” спільного ділового циклу ЄС (Рис. 2.7).

Незважаючи на вищенаведений аналіз, факторні навантаження самі по собі не дають повного уявлення про важливість спільного ділового циклу ЄС

для України, адже вони не враховують відносних масштабів факторів і вхідних даних. З огляду на це, для отримання оцінки сукупного ефекту спільного ділового циклу ЄС робиться наступна декомпозиція безумовної дисперсії вхідних даних:

$$V(X_{i,t}) = B^2_{i,t}V(F_t) + V(v_{i,t}), \quad (2.11)$$

де безумовна дисперсія факторів розраховується за допомогою алгоритму *подвоєння* Т. Сарджента⁶². Виходячи з рівняння (2.11), частку факторів у дисперсії вхідних даних можна розрахувати як $B^2_{i,t}V(F_t) \div V(X_{i,t})$. Як зазначив Чеза-Бянкі (2017 р.) [130], у випадку пари країн з однаковими знаками навантажень на фактори, частка факторів у дисперсії вхідних даних має позитивний зв'язок із синхронністю ділових циклів. У випадку протилежних знаків навантажень, зв'язок із синхронністю ділових циклів є неоднозначним [130, с. 21-28].

На Рис. 2.13 представлено частки факторів в дисперсії вхідних даних для України та 28 країн ЄС за період 2006Q4–2022Q4. У цілому, тренд частки факторів у дисперсії вхідних даних був дуже схожим для всіх країн у вибірці. Більш конкретно, фактори пояснюють велику частку дисперсії вхідних даних у періоди глобальних криз, проте мають дуже обмежений вплив за нормальних обставин. Як приклад, частка факторів у дисперсії вхідних даних у середньому по всіх країнах ЄС у вибірці складала 0,56 у період Великої рецесії (2008Q2–2009Q1) та 0,86 у період пандемії COVID-19 (2020Q1–2020Q2)⁶³, але лише 0,12 у період між цими двома кризами; у випадку України, відповідні частки у трьох зазначених підперіодах склали 0,45, 0,93 і 0,04.

Тим не менш, суттєвою відмінністю між Україною й більшістю країн ЄС є те, що Криза суверенного боргу 2011Q3–2013Q1 практично не мала впливу на діловий цикл України. Таким чином, ступінь залежності ділового циклу

⁶² На основі додаткового комп'ютерного коду для MATLAB з 4-го видання «Рекурсивної макроекономічної теорії» Л. Люнгвіста й Т. Сарджента (2018 р.) [129].

⁶³ Зазначені дати відповідають датам рецесій в еталонному циклі ЄС з підрозділу 2.1.

України від спільного ділового циклу ЄС був високим під час Великої рецесії і пандемії COVID-19, але низьким в інші періоди.

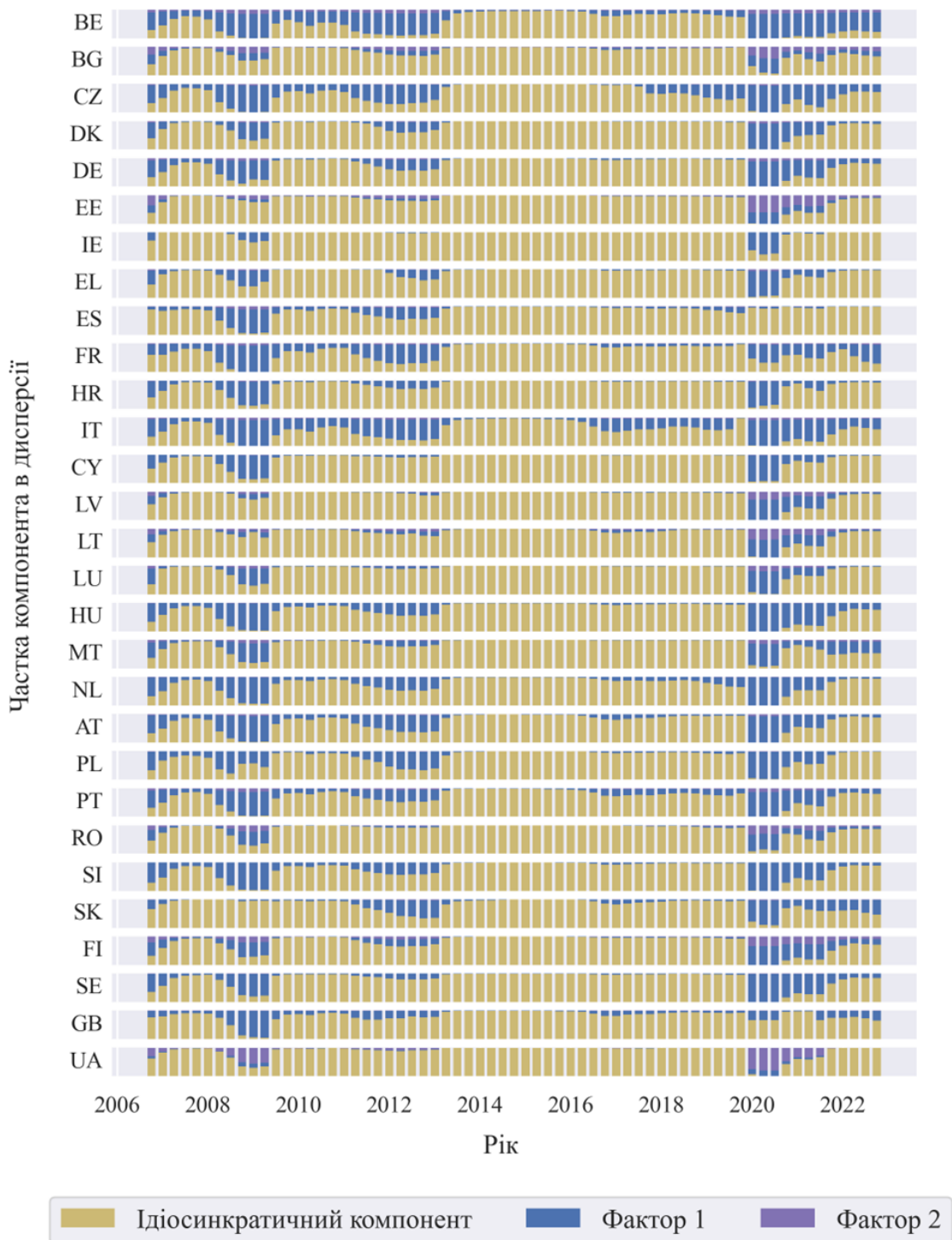


Рисунок 2.13. Декомпозиція дисперсії вхідних даних, 2006Q4–2022Q4. Частки компонентів в дисперсії вхідних даних підсумовуються до 1. Усі країни позначаються відповідно до їхніх alpha-2 кодів.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79].

Підсумовуючи все вищесказане, синхронність ділового циклу України з країнами ЄС великим чином визначається глобальними шоками. Більш конкретно, Велика рецесія, пандемія COVID-19 і воєнна агресія зі сторони Російської Федерації мали сильний, негативний ефект на синхронність ділових циклів. Незважаючи на це, у 2010-х рр. загальний тренд був до зростання синхронності ділового циклу України з країнами ЄС, особливо у період після набуття чинності ПВЗВТ; так, середнє зростання індексів CM^{nb} і δ для України з країнами ЄС з періоду 2006Q4–2015Q4 на період 2016Q1–2021Q4 відповідно склало 8,09% і 19,61%.

В регіональному розрізі, діловий цикл України є найбільш синхронізованим з північними країнами ЄС та центральними і східними країнами ЄС, що частково пояснюється схожістю їхніх відповідей на глобальні шоки; це проявляється в схожості профілів їхніх факторних навантажень в моделі TVP-DFM-SV.

Також було продемонстровано, за допомогою декомпозиції дисперсії вхідних даних в моделі TVP-DFM-SV, що діловий цикл України сильно залежить від спільного ділового циклу ЄС у періоди глобальних криз. З іншої сторони, ця залежність є дуже слабкою за нормальних обставин; проте зазначене спостереження також є справедливим для всіх країн ЄС. Оскільки факторні навантаження в моделі TVP-DFM-SV мають різну силу й, у випадку навантажень на фактор 2, різний знак, між значеннями індексів CM^{nb} і δ та часткою факторів у дисперсії вхідних даних не має простого зв'язку.

Висновки до розділу 2

Виходячи з датування хронології ділових циклів України та країн ЄС, а також їх економетричного моделювання і аналізу ступеня їхньої синхронності, можна зробити висновки, що перелічуються нижче.

1. За допомогою непараметричного алгоритму датування ділових циклів й побудови еталонного циклу Д. Гардінга й А. Пагана в даних по реальному ВВП можна ідентифікувати наступні рецесії, які стосувалися більшості країн ЄС: рецесія 1992Q2–1993Q3, яка була пов'язана з кризою Європейського механізму регулювання обмінних курсів; рецесія 2008Q2–2009Q1, яка була пов'язана з кризою ринку іпотек США і міжнародної трансмісією фінансових шоків; рецесія 2011Q3–2013Q1, яка була пов'язана з Кризою державного боргу в Єврозоні; і рецесія 2020Q1–2020Q2, яка була пов'язана з пандемією COVID-19. При цьому, перелічені кризи мали своїм наслідком глибинне реформування інституційної інфраструктури ЄС. Зокрема, рецесія 2020Q1–2020Q2 призвела до запровадження масштабної програми фіскальних стимулів NextGenerationEU, яка стала першим кроком на шляху до формування фіскального союзу в ЄС. З огляду на це, можна аргументувати, що існує спільний діловий цикл ЄС, який формується як власне європейськими факторами, так і глобальними кризами. За допомогою трикутної апроксимації Д. Гардінга й А. Пагана було встановлено, що ділові цикли країн ЄС переважанням фаз експансії над фазами рецесії як за тривалістю, так і за амплітудою. Це узгоджується з теорією, яка була викладена в розділі 1, відповідно до якої нормальним станом економіки є зростання, а рецесії є тимчасовими відхиленнями від нормальних умов. Виняток з цього загального спостереження складає Греція, діловий цикл котрої характеризується більш тривалими й глибокими рецесіями. Рецесії в діловому циклі України є особливо важкими через їхній не суто економічний характер з огляду на воєнну агресію зі сторони Російської Федерації. Зокрема, падіння реального ВВП України на 22,57% і 27,36% відповідно у першому і другому кварталі 2022

р. вказує на екстремальну волатильність цього показника, що зумовлює необхідність застосування спеціальних економетричних методів дослідження. Тим не менш, відповідно до індексу узгодженості ділових циклів Д. Гардінга й А. Пагана, діловий цикл України суттєво не відстає від циклів країн ЄС за ступенем узгодженості з еталонним циклом ЄС, хронологія якого була описана вищепереліченими рецесіями (для України значення цього індексу складає 0,76; середнє по країнам ЄС — 0,83).

2. За допомогою моделі TVP-DFM-SV, яку розробили М. Дель Негро й К. Отрок у 2008 р., спільний діловий цикл ЄС можна змоделювати використовуючи два спільних фактори. Перший вихідний фактор з моделі TVP-DFM-SV близько слідує хронології вищеперелічених рецесій, описує загальні економічні умови в ЄС і є високо асиметричним з огляду на переважання негативних шоків (Велика рецесія, Криза державного боргу в Єврозоні, пандемія COVID-19). Другий вихідний фактор описує регіональні відмінності в ЄС й розділяє країни ЄС по лінії захід-схід, що узгоджується з дослідженнями про поділ ЄС на центр і периферію. За своїм профілем факторних навантажень, Україна є найбільш схожою до трьох балтійських країн та деяких центральних і східних країн ЄС. Екстремальний характер шоків пандемії COVID-19 і воєнної агресії зі сторони Російської Федерації можна ефективно врахувати шляхом моделювання волатильності ділових циклів за допомогою так званого розподілу підкови, який запозичений з галузі біоінформатики і, на відмінну від нормального розподілу, передбачає більшу ймовірність екстремальних значень волатильності. Зокрема, застосування нормального розподілу для моделювання волатильності призводить до її переоцінення за нормальних умов та недооцінення в кризові періоди.
3. За допомогою модифікованого коефіцієнта кореляції, який був запропонований П. Черкейром і Р. Мартінсом у 2009 р., та індексу негативної абсолютної різниці було виявлено, що динаміка синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС переважним чином визначається

глобальними шоками (Велика рецесія, пандемія COVID-19, воєнна агресія зі сторони Російської Федерації). Більш конкретно, ці шоки мають сильний, негативний ефект на синхронність ділових циклів. Це відбувається через те, що незважаючи що зазначені шоки призводять до одночасного економічного падіння в Україні та країнах ЄС, ступінь цього економічного падіння є різним через відмінності в чутливості до глобальних умов. Зокрема, з першого на другий квартал 2020 р. темпи приросту реально ВВП в Україні склали -5,42%, а в середньому по країнами ЄС — -10,85%; тобто, економічне падіння в країнах ЄС було в двічі більш глибоким. Після декомпозиції вхідних даних по темпам приросту реального ВВП на спільні компоненти та ідіосинкратичні компоненти за допомогою моделі TVP-DFM-SV, що дало можливість ізолювати вплив шоків Великої рецесії і пандемії COVID-19, було виявлено, що загальний тренд у синхронності ділового циклу України з країнами ЄС до 2022 р. був у сторону зростання. Зокрема, середнє зростання коефіцієнта кореляції П. Черкейра і Р. Мартінса склало 22,10% з періоду 2006Q4–2015Q4 на період 2016Q1–2021Q4. У регіональному розрізі, діловий цикл України є найбільш синхронізованим з північними, центральними і східними країнами ЄС. Середнє значення коефіцієнта кореляції Пірсона з цими країнами за період 2001Q2–2021Q4 складає 0,44, а західними і південними країнами ЄС — 0,34, що є на 24,35% нижче. Це різниця частково пояснюється більшою схожістю профілю факторних навантажень України в моделі TVP-DFM-SV з першою групою країн ЄС, ніж з другою. Шляхом аналізу вихідних факторних навантажень з моделі TVP-DFM-SV було встановлено, що є тренд до десинхронізації ділового циклу України із спільним діловим циклом ЄС, яке втілилося в падінні значення навантаження України на перший фактор на 9,38% з 2007Q1 на 2020Q2 у цій моделі. Проте це не має негативного тлумачення, адже, як було зазначено вище, спільний діловий цикл ЄС характеризується переважанням негативних шоків над позитивними. Підсумовуючи все вищесказане, синхронізацію ділового циклу України з країнами ЄС можна

періодизувати наступним чином: перший період зростання від початку вибірки і до Великої рецесії 2008 р., другий період зростання від підписання Угоди про асоціацію у 2014 р. і до пандемії COVID-19 у 2020 р., і період екстремальної десинхронізації від 2022 р. через військову агресію із сторони Російської Федерації.

Основні результати цього розділу були опубліковані в наступних роботах здобувача: [115, 124, 126].

РОЗДІЛ 3

ВПЛИВ ЕКОНОМІЧНОЇ ІНТЕГРАЦІЇ НА ПАРАМЕТРИ СИНХРОНІЗАЦІЇ ДІЛОВИХ ЦИКЛІВ УКРАЇНИ ТА КРАЇН ЄС

3.1. Детермінанти синхронізації ділових циклів України та країн ЄС

У цьому підрозділі, за допомогою системи одночасних рівнянь, аналізуються основні детермінанти й прямі та непрямі канали синхронізації ділових циклів України та країн ЄС. Варто відмітити, що в деяких розрахунках в статистичній частині цього підрозділу застосовуються медіанні значення вихідних параметрів з моделі TVP-DFM-SV з підрозділу 2.2. Аналогічно до попередніх підрозділів, Сполучене Королівство вважається членом ЄС.

Як і у підрозділах 2.2 і 2.3, під поняттям ділових циклів у цьому підрозділі маються на увазі цикли темпів приросту відповідно до визначення І. Мінтц (1969 р.) [14] і Європейської комісії.

3.1.1. Визначення системи одночасних рівнянь, джерела даних й описова статистика.

Як було описано в підрозділі 1.3, основні детермінанти синхронізації ділових циклів (торговельна інтеграція; фінансова інтеграція; галузева спеціалізація) можуть бути взаємозалежними, що обґрунтовує доцільність оцінки їхнього ефекту за допомогою системи одночасних рівнянь; одним із шляхів оцінки параметрів у системі одночасних рівнянь є *метод тріступневих найменших квадратів (3SLS, англ. three-stage least squares)*. 3SLS є більш ефективним ніж стандартний метод *OLS*, адже він враховує потенційну кореляцію між похибками різних рівнянь у системі.

Відповідно до методології Ж. Імбса (2004 р.), для дослідження ефекту трьох перелічених вище детермінант синхронізації ділових циклів визначається наступна система рівнянь [58, с. 725]:

$$PCC_{i,j}^f = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(wt_{i,j}) + \alpha_2 \ln(S_{i,j}) + \alpha_3 F_{i,j} + \varepsilon_{1,i,j}, \quad (3.1)$$

$$\ln(wt_{i,j}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(S_{i,j}) + \beta_2 I_{2,i,j} + \varepsilon_{2,i,j}, \quad (3.2)$$

$$\ln(S_{ij}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(wt_{ij}) + \gamma_2 F_{ij} + \gamma_3 I_{3,ij} + \varepsilon_{3,ij}, \quad (3.3)$$

$$F_{ij} = \delta_0 + \delta_1 I_{4,ij} + \varepsilon_{4,ij}, \quad (3.4)$$

де ендогенними змінними системи є індекс PCC^f_{ij} — *Фішер-трансформований* коефіцієнт кореляції Пірсона; wt_{ij} — індекс інтенсивності двосторонньої торгівлі (рівняння (1.5) у підрозділі 1.3); S_{ij} — індекс схожості секторальної спеціалізації⁶⁴ (рівняння (1.14) у підрозділі 1.3); F_{ij} — показник фінансової інтеграції.

У зазначеному формулюванні системи одночасних рівнянь є дві відмінності від оригінального формулювання Ж. Імбса (2004 р.), які варто розглянути більш детально. По-перше, PCC було перетворено за допомогою трансформації Фішера:

$$PCC^f = 0,5 \times \ln((1 + PCC) \div (1 - PCC)) \quad (3.5)$$

Як було зазначено Р. Інклааром та ін. (2008 р.), PCC є обмеженим на інтервалі $[-1, 1]$, внаслідок чого похибки рівняння синхронізації ділових циклів можуть суттєво відхилитися від нормального розподілу. Значення *Фішер-трансформованого* PCC є нормально розподіленими на інтервал $(-\infty, \infty)$, що ефективно зменшує проблему ненормальності розподілу похибок [131, с. 651].

По-друге, застосовується інший показник фінансової інтеграції. Як було зазначено в підрозділі 1.1, оцінити ступінь фінансової інтеграції складно через обмеженість даних; особливо гостро ця проблема відчута у випадку України, яка не є учасницею деяких міжнародних програм із збору даних, у т.ч. статистичних програм ОЕСР. З огляду на це, у цьому дисертаційному дослідженні, аналогічно до Ж. Імбса (2004 р.) [63], застосовується два проксі-показника фінансової інтеграції, перший з яких будується по схемі показників

⁶⁴ У випадку 3-секторального визначення структури економіки (сільське господарство; промисловість; послуги), індекс несхожості секторальної спеціалізації S приймає значення на інтервалі $[0, 3]$ і є більш високим для пар країн з менш схожими секторальними структурами економіки.

міжнародної боргової чи інвестиційної позицій країни з рівнянь (1.11), (1.12) і (1.13) у підрозділі 1.3:

$$LMF_{i,j} = |NFA_i \div GDP_i - NFA_j \div GDP_j|, \quad (3.6)$$

де $NFA_{i(j)}$ — чиста міжнародна інвестиційна позиція (за виключенням золота) країни $i(j)$ з бази даних «Зовнішнє багатство націй» Ф. Лейна і Д. Мілезі-Ферретті [60]. Як було зазначено Ж. Імбсом (2004 р.) [63] і у підрозділі 1.3, обсяг фінансових потоків між двома країнами з протилежними зовнішніми інвестиційними позиціями, (тобто чистий боржник чи чистий кредитор) імовірно є більшим високим, ніж обсяг потоків між країнами з однаковими позиціями. Таким чином, LMF є проксі-показником для *де-факто* фінансової інтеграції.

На відмінну від Ж. Імбса (2004 р.) [63], *де-юре* проксі-показником фінансової інтеграції в цьому дисертаційному дослідженні є сума індексів фінансової відкритості $KAOPEN$ М. Чінна і Х. Іто (2008 р.) [132]. За своєю побудовою, індекс $KAOPEN$ є першим стандартизованим компонентом з PCA -аналізу наступних чотирьох бінарних змін:

- наявність системи множинних валютних курсів;
- наявність обмежень операцій поточного рахунку;
- наявність обмежень операцій рахунку капіталу;
- наявність обов'язкового продажу валютної виручки від експорту.

Зазначені бінарні змінні приймають значення 0 за наявності перелічних обмежень та 1 за їх відсутності; побудований таким чином індекс $KAOPEN$ нормовано, щоб він був симетричним навколо 0 й приймав більш високі значення у випадку країн з більш високим ступенем фінансової відкритості [132, с. 311-312; 133]. Індекс $KAOPEN$ будується на основі даних з «Щорічного звіту про режими валютних курсів і валютні обмеження» МВФ (AREAER, «*The Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions*»). Аналогічно до індексу $KAOPEN$, Ж. Імбсом (2004 р.) було застосовано індекс фінансової відкритості на основі даних з AREAER, але лише щодо обмежень

операцій рахунку капіталу [63, с. 728]. Таким чином, індекс *КАOPEN* має більш широку сферу охоплення.

Щоб оцінити параметри в системі одночасних рівнянь (3.1)-(3.4) мають виконуватися умови ідентифікації [134], які вимагають, щоб рівняння (3.2)-(3.4) мали екзогенні змінні, що є унікальними для кожного з цих рівнянь. Ці змінні йменуються інструментальними змінними й додатково повинні мати високу пояснювальну силу щодо залежної змінної кожного з відповідних рівнянь.

Вектора інструментальні змінні в рівняннях (3.2)-(3.4) відповідно позначаються як $[I_2, I_3, I_4]$; при виборі конкретних інструментальних змінних, посилення робиться на ряд відомих емпіричних досліджень.

- Вибір інструментів I_2 є стандартним і, відповідно до методології Шеперда та ін. (2019 р.), включає змінні гравітаційної моделі міжнародної торгівлі: $contig_{i,j}$ — бінарна змінна спільного кордону; $\ln(dist_{i,j})$ — логарифм відстані між столицями; $\ln(GDP^{prod}_{i,j})$ — логарифм добутку реальних ВВП) [135].
- Вибір інструментів I_3 мотивується дослідженням Ж. Імба і Р. Вачарга (2003 р.) про зв'язок між галузевою спеціалізацією та економічним розвитком [136]. Більш конкретно, вектор I_3 включає дві змінні: $\ln(GDPPPC^{prod}_{i,j})$ — логарифм добутку ВВП на душу населення за паритетом купівельної спроможності; $\ln(GDPPPC^{dis}_{i,j})$ — логарифм співвідношення⁶⁵ ВВП на душу населення за паритетом купівельної спроможності. Включення обох змінних відображає ідею, що зазначений зв'язок не є монотонним.
- Вибір інструментів I_4 у випадку специфікації системи рівнянь з *LMF* мотивується дослідженням Б. Б'юкенен та ін. (2012 р.) про позитивний зв'язок між обсягом фінансових потоків й якістю правових інститутів [137]. На практиці, у цьому дисертаційному дослідженні застосовуються

⁶⁵ Розраховується як $\max[(GDPPPC_i / GDPPPC_j), (GDPPPC_j / GDPPPC_i)]$.

наступні змінні з бази даних Р. Ла Порта та ін. (1998 р.): $law_{i,j}$ — сума індексів верховенства права⁶⁶; $dir_{i,j}$ — сума індексів прав акціонерів⁶⁷; $cred_{i,j}$ — сума індексів прав кредиторів⁶⁸) [138]. Відповідні змінні для східноєвропейських країн беруться з бази даних К. Пістори та ін. (2000 р.) [139]. У випадку специфікації системи рівнянь з індексом *КАOPEN* застосовуються ті самі інструментальні змінні. Зауважимо, що, як було зазначено П. Дзюбою та ін. (2020 р.), однією з ключових детермінант при прийнятті інвестиційних рішень, принаймні у випадку портфельних інвестицій, є схильність до інвестування на місцевих ринках (англ. home bias) [140]. З огляду на це, двостороння версія індексу home bias є перспективною інструментальною змінною для фінансової інтеграції. Тим не менш, у цьому дисертаційному дослідженні такий підхід не застосовується через неповноту міжнародних фінансових даних у випадку України.

Головний інтерес у системі рівнянь (3.1)-(3.4) складають ефекти різних детермінант на синхронність ділових циклів, що втілюються в параметрах [α_1 , α_2 , α_3]; ці ефекти йменуються *прямими* каналами синхронізації. *Непрямими* каналами синхронізації є вектори параметрів β , γ і δ , котрі впливають на синхронність ділових циклів опосередковано через їхні ефекти на торговельну інтеграцію, фінансову інтеграцію і схожість секторальної спеціалізації.

З огляду на те, що багато з перелічених змінних не збираються з регулярною періодичністю, побудова панельного дослідження наразі не є можливою; це обмежує аналіз детермінант синхронізації ділових циклів до крос-секції даних. Щоб отримати достатню кількість спостережень для

⁶⁶ Індекс верховенства права приймає значення на інтервалі [0, 10] і є більш високим у випадку країн з більш розвиненими правовими системами [138, с. 1124].

⁶⁷ Індекс прав акціонерів приймає значення на інтервалі [0, 6] і є більш високим у випадку країн з більш ступенем правового захисту акціонерів [138, с. 1123].

⁶⁸ Індекс прав кредиторів приймає значення на інтервалі [0, 4] і є більш високим у випадку країн з більш ступенем правового захисту кредиторів [138, с. 1124].

включення всіх релевантних змінних до системи рівнянь, дані збираються не лише для пар країн Україна-ЄС, а також і пар ЄС-ЄС. Вибірка даних охоплює Україну і 25 країн ЄС, або 325 спостережень. Виняток складають Кіпр, Люксембург і Мальта, для котрих не має індексів Р. Ла Порта. Таким чином, отримані результати стосуються не лише України, а також і країн ЄС.

Описова статистика по всім ендогенним і екзогенним змінним системи рівнянь представлено в Табл. 3.1; усі змінні будуються як середні за відповідний період. У Табл. 3.2 представлено кореляційну матрицю ендогенних змінних системи.

В базовій специфікації системи рівнянь, PCC^f розраховується для $\Delta \ln$ -трансформованого реального ВВП обох країн у парі, і.е., це темпи приросту реального ВВП. Проте як було продемонстровано в підрозділі 2.3, глобальні шоки можуть мати суттєвий ефект на синхронність ділових циклів. Щоб ізолювати вплив цих шоків, відповідно до рівняння (2.1) з підрозділів 2.2 і 2.3 робиться наступна декомпозиція вхідних даних:

$$X_{i,t} = B_{i,t}F_t + v_{i,t}, \quad (2.1)$$

де $X_{i,t}$ — $\Delta \ln$ -трансформований реальний ВВП; F_t — фактори; $B_{i,t}$ — факторні навантаження, помножені на крос-секційні стандартні похибки даних по i ; $v_{i,t}$ — ідіосинкратичні компоненти. Результати декомпозиції вхідних даних представлено на Рис. В.1 в додатку В.

Відповідно до цієї декомпозиції, темпи приросту реального ВВП кожної країни розкладаються на два компоненти:

- спільний компонент, в якому втілюється відповідь ВВП конкретної країни на глобальні шоки (добуток $B_{i,t}F_t$);
- ідіосинкратичний компонент, в якому втілюється відповідь ВВП конкретної країни на національні шоки (залишок $v_{i,t}$).

Таким чином, ідіосинкратичні компоненти темпів приросту реального ВВП є ізольованими від впливу таких подій, як Велика рецесія і пандемія COVID-19.

Таблиця 3.1.

Описова статистика й джерела даних.

Змінна	Середнє	Мін.	Макс.	Std.	Період (N. Obs.)	Джерело
<i>Ендогенні змінні</i>						
1. PCC^f	0,93	0,11	2,29	0,45	2001-2020 pp. (325)	Eurostat, WB Global Economic Monitor [78, 79]
2. $\ln(wt)$	-6,07	-	-2,40	1,44	2001-2020 pp. (325)	IMF DOTS [122]
3. $\ln(S)$	-2,04	-3,77	-0,90	0,62	2005 p., 2010 p., 2015 p., 2020 p. (325)	UNYB ⁶⁹ [141]
4. $\ln(LMF)$	-0,31	-2,82	1,09	0,70	2001-2020 pp. (325)	Ф. Лейн і Д. Мілезі-Ферретті [60]
5. $KAOPEN$	3,66	-1,42	4,62	1,25	2001-2020 pp. (325)	М. Чінн і Х. Іто [133]
<i>Інструменти I_2</i>						
5. $contig$	0,11	0,00	1,00	0,32	2001-2020 pp. (325)	CEPII Gravity [142]
6. $\ln(dist)$	7,02	4,01	8,12	0,64	2001-2020 pp. (325)	CEPII Gravity [142]
7. $\ln(GDP^{prod})$	21,65	16,83	26,54	1,96	2001-2020 pp. (325)	Eurostat, WB Global Economic Monitor [78, 79]
<i>Інструменти I_3</i>						
8. $\ln(GDPPPC^{prod})$	6,69	3,91	8,40	0,75	2001-2020 pp. (325)	CEPII Gravity [142]
9. $\ln(GDPPPC^{dis})$	0,54	0,00	2,19	0,47	2001-2020 pp. (325)	CEPII Gravity [142]

⁶⁹ UNYB агрегує структуру економіки за кодами ISIC до трьох секторів: сільське господарство, промисловість і послуги.

Таблиця 3.1. — cont.

Описова статистика й джерела даних.

Змінна	Середнє	Мін.	Макс.	Std.	Період (N. Obs.)	Джерело
<i>Інструменти I₄</i>						
10. <i>law</i>	16,24	9,00	20,00	2,24	1998 р. (325)	Р. Ла Порта та ін., К. Пістор та ін. [138, 139]
11. <i>dir</i>	5,54	1,00	9,00	1,47	1998 р. (325)	Р. Ла Порта та ін., К. Пістор та ін. [138, 139]
12. <i>cred</i>	5,38	1,00	8,00	1,65	1998 р. (325)	Р. Ла Порта та ін., К. Пістор та ін. [138, 139]

Джерело: [60, 78, 79, 122, 133, 138, 139, 141, 142].

Таблиця 3.2.

Кореляційна матриця ендогенних змінних.

Змінна	PCC^f	$\ln(wt)$	$\ln(S)$	$\ln(LMF)$	$KAOPEN$
PCC^f	1,00				
$\ln(wt)$	0,48	1,00			
$\ln(S)$	-0,29	-0,16	1,00		
$\ln(LMF)$	-0,22	-0,23	0,04	1,00	
$KAOPEN$	0,36	0,11	-0,21	-0,05	1,00

Джерело: [60, 78, 79, 122, 133, 138, 141].

Таблиця 3.3.

Результати оцінки системи рівнянь за допомогою 3SLS.

Змінна	Темпи приросту реального ВВП		Спільні компоненти		Ідіосинкратичні компоненти	
	(1, LMF)	(2, KAOPEN)	(3, LMF)	(4, KAOPEN)	(5, LMF)	(6, KAOPEN)
<i>Перше рівняння системи, залежна змінна: PCC^f</i>						
ln(<i>T</i>)	0.12 (4.90)	0.16 (8.46)	0.20 (2.81)	0.18 (3.09)	0.03 (1.84)	0.03 (1.97)
ln(<i>S</i>)	-0.27 (-3.35)	-0.27 (-3.08)	-0.83 (-3.62)	-0.63 (-2.39)	-0.00 (-0.04)	0.09 (1.53)
<i>F</i>	-0.41 (-5.59)	0.11 (4.05)	-0.07 (-0.39)	0.21 (2.37)	0.09 (2.31)	0.01 (0.53)
<i>Друге рівняння системи залежна змінна: ln(wt)</i>						
ln(<i>S</i>)	0.03 (0.16)	-0.03 (-0.16)	0.06 (0.29)	0.00 (0.02)	0.09 (0.41)	0.04 (0.20)
<i>contig</i>	0.76 (4.10)	0.70 (3.98)	0.74 (4.03)	0.76 (4.18)	0.74 (3.98)	0.76 (4.10)
ln(<i>distcap</i>)	-1.18 (-11.46)	-1.14 (-11.43)	-1.22 (-11.64)	-1.23 (-11.78)	-1.24 (-11.67)	-1.25 (-11.70)
ln(<i>GDP^{prod}</i>)	0.38 (15.10)	0.38 (15.53)	0.36 (14.34)	0.34 (13.70)	0.35 (13.95)	0.34 (13.34)
<i>Третє рівняння системи, залежна змінна: ln(<i>S</i>)</i>						
ln(<i>T</i>)	-0.03 (-1.03)	-0.07 (-2.31)	-0.05 (-1.44)	-0.07 (-2.32)	-0.05 (-1.51)	-0.08 (-2.46)
<i>F</i>	0.35 (3.07)	-0.21 (-3.40)	0.21 (1.89)	-0.18 (-2.48)	0.25 (2.18)	-0.21 (-2.92)
ln(<i>GDP^{PPC^{prod}}</i>)	0.12 (2.13)	0.23 (2.83)	0.02 (0.27)	0.16 (1.89)	0.08 (1.17)	0.19 (2.18)
ln(<i>GDP^{PPC^{dis}}</i>)	0.64 (7.85)	0.55 (6.97)	0.53 (5.82)	0.54 (6.02)	0.54 (5.68)	0.48 (5.35)
<i>Четверте рівняння системи, залежна змінна: <i>F</i></i>						
<i>rule</i>	-0.12 (-7.53)	0.39 (16.18)	-0.13 (-7.68)	0.35 (13.73)	-0.13 (-7.21)	0.35 (13.79)
<i>dir</i>	0.10 (4.76)	0.10 (2.91)	0.12 (5.16)	0.12 (3.41)	0.15 (6.14)	0.11 (3.07)
<i>cred</i>	-0.06 (-3.15)	-0.08 (-2.77)	-0.11 (-4.8)	-0.07 (-2.08)	-0.12 (-5.32)	-0.06 (-1.80)
N. Obs.	325	325	325	325	325	325
Загальний <i>R</i> ²	0.45	0.52	0.30	0.37	0.47	0.48

Джерело: розраховано автором на основі [60, 78, 79, 122, 133, 138, 139, 141, 142]. В дужках *t*-статистика.

3.1.2. Результати оцінки системи рівнянь

Оцінки параметрів системи одночасних рівнянь (3.1)-(3.4) за допомогою *3SLS* представлено вище в Табл. 3.3. Розглядаються 6 специфікацій системи рівнянь: в непарних специфікаціях використовується показник *де-факто* фінансової інтеграції *LMF*, в парних — *де-юре* індекс фінансової інтеграції *КАOPEN*. Крім цього, *PCC^f* у специфікаціях (1) і (2) розраховується для темпів приросту реального ВВП, у специфікаціях (3) і (4) — спільних компонентів темпів приросту, а (5) і (6) — ідіосинкратичних компонентів темпів приросту.

На основі оцінок параметрів системи рівнянь, можна зробити ^{нижчеперелічені} спостереження про торговельну інтеграцію як детермінанту синхронізації ділових циклів.

- У базовій специфікації (1), зростання інтенсивності двосторонньої торгівлі на 1% призводить до зростання *PCC^f* на 0,0012⁷⁰ одиниць з *p-value* < 0,01; отже, ефект торговельної інтеграції на синхронність ділових циклів є позитивним і статистично значущим. Відповідно до тлумачення, яке було запропоновано Д. Френкелем і Е. Роузом (1998 р.) [43], це засвідчує про те, торгівля в Європі призводить до трансмісії шоків попиту (через попит на іноземні товари) та/чи шоків продуктивності (в рамках ланцюгів доданої вартості). Оскільки ефект торгівлі на схожість секторальної спеціалізації не є статистично значущим (коефіцієнт γ_1), кореляцію шоків продуктивності як непрямий канал синхронізації ділових циклів можна виключити в цій специфікації.
- Тим не менш, в специфікації (2) коефіцієнт γ_1 є негативним з *p-value* = 0,02, що засвідчує про позитивний⁷¹ ефект торговельної

⁷⁰ У випадку *ln*-трансформації незалежної змінної й нетрансформованої залежної змінної, мультиплікативні зміни в незалежній змінній асоціюються з лінійними змінами в залежній змінній; коефіцієнт відповідно тлумачиться як $\alpha_1 \times \ln(1,01)$ [143].

⁷¹ Оскільки *ln(S)* приймає більш високі значення для країн з менш схожими секторальними спеціалізаціями, негативний коефіцієнт тлумачиться в зворотному напрямку щодо схожості секторальної спеціалізації.

інтеграції на схожість секторальної спеціалізації. Більш конкретно, в цій специфікації зростання інтенсивності двосторонньої торгівлі на 1,00% призводить до зростання схожості секторальної спеціалізації на 0,07%⁷². Отже, синхронність ділових циклів зростає через непрямий канал кореляції шоків продуктивності в цій специфікації.

- У специфікаціях (3) і (4), коефіцієнт α_1 є приблизно в півтора рази більшим за базову специфікацію (1) і має $p\text{-value} < 0,01$, що засвідчує про більш сильний позитивний ефект торговельної інтеграції у випадку синхронізації спільних компонентів темпів приросту реального ВВП. З іншої сторони, коефіцієнт α_1 у специфікаціях (5) і (6) є невеликим і відповідно має $p\text{-value}$ (= 0,07) і (= 0,05), що засвідчує про слабку пояснювальну силу торговельної інтеграції щодо синхронізацію ідіосинкратичних компонентів.

Таким чином, торговельна інтеграція є позитивною детермінантою синхронізації ділових циклів і діє через прямий канал трансмісії шоків попиту і продуктивності. Додатковий ефект через непрямий канал сприяння кореляції шоків продуктивності внаслідок позитивного ефекту на схожість секторальної спеціалізації є більш неоднозначним і залежить від специфікації системи рівнянь. Крім цього, торговельна інтеграція має більш позитивний ефект на синхронізацію спільних компонентів темпів приросту реального ВВП, ніж ідіосинкратичні компоненти.

Щодо схожості секторальної спеціалізації як детермінанти синхронізації ділових циклів можна зробити нижчеперелічені спостереження.

- У базовій специфікації (1) падіння схожості секторальної спеціалізації на 1% призводить до падіння RCC^f на 0,0027 одиниць з $p\text{-value} < 0,01$; отже, ефект схожості секторальної спеціалізації на синхронність ділових

⁷² У випадку ln-трансформації незалежної і залежної змінних, мультиплікативні зміни в незалежній змінній асоціюються з мультиплікативними змінами в залежній змінній; коефіцієнт відповідно тлумачиться як $(1,01^{y_1} - 1) \times 100$ [143].

циклів є позитивним і статистично значущим. Крім цього, він є приблизно в два рази сильнішим за ефект торговельної інтеграції. Це засвідчує про те, що несхожість секторальної спеціалізації призводить до некорельованих шоків продуктивності; наприклад, у випадку двох країн, одна з яких спеціалізується на промисловості, а друга — послугах, ефект глобального шоку продуктивності (як приклад — пандемія COVID-19) буде асиметричним, що призведе до падіння синхронності ділових циклів.

- Оскільки ефект схожості секторальної спеціалізації на інтенсивність двосторонньої торгівлі (коефіцієнт β_1) не є статистично значущим в жодній специфікації, у цій вибірці зазначений непрямий канал не діє.
- У специфікаціях (3) і (4), коефіцієнт α_2 є приблизно в 2-3 рази більшим за базову специфікацію (1) і відповідно має *p-value* ($< 0,01$) і ($= 0,02$), що засвідчує про більш сильний позитивний ефект схожості секторальної спеціалізації у випадку синхронізації спільних компонентів темпів приросту реального ВВП. З іншої сторони, коефіцієнт α_2 у специфікаціях (5) і (6) не є статистично значущим, що засвідчує про відсутність ефекту схожості секторальної спеціалізації на синхронізацію ідіосинкратичних компонентів у цій вибірці.

Таким чином, схожість секторальної спеціалізації є позитивною і відносно більш сильною детермінантою синхронізації ділових циклів, ніж торговельна інтеграція. Тим не менш, схожість секторальної спеціалізації діє лише через прямий канал, адже вона не має опосередкованого ефекту через вплив на інтенсивність двосторонньої торгівлі. Крім цього, як і у випадку торговельної інтеграції, схожість секторальної спеціалізації має більш потужний позитивний ефект на синхронізацію спільних компонентів темпів приросту реального ВВП; проте ефект на синхронізацію ідіосинкратичних компонентів відсутній.

Щодо фінансової інтеграції як детермінанти синхронізації ділових циклів можна зробити нижчеперелічені спостереження.

- У базовій специфікації (1), зростання *де-факто* фінансової інтеграції на 1% призводить до падіння RCC^f на 0,0041 одиниць з $p\text{-value} < 0,01$; отже, ефект *де-факто* фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів є негативним і статистично значущим. Відповідно до тлумачення, яке було запропоновано Д. Девісом (2014 р.) [58], це засвідчує про переважання *ефекту багатства* над ефектом балансу; тобто *де-факто* фінансова інтеграція призводить до асиметрії ділових циклів через тяжіння капіталу до країн з більш високими нормами прибутковості.
- Крім цього, коефіцієнт γ_2 в базовій специфікації (1) є позитивним з $p\text{-value} < 0,01$, що засвідчує про негативний ефект *де-факто* фінансової інтеграції на схожість секторальної спеціалізації. Більш конкретно, в цій специфікації зростання *де-факто* фінансової інтеграції на 1,00% призводить до падіння схожості секторальної спеціалізації на 0,35%. Отже, синхронність ділових циклів падає через непрямий канал поглиблення секторальної спеціалізації й, відповідно, менш схожих шоків продуктивності.
- У специфікації (5), коефіцієнт α_3 має протилежний знак порівняно з базовою специфікацією (1) і має $p\text{-value} = 0,02$. Це засвідчує, що зростання *де-факто* фінансової інтеграції на 1,00% призводить до зростання RCC^f на 0,0009 одиниць у випадку ідіосинкратичних компонентів темпів приросту реального ВВП; тобто, переважає *ефект балансу* або так званого *фінансового зараження* (англ. financial contagion). Це підтримує висновки А. Чеза-Б'янкі та ін., (2019 р.) про те, що фінансова інтеграція призводить до поширення національних шоків [47]. З іншої сторони, у специфікації (3) коефіцієнт α_3 не є статистично значущим, що засвідчує про відсутність ефекту *де-факто* фінансової інтеграції на синхронність спільний компонентів темпів приросту реального ВВП.
- *Де-юре* індекс фінансової інтеграції *КАОРЕН* у більшості специфікацій системи рівнянь діє в протилежному напрямку у порівнянні з

показником *де-факто* фінансової інтеграції *LMF*. Це спостереження стосується як синхронності ділових циклів, так і схожості секторальної спеціалізації. Це може пояснюватися тим, що індекс *КАOPEN* є ефективною проксі-змінною лише для конкретного виду фінансових потоків; цей результат складно тлумачити через новизну застосування цього індексу в дослідженнях синхронізації ділових циклів, проте інші автори (Е. Ин, 2015 р.; Д. Еггох і А. Белхадж, 2015) дісталися аналогічних висновків щодо його позитивного ефекту на синхронність ділових циклів [144, 145].

Таким чином, напрямок дії фінансової інтеграції відносно синхронності ділових циклів залишається неоднозначним і залежить від конкретного виду показника, що застосовується в якості проксі-змінної. Незважаючи на це, показник *де-факто* фінансової інтеграції *LMF* є єдиною змінною, що відносно ефективно пояснює (з позитивним ефектом) синхронність ідіосинкратичних компонентів ділових циклів.

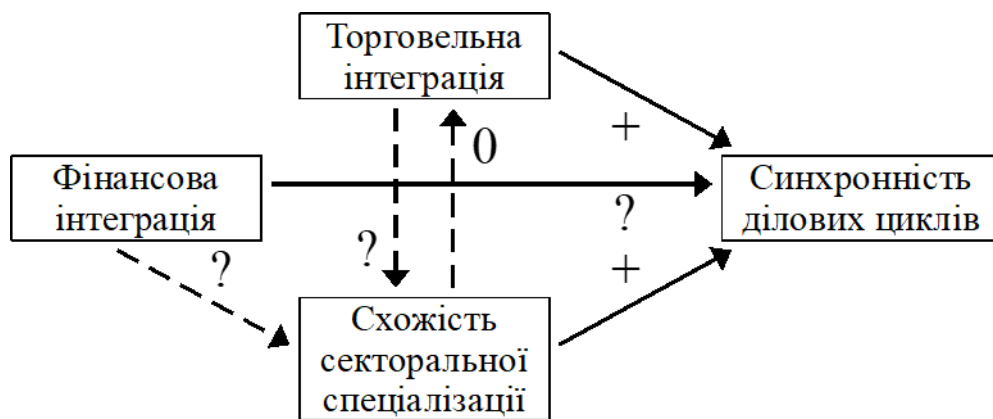


Рисунок 3.1. Відтворення схеми системи одночасних рівнянь Ж. Імбса (2004 р.) для параметрів з Табл. 3.3. Неперервні лінії — прямі ефекти на синхронність ділових циклів; пунктиром — непрямі ефекти. Знаки плюс і мінус відповідають позитивним і негативним ефектам; число 0 відповідає статистично незначущим ефектам; знак питання відповідає ефектам, напрямком яких залежить від специфікації системи рівнянь.

Джерело: побудовано автором на основі [60, 78, 79, 122, 133, 138, 139, 141, 142].

Підсумовуючи все вищесказане, торговельна інтеграція, фінансова інтеграція і схожість секторальної спеціалізації є статистично значущими детермінантами синхронності ділових циклів України та країн ЄС. При цьому, торговельна інтеграція і схожість секторальної спеціалізації призводять до більш синхронних ділових циклів, а ефект фінансової інтеграції є неоднозначним і залежить від конкретного визначення цього феномена; ці висновки узгоджуються з теорією, що була викладена в підрозділі 1.3. Основні результати моделювання цих ефектів за допомогою системи одночасних рівнянь і *3SLS* підсумовуються на Рис. 3.1. вище.

Серед цих детермінант, відносно найбільш важливою є схожість секторальної спеціалізації, адже її ефект є приблизно в два рази сильнішим за ефект торговельної інтеграції в базовій специфікації моделі, чи в 3-4 рази сильнішим в специфікаціях із спільними компонентами ділових циклів. Тим не менш, *де-факто* фінансова інтеграція залишається єдиною змінною, що має статистично значущу й відносно велику (позитивну) пояснювальну силу в специфікаціях з ідіосинкратичними компонентами ділових циклів.

3.2. Шляхи подальшої інтеграції і синхронізації ділових циклів України та країн ЄС

Як було продемонстровано в підрозділі 3.1, синхронність ділових циклів є тісно пов'язаною з торговельною і фінансовою інтеграцією. Таким чином, подальшу синхронізацію ділового циклу України з країнами ЄС можна забезпечити шляхом поглиблення інтеграції.

Станом на 2020 р., індекс інтенсивності двосторонньої торгівлі (рівняння 1.5 у підрозділі 1.3) України з країнами ЄС в середньому складав 0,0026, а середнє по всіх парах країн ЄС-ЄС було в два рази більшим: 0,0055. Крім цього, в 2021 р., Україна залишалася слабо інтегрованою до світових фінансових ринків; за даними групи Світового банку, чистий притік ПІІ як відсоток від ВВП складав 4% [146]. Отже, для поглиблення інтеграції України з ЄС залишаються значні можливості.

У цьому підрозділі торговельна і фінансова інтеграція України з країнами ЄС розглядається з *де-юре* точки зору; більш конкретно, ідентифікуються й пропонуються нормативні заходи їхнього подальшого поглиблення. Оскільки під час періоду воєнного стану було запроваджено низку додаткових тимчасових обмежень на торгівлю і фінансові потоки, переважним чином аналізуються ті обмеження, що існували до 24.02.2022.

3.2.1. Експортні можливості

Перспективні експортні можливості для України можна визначити за двома критеріями: наявністю порівняльних переваг в експорті конкретних видів товарів, та наявність попиту на ці товари серед країн ЄС; далі ці критерії розглядаються по черзі.

Порівняльні переваги в експорті товарів можна ідентифікувати за допомогою індексу, який був запропонований Б. Балассом і М. Ноландом (1989 р.) [147] і має наступну форму:

$$B_{i,k,t} = \left(\frac{X_{i,k,t}}{\sum_{p \in K} X_{i,p,t}} \right) \div \left(\frac{\sum_{j \in J} X_{j,k,t}}{\sum_{j \in J} \sum_{p \in K} X_{j,p,t}} \right) \quad (3.7)$$

де $X_{i,k,t}$ — обсяг експорту товарів групи k країною i в період t ; J — множина країн, що розглядаються ($i \in J$); K — множина товарів, що розглядаються ($k \in K$). Індекс виявлених порівняльних переваг (RCA, англ. revealed comparative advantage index) $B_{i,k,t}$, відповідно, є показником співвідношення частки товарів групи k в структурі експорту країни i та структурі експорту множини J загалом.

Якщо $B_{i,k,t} \in [1, +\infty)$, країна i має порівняльну перевагу в експорті товарів групи k відносно інших країн у множині J ; $B_{i,k,t} \in [0, 1)$ засвідчує про порівняльний недолік, а $B_{i,k,t} = 0$ — нейтральний стан [147, с. 8-10; 148, с. 47-49].

У Табл. 3.4 представлено топ-10 товарних груп за результатами розрахунку індексу RCA для України за період 2001-2022 рр., а також їхні частки в структурі експорту. Вхідні дані отримано з бази даних Comtrade ООН

для всіх країн світу і всіх товарних груп⁷³ за класифікацією Гармонізованої системи опису та кодування товарів (HS, англ. Harmonized Commodity Description and Coding System) [123]. У Табл. 3.5 коди HS розшифровані відповідно до закону “Про Митний тариф України” [149] (Українська класифікація товарів зовнішньоекономічної діяльності базується на HS).

Головним трендом в товарних експортах України є поглиблення аграрної спеціалізації. Зокрема, індекси RCA товарних груп 10, 12 і 15 збільшилися приблизно в 2-5 разів за період 2001-2021 рр., а сукупна частка цих груп в структурі експорту — від 5,31% до 31,66%⁷⁴. Тим не менш, руди, шлаки та зола (товарна група 26) і чорні метали (товарна група 72) залишаються важливими групами експортних товарів для України, із сукупною часткою 30,61% в структурі експорту (2021 р.). Отже, перелічені вище товарні групи ідентифікуються як такі, що мають значний експортний потенціал.

Ринки з експортним потенціалом можна ідентифікувати шляхом визначення тих країн ЄС, котрі імпортують товари груп 10, 12, 15, 26 і 72 в значних обсягах, але при цьому лише незначну частку — з України; на практиці, робиться пошук ринків, обсяг яких складає не менше 1 млрд. доларів США, з часткою України — не більше 1%⁷⁵.

У Табл. 3.6 представлено, на основі даних Comtrade ООН [123], обсяг імпорту товарів груп 10, 12, 15, 26 і 72 країнами ЄС за 2021 р.; ринки, котрі відповідають вищезазначеним критеріям, відмічені салативим кольором.

⁷³ На найвищому рівні агрегації (перші два знаки в цифровому коді HS). Відповідно до методології Comtrade ООН, для класифікації товарів використовується чинна редакція HS тієї країни, котрою подається звітність.

⁷⁴ Індекси RCA й експортні частки за 2022 р. варто тлумачити консервативно через деструктивний вплив воєнної агресії зі сторони Російської Федерації на промисловість України.

⁷⁵ Ці межі були визначені на основі даних Comtrade ООН таким чином, щоб зосередити увагу на експортних ринках з найбільшим потенціалом.

Слід відмітити, що, з деякими винятками, найбільші імпортери сільськогосподарських товарів груп 10, 12 і 15 серед країн ЄС також імпортують значну частку цих товарів з України. Зокрема, середня частка України в структурі імпорту товарів груп 10, 12 і 15 серед топ-3 імпортерів за кожною з перелічених груп відповідно склала 12,72%, 5,47% і 5,82% у 2021 р. Це засвідчує про потужну реалізацію експортного потенціалу України на аграрних ринках країн ЄС.

З протилежної сторони, експортний потенціал України на промислових ринках країн ЄС залишається недореалізованим. Зокрема, середня частка України в структурі імпорту товарів груп 26 і 72 серед топ-3 імпортерів за цими групами відповідно склала лише 0,98% і 3,09% у 2021 р. Особливо відчутним це є у випадку Німеччини, яка в 2021 р. імпортувала товарів групи 72 на 35,35 млрд. доларів США з часткою України — менше 1%. Варто відзначити, що, як було продемонстровано в дослідженні про євроінтеграційні перспективи України О. Шниркова і О. Чугаєва (2023 р.), частка України в імпорті цих товарів країнами ЄС залишається низькою навіть після виключення внутрішньої торгівлі країн ЄС [150, с. 57-60].

Важливим чинником, який заважав реалізації експортного потенціалу України щодо товарів групи 72, було запровадження ЄС антидемпінгового мита на гарячекатаний прокат (товарні позиції⁷⁶ 7208, 7211, 7225 і 7226 за HS) в розмірі 60,5 євро за тонну від 07.10.2017. За оцінками консалтингового агентства GMK Center, щорічні втрати українських експортерів унаслідок зазначеного заходу досягали 700 тис. тонн [151].

Зазначене антидемпінгове мито було призупинено в рамках тимчасового пакету з лібералізації експорту українських товарів до ЄС на період 04.06.2022–05.06.2023, з подальшим подовженням на період 06.06.2023–05.06.2024, у цілях підтримки України [152-154]. Тим не менш, у регламенті

⁷⁶ Товарна позиція — наступний рівень агрегації після товарної групи й охоплює перші чотири знаки коду HS.

ЄС від 16.02.2023 про завершення перегляду терміну дії антидемпінгове мито на гарячекатаний прокат було зазначено, що Європейська асоціація із сталі (EUROFER) відкликала скаргу проти українських експортерів сталі з огляду на “деструкцію великої частини української [промислової] й енергетичної інфраструктури”. EUROFER додатково зазначило, що це унеможливило відновлення у коротко- чи середньостроковій перспективі виробництва гарячекатаного прокату в Україні в достатніх обсягах, щоб завдати повторної шкоди європейським виробникам сталі [155]. Це підкреслює той факт, що питання щодо експорту української сталі до ЄС залишається далеко не вирішеним; це обумовлює необхідність активізації торговельної дипломатії в період післявоєнної реконструкції.

На державному рівні найважливішим документом з питань експорту була Експортна стратегія України 2017–2021 рр., яка наразі переглядається для оновлення на поточний період. У цій Стратегії були ідентифіковані найбільш недоторговані⁷⁷ ринки для українських експортерів, серед яких Німеччина посіла друге місце після США; більш конкретно, недоторгованість українськими експортерами в Німеччині в 2015 р. склала 1,150 млрд. доларів США, або 19,44% від загального обсягу недоторгованості за цей рік [156, с. 12; 157, с. 8]. Більш того, у спеціалізованому звіті⁷⁸ Міністерства економіки про збільшення та диверсифікацію українського експорту до Німеччини, товарні групи 26 і 72 були відмічені серед ключових перспективних експортних груп [158, с. 80-86].

Тим не менш, в Експортній стратегії ці товарні групи не були визначені як пріоритетні через невідповідність критеріям 1) потенціалу для інновації, модернізації й створення високої доданої вартості; 2) потенціалу для розвитку МСП; 3) високого попиту на світових ринках [157, с. 75-78].

⁷⁷ Недоторгованість в Експортній стратегії визначається як різниця між фактичним обсягом експорту та прогнозованим обсягом за гравітаційною моделлю міжнародної торгівлі.

⁷⁸ Є складовою серії звітів “Ринки у фокусі”.

Таблиця 3.4.

Порівняльні експортні переваги України за індексом RCA, 2001-2022 р.

Група HS	Рік										
	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
10	5,36 (2,97%)	9,95 (5,57%)	3,35 (1,74%)	5,19 (2,58%)	9,29 (4,04%)	8,40 (3,53%)	2,92 (1,55%)	8,29 (5,53%)	14,14 (8,96%)	8,51 (4,80%)	8,19 (5,29%)
15	4,46 (1,39%)	4,99 (1,91%)	5,84 (2,42%)	4,08 (1,67%)	4,58 (1,72%)	6,81 (2,53%)	7,81 (3,49%)	5,11 (2,91%)	8,48 (4,52%)	9,48 (5,09%)	8,19 (4,97%)
72	16,57 (30,60%)	15,27 (29,78%)	13,41 (29,17%)	11,96 (32,96%)	12,09 (33,46%)	12,31 (34,02%)	10,98 (33,95%)	10,37 (34,28%)	11,56 (25,82%)	11,18 (28,44%)	10,34 (27,00%)
86	4,71 (0,92%)	8,74 (1,67%)	10,28 (2,38%)	18,50 (4,56%)	12,11 (2,82%)	12,69 (2,78%)	15,77 (3,74%)	16,38 (3,96%)	9,35 (1,96%)	20,75 (4,67%)	23,52 (5,57%)
14	0,14 (0,00%)	0,31 (0,00%)	0,78 (0,01%)	0,89 (0,00%)	1,59 (0,01%)	1,93 (0,01%)	1,33 (0,01%)	1,35 (0,01%)	1,41 (0,01%)	0,56 (0,00%)	0,55 (0,00%)
31	9,16 (2,25%)	9,42 (2,24%)	10,31 (2,57%)	9,05 (2,30%)	10,41 (2,84%)	10,86 (2,60%)	9,08 (2,69%)	6,32 (2,98%)	6,54 (2,16%)	5,05 (1,83%)	6,41 (2,66%)
12	2,85 (0,95%)	0,72 (0,24%)	3,12 (1,14%)	1,57 (0,52%)	1,34 (0,40%)	3,07 (0,82%)	4,27 (1,35%)	5,24 (2,13%)	5,51 (2,62%)	4,65 (2,11%)	4,62 (2,10%)
26	6,49 (2,63%)	6,26 (2,46%)	5,93 (2,34%)	4,14 (2,08%)	4,42 (3,05%)	3,02 (2,38%)	2,60 (2,24%)	3,66 (3,22%)	3,70 (3,38%)	3,99 (5,01%)	4,10 (5,73%)
25	3,09 (0,84%)	3,19 (0,88%)	3,40 (0,90%)	3,05 (0,79%)	3,63 (0,93%)	4,19 (1,06%)	4,50 (1,10%)	3,92 (1,17%)	4,14 (1,08%)	3,84 (0,96%)	3,86 (0,95%)
23	1,10 (0,38%)	1,34 (0,46%)	1,42 (0,47%)	1,72 (0,54%)	1,42 (0,41%)	1,64 (0,44%)	2,32 (0,69%)	2,14 (0,72%)	1,95 (0,81%)	2,51 (0,93%)	2,57 (0,92%)

Джерело: [123]. В дужках — відсоток від загального експорту за відповідний рік (тіло таблиці). Товарні групи відсортовані по порядку убавання середнього значення індексу RCA за період 2001-2022 рр.

Порівняльні експортні переваги України за індексом RCA, 2001-2022 р.

Група HS	Рік										
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019	2020	2021	2022
10	15,07 (10,15%)	15,12 (10,06%)	18,64 (12,14%)	24,62 (15,89%)	27,06 (16,70%)	24,80 (14,97%)	25,79 (15,30%)	32,06 (19,25%)	27,51 (19,13%)	25,74 (17,98%)	26,55 (20,63%)
15	10,19 (6,07%)	10,50 (5,54%)	13,61 (7,09%)	16,30 (8,65%)	19,57 (10,90%)	18,52 (10,62%)	19,32 (9,50%)	19,72 (9,45%)	19,92 (11,70%)	15,63 (10,47%)	28,33 (13,46%)
72	9,47 (22,31%)	10,73 (22,61%)	10,84 (23,94%)	10,59 (21,19%)	10,52 (19,93%)	9,39 (19,96%)	9,56 (20,99%)	8,84 (17,45%)	8,37 (15,62%)	7,98 (19,94%)	4,67 (10,26%)
86	24,09 (5,98%)	18,06 (3,89%)	6,70 (1,56%)	2,36 (0,55%)	3,15 (0,65%)	2,62 (0,56%)	2,49 (0,54%)	5,21 (1,09%)	4,24 (0,85%)	1,74 (0,44%)	1,37 (0,34%)
14	0,41 (0,00%)	18,55 (0,08%)	32,71 (0,16%)	25,72 (0,15%)	12,89 (0,07%)	9,82 (0,05%)	14,42 (0,07%)	18,20 (0,10%)	13,34 (0,10%)	4,38 (0,03%)	17,68 (0,08%)
31	6,44 (2,60%)	5,28 (1,85%)	3,72 (1,29%)	3,60 (1,40%)	2,77 (0,90%)	0,99 (0,31%)	0,48 (0,15%)	1,43 (0,45%)	2,43 (0,77%)	2,59 (0,96%)	1,03 (0,38%)
12	4,90 (2,55%)	6,00 (3,23%)	5,78 (3,13%)	7,16 (3,87%)	7,42 (4,22%)	8,37 (4,74%)	7,84 (4,13%)	9,90 (5,12%)	5,92 (3,74%)	5,41 (3,21%)	11,86 (8,51%)
26	3,87 (4,81%)	4,88 (6,19%)	5,61 (6,44%)	6,13 (5,81%)	5,48 (5,38%)	5,58 (6,30%)	5,87 (6,41%)	5,73 (7,17%)	6,19 (8,98%)	6,19 (10,67%)	5,57 (6,94%)
25	4,16 (1,03%)	4,58 (1,12%)	4,59 (1,15%)	4,01 (1,04%)	3,74 (0,90%)	4,04 (0,97%)	3,78 (0,94%)	3,46 (0,83%)	3,09 (0,72%)	3,29 (0,76%)	1,71 (0,46%)
23	3,18 (1,28%)	3,38 (1,46%)	4,64 (2,06%)	5,94 (2,61%)	6,24 (2,70%)	6,02 (2,42%)	6,22 (2,59%)	7,20 (2,97%)	6,84 (3,20%)	5,90 (2,62%)	5,09 (2,47%)

Джерело: [123]. В дужках — відсоток від загального експорту за відповідний рік. Товарні групи відсортовані по порядку убуння середнього значення індексу RCA за період 2001-2022 рр.

Найменування груп HS.

Група HS	Найменування
10	Зернові культури
15	Жири та олії тваринного або рослинного походження; продукти їх розщеплення; готові харчові жири; воски тваринного або рослинного походження
72	Чорні метали
86	Залізничні локомотиви або моторні вагони трамвая, рухомий склад та їх частини; шляхове обладнання та пристрої для залізниць або трамвайних колій та їх частини; механічне (у тому числі електромеханічне) сигналізаційне обладнання всіх видів
14	Рослинні матеріали для виготовлення плетених виробів; інші продукти рослинного походження, в іншому місці не зазначені
31	Добрива
12	Насіння і плоди олійних рослин; інше насіння, плоди та зерна; технічні або лікарські рослини; солома і фураж
26	Руди, шлаки та зола
25	Сіль; сірка; землі та каміння; штукатурні матеріали, вапно та цемент
23	Залишки і відходи харчової промисловості; готові корми для тварин

Джерело: [123, 149].

Таблиця 3.6.

Імпорт країн ЄС у млрд. доларів США за окремими групами HS у 2021 р.

Країна	Група HS				
	10	12	15	26	72
BE	2,60 (6,93%)	2,03 (10,28%)	3,04 (0,13%)	2,53 (0,91%)	11,90 (0,26%)
BG	0,13 (1,42%)	0,55 (7,35%)	0,35 (3,29%)	2,45 (0,03%)	1,99 (29,50%)
CZ	0,21 (0,47%)	0,50 (0,72%)	0,50 (1,98%)	1,13 (81,12%)	8,39 (1,63%)
DK	0,19 (0,62%)	0,40 (0,24%)	0,98 (0,01%)	0,01 (-)	3,13 (0,20%)
DE	3,67 (1,55%)	7,82 (7,37%)	5,35 (2,42%)	15,15 (1,83%)	35,35 (0,77%)
EE	0,02 (1,31%)	0,04 (14,75%)	0,25 (2,70%)	0,00 (34,18%)	0,90 (2,71%)
IE	0,50 (8,71%)	0,10 (0,02%)	0,54 (0,00%)	0,25 (-)	0,97 (1,36%)
GR	0,63 (2,04%)	0,33 (5,89%)	0,47 (2,04%)	0,08 (1,29%)	1,78 (5,87%)
ES	3,95 (16,31%)	3,33 (0,19%)	4,98 (10,06%)	5,75 (1,07%)	13,27 (1,66%)
FR	1,11 (0,04%)	2,60 (7,45%)	3,17 (5,10%)	3,10 (1,11%)	15,41 (0,35%)
HR	0,10 (0,33%)	0,08 (0,63%)	0,18 (0,16%)	0,03 (-)	1,12 (0,07%)
IT	4,18 (5,96%)	2,45 (3,02%)	5,27 (6,46%)	2,11 (4,38%)	28,49 (8,16%)
CY	0,16 (5,04%)	0,01 (-)	0,04 (13,20%)	0,02 (-)	0,24 (2,28%)
LV	0,23 (1,01%)	0,12 (2,28%)	0,14 (3,24%)	0,01 (10,46%)	1,11 (4,33%)

Джерело: [123]. В дужках — імпорт з Україна як відсоток від загального імпорту за відповідний рік (мінус в дужках вказує на відсутність даних). Салатовим кольором відмічені ринки, обсяг яких складає не менше 1 млрд. доларів США, з часткою України — не більше 1%. Усі країни позначаються відповідно до їхніх alpha-2 кодів.

Таблиця 3.6. — (cont.)

Імпорт країн ЄС у млрд. доларів США за окремими групами HS у 2021 р.

Країна	Група HS				
	10	12	15	26	72
LT	0,10 (9,94%)	0,11 (3,27%)	0,31 (11,66%)	0,01 (43,60%)	1,43 (4,49%)
LU	0,07 (0,00%)	0,06 (0,00%)	0,03 (0,01%)	0,02 (0,00%)	1,63 (2,90%)
HU	0,35 (2,04%)	0,52 (5,39%)	0,45 (0,49%)	0,18 (56,89%)	3,72 (1,13%)
MT	0,03 (0,00%)	0,01 (-)	0,02 (8,59%)	0,00 (-)	0,07 (0,00%)
NL	4,07 (15,89%)	5,76 (8,85%)	8,66 (8,59%)	3,49 (0,05%)	13,43 (0,66%)
AT	0,74 (0,29%)	0,75 (2,21%)	0,87 (1,16%)	2,10 (34,92%)	6,32 (0,32%)
PL	0,57 (3,18%)	0,99 (7,48%)	1,89 (23,25%)	1,60 (36,68%)	15,23 (9,57%)
PT	1,10 (16,28%)	1,04 (2,99%)	1,01 (3,87%)	0,03 (-)	4,13 (1,52%)
RO	0,76 (0,27%)	0,63 (0,81%)	0,32 (4,64%)	0,65 (39,43%)	4,59 (5,67%)
SI	0,12 (0,03%)	0,06 (0,67%)	0,14 (0,07%)	0,08 (-)	2,31 (0,74%)
SK	0,12 (0,14%)	0,13 (1,97%)	0,26 (6,72%)	1,08 (47,04%)	3,91 (2,33%)
FI	0,06 (1,00%)	0,15 (2,07%)	0,57 (0,01%)	3,48 (0,00%)	3,43 (0,97%)
SE	0,14 (0,01%)	0,22 (0,08%)	1,16 (0,17%)	1,28 (0,04%)	5,78 (0,12%)
GB	2,05 (8,68%)	1,67 (10,07%)	2,45 (7,68%)	2,75 (0,01%)	7,33 (4,41%)

Джерело: [123]. У дужках — імпорт з Україна як відсоток від загального імпорту за відповідний рік (мінус в дужках вказує на відсутність даних). Салатовим кольором відмічені ринки, обсяг яких складає не менше 1 млрд. доларів США, з часткою України — не більше 1%. Усі країни позначаються відповідно до їхніх alpha-2 кодів.

3.2.2. Фінансова відкритість

Відповідно до індексу де-юре фінансової відкритості *КАOPEN* (М. Чінн і Х. Іто, 2008 р.) [132], у 2020 р. Україна була однією з найменш фінансово лібералізованих країн в Європі. Більш конкретно, значення цього індексу для України склало -1,927, у той час як середнє значення серед країн ЄС було 2,053 (SD = 0,532). За рейтингом, Україна посіла 169⁷⁹ місце у світі, у той час як остання серед країн ЄС, Болгарія, посіла 83 місце [159, с. 9-10].

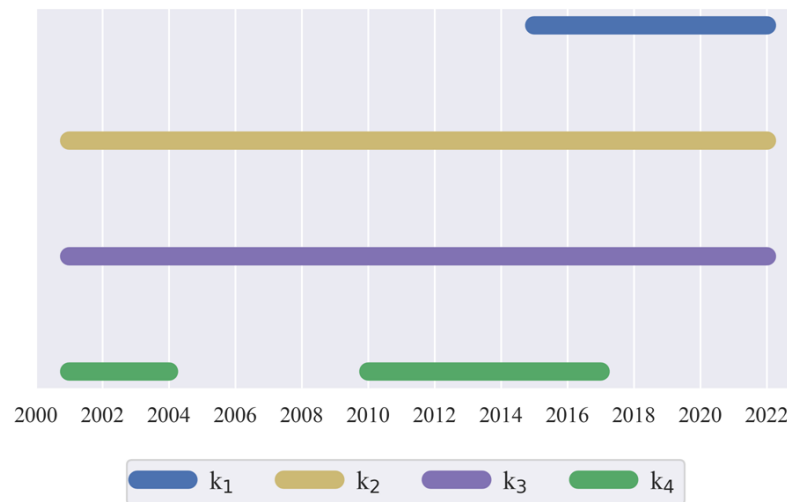


Рисунок 3.2. Строки чинності⁸⁰ обмежень, що відповідають компонентам індексу де-юре фінансової відкритості *КАOPEN*, 2001Q–2022Q рр. Розшифрування компонентів наводиться в тексті вище. Компоненти k₂ і k₃ не включаються обмеження, пов'язаних з боротьбою з фінансуванням тероризму та відмиванням грошей.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [160].

⁷⁹ Відповідно до методології М. Чінна і Х. Іто (2020 р.) [132] країнам з однаковим значенням індексу *КАOPEN* присвоюється однакове місце. Як приклад, усім першим 53-ом країнам із значенням індексу *КАOPEN* 2,311 присвоюється 1 місце, у той час як 54-ій країні із значенням індексу *КАOPEN* 2,057 присвоюється 54 місце.

⁸⁰ База даних AREAER в деяких випадках не є послідовною; зокрема, обов'язковий продаж валютної виручки було скасовано в Україні в 2019 р., а в базі даних AREAER останнім роком його чинності є 2017 р. На Рис. 3.2 дані відображаються так, як вони подаються в базі даних AREAER [160].

Щоб дослідити причини низького рейтингу Україна за індексом *KAOPEN*, варто проаналізувати його окремі компоненти; яку було описано в підрозділі 3.1, це k_1 — наявність, k_2 — наявність обмежень операцій поточного рахунку, k_3 — наявність обмежень операцій рахунку капіталу і k_4 — наявність обов'язкового продажу валютної виручки від експорту. Дані по всім цим компонентам можна отримати з щорічних звітів AREAER МВФ [160]; лінійна діаграма строків чинності відповідних обмежень представлено на Рис. 3.2.

Таким чином, Україна відстає від деяких країн ЄС за нижчепереліченими компонентами де-юре фінансової відкритості.

- Відповідно до класифікації МВФ, в Україні діє система множинних валютних курсів через (1) проведення НБУ валютних аукціонів без механізму запобігання спреду не більше 2% між курсом валютного аукціону й ринковим курсом і (2) відсутність механізму запобігання спреду не більше $\pm 2\%$ між офіційним курсом й ринковим курсом [160].
- Згідно Постанові Правління НБУ №8 від 02.01.2019, банківські установи, у передбачених законом випадках, повинні всебічний аналіз та перевірку документів про валютні операції при переказі коштів за межі України або на поточні чи інвестиційні рахунки юридичний осіб-нерезидентів, що відкриті в Україні [161].
- Згідно пункту 21 Постанови Правління НБУ №5 від 02.01.2019, розрахунки за операціями з експорту та імпорту товарів мають здійснюватися протягом 365 календарних днів [162].
- Згідно пункту 89 Постанови Правління НБУ №5 від 02.01.2019, ліміт для юридичних осіб та фізичних осіб-підприємців на операції з переказу коштів за межі України або на поточні рахунки юридичних осіб-нерезидентів, що відкриті в Україні, складає 2 млн. євро протягом календарного року. Аналогічний ліміт встановлюється пунктом 88 в розмірі 200 000 євро для фізичних осіб-резидентів на операції з оплати страхування чи здійснення інвестицій [162, 163].

- Згідно Закону України «Про цінні папери та фондовий ринок», Національна комісія з цінних паперів та фондового ринку видає дозволи на участь іноземних юридичних осіб у фондовому ринку України та розміщення за межами України цінних паперів українськими емітентами [164].
- Крім зазначень обмежень, до 20 червня 2019 р. була обов'язковою продаж валютної виручки від експорту [165].

Щоб зробити Україну більш фінансово відкритою, 29 червня 2023 р. НБУ було затверджено «Стратегію пом'якшення валютних обмежень, переходу до більшої гнучкості обмінного курсу та повернення до інфляційного таргетування», разом із супровідною дорожньою картою [166]. Ця Стратегія складається з трьох стовпів, перший з яких вбачає пом'якшення валютних обмежень як трьох етапний процес:

- на першому етапі основним завданням є усунення системи множинних валютних курсів та загальна лібералізація поточного рахунку і рахунку капіталів;
- на другому і третьому етапах передбачається лібералізація окремих видів фінансових операцій.

Зазначена Стратегія ґрунтується на принципі не встановлення конкретних часових рамок для впровадження дорожньої карти лібералізації, а виконання її завдань по мірі формування в Україні належних макрофінансових передумов; конкретними показниками, на які НБУ спиратиметься при оцінці цих передумов, є рівень інфляції, процентні ставки й параметри фінансової та валютної стабільності.

Варто відзначити, що ця дорожня карта не має обов'язкової сили; більш конкретно, її виконання може бути призупинено, а валютні обмеження можуть бути, за необхідності, повторно запроваджені або посилені. Крім цього, в публічній версії цієї Стратегії не міститься переліку конкретних заходів для досягнення її цілей. Тим не менш, НБУ зазначає, що виконання принаймні першого етапу має високу пріоритетність незалежно від макрофінансових

передумов. Нарешті, для реалізації зазначеної дорожньої карти передбачається співпраця з МВФ [166].

Підсумовуючи все вищесказане, поглиблення торговельної і фінансової інтеграції є перспективними шляхами забезпечення подальшої інтеграції України з країнами ЄС. Крім цього варто відзначити, що С. Сіденко (2021 р.) виокремила ці аспекти економічної інтеграції в якості ключових вимірів сучасного етапу глобалізації [167, 168]. З точки зору торговельної інтеграції, пріоритетним нормативним цілями є розробка й прийняття нової експортної стратегії, яка б мала більший наголос на стимулювання експорту непродовольчих товарів, а конкретно: руд, шлаків, золи та чорних металів. Це обґрунтовується значним експортним потенціалом України стосовно перелічених товарів, і одночасною їхньою недоторгованістю з окремими країнами ЄС, а зокрема — Німеччиною. Нова експортна стратегія також має підтримуватися активізацією зусиль торговельної дипломатії для запобігання повторного запровадження антидемпінгових мит проти українських товарів.

З точки зору фінансової інтеграції, пріоритетним нормативним цілями є забезпечення скасування деяких грошових лімітів та документних вимог щодо операцій поточного рахунку і рахунку капіталів, а також поступове скасування системи множинних валютних курсів. Ці цілі наразі плануються реалізуватися в рамках «Стратегії пом'якшення валютних обмежень, переходу до більшої гнучкості обмінного курсу та повернення до інфляційного таргетування» НБУ [166], проте вона потребує розробки конкретних заходів для їхньої реалізації.

Нарешті, поглиблення торговельної і фінансової інтеграції також може призвести до подальшої синхронізації ділових циклів через непрямий канал модернізації економіки України і її наближення до стандартів ЄС.

Висновки до розділу 3

Виходячи з економетричного дослідження й теоретичного тлумачення детермінант синхронізації ділових циклів України та країн ЄС можна зробити висновки й практичні рекомендації, що перелічуються нижче.

1. Найпотужнішою детермінантою синхронності ділових циклів є схожість секторальної спеціалізації економік. Механізмом дії цієї детермінанти є зростання корельованості шоків продуктивності країн з більш схожими секторальними структурами економіки. В базовій специфікації системи одночасних рівнянь, яка була застосована для дослідження ефектів детермінант, зростання схожості секторальної спеціалізації на 1% призводить до зростання Фішер-трансформованого коефіцієнта кореляції ділових циклів на 0,0027 одиниць. Цей ефект є приблизно в два рази сильнішим за позитивний ефект торговельної інтеграції. Крім цього, у специфікації системи рівнянь, де залежною змінною була кореляція реакцій ділових циклів на глобальні шоки, ефект схожості секторальної спеціалізації був в три рази сильнішим за відповідний ефект у базовій специфікації. Це наголошує на провідній ролі цієї детермінанти у визначенні синхронності ділових циклів у часи глобальних криз. Торговельна інтеграція також має позитивний ефект на синхронність ділових циклів. Механізмом дії цієї детермінанти є по-перше, транскордонна трансмісія шоків попиту через торгівлю і, по-друге, шоків пропозиції у рамках ланцюгів доданої вартості. Крім цього, у деяких специфікаціях системи рівнянь торговельна інтеграція має додатковий, непрямий ефект через канал згладжування відмінностей у галузевих структурах економік. Більш конкретно, зростання інтенсивності двосторонньої торгівлі на 1,00% призводить до зростання схожості секторальної спеціалізації на 0,07%. На відмінну від ефектів торговельної інтеграції і схожості секторальної спеціалізації, ефект фінансової інтеграції є неоднозначним і залежить від специфікації моделі та конкретного визначення фінансової інтеграції. У випадку застосування проксі-показника де-факто фінансових потоків, ефект

фінансової інтеграції на синхронність ділових циклів є негативним, що засвідчує про переважання ефекту багатства, який полягає в тяжінні капіталу до країн з більш високими нормами прибутку. Крім цього, де-факто фінансова інтеграція має непрямий ефект через канал ампліфікації відмінностей у галузевих структурах економік: її зростання на 1,00% призводить до падіння схожості секторальної спеціалізації на 0,35%. Тим не менш, Крім цього, у специфікації системи рівнянь, де залежною змінною була кореляція реакцій ділових циклів на національні шоки, де-факто фінансова інтеграція мала позитивний ефект на синхронність ділових циклів, що засвідчує про домінування ефекту балансу, або транскордонної трансмісії фінансових шоків. У випадку застосування проксі-показника де-юре фінансової інтеграції, перелічені ефекти в більшості специфікацій системі рівнянь мали протилежний напрямок. Таким чином, основними позитивними детермінантами синхронізації ділових циклів України та країн ЄС є торговельна інтеграція і схожість секторальної спеціалізації. При цьому, ефект обох цих детермінант є помітно сильнішим в період підвищеної глобальної волатильності, наприклад під час Великої рецесії і пандемії COVID-19. З іншої сторони, ефект фінансової інтеграції є неоднозначним.

2. Головними шляхами синхронізації ділового циклу України з країнами ЄС є поглиблення торговельної і фінансової інтеграції. Як було зазначено у вступі до цього дисертаційного дослідження, синхронність ділових циклів є важливою передумовою запровадження спільної економічної політики, і отже має практичну корисність для нових і потенційних членів ЄС. Щодо торговельної інтеграції, за допомогою індексу виявлених порівняльних переваг було встановлено, що Україна має найбільшу перевагу у експорті наступних п'яти груп товарів: 1) зернових культур, 2) жирів та олій, 3) насіння та плодів олійних рослин, 4) руд, шлаків та золи і 5) чорних металів. З перелічених товарних груп, експортний потенціал України є добре реалізованим щодо перших трьох груп, які охоплюють аграрні товари.

Зокрема, у 2021 р. середня частка українських товарів у структурі імпорту топ-3 імпортерів по кожній з цих товарних груп серед країн ЄС відповідно склала 12,72%, 5,47% і 5,82%. Експортний потенціал України щодо неаграрних товарів є значно менш реалізованим, ніж у випадку аграрних товарів. Особливо гостро це відчувається у випадку ринку імпортованих чорних металів у Німеччині, розмір котрого у 2021 р. склав 35,35 млрд. доларів США, а частка українських товарів — лише 0,77%; аналогічна ситуація склалася у випадку експорту чорних металів до Франції. Важливим чинником, який заважав реалізації експортного потенціалу України щодо цієї групи товарів до 2022 р. було запровадження ЄС у 2017 р. антидемпінгового мита у розмірі 60,5 євро за тону. Незважаючи на те, що дія цього антидемпінгового мита була призупинено в рамках пакету допомоги Україні на воєнний час, Європейська асоціація із сталі зазначила, що підставою для цього кроку була деструкція великої частини промислового потенціалу України, що унеможливило завдання шкоди європейським виробникам у коротко та середньо-строковій перспективі. З огляду на це, активізація торговельної дипломатії для запобігання відновлення цього мита буде важливим кроком на шляху до реалізації експортного потенціалу щодо промислових товарів у період післявоєнного відновлення України. Крім цього, у попередній Експортній стратегії України 2017-2021 рр. чорні метали не були віднесені до категорії пріоритетних експортних товарів через їхню невідповідність деяким критеріям, а зокрема: потенціалу для інновації та розвитку МСП у відповідній галузі. Тим не менш, з огляду на значний експортний потенціал України щодо чорних металів та їхню недоторгованість на імпортованих товарів ЄС, ця група товарів заслуговує на перегляд при розробці та затвердженні Експортної стратегії на наступний період. Щодо фінансової інтеграції, головними бар'єрами для залучення іноземних інвестицій на ринок України наразі є наявність системи множинних валютних курсів, наявність лімітів по деяким операціям з поточним рахунком та рахунком

капіталів, та комплексна система документального оформлення деяких операцій. Ці обмеження наразі планується поступово пом'якшити в рамках «Стратегії пом'якшення валютних обмежень, переходу до більшої гнучкості обмінного курсу та повернення до інфляційного таргетування» НБУ. Тим не менш, зазначена Стратегія не має обов'язкової сили в огляду на макрофінансову ситуацію в Україні, а скоріше є переліком цілей, які НБУ буде прагнути досягти. З огляду на це, можливість прийняття більш зобов'язувального документу, за участі європейських партнерів України, заслуговує на розгляд у період післявоєнного відновлення.

Основні результати цього розділу були опубліковані в наступних роботах здобувача: [68, 124].

ВИСНОВКИ

У цьому дисертаційному дослідженні було здійснено узагальнення існуючих теоретичних і емпіричних доробків у галузі дослідження ділових циклів, на основі чого було запропоновано новий теоретико-методологічний апарат, який дозволяє ефективно змоделювати ділові цикли України та країн ЄС, характеризувати їхні властивості й описати динаміку їх синхронізації в умовах зростання глобальної волатильності. На основі результатів, які були отримані в процесі виконання цього дисертаційного дослідження, можна зробити наступні висновки і практичні рекомендації, які відповідають завданням, що були поставлені в рамках мети цього дослідження:

1. Ділові цикли є середньостроковими коливаннями у сукупній економічній діяльності, що регулярно повторюються, але із значною варіацією щодо характеристик своєї тривалості (від 1 до 12 років) і амплітуди. Вони також характеризуються суттєвою асиметрією: фази економічного падіння зазвичай є різкими але короткостроковими, а фази економічного зростання — поступовими але тривалими. Оскільки ділові цикли не є безпосередньо спостережуваними, дослідники спираються на використання одного чи декількох макроекономічних показників для їх апроксимації. У сучасній практиці, найбільш широкоживаним таким показником є темпи приросту (реального) ВВП. На відмінну від абсолютного рівня ВВП, який є більш стабільним, темпи приросту є більш динамічними, що обумовлює доцільність їх застосування у випадку досліджень, що охоплюють коротко- чи середньострокові проміжки часу. Нарешті, як було продемонстровано Д. Гардінгом й А. Паганом (2002 р.), за допомогою ВВП можна відтворити результати досліджень, які застосовують більш широкий ряд показників. З огляду на відносну неповноту даних по деяким макроекономічним показникам у випадку України, найадекватнішим теоретичним підходом до дослідження ділових циклів з врахуванням мети і завдань цього дисертаційного дослідження є саме концепція циклів темпів приросту ВВП.

2. Два протилежних підходи до визначення структуроутворюючих чинників ділових циклів пропонуються в рамках кейнсіанської і неокласичної школи економічної думки. Відповідно до кейнсіанської школи, провідну роль в генеруванні ділових циклів відіграють шоки попиту; неокласична школа робить наголос на шоках пропозиції. В рамках неокласичної школи, лауреатами Нобелівської премії у галузі економіки Ф. Кідландом і Е. Прескоттом у 1982 р. було започатковано теорію реальних ділових циклів, відповідно до якої головним структуроутворюючим чинником є шоки продуктивності. Варто відзначити, що перелічені школи і теорії зацікавлені в поясненні причин виникнення ділових циклів з точки зору тестування своїх ключових припущень і постулатів. З іншої сторони, сучасні дослідження синхронізації ділових циклів не характеризуються чіткою приналежністю до тієї чи іншої школи. Натомість, вони ставлять собі за мету суто емпіричне пояснення цього феномена. Тим не менш, сучасний економетричний апарат дозволяє дослідити роль шоків у генеруванні та синхронізації ділових циклів без необхідності окремої ідентифікації шоків попиту та пропозиції; зокрема, моделі VAR і DFM, на відмінну від неокласичних моделей DSGE, не вимагають припущень. З огляду на сферу охоплення цього дисертаційного дослідження, перевага надається саме моделям DFM, які дозволяють пояснити динаміку багатьох часових рядів як функцію від невеликої кількості спільних факторів.
3. Загальноприйнятого визначення феномена синхронності ділових циклів не існує. Натомість, більшість дослідників пропонують свої власні визначення з огляду на конкретні цілі своїх досліджень та доступні дані. Двома найбільш широкоживаних визначення синхронізації відповідають показникам коефіцієнті кореляції Пірсона та Евклідової відстані між діловими циклами. В якості альтернативи іноді застосовується індекс узгодженості Д. Гардінга й А. Пагана, який враховує лише збіг у часі фаз ділових циклів. З огляду на те, що ці показники роблять наголос на різних аспектах синхронізації і не призводять до еквівалентних висновків, у цілях

повноти аналізу в рамках цього дисертаційного дослідження застосовуються всі з перелічених показників. На основі систематизації існуючих емпіричних досліджень синхронізації ділових циклів було з'ясовано, що трьома головними детермінантами синхронізації є торговельна інтеграція, фінансова інтеграція і схожість галузевої спеціалізації. З огляду на існування комплексних взаємозв'язків між цими детермінантами, в цьому дисертаційному дослідженні їхній ефект на синхронність ділових циклів досліджується за допомогою системи одночасних рівнянь та методу триступневих найменших квадратів, що дозволяє врахувати непрямі ефекти цих взаємозв'язків.

4. Поворотні точки ділових циклів країн ЄС утворюють тісні кластери навколо певних дат, що дає змогу датувати еталонний цикл ЄС. Головними подіями в цьому еталонному циклі були, у т.ч.: рецесія 1992Q2–1993Q3 (криза Європейського механізму регулювання обмінних курсів); рецесія 2008Q2–2009Q1 (Велика рецесія); рецесія 2011Q3–2013Q1, (Криза державного боргу в Єврозоні); і рецесія 2020Q1–2020Q2 (пандемія COVID-19). Зазначені кризи були суто європейськими, або, у випадку Великої рецесії і пандемії COVID-19, мали певні виміри, що були характерними лише для країн ЄС. Це дає апріорні підстави стверджувати, що існує спільний діловий цикл ЄС. На додаток до цього було виявлено, що діловий цикл України характеризується більш глибокими рецесіями у порівнянні з країнами ЄС (середня амплітуда рецесій у випадку України складає -20,48%; середнє по ЄС складає -7,56%). Нарешті, було доведено, що фази ділового циклу України збігаються у часі з фазами еталонного циклу ЄС. Зокрема, значення індексу узгодженості Д. Гардінга й А. Пагана складає 0,76 у випадку України, а середнє по ЄС складає 0,83.
5. Спільний діловий цикл ЄС можна ефективно змоделювати за допомогою двох спільних факторів в моделі TVP-DFM-SV; вихідні фактори з цієї моделі відповідають попередньо датованій хронології еталонного циклу ЄС. При цьому, перший фактор відображає загальну економічну динаміку в

ЄС, а другий — регіональні відмінності між західними і східними країнами. Тим не менш, стандартний підхід до моделювання волатильності цих факторів за допомогою нормального розподілу призводить до її переоцінення за нормальних умов та недооцінення в кризові періоди (як приклад — під час пандемії COVID-19), що викривляє оцінки ключових параметрів моделі. Щоб вирішити цю проблему, для моделювання волатильності було запозичено так званий розподіл підкови з біоінформатики і методику оцінки параметрів в моделях SMM з галузі інформаційних технологій. Було продемонстровано, що цей новий крос-дисциплінарний підхід може відтворити різке й екстремальне зростання волатильності, що спостерігалось на початку пандемії COVID-19 і, у випадку України, воєнної агресії із сторони Російської Федерації.

6. Ступінь синхронності ділового циклу України з країнами ЄС головним чином визначається глобальними шоками. Ці шоки мають сильний, негативний ефект на синхронність ділових циклів, що пояснюється відмінностями у чутливості до них різних країн. Зокрема, під час пандемії COVID-19, рецесія в Україні була більш помірною, ніж у країнах ЄС (темпи приросту реально ВВП України в 2020Q2 склали -5,42%, а в середньому по ЄС — -10,85%). Після ізоляції ефектів глобальних шоків за допомогою моделі TVP-DFM-SV було виявлено, що синхронність ділового циклу України з країнами ЄС у більшості випадків мала тренд до зростання до 2022 р., особливо у період після набуття чинності ПВЗВТ. Відповідно до модифікованого коефіцієнта кореляції П. Черкейра і Р. Мартінса, діловий цикл України в середньому був на 22,10% більш синхронізованим з країнами ЄС у період 2016Q1–2021Q4, ніж у попередні роки. Крім цього, відповідно до стандартного коефіцієнта кореляції Пірсона, діловий цикл України є в середньому на 24,35% більш синхронізованим з північними, центральними і східними країнами ЄС, ніж західними і південними країнами. Нарешті, чутливість ділового циклу України до спільного ділового циклу ЄС впала на 9,38% протягом періоду 2007Q–2020Q2, проте

це не мало негативного ефекту, адже спільний діловий цикл ЄС характеризується асиметрією на користь негативних шоків.

7. Торговельна інтеграція і схожість секторальної спеціалізації, як детермінанти синхронності ділових циклів, мають позитивний ефект: зростання інтенсивності двосторонньої торгівлі на 1% призводить до зростання Фішер-трансформованого коефіцієнта кореляції ділових циклів на 0,0012 а зростання схожості секторальної спеціалізації на 1% — 0,0027 одиниць. Отже, ефект схожості секторальної спеціалізації є приблизно в двічі більшим за ефект торговельної інтеграції. Тим не менш, торговельна інтеграція також має додатковий позитивний ефект через непрямий канал: зростання інтенсивності двосторонньої торгівлі на 1,00% призводить до зростання схожості секторальної спеціалізації на 0,07%. З іншої сторони, ефект фінансової інтеграції залишається неоднозначним і залежить від конкретного визначення цього феномена: у випадку застосування проксі-показника де-факто фінансових потоків, ефект на синхронність ділових циклів є негативним; у випадку застосування де-юре проксі-показника фінансової інтеграції, ефект є позитивним. Незважаючи на це, є певні свідчення, що фінансова інтеграція сприяє транскордонній трансмісії національних шоків.
8. Практичними рекомендаціями щодо державних заходів для забезпечення подальшої інтеграції з ЄС і синхронізації ділових циклів є по-перше, визначення чорних металів в якості пріоритетної групи експортних товарів в рамках наступної Експортної стратегії, а також активізація торговельної дипломатії для уникнення відновлення антидемпінгового мита проти цієї групи товарів у період післявоєнного відновлення. Це обґрунтовується тим, що Україна має значний експортний потенціал щодо чорних металів, проте її частка на головних ринках ЄС є несуттєвою. Зокрема, у 2021 р. Німеччина імпортувала чорних металів на 35,35 млрд. доларів США, а частка України склала лише 0,77%. По-друге, є доцільним доповнення «Стратегії пом'якшення валютних обмежень, переходу до більшої гнучкості

обмінного курсу та повернення до інфляційного таргетування» НБУ, яка передбачає поступову лібералізацію фінансового ринку України, більш зобов'язувальним документом за участі європейських партнерів. Нарешті, модернізація економіки України з більшим наголосом на сектор послуг у період післявоєнного відновлення може мати потужний ефект через неабияку роль схожості секторальної спеціалізації в синхронізації ділових циклів.

Таким чином, після врахування ефектів глобальних шоків та виключаючи період 2022-2023 р., діловий цикл України мав загальну тенденцію до зростання синхронності з країнами ЄС. Це знову підтверджує, що Україна є дуже перспективним майбутнім членом ЄС, адже синхронність ділових циклів є важливою передумовою успішної економічної інтеграції, зокрема в аспекті запровадження спільної економічної політики. Тим не менш, залишається суттєвий простір для поглиблення інтеграції у період до набуття членства, що буде мати ефект подальшої синхронізації ділових циклів. А зокрема — це стимулювання експорту промислових товарів до ЄС, а також лібералізація фінансового ринку України з метою залучення інвестицій.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Say, J. B. (1836). A treatise on political economy; or The production, distribution, and consumption of wealth. Philadelphia: Grigg & Elliot, 269 pp. <https://socialsciences.mcmaster.ca/econ/ugcm/3ll3/say/treatise.pdf>.
2. Bleaney M.F. (1976). Underconsumption theories: A history and critical analysis. London: Lawrence and Wishart, 262 pp.
3. Benkemoune R. (2009). Charles Dunoyer and the emergence of the idea of an economic cycle. *History of Political Economy*, 41(2), 271-295. <https://doi.org/10.1215/00182702-2009-003>.
4. Besomi D. (2009). Clément Juglar and his contemporaries on the causes of commercial crises. *European Journal of Social Sciences*, XLVII-143, 17-47. <https://doi.org/10.4000/ress.110>.
5. Kitchin J. (1923). Cycles and trends in economic factors. *The Review of Economics and Statistics*, 5(1), 10-16. <https://doi.org/10.2307/1927031>.
6. Goldstein J.S. (1985). Kondratieff waves as war cycles. *International Studies Quarterly*, 29(4), 411-444. <https://doi.org/10.2307/2600380>.
7. Kuznets S.S. (1930). Secular movements in production and prices; their nature and prices: Their nature and their bearings upon cyclical fluctuations. Boston and New York: Houghton Mifflin Company, The Riverside Press Cambridge, 536 pp.
8. Roodman D. (2020). On the probability distribution of long-term changes in the growth rate of the global economy: An outside view. *Economics*, 81 pp. <https://www.semanticscholar.org/paper/On-the-probability-distribution-of-long-term-in-the-Roodman/fa7ce959925acc83d1ec48f88decda6051c80a91>.
9. Schumpeter J.A. (1939). Business cycles: A theoretical, historical, and statistical analysis of the capitalist process. New York Toronto London: McGraw-Hill Book Company, 461 pp.
10. Дербенцев В., Овчаренко А., Луняк І. (2021). Спектральний аналіз середньо- та довгострокових економічних циклів. *Вчені записки: зб. наук. пр. ДВНЗ “Київ. нац. екон. ун-т ім. Вадима Гетьмана”*, 22, С. 27–36. URL:

<http://193.110.163.202/bitstream/handle/2010/38186/Luniak.pdf?sequence=1&isAllowed=y>.

11. Derbentsev V.D., Ovcharenko A.A., Datsenko N.V., Hrabariev A.V. (2021). Cross-spectral analysis of long-term economic cycles. *Scientific Bulletin of Mukachevo State University. Series "Economics"*, 8(4), 53-59. URL: https://economics-msu.com.ua/web/uploads/pdf/Scientific%20Bulletin%20of%20MSU.%20Series%20Economics_2021_Vol.%208,%20No.%204_53-59.pdf.
12. Handbook on cyclical composite indicators: For business cycle analysis. EuroStat, Luxembourg, Publications Office of the European Union, 2017, 560 pp. <https://ec.europa.eu/eurostat/web/products-manuals-and-guidelines/-/ks-gq-17-003>.
13. Burns A.F., Mitchell W.C. (1946). *Measuring business cycles*. National Bureau of Economic Research, Series: Studies in Business Cycles, 560 pp. <https://www.nber.org/books-and-chapters/measuring-business-cycles>.
14. Mintz I. (1969). *Dating postwar business cycles: Methods and their application to Western Germany, 1950-67*. National Bureau of Economic Research, 111 pp. <https://www.nber.org/books-and-chapters/dating-postwar-business-cycles-methods-and-their-application-western-germany-1950-67>.
15. 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).
16. Anas J., L. Ferrara (2004), Detecting cyclical turning points: The ABCD approach and two probabilistic Indicators. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2004/2. <https://doi.org/10.1787/jbcma-v2004-art12-en>.
17. Celov D., Comunale M. (2021). *Business cycles in the EU: A comprehensive comparison across methods*. Discussion Paper Series No. 26/2021: Lietuvos bankas, Vilnius, Lithuania. DOI: 10.1108/S0731-90532022000044B004.

18. Federal Reserve Economic Data (FRED): Economic Data. URL: <https://fred.stlouisfed.org>.
19. The composite indexes of leading, coincident, and lagging indicators. The Conference Board, USA. URL: <https://www.conference-board.org/data/bci/index.cfm?id=2160#BCI106>.
20. Monnet E., Puy D. (2016). Has globalization really increased business cycle synchronization? International Monetary Fund, Working Paper No. 2016/054, 55 pp. URL: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Has-Globalization-Really-Increased-Business-Cycle-Synchronization-43777>.
21. Keynes J.M. (1936). The general theory of employment, interest, and money. ISN, ETH Zurich, 190 pp.
22. Morley J., Piger, J. (2012). The asymmetric business cycle. The Review of Economics and Statistics, 94(1), 208-221. URL: <https://www.jstor.org/stable/41349170>.
23. Samuelson P.A. (1939). Interactions between the multiplier analysis and the principle of acceleration. The Review of Economics and Statistics, 21(2), 75-78. URL: <https://doi.org/10.2307/1927758>.
24. Harrod R.F. (1939). An essay in dynamic theory. The Economic Journal, 49(193), 14-33. <https://doi.org/10.2307/2225181>.
25. Domar E.D. (1946). Capital expansion, rate of growth, and employment. Econometrica, 14(2), 137-147. <https://doi.org/10.2307/1905364>.
26. Minsky H.P. (1992). The financial instability hypothesis. The Jerome Levy Economics Institute of Bard College, Working Paper No. 74. URL: <https://www.levyinstitute.org/pubs/wp74.pdf>.
27. Kalecki M. (1943). Political aspects of full employment. The Political Quarterly, 14, 322-330. <https://doi.org/10.1111/j.1467-923X.1943.tb01016.x>.
28. Nordhaus W.D. (1975). The political business cycle. The Review of Economic Studies, 42(2), 169-190. <https://doi.org/10.2307/2296528>.
29. Hibbs D.A. (1977). Political parties and macroeconomic policy. The American Political Science Review, 71(4), 1467-1487. <https://doi.org/10.2307/1961490>.

30. Friedman M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58, 1-17. URL: <https://www.aeaweb.org/aer/top20/58.1.1-17.pdf>.
31. Edmund Phelps's contributions to macroeconomics. Advanced information on Sveriges Riksbank Prize in Economic Sciences in Memory of Alfred Nobel. URL: <https://www.nobelprize.org/uploads/2018/06/advanced-economicsciences2006.pdf>.
32. Muth J.F. (1961). Rational expectations and the theory of price movements. *Econometrica*. 29(3), 315-335. <https://doi.org/10.2307/1909635>.
33. Lucas R.E. (1975). An equilibrium model of the business cycle. *Journal of Political Economy*, 83(6), 1113-1144. URL: <http://www.jstor.org/stable/1830853>.
34. Lucas R.E. (1977). Understanding business cycles. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Volume 5, 7-29. [https://doi.org/10.1016/0167-2231\(77\)90002-1](https://doi.org/10.1016/0167-2231(77)90002-1).
35. Lucas R.E. (1976). Econometric policy evaluation: A critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46. [https://doi.org/10.1016/S0167-2231\(76\)80003-6](https://doi.org/10.1016/S0167-2231(76)80003-6).
36. Kydland F.E., Prescott E.C. (1982). Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica*, 50(6), 1345-1370. <https://doi.org/10.2307/1913386>.
37. Tinbergen J., Klaassen L.H, Koyck L.M, Witteveen H.J. (1959). *Jan Tinbergen - Selected Papers. Books (Jan Tinbergen)*. North-Holland Publishing Company, Amsterdam. URL: <http://hdl.handle.net/1765/15944>.
38. Kaldor N. (Rational). Capital accumulation and economic growth. In: Hague D.C. (eds), *The Theory of Capital*. International Economic Association Series. Palgrave Macmillan, London. https://doi.org/10.1007/978-1-349-08452-4_10.
39. Finn Kydland and Edward Prescott's contribution to dynamic macroeconomics: The time consistency of economic policy and the driving forces behind business cycles. Nobel Prize in Economics documents 2004-1, Nobel Prize Committee, 2004. URL: https://ideas.repec.org/p/ris/nobelp/2004_001.html.

40. Summers L.H. (1986). Some skeptical observations on real business cycle theory. *Quarterly Review*, 10(4), 23–27. URL: https://econpapers.repec.org/article/fipfedmqr/y_3a1986_3ai_3afall_3ap_3a23-27_3an_3av.10no.4.htm.
41. Філіпенко А.С. (2014). Сучасні теоретичні підходи в дослідженні світового господарства і міжнародних економічних відносин. *Актуальні проблеми міжнародних відносин*, 121 (2), 11-15. URL: <http://apir.iir.edu.ua/index.php/apmv/article/download/2395/2128>.
42. Del Negro M., Otrok C. (2008). Dynamic factor models with time-varying parameters: measuring changes in international business cycles. Federal Reserve Bank of New York. 2008. Staff Reports 326. https://www.newyorkfed.org/research/staff_reports/sr326.html.
43. Frankel J.A., Rose A.K. (1998). The endogeneity of the optimum currency area criteria. *The Economic Journal*, 108(449), 1009-1025. URL: <https://www.jstor.org/stable/2565665>.
44. Cerqueira P.A., Martins R. (2009). Measuring the determinants of business cycle synchronization using a panel approach. *Economics Letters*, 102(2), 106-108. <https://doi.org/10.1016/j.econlet.2008.11.016>.
45. International Monetary Fund. Research Dept. Dancing Together? Spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages. *World Economic Outlook*, October 2013, Chapter 3. 2013. P. 81-111.
46. Kalemli-Ozcan S., Papaioannou E., Peydró J.-I. (2013). Financial regulation, financial globalization, and the synchronization of economic activity. *The Journal of Finance*, 68, 1179-1228. <https://doi.org/10.1111/jofi.12025>.
47. Cesa-Bianchi A., Imbs J., Saleheen J. (2019). Finance and synchronization. *Journal of International Economics*, 116, 74-87. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2018.08.007>.
48. Coe D.T., Helpman E. (1995). International R&D spillovers. *European Economic Review*, 39(5), 859-887. [https://doi.org/10.1016/0014-2921\(94\)00100-E](https://doi.org/10.1016/0014-2921(94)00100-E).

49. Imports, Exports and Mirror Data with UN COMTRADE. The World Bank, 2010. URL: https://wits.worldbank.org/wits/wits/witshelp/content/data_retrieval/T/Intro/B2.Imports_Exports_and_Mirror.htm.
50. Fidrmuc J. (2004). The endogeneity of the optimum currency area criteria, intra-industry trade, and EMU enlargement. *Contemporary Economic Policy*, 22, 1-12. <https://doi.org/10.1093/cep/byh001>.
51. Grubel H.G., Lloyd P.J. (1971). The empirical measurement of intra-industry trade. *Economic Record*, 47, 494-517. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.1971.tb00772.x>.
52. Gruben W.C., Koo J., Millis E. (2002). How much does international trade affect business cycle synchronization? Federal Reserve Bank of Dallas, Research Department Working Paper 0203. URL: <https://www.dallasfed.org/~media/documents/research/papers/2002/wp0203.pdf>.
53. Zholos T., Khvatov Yu., Mazurenko V. (2021). Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. *Proceedings Book of the 5th International Congress of Social Sciences Research*. Editors Çetin T., Özüdoğru H., Kara H. Ankara, Turkey, 2021, pp. 98-111. ISBN: 978-975-7604-34-1
54. Kose M.A., Yi K.-M. (2006). Can the standard international business cycle model explain the relation between trade and comovement? *Journal of International Economics*, 68(2), 267-295. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.07.002>.
55. Di Giovanni J., Levchenko A.A. (2010). Putting the parts together: trade, vertical linkages, and business cycle comovement. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 95-124. URL: <https://www.aeaweb.org/articles?id=10.1257/mac.2.2.95>.
56. Duval R.A., Cheng K.C., Oh K.H., Saraf R. (2014). Trade integration and business cycle synchronization: a reappraisal with focus on Asia. *IMF Working*

- Papers, Working Paper No. 2014/052. URL: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2016/12/31/Trade-Integration-and-Business-Cycle-Synchronization-A-Reappraisal-with-Focus-on-Asia-41460>.
57. Lee D. (2019). Trade linkages and international business cycle comovement: Evidence from Korean industry data. IMF Working Papers, Working Paper No. 2019/116.
URL: <https://www.imf.org/en/Publications/WP/Issues/2019/05/24/Trade-Linkages-and-International-Business-Cycle-Comovement-Evidence-from-Korean-Industry-Data-46915>.
 58. Davis J.S. (2014). Financial integration and international business cycle comovement. *Journal of Monetary Economics*, 64, 99-111. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2014.01.007>.
 59. What is the coordinated portfolio investment survey (CPIS)? The CPIS dataset, International Monetary Fund. URL: <https://datahelp.imf.org/knowledgebase/articles/505725-what-is-the-coordinated-portfolio-investment-surve>.
 60. The external wealth of nations database. URL: <https://www.brookings.edu/research/the-external-wealth-of-nations-database>.
 61. Coordinated Direct Investment Survey (CDIS). International Monetary Fund Data: Access to Macroeconomic & Financial Data. URL: <https://data.imf.org/?sk=40313609-F037-48C1-84B1-E1F1CE54D6D5>
 62. Locational banking statistics. Bank for International Settlements (BIS) Data Portal. URL: <https://data.bis.org/topics/LBS>.
 63. Imbs J. (2004). Trade, finance, specialization, and synchronization. *The Review of Economics and Statistics*, 86(3), 723-734. URL: <http://www.jstor.org/stable/3211793>.
 64. Backus D.K., Kehoe P.J., Kydland, F.E. (1992). International real business cycles. *Journal of Political Economy*, 100(4), 745-775. <http://www.jstor.org/stable/2138686>.

65. Obstfeld M., Rogoff K. (2000). The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause? In: NBER Macroeconomics Annual 2000, Volume 15, Eds. Bernanke B.S., Rogoff K., MIT Press, 2001, p. 339-412. URL: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c11059/c11059.pdf>.
66. Imbs J. (2006). The real effects of financial integration. *Journal of International Economics*, 68(2), 296-324. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2005.05.003>.
67. Kalemli-Ozcan S., Sørensen B.E., Yosha O. (2001). Economic integration, industrial specialization, and the asymmetry of macroeconomic fluctuations. *Journal of International Economics*, 55(1), 107-137. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(01\)00097-6](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(01)00097-6).
68. Мазуренко В.І., Жолос Т.О. (2020). Канали трансмісії екзогенних шоків в умовах глобальної економічної взаємозалежності. В «Ризики в сучасній системі міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова. Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 207 с. Підрозділ 1.4, С. 61-75. ISBN: 978-966-439-636-0.
69. Antonakakis N., Tondl G. (2014). Does integration and economic policy coordination promote business cycle synchronization in the EU?. *Empirica*, 41, 541-575. <https://doi.org/10.1007/s10663-014-9254-2>.
70. Baxter M., Kouparitsas M.A. (2005). Determinants of business cycle comovement: a robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.08.002>.
71. Bower U., Guillemineau C. (2006). Determinants of business cycle synchronization across euro area countries. The European Central Bank Working Paper Series, No. 587. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp587.pdf>.
72. Мазуренко В.І., Жолос Т.О. (2020). Зв'язок між цифровізацією процесу управління ланцюгами постачання та циклічністю зростання ВВП: кейс-стаді Європейського Союзу. В «Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова.

Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 236 с. Підрозділ 2.3, С. 205-215. ISBN 978-966-933-121-2.

73. Zholos T., Mazurenko V. (2023). Business cycle trends within the European core and periphery: Implications for Ukraine. *Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics*. 1(222)/2023, 56-62. URL: <https://econom.bulletin.knu.ua/issue/view/183/171>.
74. Artis M., Marcellino M., Proietti, T. (2004). Dating business cycles: A methodological contribution with an application to the Euro area. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66, 537-565. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0084.2004.00092.x>.
75. Anas J., Billio M., Ferrara L., Mazzi G.L. (2008). A system for dating and detecting turning points in the Euro area. *The Manchester School*, 76, 549-577. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9957.2008.01076.x>.
76. Pacella C. (2021). Dating the Euro area business cycle: An evaluation. Bank of Italy, Working Paper No. 1332. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3852808>.
77. 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>.
78. Data Catalog. Global Economic Monitor. The World Bank. Dataset v.3. URL: <https://datacatalog.worldbank.org/search/dataset/0037798/Global-Economic-Monitor>.
79. EU key indicators. Eurostat. URL: <https://ec.europa.eu/eurostat>.
80. Crude Oil Prices - 70 Year Historical Chart. MacroTrends. URL: <https://www.macrotrends.net/1369/crude-oil-price-history-chart>.
81. Bean C., Symons J. (1989). Ten years of Mrs. T. *NBER Macroeconomics Annual 1989, Volume 4* (Eds. Blanchard O.J., Fischer S.), MIT Press, pp. 13-72. URL: <https://www.nber.org/system/files/chapters/c10962/c10962.pdf>.
82. Miller M. (1981). The medium term financial strategy: an experiment in coordinating monetary and fiscal policy. *Fiscal Studies: The Journal of Applied Public Economics*, 2(2), 50-60. <https://doi.org/10.1111/j.1475-5890.1981.tb00463.x>.

83. Kose M.A., Sugawara N., Terrones M.E. (2020). Global recessions. World Bank Group, Policy Research Working Paper 9172, pp. 1-71. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-9172>.
84. Eichengreen B. (2019). Globalizing capital: A history of the international monetary system. Third Edition (NED-New edition). Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvd58rxg>.
85. Bundesbank Act. Deutsche Bundesbank Eurosystem, 2013. URL: <https://www.bundesbank.de/en/homepage/bundesbank-act-618304>.
86. Chalstrom A.C. (1994). Inflation in the European community: A study before and after German unification. Honors Projects. Paper 46. URL: https://digitalcommons.iwu.edu/econ_honproj/46.
87. Höpner M., Spielau A. (2018) Better than the Euro? The European Monetary System (1979-1998). *New Political Economy*, 23(2), 160-173. <https://doi.org/10.1080/13563467.2017.1370443>.
88. Szczepanski M. (2019). A decade on from the crisis: Main responses and remaining challenges. EPRS | European Parliamentary Research Service, Briefing, PE 642.253. URL: [https://www.europarl.europa.eu/thinktank/en/document/EPRS_BRI\(2019\)642_253](https://www.europarl.europa.eu/thinktank/en/document/EPRS_BRI(2019)642_253).
89. Communication from the Commission to the European Council - A European Economic Recovery Plan. EUR-Lex, Document 52008DC0800. URL: <https://eur-lex.europa.eu/legal-content/EN/ALL/?uri=CELEX%3A52008DC0800>.
90. Delivorias A. (2015). Monetary policy of the European Central Bank: Strategy, conduct and trends. EPRS | European Parliamentary Research Service, In-depth analysis. URL: [https://www.europarl.europa.eu/thinktank/en/document/EPRS_IDA\(2015\)549005](https://www.europarl.europa.eu/thinktank/en/document/EPRS_IDA(2015)549005).

91. How the EU took account of lessons learned from the 2008-2012 financial and sovereign debt crises. European Court of Auditors, Review No. 5. URL: <https://www.eca.europa.eu/en/publications?did=55047>.
92. European banking supervision. European Central Bank. URL: <https://www.bankingsupervision.europa.eu/about/html/index.en.html>.
93. European Stability Mechanism (ESM). URL: <https://www.esm.europa.eu>.
94. European Central Bank, Monthly Bulletin 03 | 2012. URL: <https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/mobu/mb201203en.pdf>.
95. Global Economic Effects of COVID-19: Overview (Updated February 14, 2022). Congressional Research Service. URL: <https://crsreports.congress.gov/product/pdf/R/R46270>.
96. Adler G., Casas C., Cubeddu L.M, Gopinath G., Li N., Meleshchuk S., Buitron C.O., Puy D., Timmer Y. (2020). Dominant currencies and external adjustment. International Monetary Fund, Staff Discussion Notes No. 2020/005. URL: <https://www.imf.org/en/Publications/Staff-Discussion-Notes/Issues/2020/07/16/Dominant-Currencies-and-External-Adjustment-48618>.
97. EU Vocabularies. Publication Office of the European Union. URL: <https://op.europa.eu/en/web/eu-vocabularies/dataset/-/resource?uri=http://publications.europa.eu/resource/dataset/eurovoc>.
98. Stock J.H., Watson M.W. (1989). New indexes of coincident and leading economic indicators. NBER Macroeconomics Annual 1989, 4, 351-394. URL: <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/654119>.
99. Mumtaz H., Musso A. (2021). The evolving impact of global, region-specific, and country-specific uncertainty. *Journal of Business & Economic Statistics*, 39(2), 466-481. <https://doi.org/10.1080/07350015.2019.1668798>.
100. Harding D., Pagan A. (2016). The econometric analysis of recurrent events in macroeconomics and finance. Princeton University Press, Series: The Econometric and Tinbergen Institutes Lectures, 232 pp. URL:

<https://press.princeton.edu/books/hardcover/9780691167084/the-econometric-analysis-of-recurrent-events-in-macroeconomics-and>.

101. Bańbura M., Giannone D., Reichlin, L. (2010). Large Bayesian vector auto regressions. *Journal of Applied Econometrics*, 25, 71-92. <https://doi.org/10.1002/jae.1137>.
102. Cogley T., Sargent T.J. (2005). Drifts and volatilities: monetary policies and outcomes in the post WWII US. *Review of Economic Dynamics*, 8(2), 262-302. <https://doi.org/10.1016/j.red.2004.10.009>.
103. Primiceri G.E. (2005). Time varying structural vector autoregressions and monetary policy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 821-852. <https://doi.org/10.1111/j.1467-937X.2005.00353.x>.
104. Makalic E., Schmidt D.F. (2016). A simple sampler for the horseshoe estimator. *IEEE Signal Processing Letters*, 23, 179-182. DOI:10.1109/LSP.2015.2503725.
105. Prüser J. (2021). The horseshoe prior for time-varying parameter VARs and monetary policy. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 129:104188. <https://doi.org/10.1016/j.jedc.2021.104188>.
106. Carvalho C.M., Polson N.G., Scott J.G. (2010). The horseshoe estimator for sparse signals. *Biometrika*, 97(2), 465-480. <https://doi.org/10.1093/biomet/asq017>.
107. Carvalho C.M., Polson N.G., Scott J.G. (2009). Handling sparsity via the horseshoe. *Proceedings of the 12th International Conference on Artificial Intelligence and Statistics (AISTATS) 2009, Clearwater Beach, Florida, USA. Proceedings of Machine Learning Research*, 5, 73-80. URL: <https://proceedings.mlr.press/v5/carvalho09a/carvalho09a.pdf>.
108. Cattell R.B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276. DOI: 10.1207/s15327906mbr0102_10.
109. Kaiser H.F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, XX(1), 141-151. URL: <https://journals.sagepub.com/doi/10.1177/001316446002000116>.

110. The Wall Street Journal. URL: <https://www.wsj.com>.
111. Belke A., Domnick C., Gros D. (2017). Business cycle synchronization in the EMU: Core vs. periphery. *Open Economies Review*, 28, 863-892. <https://doi.org/10.1007/s11079-017-9465-9>.
112. Ahlborn M., Wortmann M. (2018). The core–periphery pattern of European business cycles: A fuzzy clustering approach. *Journal of Macroeconomics*, 55, 12-27. <https://doi.org/10.1016/j.jmacro.2017.08.002>.
113. Bartlett W., Prica I. (2017). Interdependence between core and peripheries of the European economy: secular stagnation and growth in the Western Balkans. *European Journal of Comparative Economics*, 14 (1), 123-139. DOI: 10.25428/1824-2979/201701-123-139.
114. Чугаєв О.А. (2019). Синхронність економічних циклів в умовах європейської інтеграції. *Журнал європейського і порівняльного права*, 11(3-4), 22-27. URL: <http://journals.iir.kiev.ua/index.php/pravo/article/download/4011/3659#page=22>.
115. Zholos T.A., Mazurenko V.I. (2023). Ukraine within the system of European business cycles: a cluster analysis. *Modern Economics*, 39, 39-45. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V39\(2023\)-06](https://doi.org/10.31521/modecon.V39(2023)-06).
116. Forbes K.J., Rigobon R. (2002). No contagion, only interdependence: Measuring stock market comovements. *The Journal of Finance*, 57, 2223-2261. URL: <http://www.jstor.org/stable/3094510>.
117. Corsetti G., Pericoli M., Sbracia M. (2005). Some contagion, some interdependence: More pitfalls in tests of financial contagion. *Journal of International Money and Finance*, 24(8), 1177-1199. URL: <https://ideas.repec.org/a/eee/jimfin/v24y2005i8p1177-1199.html>.
118. Cerqueira P.A. (2013). A closer look at the world business cycle synchronization. *International Economics and Economic Policy*, 10, 349-363. <https://doi.org/10.1007/s10368-013-0233-z>.

119. Mei Z., Phillips P.C.B., Shi Z. (2022). The boosted HP filter is more general than you might think. arXiv:2209.09810v1. URL: <https://ssrn.com/abstract=4224809>.
120. Phillips P.C.B., Shi Z. (2021). Boosting: why you can use the HP filter. *International Economic Review*, 62, 521-570. <https://doi.org/10.1111/iere.12495>.
121. Regional Trade Agreements Database. WTO OMC. URL: <https://rtais.wto.org/UI/PublicMaintainRTAHome.aspx>.
122. Direction of Trade Statistics Quarterly. IMF Data. URL: <https://data.imf.org/?SK=9D6028D4-F14A-464C-A2F2-59B2CD424B85>.
123. The United Nations Comtrade database. URL: <https://comtrade.un.org>.
124. Мазуренко В.І., Поліщук Л.С., Жолос Т.О. (2019). Кількісні ефекти регіональних торговельних угод. Актуальні проблеми міжнародних відносин: Збірник наукових праць. 2019; 141(2), 163-172. ISSN 2308-6912.
125. Irish GDP up by 26.3% in 2015? Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD, Paris, October 2016. URL: <https://www.oecd.org/sdd/na/Irish-GDP-up-in-2015-OECD.pdf>.
126. Zholos T., Mazurenko V. (2023). Estimating the business cycle of Ukraine under the conditions of large external compound shocks. *Modern Economics*, 38, 51-57. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V38\(2023\)-08](https://doi.org/10.31521/modecon.V38(2023)-08).
127. OECD's global knowledge base. OECD Economic Outlook, Volume 2023 Issue 1. OECDiLibrary. URL: https://www.oecd-ilibrary.org/sites/ce188438-en/index.html?itemId=/content/publication/ce188438-en&_csp_=f8e326092da6dbbbef8fbfa1b8ad3d52&itemIGO=oecd&itemContentType=book
128. Шворак Л.О. (2020). Міжнародна економічна інтеграція: ризики для національних економік країн-учасниць. *International relations, part "Economic sciences"*, 1(23), С. 45-49.

129. Ljungqvist L., Sargent T.J. (2018). Recursive macroeconomic theory, fourth edition. The MIT Press, 1480 pp. URL: <https://mitpress.mit.edu/9780262038669/recursive-macroeconomic-theory>.
130. Cesa-Bianchi A. (2017). Discussion of "Has globalization really increased business cycle synchronization?". First CEBRA-BOE-IFM Annual Meeting. URL: <https://drive.google.com/file/d/1SA8XoYfbZDLmSKy3tZ6P3vvpkAt9a5CL/view>.
131. Inklaar R., Jong-A-Pin R., de Haan J. (2008). Trade and business cycle synchronization in OECD countries—A re-examination. *European Economic Review*, 52(4), 646-666. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2007.05.003>.
132. Chinn M.D., Ito H. (2008). A new measure of financial openness. *Journal of Comparative Policy Analysis: Research and Practice*, 10(3), 309-322. DOI: 10.1080/13876980802231123.
133. Chinn M.D., Ito H. The Chinn-Ito Index: A de jure measure of financial openness. URL: https://web.pdx.edu/~ito/Chinn-Ito_website.htm.
134. Mosconi R., Paruolo P. (2014). Rank and order conditions for identification in simultaneous system of cointegrating equations with integrated variables of order two. SSRN, 1-18. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2393306>.
135. Shepherd B., Doytchinova H.S., Kravchenko A. (2019). The gravity model of international trade: a user guide [R version]. Bangkok: United Nations ESCAP. URL: <https://www.unescap.org/resources/gravity-model-international-trade-user-guide-r-version>.
136. Imbs J., Wacziarg R. (2003). Stages of diversification. *American Economic Review*, 93 (1), 63-86. DOI: 10.1257/000282803321455160.
137. Buchanan B.G., Le Q.V., Rishi M. (2012). Foreign direct investment and institutional quality: Some empirical evidence. *International Review of Financial Analysis*, 21, 81-89. <https://doi.org/10.1016/j.irfa.2011.10.001>.
138. La Porta R.L., Lopez-de-Silanes F., Shleifer A., Vishny R.W. (1998). Law and finance. *Journal of Political Economy*, 106(6), 1113-1155. <https://doi.org/10.1086/250042>.

139. Pistor K., Raiser M., Gelfer S. (2000). Law and finance in transition economies. *Economics of Transition*, 8, 325-368. <https://doi.org/10.1111/1468-0351.00047>.
140. Dziuba P., Shtogrin K. (2020). Home bias as a key behavioral deviation of portfolio investors decisions. *Actual Problems of International Relations*, 1(145), 72–82. <https://doi.org/10.17721/apmv.2020.145.1.72-82>.
141. United Nations. Department of Economic and Social Affairs: Statistics. *Statistical Yearbook*, 65th Issue (2022). URL: <https://unstats.un.org/unsd/publications/statistical-yearbook>.
142. Conte M., Cotterlaz P., Mayer T. (2022). The CEPII Gravity database. CEPII Working Paper N°2022-05, July 2022. URL: <http://www.cepii.fr/%5C/anglaisgraph/bdd/gravity.htm>.
143. Yang J. (2020). Interpreting regression coefficients for log-transformed variables. Cornell Statistical Consulting Unit. Statnews #83. URL: https://cscu.cornell.edu/wp-content/uploads/83_logv.pdf.
144. Ng E.C.Y. (2010). Production fragmentation and business-cycle comovement. *Journal of International Economics*, 82(1), 1-14. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2010.06.002>.
145. Eggoh J., Belhadj A. (2015). Business Cycles in the Maghreb: Does trade matter? *Journal of Economic Integration*, 30(3), 553-576. DOI: <https://doi.org/10.11130/jei.2015.30.3.553>.
146. Foreign direct investment, net inflows (% of GDP) – Ukraine. International Monetary Fund, International Financial Statistics and Balance of Payments databases, World Bank, International Debt Statistics, and World Bank and OECD GDP estimates. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/BX.KLT.DINV.WD.GD.ZS?locations=UA>.
147. Balassa B., Noland M. (1989). "Revealed" comparative advantage in Japan and the United States. *Journal of Economic Integration*, 4(2), 8-15. DOI: <https://doi.org/10.11130/jei.1989.4.2.8>.

148. Stellan R., Danna-Buitrago J. P. (2022). Which revealed comparative advantage index to choose? Theoretical and empirical considerations. *CEPAL Review*, 138, 45-66. <https://doi.org/10.18356/16840348-2022-138-3>.
149. Закон України “Про Митний тариф України” від 19.10.2022 № 2697-IX. URL: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/2697-IX#Text>.
150. Shnyrkov O., Chugaiev O. (2023). Economic integration of Ukraine: context of the Russian-Ukrainian war. *Journal of European Economy*, 22(1), 48–69. <https://doi.org/10.35774/jee2023.01.048>.
151. Глущенко А. (2022). Сталевий «Рамштайн», або що ЄС і США реально можуть зробити для України. *ГМК CENTER*. URL: <https://gmk.center/ua/posts/stalevij-ramshtajn-abo-shho-ies-i-ssha-realno-mozhut-zrobiti-dlya-ukraini>.
152. Перелік чинних антидемпінгових, компенсаційних та захисних заходів щодо української продукції. Міністерство економіки України, інформаційні ресурси, 28.08.2023. URL: <https://me.gov.ua/Documents/Detail?lang=uk-UA&id=082485da-0071-490a-9ec0-a5e520b3ca02&title=CHinniAntidempingovi-KompensatsiiniTaZakhisniZakhodiSchodoUkrainskoiProduktsii>.
153. Regulation (EU) 2022/870 of the European Parliament and of the Council of 30 May 2022 on temporary trade-liberalisation measures supplementing trade concessions applicable to Ukrainian products under the Association Agreement between the European Union and the European Atomic Energy Community and their Member States, of the one part, and Ukraine, of the other part. *EUR-Lex*, Access to European Union law, Document 32022R0870. URL: <https://eur-lex.europa.eu/eli/reg/2022/870/oj>.
154. Regulation (EU) 2023/1077 of the European Parliament and of the Council of 31 May 2023 on temporary trade-liberalisation measures supplementing trade concessions applicable to Ukrainian products under the Association Agreement between the European Union and the European Atomic Energy Community and their Member States, of the one part, and Ukraine, of the other part. *EUR-*

- Lex, Access to European Union law, Document 32023R1077. URL: <https://eur-lex.europa.eu/eli/reg/2023/1077>.
155. Trade defence investigations. European Commission. URL: <https://tron.trade.ec.europa.eu/investigations/case-history?caseId=2199>.
156. Експортна стратегія України: Дорожня карта стратегічного розвитку торгівлі 2017-2021. Міністерство економічного розвитку і торгівлі України. URL: <https://www.me.gov.ua/Documents/Download?id=9c28f3ae-434f-408b-990d-d04c0bb12cbc>.
157. Експортна стратегія України: Дорожня карта стратегічного розвитку торгівлі 2017-2021. Міжнародний торговельний центр (МТЦ). URL: <https://www.me.gov.ua/Documents/Download?id=7413494b-4fdb-4c8c-892a-a8d7a56f3303>.
158. Яворський П., Ніколаєва О., Шепотило О., Хорунжа М., Таран С., Челмакіна К. Як збільшити та диверсифікувати український експорт до Німеччини? Звіт Центру аналітики зовнішньої торгівлі Trade+ Київської школи економіки на виконання Експортної стратегії України («дорожньої карти» стратегічного розвитку торгівлі) на 2017-2021 роки. URL: <https://www.me.gov.ua/Documents/Download?id=6c398721-9fb1-4b37-a512-be2710d75ce8>.
159. Ito H., Chinn M. (2022). Notes on The Chinn-Ito Financial Openness Index: 2020 Update. URL: https://web.pdx.edu/~ito/Readme_kaopen2020.pdf.
160. IMF AREAER Database. URL: <https://www.elibrary-areaer.imf.org/Pages/Home.aspx>.
161. Постанова Правління Національного банку України №8 від 2 січня 2019 р. “Про затвердження Положення про порядок здійснення уповноваженими установами аналізу та перевірки документів (інформації) про валютні операції”. URL: https://bank.gov.ua/ua/legislation/Resolution_02012019_8.
162. Постанова Правління Національного банку України № 5 від 02 січня 2019 року "Про затвердження Положення про заходи захисту та визначення

- порядку здійснення окремих операцій в іноземній валюті". URL: https://bank.gov.ua/ua/legislation/Resolution_02012019_5.
163. Постанова Правління Національного банку України №14 від 3 лютого 2021 р. "Про внесення змін до Положення про заходи захисту та визначення порядку здійснення окремих операцій в іноземній валюті". URL: <https://zakon.rada.gov.ua/laws/show/v0014500-21#n11>.
164. Закон України "Про цінні папери та фондовий ринок". Національна комісія з цінних паперів та фондових ринків, № 3480-IV від 29.05.2006 р. URL: <https://www.nssmc.gov.ua/documents/zakon-ukrani-pro-tsnn-papери-ta-fondoviy-rinok>.
165. Про внесення зміни до Положення про заходи захисту та визначення порядку здійснення окремих операцій в іноземній валюті. Постанова Правління Національного банку України №78 від 18 червня 2019 р. URL: https://bank.gov.ua/ua/legislation/Resolution_18062019_78.
166. Стратегія пом'якшення валютних обмежень, переходу до більшої гнучкості обмінного курсу та повернення до інфляційного таргетування. Національний банк України. URL: <https://bank.gov.ua/ua/news/all/strategiya-pomyakshennya-valyutnih-obmejen-perehodu-do-bilshoyi-gnuchkosti-obminnogo-kursu-ta-povernennya-do-inflyatsiynogo-targetuvannya>.
167. Сіденко С. (2004). Соціально-економічний вимір сучасної глобалізації. Міжнародна економічна політика, 1, 72-93. URL: <https://journals.uran.ua/jiep/article/view/27424>.
168. Сіденко С.В. (2021). Особливості функціонування світової економічної системи в умовах глобалізації. В "Міжнародні економічні відносини та національна економічна діяльність: сучасний стан, проблеми та тенденції розвитку", колективна монографія. Полтава: ПП "Астроя", 2021 р. 147 с. Підрозділ 1.1, С. 7-18. URL: https://rep.btsau.edu.ua/bitstream/BNAU/6502/1/International_economic_relations.pdf.

169. Bry G., Boschan C. (1971). Programmed selection of cyclical turning points. In: *Cyclical Analysis of Time Series: Selected Procedures and Computer Programs*, Eds. Bry G. & Boschan C. National Bureau of Economic Research, pp. 7-63.
170. National Centre for Economic Research (NCER) – Data and code. URL: <https://www.ncer.edu.au/resources/data-and-code.php>.
171. US business cycle expansions and contractions. National Centre for Econometric Research, 2023. URL: <https://www.nber.org/research/data/us-business-cycle-expansions-and-contractions>.
172. Carter C.K., Kohn R. (1994). On Gibbs sampling for state space models. *Biometrika*, 81(3), 541-553. <https://doi.org/10.2307/2337125>.
173. Amir-Ahmadi P., Matthes, C., Wang M.-C. (2020). Choosing prior hyperparameters: With applications to time-varying parameter models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 38(1), 124-136. doi: 10.1080/07350015.2018.1459302.
174. Mumtaz H., Theophilopoulou A. (2020). Monetary policy and wealth inequality over the great recession in the UK. An empirical analysis. *European Economic Review*, 130, 103598. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2020.103598>.
175. Jacquier E., Polson N.G., Rossi P.E. (1994). Bayesian analysis of stochastic volatility models. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 371-389. <https://doi.org/10.2307/1392199>.
176. Andrieu C., Doucet A., Holenstein R. (2010). Particle Markov chain Monte Carlo methods. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 72, 269-342. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9868.2009.00736.x>.
177. Lindsten F., Jordan M.I., Schön T.B. (2014). Particle Gibbs with ancestor sampling. *Journal of Machine Learning Research*, 15(63), 2145–2184. URL: <https://jmlr.org/papers/volume15/lindsten14a/lindsten14a.pdf>.

178. Lindsten A., Bunch P., Singh S.S., Schön T.B. (2015). Particle ancestor sampling for near-degenerate or intractable state transition models. arXiv:1505.06356v1. URL: <https://doi.org/10.48550/arXiv.1505.06356>.
179. Rogers T.J., Schön T.B., Lindholm A., Worden K., Cross E.J. (2019). Identification of a Duffing oscillator using particle Gibbs with ancestor sampling. *Journal of Physics: Conference Series*. 1264(1), 012051. doi: 10.1088/1742-6596/1264/1/012051.
180. Juretig F. (2019). *R statistics cookbook*. Packt Publishing Ltd., Birmingham, UK, 448 pp. ISBN 9781789802566.

**ПЕРЕЛІК ОПУБЛІКОВАНИХ ПРАЦЬ ТА ВІДОМОСТІ ПРО
АПРОБАЦІЮ ДОСЛІДЖЕНЬ**

Праці, в яких опубліковані основні наукові результати дисертації:

1. Мазуренко В.І., Поліщук Л.С., **Жолос Т.О.** Кількісні ефекти регіональних торговельних угод. Актуальні проблеми міжнародних відносин: Збірник наукових праць. 2019; 141(2): 163-172. ISSN 2308-6912. *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*
2. Мазуренко В.І., **Жолос Т.О.** Зв'язок між цифровізацією процесу управління ланцюгами постачання та циклічністю зростання ВВП: кейс-стаді Європейського Союзу. В «Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова. Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 236 с. Підрозділ 2.3, С. 205-215. ISBN 978-966-933-121-2. *(Особистий внесок здобувача – с. 207-213).*
3. Мазуренко В.І., **Жолос Т.О.** Канали трансмісії екзогенних шоків в умовах глобальної економічної взаємозалежності. В «Ризики в сучасній системі міжнародних економічних відносин», монографія за ред. О.І. Шниркова. Київ: ВЦП «Київський університет», 2020 р., 207 с. Підрозділ 1.4, С. 61-75. ISBN: 978-966-439-636-0. *(Особистий внесок здобувача – с. 63-73).*
4. **Zholos T., Mazurenko V.** Business cycle trends within the European core and periphery: Implications for Ukraine. Bulletin of Taras Shevchenko National University of Kyiv. Economics. 2023; 1(222): 56-62. DOI: <https://doi.org/10.17721/1728-2667.2023/222-1/7>. *(Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті).*

5. **Zholos T.**, Mazurenko V. Estimating the business cycle of Ukraine under the conditions of large external compound shocks. *Modern Economics*. 2023; 38: 51-57. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V38\(2023\)-08](https://doi.org/10.31521/modecon.V38(2023)-08). (*Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті*).
6. **Zholos T.A.**, Mazurenko V.I. Ukraine within the system of European business cycles: a cluster analysis. *Modern Economics*. 2023; 39: 39-45. DOI: [https://doi.org/10.31521/modecon.V39\(2023\)-06](https://doi.org/10.31521/modecon.V39(2023)-06). (*Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті*).

Опубліковані праці апробаційного характеру:

1. **Жолос Т.О.** Вплив діджиталізації в ЄС на циклічність зростання ВВП. *Науково-практична конференція «Діджиталізація сучасної системи міжнародних економічних відносин»*, м. Київ, 21 листопада 2019 р. – С. 35-37.
2. **Жолос Т.О.** Ендогенність оптимальних валютних зон – випадок Єврозони. *Міжнародна науково-практична конференція «Нормативна сила Європейського Союзу»*, м. Київ, 29-30 травня 2020 р. *Журнал європейського і порівняльного права*, 2020 р., 12(1-2): 135-141.
3. **Жолос Т.О.** Співвідношення ділових циклів України та ЄС у період 2001-2020 років. *Міжнародна науково-теоретична конференція «Стратегічне позиціонування України в сучасному міжнародному просторі»*, м. Київ, 15 жовтня 2020 р. - С. 54-56.
4. **Жолос Т.О.** Ризики екзогенних шоків в умовах глобальної синхронізації ділових циклів. *Науково-практична конференція «Ризики в системі сучасних міжнародних економічних відносин: виклики та можливості»*,

м. Київ, 26-27 листопада 2020 р. Міжнародні відносини, Серія “Економічні науки”, 2020 р., №23: 64-66.

5. **Zholos T., Khvatov Yu., Mazurenko V.** Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. Proceedings Book of the 5th International Congress of Social Sciences Research. Editors Çetin T., Özüdoğru H., Kara H. Ankara, Turkey, 2021, pp. 98-111. ISBN: 978-975-7604-34-1. (*Особистий внесок здобувача – аналіз літературних джерел, інформаційний пошук, статистичне опрацювання результатів, графічна підготовка результатів для публікації, написання першої версії статті*).
6. **Жолос Т.О.** Проблема гетерогенності досліджень в економічній літературі. *XIX Міжнародна науково-практична конференція «Шевченківська весна 2021»*, м. Київ, 29 березня 2021 р. Частина II Аспіранти. – С. 127-131.
7. **Жолос Т.О.** Вплив угоди про поглиблену та всеохоплюючу зону вільної торгівлі на синхронізацію ділових циклів України та ЄС . Міжнародна науково-практична конференція *«Системний аналіз міжнародних економічних відносин»*, м. Київ, 24-25 червня 2021 р. - С. 217-220.
8. **Zholos T., Khvatov Yu., Mazurenko V.** Does trade enhance business cycle synchronization? A meta-analysis of over 20 years of evidence. *V International Congress of Social Sciences Research*. Ankara, Turkey, 26-27 October, 2021. – P. 16.
9. **Жолос Т.О.** Чи сприяє поглиблена і всеохопна зона вільної торгівлі інклюзивному зростанню в Україні? *Міжнародна науково-практична конференція «Угода про асоціацію з ЄС як інструмент забезпечення стійкості економіки України»*, м. Київ, 25-26 листопада 2021 р. – Ч. 1, С. 137-139.

РОЗ'ЯСНЕННЯ ДО МЕТОДІВ ДОСЛІДЖЕННЯ

А.1. Алгоритми датування специфічних і еталонних циклів Д. Гардінга - А. Пагана

Алгоритм датування класичних циклів А. Бернса й У. Мітчелла (1946 р.) був адаптований NBER й автоматизований для місячних даних за допомогою алгоритму Брай-Бошан (1971 р.). Суть цього алгоритму полягає у визначенні потенційних дат поворотних точок циклу як локальних максимумів і мінімумів, після чого до них застосовуються *правила цензурування* (англ. *censoring rules*) для визначення остаточних поворотних точок [169, с. 19-29]. Фаза експансії потім визначається як інтервал (мінімум, максимум), а фаза рецесії — інтервал (максимум, мінімум). Д. Гардінг і А. Паган запропонували квартальну версію цього алгоритму (BBQ, англ. *Bry-Boschan quarterly algorithm*), що ґрунтується на застосуванні чотирьох правил до часового ряду y :

- локальний максимум визначається як $\{\Delta_2 y_t > 0, \Delta y_t > 0, \Delta y_{t+1} < 0, \Delta_2 y_{t+2} < 0\}$, локальний мінімум — $\{\Delta_2 y_t < 0, \Delta y_t < 0, \Delta y_{t+1} > 0, \Delta_2 y_{t+2} > 0\}$, тобто локальний максимум (мінімум) визначається за допомогою симетричного вікна двох найближчих кварталів;
- локальні максимуми і мінімуми обов'язково чергуються;
- мінімальною тривалістю фази є два квартали;
- мінімальною тривалістю завершеного циклу є п'ять кварталів.

В алгоритмі *BBQ*, правилами цензурування є правила щодо мінімальної тривалості фаз і завершених циклів [15, с. 368-369]. На додаток до перелічених правил, Д. Енгл (2007 р.) запропонував п'яте правило, що допускає винятки з правила про мінімальну тривалість фази рецесії у випадку $\Delta y_t > 10,4\%$ [170]. Порівняння офіційних дат рецесій NBER і дат рецесій, отриманих шляхом застосування алгоритму *BBQ* до логарифму реального ВВП США, представлено на Рис. А.1.

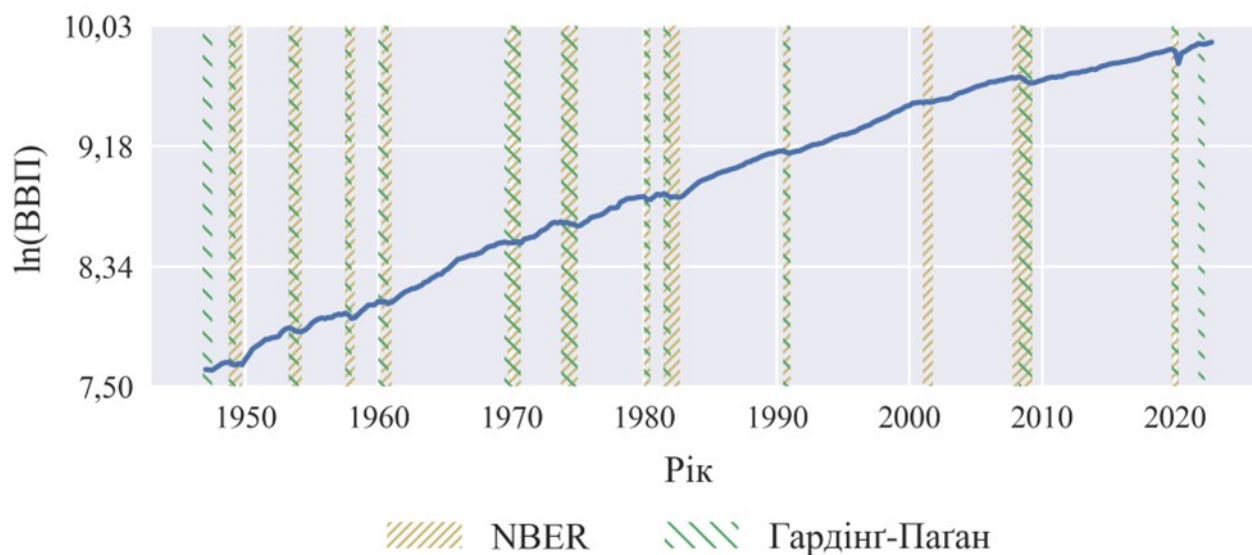


Рисунок А.1. Рецесії США відповідно до NBER й алгоритму Д. Гардінга -А. Пагана. Заштриховані стовпчики окреслюють рецесії.
Джерело: побудовано автором на основі даних з [18, 171].

Д. Гардінг і А. Паган також запропонували апроксимацію алгоритму датування еталонного циклу NBER (НРА, англ. *Harding and Pagan algorithm*), що ґрунтується на застосуванні чотирьох правил до N специфічних циклів.

- В момент часу t визначається кількість кварталів до найближчого локального максимуму (мінімуму) для кожного специфічного циклу. В результаті отримується матриця розміру $T (t = 1, \dots, T) \times N (i = 1, \dots, N)$, що позначається як $m^P_{i,t}$ у випадку локальних максимумів і $m^T_{i,t}$ у випадку локальних мінімумів;
- В медіанних елементах матриці $m^{P(T)}_{i,t}$ по вісі i , за аналогією до алгоритму *BBQ*, визначаються локальні мінімуми. Ці локальні мінімуми тлумачяться як потенційні поворотні точки в еталонному циклі.
- Оскільки медіанні елементи матриці $m^{P(T)}_{i,t}$ по вісі i є дискретними, для визначення поворотної точки серед декількох однакових послідовних медіанних елементів розглядаються більш високі процентилі або $(m^{P(T)}_{i,t})^2$.

- Нарешті, до вихідних векторів потенційних поворотних точок застосовуються правила алгоритму *BBQ* щодо чергування та мінімальної тривалості фаз і завершених циклів [77, с. 75-77; 100, с. 54-58].

СПЕЦИФІКАЦІЯ МОДЕЛІ TVP-DFM-SV, ДЖЕРЕЛА ДАНИХ Й АЛГОРИТМ ОЦІНКИ ПАРАМЕТРІВ

Б.1. Специфікація моделі

Версія динамічної факторної моделі Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], що використовується в цьому дисертаційному дослідженні, математично визначається наступною системою рівнянь і співвідношень:

$$X_{i,t} = B_{i,t}F_t + v_{i,t}, \quad (\text{Б1.1})$$

$$v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + e_{i,t}, \text{VAR}(e_{i,t}) = h_{i,t}, \quad (\text{Б1.2})$$

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + \dots + \beta_p F_{t-p} + e_{0,t}, \text{VAR}(e_{0,t}) = \Omega_t, \quad (\text{Б1.3})$$

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \xi_{i,t}, \text{VAR}(\xi_{i,t}) = Q_i, \quad (\text{Б1.4})$$

$$\Omega_t = A^{-1}H_t(A^{-1})^T, H_t = \text{diag}(Sh_{0,t}), \quad (\text{Б1.5})$$

$$\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \text{VAR}(\eta_{i,t}) = \tau_i^2 \lambda_{i,t}^2, \quad (\text{Б1.6})$$

$$[e_{0,t}^T, e_{i,t}^T, \xi_{i,t}^T, \eta_{i,t}^T]^T \sim N(0, \Sigma), \quad \Sigma = \begin{bmatrix} \Omega_t & 0 & 0 & 0 \\ 0 & h_t & 0 & 0 \\ 0 & 0 & Q & 0 \\ 0 & 0 & 0 & V(\eta_{i,t}) \end{bmatrix}, \quad (\text{Б1.7})$$

де $h_t = \text{diag}(h_{1,t}, \dots, h_{N,t})$; $Q = \text{diag}(Q_1, \dots, Q_N)$; $V(\eta_{i,t}) = \text{diag}(\tau_i^2 \lambda_{i,t}^2)$.

В моделі є $N = 29$ країн, $K = 2$ факторів і $p = 2$ лагів. Ідентифікуючі припущення цієї моделі описуються в підрозділі 2.2 основної частини цієї дисертації.

Примітка щодо нотації: коли математична операція стосується повного вектору, використовується нотація $1:T$; нотація для операцій з частиною вектору є аналогічною.

Б.2. Апріорні розподіли й стартові значення

Б.2.1. Фактори

Стартові значення факторів (F_t) отримуються як перші K компонентів з аналізу головних компонентів (PCA). Щоб симулювати апостеріорні фактори, алгоритм К. Картера і Р. Кона (1994 р.) [172] потребує специфікації апріорного

розподілу для початкових умов факторів $F_{0|0}$. Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], припускається, що апіорний розподіл початкових умов факторів є нормальним розподілом:

$$F_{0|0} \sim MN(F_0^{PCA}, I_K), \quad (\text{Б.2.1})$$

де F_0^{PCA} є *PCA* оцінкою факторів в момент часу $t = 1$, а I_K є одиничною матрицею розміру K .

Б.2.2. Факторні навантаження

Як у випадку з факторами, факторні навантаження також потребують специфікації апіорного розподілу початкових умов $B_{i,0|0}$ для застосування алгоритму К. Картера і Р. Кона (1994 р.) [172]. Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99] *PCA* оцінки факторів з підрозділу Б.2.1 використовуються для отримання оцінки постійних факторних навантажень B_i^{ols} та їхніх коваріаційних матриць $V(B_i^{ols})$ шляхом N числа незалежних *OLS* регресій рівняння (Б1.1) для попередньої вибірки, що складається з $T_0 = 20$ спостережень. Нарешті, припускається, що апіорний розподіл початкових умов факторних навантажень є нормальним розподілом:

$$B_{i,0|0} \sim MN(\hat{B}_i^{ols}, V(\hat{B}_i^{ols})). \quad (\text{Б.2.2})$$

Б.2.3. Коваріаційні матриці похибок факторних навантажень

Відповідно до методології Т. Коглі і Т. Сарджента (2005 р.) [102], апіорним розподілом Q_i є обернений розподіл Уїшарта:

$$Q_i \sim IW(\bar{Q}_i, T_0), \quad (\text{Б.2.3})$$

де матриця масштабу \bar{Q}_i встановлюється як $V(\hat{B}_i^{ols}) \times \kappa$, а ступені вільності T_0 дорівнюють розміру попередньої вибірки - 20.

Особливо важливим є вибір значення параметру масштабу κ , адже це контролює ступінь часової варіації у факторних навантаженнях $B_{i,t}$. Відповідно до звичайної практики в галузі моделей *TVP*, κ встановлюється на рівні $3,5e-4$; як було роз'яснено Т. Коглі і Т. Сарджентом (2005 р.) [102], це

значення параметру κ відповідає «бізнес-як-завжди» апріорному ступеню часової варіації у факторних навантаженнях⁸¹.

Б.2.4. Коефіцієнти VAR

Відповідно до методології М. Банбури та ін. (2010 р.) [101], апріорний розподіл коефіцієнтів VAR $\beta = [\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p]$ є нормальним оберненим розподілом Уїшартра й імплементується за допомогою наступних фіктивних спостережень:

$$Y_d = \begin{pmatrix} \text{diag}(\delta_1 \sigma_1, \dots, \delta_K \sigma_K) / \lambda \\ 0_{K(p-1) \times K} \\ \dots \\ \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_K) \\ \dots \\ 0_{1 \times K} \\ \dots \\ \text{diag}(\delta_1 \mu_1, \dots, \delta_K \mu_K) / \tau \end{pmatrix},$$

$$X_d = \begin{pmatrix} J_p \otimes \text{diag}(\sigma_1, \dots, \sigma_K) / \lambda & 0_{Kp \times 1} \\ \dots & \dots \\ 0_{K \times Kp} & 0_{K \times 1} \\ \dots & \dots \\ 0_{1 \times Kp} & 0_\varepsilon \\ \dots & \dots \\ (1_{1 \times p}) \otimes \text{diag}(\delta_1 \mu_1, \dots, \delta_K \mu_K) / \tau & 0_{K \times 1} \end{pmatrix}, \quad (\text{Б2.4})$$

де δ_j і σ_j відповідно є OLS оцінками коефіцієнта на першому лагу й стандартного відхилення похибок з AR(1) моделі для j -го PCA фактора, що оцінюється для попередньої вибірки, яка складається з $T_0 = 20$ спостережень, μ_j є вибіркоvim середнього j -го PCA фактора, J_p є діагональною матрицею $\text{diag}(1, 2, \dots, p)$, а λ , ε і τ є параметрами, що контролюють інформативність апріорного розподілу.

⁸¹ Як альтернативу, П. Амір-Ахмаді та ін. (2020 р.) [173] запропонували підхід до встановлення значення κ , що ґрунтується на специфічних характеристиках вхідних даних.

Як було роз'яснено М. Банбурою та ін. (2010 р.) [101], перший блок⁸² фіктивних спостережень в (B2.4) відповідає попередній гіпотезі, що коефіцієнти на перших лагах залежних змінних дорівнюють δ_j ⁸³, а всі інші коефіцієнти — 0; менше значення λ передбачає більшу інформативність цієї гіпотези. Другий блок відповідає попередній гіпотезі щодо магнітуди коваріаційної матриці коефіцієнтів. Третій блок відповідає неінформативній попередній гіпотезі щодо розміру констант, що імплементується шляхом встановлення ε на рівні дуже малого числа. Нарешті, четвертий блок відповідає попередній гіпотезі, що сума коефіцієнтів лагів дорівнює 1; менше значення τ передбачає більшу інформативність цієї гіпотези. Відповідно до рекомендацій М. Банбури та ін. (2010 р.) [101], зазначені параметри встановлюються як $\lambda = 0,1$, $\varepsilon = 0,001$ і $\tau = \lambda \times 10$.

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Теофілопулу (2020 р.) [174], для коефіцієнтів серійної кореляції $\rho = [\rho_0, \dots, \rho_N]$ встановлюється неінформативний нормальний апріорний розподіл:

$$\rho \sim MN(0, I_N), \quad (\text{B2.5})$$

де I_N — одинична матриця розміру N .

Б.2.5. Стохастична волатильність

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], стартові значення факторного SVOL і SVOL ідіосинкратичних компонентів встановлюються як вихідні волатильності з $K + N$ числа одновимірних SVOL моделей, оцінених для залишків рівнянь (B1.1) і (B2.2) за допомогою алгоритму незалежності МН, який був запропонований Е. Жак'є та ін.

⁸² Блоки відмежовуються пунктирним лініями.

⁸³ В оригінальному формулюванні цього апріорного розподілу, δ_j фіксується на рівні 1 чи 0, що відповідно відцентрує цей апріорний розподіл на випадковому блуканні з дрифтом або білому шумі (із середнім значенням, що потенційно є відмінним від 0).

(1994 р.)⁸⁴ [175]. У випадку факторного SVOL, стартові значення спільного SVOL отримуються як перший головний компонент з *PCA* аналізу K числа окремих факторних SVOL. В підрозділі В.2.6 окремі факторні SVOL і спільний факторний SVOL відповідно позначаються за допомогою верхнього підкреслення як $\bar{h}_{j,t}$ і \bar{h}_t^{PCA} .

Варто відзначити, що алгоритм Е. Жак'є та ін. (1994 р.) [175] у свою чергу також вимагає специфікації стартових значень SVOL, на додаток до апіорних розподілів початкових умов і дисперсії похибок рівнянь SVOL. У випадку факторного SVOL, ці величини відповідно встановлюються як $lnh_{j,t} = ln(e_{j,t}^2) + 0,0001$, $lnh_{j,0} \sim N(0,10)$ і $g_0 \sim IG(0,01,1)$.

Відповідні величини у випадку SVOL ідіосинкратичних компонентів встановлюються аналогічним чином ($lnh_{i,t} = ln(e_{i,t}^2) + 0,0001$ і $lnh_{i,0} \sim N(0,10)$); виняток складає дисперсія рівнянь SVOL ідіосинкратичних компонентів, для котрої замість апіорного розподілу встановлюється фіксоване значення 0,01. Це обґрунтовується тим, що стартові значення SVOL ідіосинкратичних компонентів мають несуттєвий вплив на статистичні висновки в повній моделі за умови конвергенції її параметрів (на відмінну від цього, стартові значення факторного SVOL використовуються для встановлення одного з апіорних розподілів в підрозділі В.2.6).

⁸⁴ На практиці, відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], залишки рівнянь (Б1.1) і (Б1.2) апроксимуються відповідно як різниці першого порядку *PCA* факторів та ідіосинкратичних компонентів; альтернативно, ці залишки можна оцінити за допомогою OLS.

Б.2.6. Елементи коваріаційної матриці похибок факторів

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], апріорним розподілом елементів масштабу $S = [s_1, \dots, s_K]$ є обернений гамма розподіл:

$$s_j \sim IG(\bar{s}_j, 1), \quad (\text{Б2.6})$$

де апріорний параметра масштабу \bar{s}_j для j -го фактора встановлюється як *OLS* оцінка коефіцієнта з наступної регресії:

$$\bar{h}_{j,t} = \bar{s}_j \bar{h}_t^{PCA} + \eta_{j,t}, \quad (\text{Б2.7})$$

де $\bar{h}_{j,t}$ і \bar{h}_t^{PCA} відповідно є стартовими значеннями окремих факторних SVOL і спільного факторного SVOL, що були отримані в підрозділі Б.2.5. Варто зауважити, що $\bar{s}_j = [\bar{s}_1, \dots, \bar{s}_K]$ нормалізуються таким чином, щоб значення \bar{s}_1 дорівнювало 1.

Апріорним розподілом недіагональних елементів

$$A_{j_{col}j_{row}} = \begin{cases} 1_{j_{col}j_{row}} & \text{якщо } j_{col} = j_{row}, \\ 0_{j_{col}j_{row}} & \text{якщо } j_{col} > j_{row}, \\ a_{j_{col}j_{row}} & \text{якщо } j_{col} < j_{row}. \end{cases}$$

є нормальний розподіл:

$$a \sim MN(\hat{a}^{ols}, V(\hat{a}^{ols})), \quad (\text{Б2.8})$$

де \hat{a}^{ols} є недіагональними елементами оберненої матриці від нижньотрикутної матриці L з LDL^T -декомпозиції коваріаційної матриці залишків з K числа AR(1) моделей, що були оцінені за допомогою OLS в підрозділі Б.2.4.; припускається, що $V(\hat{a}^{ols})$ є діагональним і встановлюється як $diag(\hat{a}^{ols} \times 10)$.

Б.2.7. Дисперсія рівняння стохастичної волатильності

Відповідно до методології Я. Прусера (2021 р.) [105], для дисперсії SVOL у рівнянні (Б1.6) встановлюється глобально-локальний апріорний розподіл підкови, який був запропонований К. Карвальє та ін. (2010 р.) [106]. Відповідно до цього апріорного розподілу, глобальний параметр масштабу

(який позначається як τ) і локальні параметри масштабу (які позначаються як λ) розподілені відповідно до позитивної половини розподілу Коші:

$$(\tau_0, \tau_i) \sim C^+(0,1), \quad (\text{Б2.9})$$

$$(\lambda_{0,t}, \lambda_{i,t}) \sim C^+(0,1). \quad (\text{Б2.10})$$

Відповідно до методології Е. Макаліка і Д. Шмідта (2016 р.) [104], стартові значення всіх глобальних і локальних параметрів масштабу встановлюються на рівні 1; стартові значення допоміжних змінних, які використовуються для семплінгу τ і λ в підрозділі В.3.4-В.3.5, встановлюються на рівні 1.

Б.3. Гіббс-семплінг

Симулювання з умовних апостеріорних розподілів параметрів моделі здійснюється шляхом Гіббс-семплінгу. Алгоритм збирає 30 000 семплів по кожному з параметрів, перші 10 000 з котрих відкидаються як період, який необхідний для конвергенції алгоритму, а решта 20 000 семплів використовується для подальшого статистичного аналізу. Комп'ютерний код (на мові Python), що використовувався при побудові моделі в цьому дисертаційному дослідженні, базується на коді MATLAB з додаткових матеріалів до статті Х. Мумтаза і А. Муссо 2021 р. [99].

Б.3.1. $G(\beta|\cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t) і елементів коваріаційної матриці похибок факторів (Ω_t), динаміку факторів можна описати VAR(p) з гетероскедастичністю:

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + \dots + \beta_p F_{t-p} + e_{0,t}, \quad e_{0,t} \sim N(0, \Omega_t), \quad (\text{Б3.1})$$

де β_0 — вектор констант розміру K ; $[\beta_1, \dots, \beta_p]$ — квадратні матриці коефіцієнтів VAR розміру $K \times K$; $[F_{t-1}, \dots, F_{t-p}]$ квадратні матриці лагів факторів розміру $K \times K$. Кількість лагів встановлюється на рівні 2, що відповідає двом кварталам даних.

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99] змінні рівняння VAR коригуються на частину гетероскедастичності, що є змінною в часі, після чого до них додаються попередні фіктивні спостереження, що були встановлені в підрозділі А.2.4. Трансформовані таким чином LHS і RHS

рівняння (Б3.1) тоді відповідно є $Y^* = \begin{bmatrix} Y_d \\ \dots \\ \frac{F_{1+p:T}}{\sqrt{h_{0,1+p:T}}} \end{bmatrix}$ і $X^* = \begin{bmatrix} X_d \\ \dots \\ \frac{[F_{p:T-1}, \dots, F_{1:T-p}, 1]}{\sqrt{h_{0,1+p:T}}} \end{bmatrix}$; умовний апостеріорний розподіл

коефіцієнтів VAR є нормальним розподілом:

$$(\beta | \cdot) \sim N(\beta^*, \tilde{\Omega} \otimes ((X^*)^T X^*)^{-1}), \quad (\text{Б3.2})$$

де $\beta^* = ((X^*)^T X^*)^{-1} ((X^*)^T Y^*)$ і $\tilde{\Omega} = A^{-1} \text{diag}(S) (A_1^{-1})^T$.

Б.3.2. $G(A | \cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t), коефіцієнтів VAR (β) й інших елементів коваріаційної матриці похибок факторів (Ω_t), ортогоналізовані залишки рівняння факторів ($\hat{e}_{0,t}$) можна отримати за формулою $A \hat{e}_{0,t} = \hat{e}_{0,t}$, де A є нижньотрикутною матрицею розміру $K \times K$ з одиницями на основній діагоналі й недіагональними елементами $a_{j \text{ col}, j \text{ row}}$, а $\hat{e}_{0,t} = F_t - (\beta_0 + \sum_{p=1}^2 \beta_p F_{t-p})$ є залишками з рівняння (Б3.1). Для простоти нотації, далі розглядається випадок $K = 2$ факторів; це передбачає наступну систему рівнянь з гетероскедастичністю:

$$\begin{cases} \hat{e}_{0,t}^1 = \hat{e}_{0,t}^1 \\ \hat{e}_{0,t}^2 = -a_{12} \hat{e}_{0,t}^1 + \hat{e}_{0,t}^2, \hat{e}_{0,t} \sim N(0, \text{diag}(Sh_{0,t})) \end{cases}, \quad (\text{Б3.3})$$

де надрядкові числа позначають залишки j -го фактора. Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], LHS і RHS змінні другого рівняння системи (Б3.3) відповідно коригуються на гетероскедастичність як

$\hat{e}_{0,t}^{2*} = \frac{\hat{e}_{0,t}^2}{\sqrt{h_{0,t} s_2}}$ і $\hat{e}_{0,t}^{1*} = \frac{\hat{e}_{0,t}^1}{\sqrt{h_{0,t} s_1}}$. Умовний апостеріорний розподіл a_{12} тоді є нормальним розподілом:

$$(a_{12}|\cdot) \sim N(M^*, V^*), \quad (\text{Б3.4})$$

де $V^* = ((V(\hat{a}^{ols}))^{-1} + (\hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{1*})^T \hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{1*})^{-1}$, $M^* = V^* ((V(\hat{a}^{ols}))^{-1} \hat{a}^{ols} + (\hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{1*})^T \hat{e}_{0,1:T}^{2*})$, а \hat{a}^{ols} і $V(\hat{a}^{ols})$ відповідно є попередніми OLS оцінками середнього значення і дисперсії a_{12} , що були встановлені в підрозділі Б.2.6.

У випадку $K > 2$, з апостеріорного умовного розподілу можна симулювати аналогічним чином.

Б.3.3. $G(S|\cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t), коефіцієнтів VAR (β) й інших елементів коваріаційної матриці похибок факторів (Ω_t), умовним апостеріорним розподілом $S = [s_2, \dots, s_K]$ є обернений гамма розподіл:

$$(s_j|\cdot) \sim IG(V_0 + T, s_{0,j} + (\hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{j**})^T \hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{j**}), \quad (\text{Б3.5})$$

де \bar{s}_j і V_0 відповідно є апіорними параметрами масштабу і ступенями вільності, що були встановлені в підрозділі Б.2.6, а $\hat{\varepsilon}_{0,1:T}^{j**} = \frac{\hat{\varepsilon}_{0,1:T}^j}{\sqrt{h_{0,1:T}}}$ є скоригованими на гетероскедастичність залишками з системи рівняння (Б3.3). Варто відзначити, що значення s_1 не симулюється, а фіксується на рівні 1.

Б.3.4. $G(\tau_i^2|\cdot)$

Маючи симульовані значення для SVOL ($h_{i,t}$) і локальних параметрів масштабу ($\lambda_{i,t}^2$), з умовного апостеріорного розподілу τ_i^2 можна симулювати шляхом формулювання позитивної половини розподілу Коші як суміші обернених гамма розподілів, як це було запропоновано Е. Макаліком і Д. Шмідтом (2016 р.) [104]; запропоноване ними формулювання дозволяє застосувати Гіббс-семплінг.

Як було доведено Е. Макаліком і Д. Шмідтом (2016 р.) [104], якщо x і α є випадковими величинами з обернених гамма розподілів $(x^2|\alpha) \sim IG(\frac{1}{2}, \frac{1}{\alpha})$ і

$a \sim IG(\frac{1}{2}, 1)$, тоді $x \sim C^+(0,1)$. Відповідно до методології Я. Прусера (2021 р.) [105], якщо x і a відповідно замінити на τ_i і нову допоміжну змінну v_{τ_i} , τ_i^2 має наступний ієрархічний апріорний розподіл:

$$(\tau_i^2 | v_{\tau_i}) \sim IG(\frac{1}{2}, \frac{1}{v_{\tau_i}}), \quad (B3.6)$$

$$v_{\tau_i} \sim IG(\frac{1}{2}, 1). \quad (B3.7)$$

Умовний апостеріорний розподіл τ_i^2 у цьому формулюванні є спряженим і має аналітичну форму, яка також відповідає оберненому гамма розподілу:

$$(\tau_i^2 | \cdot) \sim IG(\frac{T+1}{2}, \frac{1}{v_{\tau_i}} + \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{(\Delta \ln h_{i,t})^2}{\lambda_{i,t}^2}). \quad (B3.8)$$

Допоміжна змінна v_{τ_i} , у свою чергу, також симулюється з оберненого гамма розподілу:

$$(v_{\tau_i} | \cdot) \sim IG(1, 1 + \frac{1}{\tau_i^2}). \quad (B3.9)$$

Б.3.5. $G(\lambda_{i,t}^2 | \cdot)$

Маючи симульовані значення для SVOL ($h_{i,t}$) і глобального параметру масштабу (τ_i^2), з умовного апостеріорного розподілу $\lambda_{i,t}^2$ можна симулювати, аналогічно до підрозділу Б.3.4, шляхом формулювання позитивної половини розподілу Коші як суміші обернених гамма розподілів:

$$(\lambda_{i,1:T}^2 | \cdot) \sim IG(1, \frac{1}{v_{\lambda_{i,1:T}}} + \frac{1}{2} \frac{(\Delta \ln h_{i,1:T})^2}{\tau_i^2}). \quad (B3.10)$$

$$(v_{\lambda_{i,1:T}} | \cdot) \sim IG(1, 1 + \frac{1}{\lambda_{i,1:T}^2}). \quad (B3.11)$$

Б.3.6. $G(h_{i,t} | \cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t), факторних навантажень ($B_{i,t}$), коефіцієнтів серійної кореляції (ρ_i) і дисперсій похибок SVOL ідіосинкратичних компонентів ($\tau_i^2 \lambda_{i,t}^2$), динаміку кожного ідіосинкратичного компонента можна описати наступною нелінійною SSM:

$$v_{i,t} = \rho_{i,t} v_{i,t-1} + h_{i,t}^{0.5} e_{i,t}, \quad e_{i,t} \sim iidN(0,1), \quad (B3.12)$$

$$\ln h_{i,t} = \ln h_{i,t-1} + \eta_{i,t}, \eta_{i,t} \sim N(0, \tau_i^2 \lambda_{i,t}^2), \quad (\text{Б3.13})$$

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], з умовного апостеріорного розподілу $h_{i,1:T}$ можна симулювати за допомогою багаточастинкового фільтра (*PF*, англ. *Particle filter*). Як було доведено К. Андріє та ін. у своїй революційній статті 2010 р. [176], марківське ядро з інваріантним цільовим розподілом можна побудувати шляхом обумовлення алгоритму *PF* еталонною траєкторією, яка встановлюється детерміністично для кожної ітерації алгоритму семплінгу. Модифікований таким чином алгоритм називається багаточастинковим Гіббс-семплінгом (*PG*, англ. *Particle Gibbs*) і може бути легко інтегрований до будь-якої схеми МСМС-семплінгу. Проте як було зауважено Ф. Ліндстеном та ін. (2014 р.) [177], алгоритм *PG* має проблему дегенерації траєкторій в схемах семплінгу з великою кількістю лонгітюдних спостережень, тобто колапс системи частинок до еталонної траєкторії.

Щоб подолати проблеми дегенерації траєкторій, Ф. Ліндстен та ін. (2014 р.) [177] запропонували модифіковану версію алгоритму *PG*, яку вони йменували багаточастинковим Гіббс-семплінгом з ре-семплінгом індексів-попередників (*PGAS*, англ. *Particle Gibbs with ancestor sampling*). Алгоритм *PGAS* полягає в тому, що індекси-попередники, якими описується генеалогія кожної з частинок еталонної траєкторії (тобто це індекс попередньої частинки в еталонній траєкторії), встановлюються не детерміністично, а шляхом семплінгу із загальної системи частинок. Як було роз'яснено Ф. Ліндстеном та ін. (2014 р.) [177], це має ефект розбиття еталонної траєкторії на декілька сегментів, внаслідок чого система частинок колапсує лише частково.

Оскільки *PGAS* передбачає семплінг нових індексів-попередників частинок еталонної траєкторії з так-званого зворотного ядра *SSM*, Ф. Ліндстен та ін. (2015 р.) [178] продемонстрували, що алгоритм *PGAS* може зводитися до оригінального алгоритму *PG* у випадку (дуже) інформативного зворотного ядра, наприклад, якщо маса ймовірності в ядрі переважним чином (інформативний випадок) чи повністю (дуже інформативний випадок)

зосереджена на оригінальному індексі-попереднику в еталонній траєкторії. Щоб подолати цю проблему, Ф. Ліндстен та ін. (2015 р.) [178] запропонували подальшу модифікацію алгоритму *PGAS*, яку вони йменували *оновленням частинок* (*PGAS-R*, англ. *Particle Gibbs with ancestor sampling and particle rejuvenation*).

Для описання зазначеної модифікації алгоритму вводиться наступна нотація: $h_{1:T}^r$ є (повною) еталонною траєкторією, що була отримана на виході з попередньої ітерації алгоритму; $h_{t:T}^r$ є (частковою) передньою еталонною траєкторією; $\mathcal{E}_{t:\kappa_t} \subseteq h_{t:T}^r$ є довільною підмножиною передньої еталонної траєкторії, де $\kappa_t = \min(T, t + l - 1)$, а l є фіксованим проміжком часу. Крім цього, a_t^m і \bar{w}_t^m відповідно позначають індекси-попередники і (нормалізовані) ваги значущості частинок; надрядкові індекси $m = 1, \dots, M$ позначають частинки. Відповідно до звичайної практики, частинки еталонної траєкторії завжди розміщуються на позиції M .

Як було продемонстровано Ф. Ліндстеном та ін. (2015 р.) [178], між h_{t-1}^m і $h_{\kappa_t+1}^r$ можна побудувати *міст* і значно поліпшити ймовірність семплінгу нових індексів-попередників для частинок еталонної траєкторії шляхом заміни кроку семплінгу індексів-попередників на семплінг із спільного PDF $(a_t, \mathcal{E}_{t:\kappa_t})$: $p(a_t, \mathcal{E}_{t:\kappa_t} | \cdot) \propto \bar{w}_{t-1}^{a_t} f(h_{\kappa_t+1}^r | h_{\kappa_t}^r, \cdot) \left\{ \prod_{s=t+1}^{\kappa_t} f(h_s | h_{s-1}, \cdot) g(v_s | h_s, \cdot) \right\} f(h_t | h_{t-1}^r, \cdot) g(v_t | h_t, \cdot)$, (Б3.14) де $f(h_t | h_{t-1}, \cdot)$ і $g(v_t | h_t, \cdot)$ відповідно є PDF рівнянь (Б3.12) і (Б3.13). З цього розподілу можна здійснити семплінг, якщо побудувати марківське ядро K_t на просторі $\{1, \dots, M\} \times \text{range}(\mathcal{E}_{t:\kappa_t})$ з інваріантним цільовим розподілом (Б3.14); на практиці, Ф. Ліндстен та ін. (2015 р.) [178] рекомендують імплементувати цей алгоритм як частковий випадок *PGAS* на l кроків уперед.

Повна покрокова імплементация алгоритму *PGAS-R* (на основі комп'ютерного коду Т. Роджерса та ін. (2021 р.) [179]) для SVOL ідіосинкратичних компонентів представлено в Алгоритмі 2. В імплементации цього алгоритму в основній частині дисертаційного дослідження використовується $M = 50$ частинок і $l = 1$ стан оновлення.

Алгоритм 2 багаточастинковим Гіббс-семплінгом з ре-семплінгом індексів-попередників і оновленням частинок для моделей із стохастичною волатильністю

Потребує: Еталонна траєкторія ($h_{i,1:T}^r$), фактори (F_t), факторні навантаження ($B_{i,t}$), коефіцієнти серійної кореляції (ρ_i), дисперсії похибок SVOL ідіосинкратичних компонентів ($\tau_i^2 \lambda_{i,t}^2$)

Для $i = 1, \dots, N$

(a): Для $t = 1$

a.1: Встановити $\ln h_{i,t}^M = \ln h_{i,t}^r$.

a.2: Встановити $\ln h_{i,t}^m = 0$ ⁸⁵ для частинок $m = 1, \dots, M - 1$.

a.3: Розрахувати нормалізовані ваги $\bar{w}_{i,t}^m = \frac{w_{i,t}^m}{\sum_{m=1}^M w_{i,t}^m}$ для частинок $m = 1, \dots, M$,
де $w_{i,t}^m = g(v_{i,t} | h_{i,t}^m, \cdot)$.

(b): Від $t = 2$ до T

b.1: Здійснити семплінг індексів-попередників $a_{i,t}^m$ для частинок $m = 1, \dots, M - 1$
з імовірністю $\Pr(a_{i,t}^m = m) \propto \bar{w}_{i,t-1}^m$.

Використати рівняння переходу (Б3.13) щоб пропагувати систему частинок

b.2: в момент часу t шляхом симуляції з $N(\ln h_{i,t-1}^{a_{i,t}^m}, \tau_i^2 \lambda_{i,t}^2)$ для частинок $m = 1, \dots, M - 1$, де $h_{i,t-1}^{a_{i,t}^m}$ є індексом-попередником частинки m з кроку b.1.

⁸⁵ Оскільки початкові умови SVOL, відповідно до методології М. Дель Negro і К. Отрока (2008 р.), фіксуються на рівні 1, частинки в момент часу $t = 1$ не симулюються.

- Здійснити семплінг з розділу $(a_{i,t:\kappa_t}^M, \Xi_{i,t}^*) \sim K_{i,t}((M, \Xi_{i,t:\kappa_t}) \cdot)$ і оновити $\ln h_{i,1:T}^r \leftarrow \{\ln h_{i,1:T}^r \setminus \Xi_{i,t:\kappa_t}^r\} \cup \Xi_{i,t:\kappa_t}^*$.
- b.3: В момент часу $t = T$ цей крок спрощується до звичайного семплінгу індексів-попередників: здійснити ре-семплінг $a_{i,t}^M$ з імовірністю $p(a_{i,t}^M = m) \propto \bar{w}_{i,t-1}^m f(\ln h_{i,t}^r | \ln h_{i,t-1}^m, \cdot)$.
- b.4: Встановити $\ln h_{i,t}^M = \ln h_{i,t}^r$.
- b.5: Розрахувати нормалізовані ваги $\bar{w}_{i,t}^m$ для поточних частинок так само як в кроці а.3.
- (c): На завершення:
- c.1: Здійснити семплінг індексу нової еталонної траєкторії r з імовірністю $p(r = m) \propto \bar{w}_{i,T}^m$.
- (d): На виході з алгоритму повернути $\ln h_{i,1:T} = \ln h_{i,1:T}^r$.

Б.3.7. $G(h_{0,t} | \cdot)$

Маючи симульованні значення для факторів (F_t), коефіцієнтів VAR (β), інші елементи коваріаційної матриці похибок факторів (Ω_t), і дисперсії похибок факторного SVOL ($\tau_0^2 \lambda_{0,t}^2$), з умовного апостеріорного розподілу $h_{0,1:T}$ можна симулювати шляхом застосування Алгоритму 2 до наступної нелінійної SSM:

$$F_t = \beta_0 + \beta_1 F_{t-1} + \dots + \beta_P F_{t-P} + (\Omega_t)^{1/2} e_{0,t}, \quad e_{0,t} \sim iidN(0,1), \quad (\text{Б3.15})$$

$$\Omega_t = A^{-1} \text{diag}(h_{0,t} S) (A^{-1})^T, \quad (\text{Б3.16})$$

$$\ln h_{0,t} = \ln h_{0,t-1} + \eta_{0,t}, \quad \eta_{0,t} \sim N(0, \tau_0^2 \lambda_{0,t}^2). \quad (\text{Б3.17})$$

Так само як в підрозділі Б.3.6, в імплементації цього алгоритму в основній частині дисертації використовується $M = 50$ частинок і $l = 1$ стан оновлення.

Б.3.8. $G(B_{i,t}|\cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t), коваріаційних матриць похибок факторних навантажень (Q_i), коефіцієнтів серійної кореляції (ρ_i) і SVOL ідіосинкратичних компонентів ($h_{i,t}$), та враховуючи припущення, що $B_{i,t}$ є незалежними по i , динаміку вхідних даних можна описати N числом незалежних SSM з гетероскедастичністю й серійною кореляцією; i -та модель має наступний вигляд:

$$X_{i,t} = B_{i,t}F_t + v_{i,t}, \quad (\text{Б3.18})$$

$$v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + e_{i,t}, \quad e_{i,t} \sim N(0, h_{i,t}), \quad (\text{Б3.19})$$

$$B_{i,t} = B_{i,t-1} + \xi_{i,t}, \quad \xi_{i,t} \sim N(0, Q_i). \quad (\text{Б3.20})$$

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], LHS і RHS змінні рівняння (Б3.18) відповідно коригуються на гетероскедастичність і серійну кореляцію як $X_{i,t}^{**} = \frac{(X_{i,t} - \rho_i X_{i,t-1})}{\sqrt{h_{i,t}}}$ і $F_t^{**} = \frac{(F_t - \rho_i F_{t-1})}{\sqrt{h_{i,t}}}$. З умовного апостеріорного розподілу $B_{i,t}$ тоді можна симулювати за допомогою алгоритму К. Картера і Р. Кона (1994 р.) [172] та апріорного розподілу початкових умов $B_{i,0|0}$, що був встановлений в підрозділі Б.2.2.

Б.3.9. $G(Q_i|\cdot)$

Маючи симульовані значення для факторних навантажень ($B_{i,t}$), умовний апостеріорний розподіл Q_i є оберненим розподілом Уїшарта:

$$(Q_i|\cdot) \sim IW(\bar{Q}_i + \xi_{i,1:T}^A \xi_{i,1:T}^A, T_0 + T), \quad (\text{Б3.21})$$

де \bar{Q}_i — апріорна матриця масштабу з підрозділу В.2.3; T_0 — апріорні ступені вільності з підрозділу В.2.3; $\xi_i = B_{i,t} - B_{i,t-1}$ — залишки з рівняння (Б3.20).

Б.3.10. $G(\rho_i|\cdot)$

Маючи симульовані значення для факторів (F_t), факторних навантажень ($B_{i,t}$) і SVOL ідіосинкратичних компонентів ($h_{i,t}$), динаміка ідіосинкратичних компонентів описується гетероскедастичною AR(1) моделлю:

$$v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + e_{i,t}, \quad e_{i,t} \sim N(0, h_{i,t}). \quad (\text{B3.22})$$

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], LHS і RHS рівняння (B3.22) відповідно коригуються на гетероскедастичність як $y_{i,t}^* = \frac{v_{i,t}}{\sqrt{h_{i,t}}}$ і $x_{i,t}^* = \frac{v_{i,t-1}}{\sqrt{h_{i,t}}}$. Умовний апостеріорний розподіл ρ_i тоді є нормальним розподілом:

$$(\rho_i | \cdot) \sim N(M^*, V^*), \quad (\text{B3.23})$$

де $V^* = ((V(\rho_0))^{-1} + (x_{i,1:T}^*)^\top x_{i,1:T}^*)^{-1}$; $M^* = V^* ((V(\rho_0))^{-1} \rho_0 + (x_{i,1:T}^*)^\top y_{i,1:T}^*)$; а ρ_0 і $V(\rho_0)$ відповідно є апріорним середнім і дисперсією ρ_i , що були встановлені в підрозділі Б.2.4.

Б.3.11. $G(F_t | \cdot)$

Маючи симульовані значення для факторних навантажень ($B_{i,t}$), коефіцієнтів VAR (β), елементів коваріаційної матриці похибок факторів (Ω_t), коефіцієнтів серійної кореляції (ρ_i) і SVOL ідіосинкратичних компонентів ($h_{i,t}$), динаміку вхідних даних можна описати SSM з гетероскедастичністю і серійною кореляцією:

$$X_{i,t} = B_{i,t} F_t + v_{i,t}, \quad (\text{B3.24})$$

$$v_{i,t} = \rho_i v_{i,t-1} + e_{i,t}, \quad e_{i,t} \sim N(0, h_{i,t}), \quad (\text{B3.25})$$

$$F_t = \mu + f F_{t-1} + e_{0,t}, \quad e_{0,t} \sim N(0, \Omega_t), \quad (\text{B3.26})$$

де μ і f відповідно є константами і коефіцієнтами VAR у супутній формі.

Відповідно до методології Х. Мумтаза і А. Муссо (2021 р.) [99], LHS і RHS рівняння (B3.24) відповідно коригуються на серійну кореляцію як $X_{i,t}^{***} = (X_{i,t} - \rho_i X_{i,t-1})$ і $F_t^{***} = (F_t - \rho_i F_{t-1})$. З умовного апостеріорного розподілу F_t тоді можна симулювати за допомогою алгоритму К. Картера і Р. Кона (1994 р.) [172] та апріорного розподілу початкових умов $F_{0|0}$, що був встановлений в підрозділі Б.2.1.

Б.4. Аналіз конвергенції моделі

Таблиця Б.4.1.

Аналіз конвергенції моделі TVP-DFM-SV

Параметри моделі (кількість параметрів)	Перцентиль часу інтегрованої автокореляції					Перцентиль абсолютного значення статистики Гевеке				
	min	13	50	87	max	min	13	50	87	max
1. Елементи матриці A (1)	-	-	32,68	-	-	0,16	0,91	2,73	4,41	5,63
2. Елементи вектора S (1)	-	-	10,61	-	-	0,18	0,85	1,79	2,78	2,95
3. Елементи матриці Q (87)	7,22	7,89	8,27	8,71	10,67	0,00	0,16	0,71	1,55	3,69
4. Факторні навантаження (3770)	4,64	7,66	13,72	71,54	173,25	0,00	0,47	2,07	6,1	15,12
5. Фактори (130)	3,92	6,7	12,18	30,27	198,47	0,00	0,40	1,88	4,69	10,1
6. Коефіцієнти VAR (10)	5,98	9,16	13,73	34,77	69,02	0,01	0,38	1,84	4,05	7,57
7. Коефіцієнти серійної кореляції (29)	1,54	2,39	4,85	7,65	12,51	0,00	0,21	0,93	2,25	5,29
8. Стохастичні волатильності (1920)	1,00	1,43	2,52	5,13	35,35	0,00	0,25	1,01	2,32	9,36
9. Параметри τ^2 (30)	30,38	36,69	46,63	54,5	71,35	0,01	0,21	0,94	2,28	4,71
10. Параметри λ^2 (1920)	1,00	1,00	1,05	1,54	26,55	0,00	0,32	1,01	1,92	6,23

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79]. Час інтегрованої автокореляції розраховується як спектральна щільність на нульовій частоті і дорівнює кількості семплів, необхідних для отримання одної незалежної оцінки параметра моделі; прийнято вважати, що алгоритми з часом інтегрованої автокореляції < 20 є ефективними. Статистика Гевеке є показником ергодичності алгоритму [180]; прийнято вважати, що абсолютне значення статистики Гевеке $\leq 1,96$ засвідчує про конвергенцію алгоритму. Враховуючи велику кількість параметрів моделі (7898), ключові параметри мають адекватний час інтегрованої автокореляції і абсолютне значення статистики Гевеке. Таким чином, ефективна кількість семплів моделі складає 100 (20 000 збережених ітерацій моделі \div максимальне значення часу інтегрованої автокореляції).

ДЕКОМПОЗИЦІЯ ТЕМПІВ ПРИРОСТУ РЕАЛЬНОГО ВВП

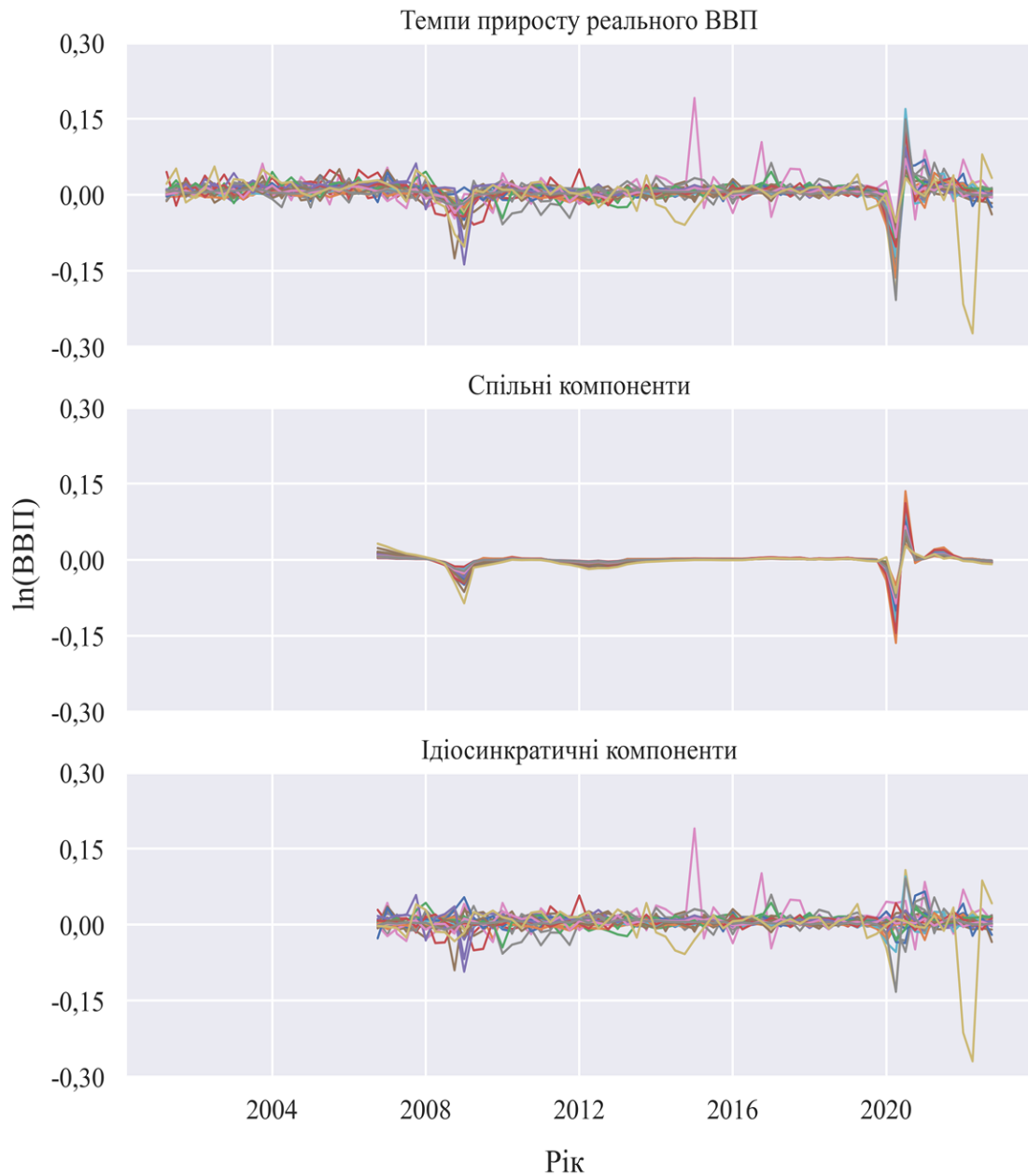


Рисунок В.1. Декомпозиція темпів приросту реального ВВП, 2001Q2–2022Q4.

Джерело: побудовано автором на основі даних з [78, 79]. Відповідно до методології М. Дель Negro і К. Отрока (2008 р.), робиться наступна декомпозиція вхідних даних: $X_{i,t} = V_{i,t}F_t + v_{i,t}$, де $X_{i,t}$ — $\Delta \ln$ -трансформований реальний ВВП (або темпи приросту реального ВВП); добуток $V_{i,t}F_t$ — спільні компоненти, $v_{i,t}$ — ідіосинкратичні компоненти.