

СУМСЬКИЙ ДЕРЖАВНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
НАВЧАЛЬНО-НАУКОВОГО ІНСТИТУТУ БІЗНЕСУ, ЕКОНОМІКИ ТА МЕНЕДЖМЕНТУ
Кафедра економічної кібернетики

ПРОТОКОЛ

наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 21.10.2022

№ 1

Голова: Гриценко К.Г., к.т.н., доцент.
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Койбічук В.В., Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., Каща М.О.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Канонічний аналіз факторів цифрової довіри в умовах конвергенції цифровізації екосистем

СЛУХАЛИ: Койбічук Віталія Василівна, к.е.н., доцент

Залежність від цифрових систем фінансово-економічних, політичних, соціальних сфер, трансформація майже всіх процесів життєдіяльності громадян, бізнесів, медицини в напрямку переходу від фізичного реального до цифрового віртуально-дистанційного під впливом глобальної пандемії, з одного боку, та інтелектуалізації суспільства – з іншого, зумовлюють необхідність комплексного аналізу рушійних категорій індикаторів цифрової еволюції, цифрової довіри та стійкості цифрової інфраструктури до викликів сьогодення. Підприємства та установи стикаються з постійним компромісом між забезпеченням найвищого рівня конфіденційності, безпеки та підзвітності та забезпеченням безперебійної роботи в умовах трансформації цифровізації бізнес-процесів. Отже, в розрізі кожної країни актуальним та надзвичайно важливим завданням є формування стійкого, надійного цифрового середовища, як визначальної детермінанти цифрової конкурентоспроможності.

Метою статті є дослідження конвергенційно-дивергенційних процесів щодо ступеня використання мережі Інтернет та виявлення щільності взаємозв'язку між ставленням до цифрової довіри, поведінкою у цифровому середовищі, цифровим середовищем та цифровим досвідом користувача.

Питання цифрової довіри є надзвичайно актуальним в умовах сьогодення, що активно досліджується науковцями світу. Так за запитом «цифрова довіра» в базі даних Скопус за період з 2017 року по теперішній час було знайдено 4533 публікації. Проведений бібліометричний аналіз засобами програмного інструментарію ScientoPy дозволив виявити 150 визначальних ключових слів в розрізі цифрової довіри (рис. 1).

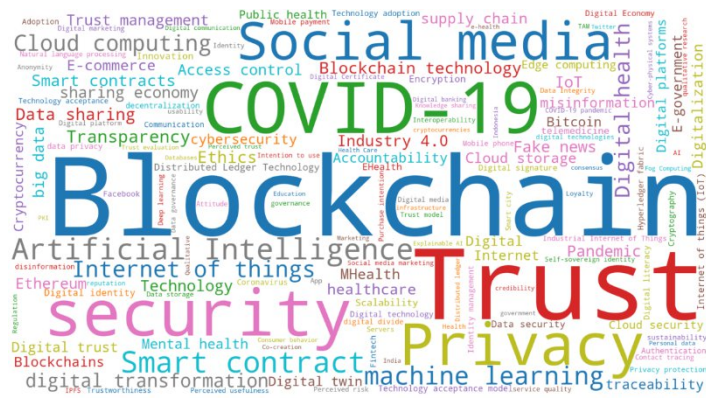


Рисунок 1. Детермінанти цифрової довіри

Проведений бібліометричний аналіз демонструє широкоаспектність ключових факторів цифрової довіри, зокрема використання високоінтелектуальних технологій (блокчейн, хмарних технологій та сховищ даних, промисловості 4.0 з

використанням великих даних), впливу COVID-19, використання цифрових грошей, криптовалют та цифрових платформ (Ethereum, Bitcoin), цифрового бізнесу та етики, медицини, соціальних мереж, методів штучного інтелекту та машинного навчання.

Інструментарію застосування багатовимірної статистичної аналізу присвячена велика кількість робіт. Так автори (Момот та ін., 2020) пропонують здійснити розподіл на дві канонічні категорії клієнтів щодо цінності уподобань інформації в соціальних мережах для організації електронної комерції. Велику зацікавленість викликає праця (Юан та ін., 2019), в якій науковці пропонують попередньо застосувати інструментарій канонічного аналізу для виявлення типів поведінки в різних доменах при здійсненні електронної комерції з використанням Інтернет-магазинів та подальшого прогнозування кількості закупівель.

Методи та матеріали

У процесі дослідження використовувались методи логічного узагальнення, контент-аналізу, систематизації індикаторів процесів цифровізації з урахуванням умов впливу трансформації соціально-економічних аспектів та інтелектуалізації суспільства, багатовимірної статистичної аналізу (дескриптивної статистики – для визначення сігма-конвергенції процесів цифровізації в розрізі країн світу, дискримінантного аналізу та аналізу канонічних кореляцій – для формування статистично значущих пар взаємозв'язків детермінант цифрової довіри), бібліометричного аналізу (з використанням інструментарію ScientoPy). У дослідженні використані статистичні матеріали Міжнародної спілки електрозв'язку, що охоплюють часовий період з 2000 року по 2021 рік, а також аналітичні звіти всесвітньо відомої школи Флетчера університету Тафтса щодо формування та визначення індексу цифрової еволюції у 2020 році.

Результати

Враховуючи широкоаспектність фундаментальних індикаторів цифрової довіри доцільним є визначення сили взаємозв'язку між ними та впливу на цифрову довіру.

Першим етапом дослідження впливу цифровізації суспільно-економічних трансформацій на рівень цифрового розвитку запропоновано визначити рівень сігма-конвергенції щодо кількості осіб 66 країн світу, які використовують мережу Інтернет в повсякденному житті. Саме Інтернет є середовищем формування цифрових відносин та взаємозв'язків, що, по-перше, безпосередньо надає можливість здійснювати цифрові операції різних спрямувань (фінансові, соціальні, політичні), по-друге, слугує приманкою для шахраїв та використання ними різноманітних витончених шахрайських схем щодо крадіжки даних та фінансів.

Класичне визначення σ -конвергенції характеризує зниження дисперсії рівня доходу на одну душу між країнами з часом (Барро та ін., 1991). З економічної точки зору гіпотезу наявності конвергенції (збіжності) використовують для перевірки ефекту наперсткування економічного зростання країн, що розвиваються та які мають низький дохід на душу населення, до рівня економічного розвитку розвинутих країн з високим значенням доходу на душу населення. Витоки дослідження про наявність умовної конвергенції між країнами з різним рівнем економічного розвитку виникли з розробленням моделі екзогенного економічного зростання Р. Солоу (1956) у 60-х роках минулого століття, що заснована на екзогенній нормі заощаджень та неокласичній виробничій функції. Модель обґрунтовує, що більш високі темпи економічного зростання мають країни, які знаходяться далеко від

стаціонарного стану (стану, при якому капіталоозброєність праці перебуває на постійному рівні), порівняно з країнами, які знаходяться ближче до нього. Умовна конвергенція припускає, що країни з низьким рівнем розвитку економіки розвиватимуться швидше за багаті країни і врешті-решт досягнуть їхнього рівня добробуту за умови, що структурні параметри їх економік однакові.

Враховуючи те, що дані є новим економічним ресурсом XXI століття, а розвиток цифрових даних слугує двигуном розвитку економіки, доцільним є визначення рівня сигма-конвергенції щодо значень показника (вираженого у відсотках від загальної кількості млрд. осіб) кількості осіб різних країн світу, які використовують послуги мережі Інтернет. Інформаційною базою використано результати дослідження Міжнародної спілки електрозв'язку (Telecommunication Development Sector, 2021). Часовий період складає 20 років, а саме діапазон з 2000 року по 2020 рік. Країнами дослідження є країни Албанія, Австрія, Бахрейн, Білорусь, Бельгія, Болівія, Боснія та Герцеговина, Болгарія, Камбоджа, Чад, Китай, Коста-Ріка, Хорватія, Кіпр, Чеська Республіка, Данія, Єгипет, Естонія, Фінляндія, Грузія, Німеччина, Греція, Гонконг, Китай, Угорщина, Індонезія, Іран, Ірландія, Казахстан, Корея, Кувейт, Латвія, Литва, Люксембург, Малайзія, Мальта, Маврикій, Мексика, Монголія, Чорногорія, Марокко, Нідерланди, Північна Македонія, Норвегія, Оман, Парагвай, Перу, Польща, Португалія, Катар, Румунія, Російська Федерація, Саудівська Аравія, Сербія, Сейшельські острови, Сінгапур, Словаччина, Словенія, Іспанія, Швеція, Тайвань, Тайланд, Туреччина, Україна, Об'єднані Арабські Емірати, Велика Британія, В'єтнам. Вибірка охоплює як країни з високим рівнем економіки, так і країни з низьким рівнем економіки.

Для перевірки гіпотези про наявність сигма-конвергенції чи її відсутність (сигма-дивергенції) щодо рівня економічного зростання найчастіше використовують такі показники нерівностей як індекс Херфіндала-Хіршмана, індекс Тейла, індекс Джині. Проте з метою незалежності від розмірності вхідної вибірки та перенесення логіки визначення рівня сигма-конвергенції на показник цифровізації – кількість споживачів послуг мережі Інтернет, запропоновано використати показник варіації. На основі значення коефіцієнту варіації (рис. 2) можна зробити висновок про наявність σ -конвергенції, якщо з часом спостерігається спад даного показника. Для обчислення коефіцієнта варіації використано формулу (1):

$$CV = \frac{SD_{sample}}{Mean} * 100\% = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \mu)^2}{n-1}}}{\frac{\sum_{i=1}^n x_i}{n}} * 100\% \quad (1)$$

де SD_{sample} – стандартне вибіркове відхилення; μ – середнє вибіркове, n – кількість країн, x_i – значення кількості користувачів Інтернет для i -країни.

У формулі (1) використано саме вибіркову дисперсію, обчислену для вибірки з 66 країн світу, а не з генеральної сукупності всіх країн світу.

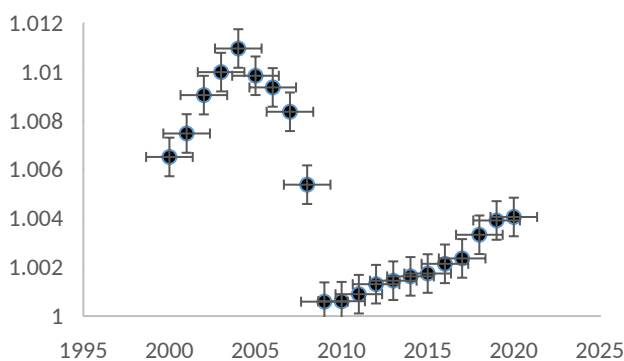


Рисунок 2. Відображення динаміки коефіцієнту варіації (вертикальні та горизонтальні відрізки для значення коефіцієнта варіації показують допустимі межі похибки)

Спад коефіцієнта варіації (рис. 2) свідчить про наявність високого рівня конвергенції досліджуваних країн за ступенем використання мережі Інтернет окремими індивідуумами у 2009-2010. За вибіркою дослідження саме на ці роки припадає найнижче значення коефіцієнту варіації. З 2011 по 2020 рік спостерігається поступове зростання CV , проте значення показника сигма-конвергенції залишається досить високим для досліджуваних країн за показником кількості

осіб, які використовують мережу Інтернет. Зростання показника варіації, безумовно, пов'язане з особливостями організації Інтернет зв'язку та фінансових можливостей громадян досліджуваних країн. Так, якщо провести порівняння інфраструктури цифрового розвитку та особливостей доступу до мережі всіх країн світу (Панель цифрових розробок, 2021), то динаміка для деяких з них суттєво відрізняється. Порівняльна характеристика індикаторів інфраструктури, доступу, можливостей та бар'єрів для Польщі, України, Німеччини та Кіпру подана в таблиці 1.

Таблиця 1

Показники інфраструктури, доступу, стимуляторів та бар'єрів цифрового розвитку

Показник/Країна	Польща	Україна	Німеччина	Кіпр
Покриття мережі	100%	100%	100%	100%
Населення, охоплене принаймні мобільною мережею 3G	100%	89%	98%	100%
Населення, охоплене принаймні мобільною мережею 4G	100%	87%	100%	100%
Доступ до ІКТ вдома (домогосподарства з комп'ютером вдома)	90%	66%	92%	93%
Активні підписки на мобільний широкосмуговий доступ на 100 жителів	197	89	91	118
Підписки на фіксований широкосмуговий доступ на 100 жителів	22	19	43	37

Продовження таблиці 1

Показник/Країна	Польща	Україна	Німеччина	Кіпр
Фіксований широкосмуговий доступ (% від загального обсягу): 256 кбіт/с - <2 Мбіт/с	0%	1%	0%	0%
Фіксований широкосмуговий доступ (% від загальної кількості): від 2 до 10 Мбіт/с	9%	4%	5%	2%
Фіксований широкосмуговий доступ (% від загального обсягу): > 10 Мбіт/с	79%	94%	93%	97%
Загальна кількість підписок на фіксований широкосмуговий доступ	8 212 601	7 769 401	36 040 739	332 080
Кошик мобільного передавання даних і голосу (високе споживання, % ВНД на душу населення)	0,9%	1,8%	0,9%	1,4%
Кошик мобільного передавання даних і голосу (низьке споживання, % ВНД на душу населення)	0,8%	1,6%	0,9%	0,9%

Кошик фіксованого широкосмугового зв'язку, % ВНД на душу населення	1,3%	1,6%	1,0%	0,9%
Кошик мобільного фіксованого широкосмугового зв'язку, % ВНД на душу населення	0,2%	1,5%	0,4%	0,9%
Особи з передовими навичками	5%	1%	5%	4%

Джерело: побудовано авторами на основі статистичних даних панелі цифрового розвитку Міжнародної спілки електрозв'язку

Безумовно, потрібно провести подальший детальний аналіз того, які чинники надають можливість визначення сили цифрової довіри для поєднання бізнесу, політики, громадськості, соціальної та особистої інформації з метою посилення фінансової кібербезпеки.

Отже, в розрізі другого етапу дослідження проведемо аналіз канонічних кореляцій між компонентами цифрової довіри. З математичної точки зору задача канонічного аналізу спрямована на виявлення кореляційної залежності між зваженими сумами, тобто між лінійними комбінаціями, які називають канонічними змінними, з кожної множини величин, що відповідають пояснювальним та результативним ознакам. Аналіз залежності між канонічними змінними U і V представлений формулою:

$$\begin{cases} U = a_1y_1 + a_2y_2 + \dots + a_p y_p, \\ V = b_1x_1 + b_2x_2 + \dots + b_q x_q. \end{cases} \quad (2)$$

де p – кількість ознак 1-го рівняння системи, q – кількість ознак 2-го рівняння системи, $p \geq q$.

Ваги коефіцієнтів a_i , ($i = \overline{1,p}$) та b_j , ($j = \overline{1,q}$) обчислюються при розв'язанні задачі на власні значення. Залежно від того, яких значень набувають коефіцієнти a_i , b_j будуть змінюватися значення канонічних змінних та канонічного коефіцієнта кореляції r , який визначає зв'язок між двома наборами змінних та щільність зв'язку між канонічними змінними:

$$r = \frac{cov(U,V)}{\sqrt{var(U) \cdot var(V)}}. \quad (3)$$

Інформаційно-статистичною базою використано дослідження науковців всесвітньо відомої школи Флетчера щодо індексу цифрової еволюції у 2020 році (Чакраворті та ін., 2020). Наукова школа функціонує при університеті Тафтса та активно займається дослідженнями міжнародних відносин та ведення бізнесу (Цифровізація в часи COVID, 2020). Отже система показників цифрової довіри охоплює групу з 42 економік та містить чотири ключових драйвери-фактори: ставлення та поведінка, цифрове середовище, цифровий досвід користувача. Саме ці фактори враховують надійність цифрової екосистеми, рівень і типи суперечностей (тертя) в цифровому досвіді, рівень довіри громадян до цифрової екосистеми та глибину залучення користувачів Інтернету. Так категорія ставлення до цифрової довіри визначається двома індикаторами, що формуються на основі опитування населення досліджуваних країн щодо їх інтуїтивного ставлення до соціальних процесів цифровізації (K1) та довіри до науки та цифрових технологій (K2). Категорія поведінки в цифровому просторі визначається показником попиту на соціальні мережі (K3), толерантністю до тертя (K4) (визначають проблеми з доступом, ідентифікацією, інфраструктурою при здійсненні фінансової транзакції), складність цифрового платежу (K5), використання електронної комерції та мобільних платежів (K6), використання соціальних мереж (K7), використання технологій (K8). Фактор довіри до цифрового середовища визначається за допомогою індикаторів конфіденційності (K9), безпеки K10) та звітності гарантів – надавачів цифрових послуг (K11). Четвертий фактор – фактор цифрового досвіду користувача визначається показниками, що характеризують проблем доступу (K12), проблем інфраструктури (K13) та проблему взаємодії (K14).

Практична реалізація щодо формування пар канонічних кореляцій здійснена за допомогою програмного забезпечення Statgraphics 19 з використанням процедури Multivariate/Canonical Correlations. Перевірка значущості кореляційного зв'язку здійснюється шляхом використання стандартного статистичного критерію α (P-Value – рівень значущості не повинен перевищувати 5%), статистики Лямбда Уилкса (характеризує якість дискримінантного аналізу щодо однорідності груп, чим ближче значення до 0, тим кращий буде розподіл) та критерію Хи-Квадрат. Результати аналізу дозволили визначити 5 пар канонічних кореляцій (формули (4) – (8)) між цифровим середовищем та ставленням до цифрової довіри (табл. 2), між поведінкою в цифровому просторі та цифровим середовищем (табл. 3), між поведінкою в цифровому просторі та цифровим досвідом користувачів (табл. 4), між цифровим середовищем та цифровим досвідом користувачів (табл. 5).

Таблиця 2

Статистичні характеристики канонічних кореляцій між категоріями «цифрове середовище» та «ставлення користувачів до цифрової довіри»

№	Власні числа	Коеф. канонічних кореляцій	Статистика Лямбда Уилкса	Статистика Хи-Квадрат	Число ступенів свободи	Рівень значущості
1	0,370751	0,608893	0,615988	18,4121	6	0,0053
2	0,021074	0,145169	0,978926	0,809371	2	0,6672

Джерело: обчислено авторами у пакеті Statgraphics 19

В таблиці 2 статистично значимий взаємозв'язок першої пари ($P - Value \leq 5\%$), коефіцієнт кореляції між ними $r_{U_1V_1} = 0,608893$ та характеризує високу силу взаємозв'язку. Модель канонічних кореляцій між складовою соціального та поведінкового спрямовування така:

$$\begin{cases} U_1 = -0,892K_9 + 0,345K_{10} + 0,183K_{11}, \\ V_1 = 0,008K_1 + 0,999K_2. \end{cases} \quad (4)$$

Внесок кожного індикатора у значення канонічної змінної визначається за абсолютною величиною коефіцієнта: чим більше значення, тим більший внесок (Canonical Correspondence Analysis).

Таблиця 3

Статистичні характеристики канонічних кореляцій між категоріями «поведінка в цифровому просторі» та «цифрове середовище»

№	Власні числа	Коеф. канонічних кореляцій	Статистика Лямбда Уилкса	Статистика Хи-Квадрат	Число ступенів свободи	Рівень значущості
1	0,573649	0,757396	0,270593	47,057	18	0,0002
2	0,266743	0,516471	0,634671	16,3673	10	0,0896
3	0,134449	0,366673	0,865551	5,19802	4	0,2676

Джерело: обчислено авторами у пакеті Statgraphics 19

Таблиця 3 відображає три пари взаємозв'язків, проте статистично значимий взаємозв'язок першої пари, коефіцієнт кореляції між ними $r_{U_1V_1} = 0,757396$. Модель канонічних кореляцій між факторами поведінки в цифровому просторі та цифровим середовищем подано формулою (5):

$$\begin{cases} U_1 = -0,166K_3 - 0,487K_4 + 0,073K_5 + 0,348K_5 - 0,603K_7 - 0,337K_8, \\ V_1 = 0,148K_9 + 0,546K_{10} + 0,435K_{11}. \end{cases} \quad (5)$$

Таблиця 4

Статистичні характеристики канонічних кореляцій між категоріями «поведінка в цифровому просторі» та «цифровий досвід користувачів»

№	Власні числа	Коеф. канонічних кореляцій	Статистика Лямбда Уилкса	Статистика Хі-Квадрат	Число ступенів свободи	Рівень значущості
1	0,519138	0,720512	0,281862	45,5881	18	0,0003
2	0,40577	0,637001	0,586161	19,2298	10	0,0374
3	0,0135796	0,116531	0,98642	0,492214	4	0,9743

Джерело: обчислено авторами у пакеті Statgraphics 19

Канонічні кореляції між категоріями, що визначають поведінку в цифровому просторі та досвід користувачів (табл. 4) є статистично значущими для двох пар (6, 7), значення коефіцієнтів кореляцій складають $r_{U_1V_1} = 0,720512$ та $r_{U_2V_2} = 0,637001$ відповідно:

$$\begin{cases} U_1 = -0,107K_3 + 0,231K_4 + 0,838K_5 + 0,210K_5 - 0,179K_7 + 0,169K_8, \\ V_1 = -0,243K_{12} - 0,070K_{13} + 1,212K_{14}. \end{cases} \quad (6)$$

$$\begin{cases} U_2 = 0,115K_3 - 0,244K_4 - 0,102K_5 + 0,240K_5 - 0,723K_7 - 0,527K_8, \\ V_2 = 1,136K_{12} + 0,765K_{13} - 1,131K_{14}. \end{cases} \quad (7)$$

Таблиця 5

Статистичні характеристики канонічних кореляцій між категоріями між цифровим середовищем та цифровим досвідом користувачів

№	Власні числа	Коеф. канонічних кореляцій	Статистика Лямбда Уилкса	Статистика Хі-Квадрат	Число ступенів свободи	Рівень значущості
1	0,671579	0,819499	0,279393	47,8176	9	0,0000
2	0,149056	0,386077	0,850715	6,06293	4	0,1945
3	0,000269459	0,0164152	0,999731	0,0101061	1	0,9199

Джерело: обчислено авторами у пакеті Statgraphics 19

Статистично значущий взаємозв'язок між складовими цифрового середовища та досвідом користувачів (табл. 5) з коефіцієнтом кореляції $r_{U_1V_1} = 0,819$ подано моделлю (8):

$$\begin{cases} U_1 = 0,202K_9 + 0,348K_{10} + 0,580K_{11}, \\ V_1 = 1,060K_{12} + 0,683K_{13} - 0,757K_{14}. \end{cases} \quad (8)$$

Отже, отримані моделі (5-8) підтверджують якість ознакового простору щодо визначення та опису цифрової довіри, а індикатори, що визначають ключові фактори (ставлення до цифрової довіри, поведінка в цифровому середовищі, цифрове середовище, цифровий досвід користувача) можуть бути використані для подальшого розроблення економетричних моделей залежності рівня цифрової довіри, виявлення потенційних та латентних ознак щодо підвищення рівня цифрового розвитку країни, посилення безпеки здійснення всіх нагально-необхідних операцій в умовах сьогодення, особливо фінансово-економічного спрямування, формування безпечного цифрового середовища як запоруки цифрової конкурентоспроможності.

Обговорення та висновок

Залежність від цифрових систем фінансово-економічних, політичних, соціальних сфер, трансформація майже всіх процесів життєдіяльності громадян, бізнесів, медицини в напрямку переходу від фізичного реального до цифрового віртуально-дистанційного під впливом глобальної пандемії, з одного боку, та інтелектуалізації суспільства – з іншого, зумовлюють необхідність комплексного аналізу рушійних категорій індикаторів цифрової еволюції,

цифрової довіри та стійкості цифрової інфраструктури до викликів сьогодення. В розрізі кожної країни актуальним та надзвичайно важливим завданням є формування стійкого, надійного цифрового середовища, як визначальної детермінанти цифрової конкурентоспроможності та посилення фінансової безпеки.

Наявність конвергенції цифрових процесів підтверджує динамічність еволюції цифрових технологій, мобільних інновацій 21 століття та масштабність їх використання. Проведений аналіз канонічних кореляцій між цифровим середовищем та ставленням до цифрової довіри, між поведінкою в цифровому просторі та цифровим середовищем, між поведінкою в цифровому просторі та цифровим досвідом користувачів, між цифровим середовищем та цифровим досвідом користувачів дозволив сформулювати п'ять пар моделей, що мають високий ступінь взаємозв'язку. Практична значущість отриманих результатів полягає у їх можливості застосування інформаційно-аналітичними відділами, ІТ-секторами підприємств, адміністрацією та службами безпеки банків, фінансових установ, фірм, організацій, компаній з метою виявлення резервів щодо підвищення рівня цифрової довіри.

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Костянтин ГРИЦЕНКО

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА

ПРОТОКОЛ

наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 21.11.2022

№ 2

Голова: Койбічук В.В., завідувачка кафедри
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В., Гриценко К.Г.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., Каща М.О.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Оцінювання зміни рівня ефективності системи протидії легалізації під впливом процесів діджиталізації

СЛУХАЛИ: Миненко Сергія Володимировича, асистент кафедри

Постановка проблеми. Формування високого рівня конкурентного середовища на національному фінансовому ринку вимагає від його учасників та держави створення умов для зародження та подальшого розвитку різного роду інновацій. В той же час, справедливо зазначити, що в сучасних умовах розвитку економіки 4.0 інновації тісно переплітаються з фінансовими, й особливо, кібернетичними злочинами [3]. Так як постає питання захисту інноваційних розробок та їх результатів від посягань шахраїв, то для запобігання та протидії сучасним фінансовим та кібернетичним загрозам, необхідно використовувати відповідні передові методики та моделі, які ефективно розкривають взаємозв'язок та взаємний вплив інновацій та пов'язаних з ними злочинів [9].

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Особливості фінансових та кібернетичних злочинів досліджують багато як зарубіжних, так і вітчизняних вчених. Серед них такі економісти, як Унван, Ю.А. [38], який акцентує вагу на сутності фінансових злочинів; Ле Нгуен К. [26] описує транснаціональні фінансові злочини; Тихонова О. В., Холостенко А. В., Герасименко Л. В., Шевчук О. О., Акімов М. О. [37] проводять порівняльний аналіз боротьби з економічними та фінансовими злочинами в Україні та ЄС. Проблемам кібернетичних злочинів присвячені праці Юнис Х., Ат-Тавиль Т.Н. [40] щодо взаємозв'язку законодавчої бази про кіберзлочинність та захист громадян й бізнесу (на прикладі Об'єднаних Арабських Еміратів); Пейн Б. К., Хаджидімова Л. [33] щодо міждисциплінарності досліджень кіберзлочинності; Панделіч І.Л. [32] щодо феномену кіберзлочинності.

Висвітлення інноваційних процесів та запровадження інновацій розкривають у своїх роботах такі науковці як Карро-Суарес Дж., Сарм'єнто-Паредес С., Розано-Ортега Г., Гарніка-Гонсалес Дж., Вега-Лебрун К. А. [8], ними визначені інновації як визначальний фактор сталого розвитку організацій; Сцеррі М. [35] досліджує життєздатність систем інновацій; Хільмерссон Ф. П., Хільмерссон М. [21] зосереджують увагу на мережі для пришвидшення темпів SME інновацій. Специфічні питання FinTech інновацій можна побачити у такому науковці, як Анагностопулос І. [2], що описує вплив FinTech та RegTech на діяльність банків; Зарурук, Х., Гак, Т.Е., Бакхоуче, А. [41], які вивчають економічні та технологічні детермінанти успіху та

зростання стартапів FinTech в Об'єднаних Арабських Еміратах; Клибер А., Бедовска-Сайка Б., Рутковска А., Свержинская К. [24], що описують тригери та перешкоди для розвитку сектора FinTech у Польщі та ін.

Ряд вчених, досліджуючи певні питання та проблеми за різними напрямками, використовують інструмент моделювання. Так, наприклад, Деві Прасад Гош [12] пропонує застосування B2B моделі оптимізації поєднання маркетингу в соціальних мережах; Грима-Корниш Дж. Н., Грима Дж., Аттард Д. [18] використовує математичне моделювання при подоланні розриву між аналітичними моделями та спостереженнями; Альварес М.М., Гонсалес-Гонсалес Е., Трухільо-де Сантьяго Г. [1] використовує моделювання епідемій COVID-19 для забезпечення точності прогнозів еволюції пандемії; та ін.. Досить цікавим є один з різновидів моделей - сплайн-моделювання, яке зустрічається, наприклад, у Хасанзаде Ф. [19] - згладжуюча сплайн-модель для мультимодальних та викривлених кругових відкликів; Грей Дж., Салліван Т., Латімер Н. Р., Солтер А., Соріч М. Дж., Уорд Р. Л. та Карнон Дж. [17] - стандартні параметричні моделі та гнучкі параметричні сплайн-моделі при екстраполяції кривих виживання; Реуцкий С., Линь Дж., Чжэн Б., Тонг Дж. [34] - метод b-сплайну для моделювання транспортних задач в анізотропних неоднорідних середовищах; та ін.

Мета статті полягає у визначенні детермінант кібершахрайств, фінансових злочинів та легалізації кримінальних доходів в умовах діджиталізації економіки України.

Виклад основного матеріалу. На ряду з тим, що з питань впровадження фінансових інновацій, дослідження фінансових та кібернетичних злочинів, вже здійснено ряд вагомих внесків як зарубіжними, так і вітчизняними науковцями, але проблеми їх взаємозв'язку залишаються актуальними і сьогодні, та потребують запровадження сучасних ефективних методів їх вивчення та врегулювання.

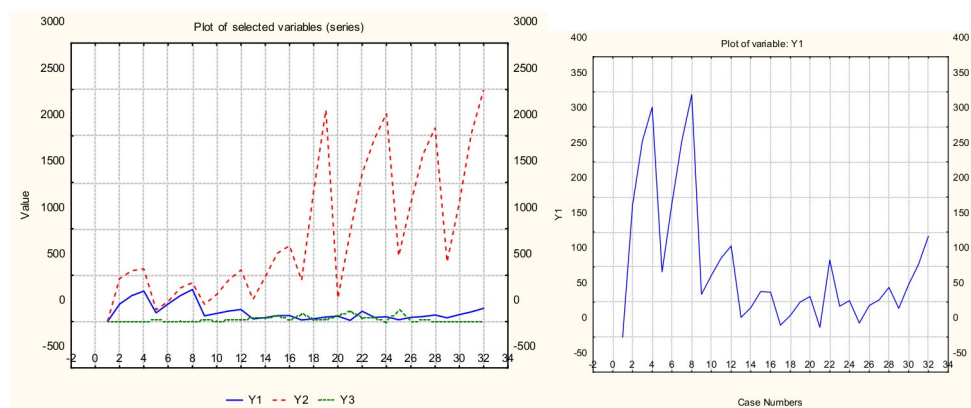
Одним із таких методів можна виділити сплайн-моделювання - один з найефективніших сучасних способів побудови багатокомпонентних математичних функцій та рівнянь, тривимірних 3D моделей, де сплайни представляють собою компонентні математичні функції, базові тривимірні криві, певний фундаментальний будівельний матеріал для побудови різноманітних складних функцій, тривимірних моделей. Створення сплайн-моделі передбачає побудову відповідного сплайн-каркасу, який далі виступає основою для формування почастинок заданої функції, сукупності декількох функцій, що задані множинністю значень, тривимірної геометричної поверхні, дуже складних тривимірних геометричних форм і об'єктів, тривимірних моделей [4]. Самі сплайн-лінії визначаються тривимірною сукупністю контрольних позицій точок у просторі, що задають форму та гнучкість кривої. Базовими інструментами сплайн-моделювання є алгебраїчні многочлени, математичні змінні, найпростіші функції, сплайн-примітиви (найпростіші об'єкти, з яких формується сплайн-модель), такі як: Arc, Circle, Donut, Ellipse, Helix, Line, NGon, Rectangle, Section, Star, Text та інші більш складні сплайн-елементи [27, 29]. Сплайн-моделювання характеризується рядом переваг: універсальність, широке застосування, можливість використання у різноманітних обчислювальних програмних комплексах, комп'ютерному моделюванні, високі обчислювальні спроможності, наявність апроксимативних властивостей, велика точність, у випадку необхідності масштабування у будь-яких межах якості сплайн-об'єкту не погіршується, гнучке налаштування, на будь-якому етапі є можливість зміни форм сплайн-об'єктів, простота реалізації обчислювальних функцій [42].

Для досягнення мети дослідження пропонується виконати три етапи.

На першому етапі науково-методичного підходу до застосування багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів до визначення впливу факторів фінансових технологій, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на біржі на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення та на легалізацію кримінальних доходів формується вхідна інформаційна база дослідження. Вона містить п'ять регресорів: X1 - Показник розвитку фінтех, який представлений питомою вагою кількості абонентів мережі інтернет в чисельності населення України [11], X2 - Кількість повідомлень про підозрілі операції, взятих на облік Держфінмоніторингом [10, 36], X3 - Загальний обсяг торгів на біржі за період, X4 - Показник діяльності страхових компаній, X5 - Показник діяльності банків [13, 16]; та три регресанти: Y1 - Кількість кримінальних правопорушень за

статтями 222 (Шахрайство з фінансовими ресурсами) та 222-1 (Маніпулювання на фондовому ринку України) Кримінального кодексу України, досудове розслідування у яких проводилося у звітному періоді, Y2 - Кількість кримінальних правопорушень за статтями 361 (Несанкціоноване втручання в роботу електронно-обчислювальних машин (комп'ютерів), автоматизованих систем, комп'ютерних мереж чи мереж електрозв'язку), 361-1 (Створення з метою використання, розповсюдження або збуту шкідливих програмних чи технічних засобів, а також їх розповсюдження або збут), 361-2 (Несанкціоновані збут або розповсюдження інформації з обмеженим доступом, яка зберігається в електронно-обчислювальних машинах (комп'ютерах), автоматизованих системах, комп'ютерних мережах або на носіях такої інформації), 362 (Несанкціоновані дії з інформацією, яка оброблюється в електронно-обчислювальних машинах (комп'ютерах), автоматизованих системах, комп'ютерних мережах або зберігається на носіях такої інформації, вчинені особою, яка має право доступу до неї), 363 (Порушення правил експлуатації електронно-обчислювальних машин (комп'ютерів), автоматизованих систем, комп'ютерних мереж чи мереж електрозв'язку або порядку чи правил захисту інформації, яка в них оброблюється), 363-1 (Перешкоджання роботі електронно-обчислювальних машин (комп'ютерів), автоматизованих систем, комп'ютерних мереж чи мереж електрозв'язку шляхом масового розповсюдження повідомлень електрозв'язку) Кримінального кодексу України, досудове розслідування у яких проводилося у звітному періоді, Y3 – Кількість кримінальних правопорушень за статтею 209 (Легалізація (відмивання) доходів, одержаних злочинним шляхом) Кримінального кодексу України, досудове розслідування у яких проводилося у звітному періоді [20]. Для дослідження пропонується побудувати окремо сплайн-модель в розрізі кожного із зазначених регресантів, беручи в якості регресорів один і той же набір показників. В якості часового діапазону дослідження запропоновано обрати квартальні дані з 1 кварталу 2013 р. по четвертий квартал 2020 р.

На другому етапі науково-методичного підходу до застосування багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів до визначення впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів проводиться дослідження динаміки поведінки як регресора, так і факторів [39, 31, 28]. Для реалізації даного етапу побудуємо відповідні діаграми за допомогою інструментарію Statistics, Advanced Linear/Nonlinear Models, Time Series/Forecasting, Time Series ARIMA dialog [25]. Даний етап виступає підготовчим для проведення безпосереднього сплайн-моделювання в розрізі визначення специфікації шуканої функціональної залежності.



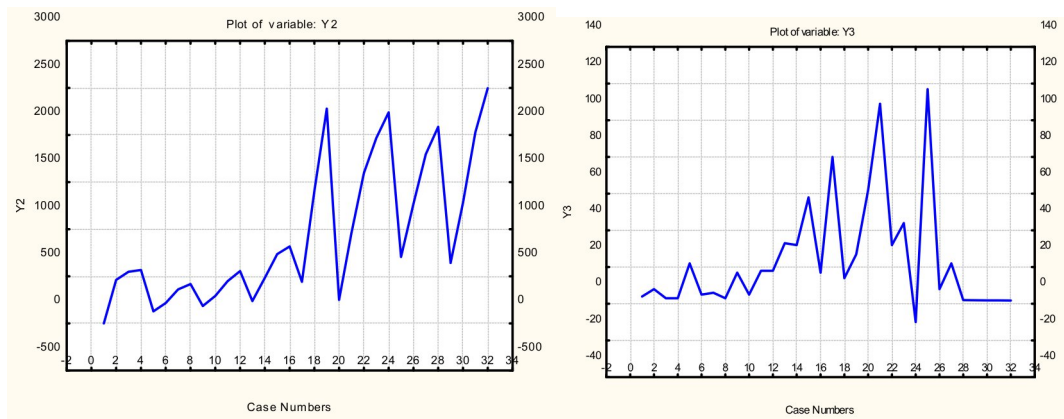


Рисунок 1 – Графіки динаміки регресандів визначення впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів

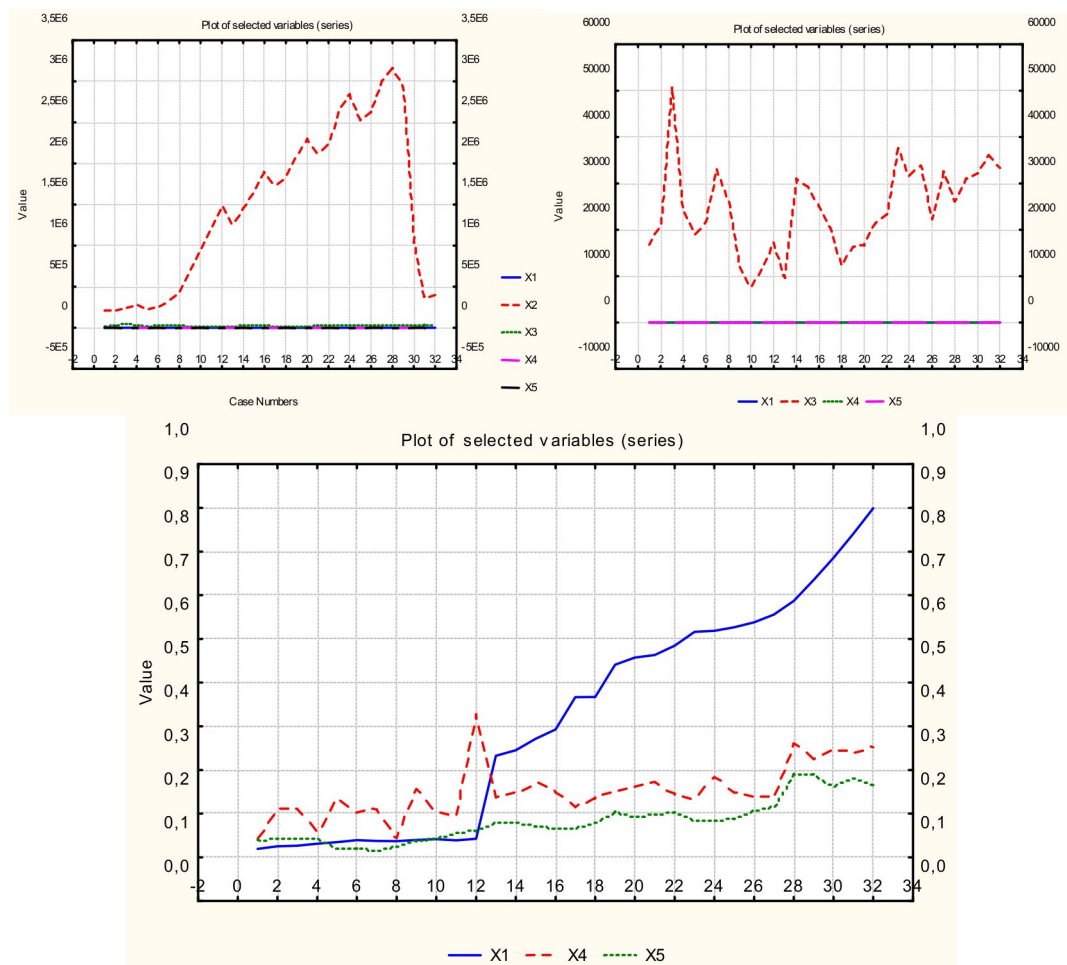


Рисунок 2 – Графіки динаміки регресорів визначення впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів

На третьому етапі науково-методичного підходу до застосування багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів до визначення впливу факторів впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізацію кримінальних доходів безпосередньо проводиться сплайн-моделювання [13].

При побудові регресивних MAR-сплайнів отримаємо наступні параметри (рисунок 3): кількість незалежних змінних – 5, кількість залежних змінних – 1, кількість термів – 5, кількість базисних функцій – 5, порядок взаємодії (кількість складових добутку базисних

функцій) – 2, а також кількість звернень до факторів-регресорів: найбільша – 2 до X1, X2, далі 1 – X3, крім того незначущими виявлено фактори X2 та X5.

Model Summary		Number of References	
Model specifications	Value	Dependent	References (to Basis Functions)
Independents	5	X1	2
Dependents	1	X2	0
Number of terms	5	X3	1
Number of basis functions	5	X4	2
Order of interactions	2	X5	0
Penalty	2,00000		
Threshold	0,00050		
GCV error	3153,12		

Рисунок 3 – Параметри специфікації моделі та кількість звернень до релевантних факторів-регресорів

Coefficients, knots and basis functions	Model coefficients (Spreadsheet9.sta) NOTE: Highlighted cells indicate basis functions of type max(0, independent-knot), otherwise max(0, knot-independent)					
	Coefficients Y1	Knots X1	Knots X2	Knots X3	Knots X4	Knots X5
Intercept	-15,34					
Term.1	-2200,14				0,239473	
Term.2	0,23			7464,630	0,239473	
Term.3	330,14	0,557544				
Term.4	250,80	0,371405				

Рисунок 4 – Коефіцієнти моделі та терми моделі впливу впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Таким чином, враховуючи представлені вище коефіцієнти, терми та параметри модель впливу фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів набуває вигляду:

$$Y1 = -1,53418216810049e+001 - 2,20013777098280e+003 * \max(0; 2,39473128974892e-001 - X4) + 2,28135475716692e-001 * \max(0; X3 - 7,46462968235000e+003) * \max(0; 2,39473128974892e-001 - X4) + 3,30135483180817e+002 * \max(0; 5,57544361572743e-001 - X1) + 2,50799012955197e+002 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) \quad (1)$$

Аналізуючи рівняння 1, робимо висновок, що діяльність страхових компаній веде до зменшення фінансових кримінальних правопорушень, за умови що показник діяльності страхових компаній буде менший за 0,2395, в іншому випадку, окремо діяльність страхових компаній не буде мати впливу. Мультиплікативний додатний ефект на фінансові правопорушення будуть мати загальний обсяг торгів на біржі з діяльністю страхових компаній, якщо обсяг торгів буде перевищувати 7464,63, а показник діяльності страхових компаній буде меншим за 0,2395. Додатний вплив на кількість фінансових правопорушень буде мати рівень розвитку фінтех, при тому, якщо значення показника буде від 0,3714 до 0,5575 то вплив буде у вигляді підсумку двох термів, а якщо перевищить значення у 0,5575 одиниць, то тільки одного.

В цілому, на кількість фінансових злочинів, по яких велось провадження в сторону зменшення впливає лише діяльність страхових компаній. Варто зазначити, що кількість переданих до держфінмоніторингу повідомлень та показник діяльності банків взагалі не мають впливу.

Адекватність побудованої моделі у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів підтверджено: мінімальним значенням загального критерію якості моделі – узагальненого ковзного середнього помилки (GCV error), яке приймає значення 3153,12 (рисунок 3); коефіцієнт детермінації набуває значення 0,803, що свідчить про високу якість моделі (рисунок 5); несуттєве відхилення фактичних та прогнозних значень кількості фінансових правопорушень, по яких було провадження у звітному періоді.

Regression statistics	Regression statistics (Spreadsheet9.sta)	
	Y1	
Mean (observed)	100,8129	
Standard deviation (observed)	92,3770	
Mean (predicted)	100,8129	
Standard deviation (predicted)	82,7772	
Mean (residual)	0,0000	
Standard deviation (residual)	41,0059	
R-square	0,8030	
R-square adjusted	0,7651	

Рисунок 5 – Регресивні статистики залежності фінансових правопорушень від факторів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Переходячи до практичної реалізації моделі в розрізі залежності кібернетичних правопорушень від 5 факторів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів отримаємо наступні параметри (рисунок 6): кількість незалежних змінних – 5, кількість залежних змінних – 1, кількість термів – 8, кількість базисних функцій – 14, порядок взаємодії (кількість складових добутку базисних функцій) – 3, а також кількість звернень до факторів-регресорів: найбільша – 5 до X1, далі 4 – X3, 3 – X2, 2 – X5, крім того незначущим виявлено фактор X4.

Model specifications	Model Summary (Spreadsheet9.sta)		Dependent Variable	Number of References to Each Predictor	
	Value			Number of times each predictor is referenced	Reference Functions (to Basis Functions)
Independents	5		X1	5	
Dependents	1		X2	3	
Number of terms	8		X3	4	
Number of basis functions	14		X4	0	
Order of interactions	3		X5	2	
Penalty	2,00000				
Threshold	0,00050				
GCV error	218725				
Prune	Yes				

Рисунок 6 – Параметри специфікації моделі та кількість звернень до релевантних факторів-регресорів

Coefficients, knots and basis functions	Model coefficients (Spreadsheet9.sta) NOTE: Highlighted cells indicate basis functions of type max(0, independent-knot), otherwise max(0, knot-independent)					
	Coefficients Y2	Knots X1	Knots X2	Knots X3	Knots X4	Knots X5
Intercept	397,1					
Term.1	33871,6	0,371405				
Term.2	110777,2					0,183132
Term.3	-0,0	0,371405	1836938			
Term.4	0,0	0,371405	1836938	7464,63		
Term.5	-0,0		209449	7464,63		0,183132
Term.6	-1,8	0,371405		7464,63		
Term.7	-1,4	0,371405		26173,17		

Рисунок 7 – Коефіцієнти моделі та терми моделі впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на кібернетичні правопорушення у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Таким чином, враховуючи представлені вище коефіцієнти, терми та параметри модель впливу фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів набуває вигляду:

$$Y2 = 3,97130455471352e+002 + 3,38716423357658e+004 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) + 1,10777191998577e+005 * \max(0; X5 - 1,83132301034698e-001) - 3,44120331174238e-002 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) * \max(0; X2 - 1,83693800000000e+006) + 2,11976578551327e-006 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) * \max(0; X2 - 1,83693800000000e+006) * \max(0; X3 - 7,46462968235000e+003) - 2,15529085157748e-006 * \max(0; X2 - 2,09449000000000e+005) * \max(0; X3 - 7,46462968235000e+003) * \max(0; X5 - 1,83132301034698e-001) - 1,78240383752107e+000 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) * \max(0; X3 - 7,46462968235000e+003) - 1,37560299832438e+000 * \max(0; X1 - 3,71405276737145e-001) * \max(0; 2,61731749103700e+004 - X3) \quad (2)$$

Аналізуючи детермінанти кіберзлочинів, констатуємо наступне. Показник розвитку фінтех буде мати додатній вплив у випадку набуття значення більше 0,3714. При цьому, показники розвитку фінтех та кількості повідомлень про підозрілі операції в сукупності будуть впливати на зменшення результуючої ознаки, якщо перший буде більше 0,3714 а другий – більше 1836938. В разі до попередньої умови кількість торгів на біржі перевищить 7464,6297, то мультиплікативний ефект трьох показників буде впливати на зростання результуючої ознаки. Показник діяльності банків буде впливати на збільшення кіберзлочинів, якщо перевищить значення 0,1813. Мультиплікативний ефект одночасно показників X2, X3 та X5 за визначених умов буде впливати на зменшення кількості кіберзлочинів.

Адекватність побудованої моделі у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів підтверджено: мінімальним значенням загального критерію якості моделі – узагальненого ковзного середнього помилки (GCV error), яке приймає значення 218725 (рисунок 7); коефіцієнт детермінації набуває значення 0,886, що свідчить про високу якість моделі (рисунок 8); несуттєве відхилення фактичних та прогнозних значень кіберзлочинів [23, 22, 30, 5].

Regression statistics	Regression statistics (Spreads)	
	Y2	
Mean (observed)	935,0938	
Standard deviation (observed)	746,4649	
Mean (predicted)	935,0937	
Standard deviation (predicted)	702,4872	
Mean (residual)	0,0000	
Standard deviation (residual)	252,4312	
R-square	0,8856	
R-square adjusted	0,8459	

Рисунок 8 – Регресивні статистики залежності фінансових правопорушень від факторів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Переходячи до практичної реалізації моделі в розрізі залежності обсягів легалізації кримінальних доходів від 5 факторів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів отримаємо наступні параметри (рисунок 6): кількість незалежних змінних – 5, кількість залежних змінних – 1, кількість термів – 3, кількість базисних функцій – 3, порядок взаємодії (кількість складових добутку базисних функцій) – 2, а також кількість звернень до факторів-регресорів: найбільша і однакова – 1 до X1, X2, X3, незначущими виявлено фактори X4 та X5.

Model specifications	Model Summary (Spreadsheet)		Dependent	Number of References to Each Predictor (Number of times each predictor is referenced)	
	Value			Reference (to Basis Functions)	
Independents	5				
Dependents	1				
Number of terms	3				
Number of basis functions	3				
Order of interactions	2				
Penalty	2,00000		X1	1	
Threshold	0,00050		X2	1	
GCV error	767,732		X3	1	
Prune	Yes		X4	0	
			X5	0	

Рисунок 9 – Параметри специфікації моделі та кількість звернень до релевантних факторів-регресорів

Coefficients, knots and basis functions	Model coefficients (Spreadsheet9.sta) NOTE: Highlighted cells indicate basis functions of type max(0, independent-knot), otherwise max(0, knot-independent)					
	Coefficients Y3	Knots X1	Knots X2	Knots X3	Knots X4	Knots X5
Intercept	32,92918					
Term.1	-0,00002		1836938			
Term.2	15,03185	0,557544		22330,43		

Рисунок 10 – Коефіцієнти моделі та терми моделі впливу факторів фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на кібернетичні правопорушення у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Таким чином, враховуючи представлені вище коефіцієнти, терми та параметри модель впливу фінтех, фінансового моніторингу як банків так і страхових компаній, обсягів торгів на фінансові правопорушення, кібернетичні правопорушення, легалізація кримінальних доходів у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів набуває вигляду:

$$Y3 = 3,29291807569567e+001 - 1,77427285069972e-005 * \max(0; 1,83693800000000e+006 - X2) + 1,50318465753288e+001 * \max(0; X1 - 5,57544361572743e-001) * \max(0; 2,23304254185900e+004 - X3) \quad (3)$$

На кількість правопорушень з метою легалізації кримінальних доходів від'ємний вплив має кількість повідомлень про підозрілі операції, якщо вони менші за 1836938 одиниць, натомість додатний вплив буде мати мультиплікативний ефект фінтех та обсягів торгів на біржі, за умови що перший показник буде мати значення більше 0,5575 а другий – менше 22330,4254. Вплив інших показників не доведений [6, 7, 14, 15].

Адекватність побудованої моделі у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів підтверджено: мінімальним значенням загального критерію якості моделі – узагальненого ковзного середнього помилки (GCV error), яке приймає значення 767 (рисунок 9); коефіцієнт детермінації набуває значення 0,405, що свідчить про високу якість моделі (рисунок 11); несуттєве відхилення фактичних та прогнозних значень кількості правопорушень з метою легалізації кримінальних доходів.

Regression statistics	Regression statistics (Spreadsheet9.sta)	
	Y3	
Mean (observed)	23,95273	
Standard deviation (observed)	30,78833	
Mean (predicted)	23,95273	
Standard deviation (predicted)	19,58905	
Mean (residual)	-0,00000	
Standard deviation (residual)	23,75269	
R-square	0,40481	
R-square adjusted	0,34104	

Рисунок 11 – Регресивні статистики залежності обсягів легалізації кримінальних доходів від факторів на у вигляді багатомірних адаптивних регресивних MAR-сплайнів

Проведене моделювання виокремлює тенденції взаємозв'язків кіберзлочинів, фінансових правопорушень та легалізації кримінальних доходів з узагальненими характеристиками розвитку фінтех, кількості поданих до держфінмоніторингу повідомлень про підозрілі операції та рівня розвитку ключових сфер фінансової діяльності: банків, страхових компаній та бірж цінних паперів.

Було визначено, що на фінансові злочини не мають впливу кількість переданих до держфінмоніторингу повідомлень про підозрілі операції та діяльність банківських установ. Натомість було визначено мультиплікативний вплив торгів на біржах цінних паперів та діяльності страхових компаній.

На кіберзлочини не має впливу діяльність страхових компаній, натомість з показником фінтех всі інші показники мали мультиплікативний ефект, в тому числі потрійний. Це вказує на те, що рівень цифровізації, розвитку фінтех стимулює інші сфери фінансової діяльності та надає нові можливості для кіберзлочинців.

Кількість злочинів з метою легалізації кримінальних доходів пояснюється кількістю поданих до держфінмоніторингу повідомлень про підозрілі операції та мультиплікативним впливом торгів на біржі і рівнем фінтех, що свідчить про значну кількість схем легалізації кримінальних доходів з використанням цінних паперів.

Висновки. Отже, сучасний світ однієї сторони покладає великі надії на інновації, пов'язуючи з ними з покращення добробуту суспільства, посилення конкурентоздатності, прискорення темпів економічного зростання, а з іншого потерпає від активізації протиправних дій кіберзлочинців. Для перешкоджання та протидії фінансовим і кібернетичним злочинам, їх негативним наслідкам, необхідно постійно вживати певний комплекс ефективних регулюючих заходів. Серед них вагоме місце відводиться аналітичним процесам, що ґрунтуються на використанні моделювання фінансово-економічних процесів та тенденцій.

В свою чергу, сплайн-моделі такої взаємозалежності FinTech інновацій та фінансових і кібернетичних злочинів є досить гнучкими, та виступають достойною альтернативою стандартним математичним моделям, що можуть застосовуватись фінансовими посередниками для перешкоджання настанню негативних наслідків для економічної системи. Сплайн-моделі надають гарні, точні кінцеві результати, прогнози по досліджуваним даним, демонструють одні з найкращих співвідношень вивчаємих функцій. Застосування на практиці сплайн-моделі взаємозалежності FinTech інновацій та фінансовими та кібернетичними злочинами за посередництва фінансових установ принесе користь і самим фінансовим посередникам, і користувачам фінансової системи, і державним регулюючим, наглядовим органам. Така модель може бути корисною та цікавою міжнародним організаціям, інвесторам, розробникам нормативних стандартів, банківським установам, іншим вченим, що проводять дослідження в цій сфері.

Роботу виконано в межах науково-дослідної теми «Data-Mining для протидії кібершахрайствам та легалізації кримінальних доходів в умовах цифровізації фінансового сектору економіки України» (номер державної реєстрації 0121U100467) та держбюджетної науково-дослідної роботи № 0121U109559 «Національна безпека через конвергенцію систем фінансового моніторингу та кібербезпеки: інтелектуальне моделювання механізмів регулювання фінансового ринку».

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Віталія КОЙБІЧУК

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА

ПРОТОКОЛ

наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 23.12.2022

№ 3

Голова: Койбічук В.В., завідувачка кафедри
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В., Гриценко К.Г.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., Каща М.О.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Оцінка динаміки біфуркаційних трансформацій в економіці

СЛУХАЛИ: Колотіліна Олена Василівна, викладач-стажист, аспірант

Загострення політичних протиріч, хаотичність економічної динаміки і посилення на цій основі незадоволення населенням своїм матеріальним становищем є результатом відсутності системних змін у країні, а також нездатністю знайти адекватні відповіді на виклики сьогодення. Бажані трансформаційні зміни в функціонування національної економіки не можуть відбуватися лише на основі дії ринкового механізму, а потребують проведення виваженої та науково-обґрунтованої державної політики. Оскільки економіка, політика та соціум є складними та багатопрограмними процесами, тому для прийняття ефективних управлінських рішень у сфері державотворення на шляху розбудови процвітаючої національної економіки крім глибокого аналізу кожної із складових необхідно досліджувати їх взаємозв'язки. У зв'язку з цим першочергово значення набуває розробка науково-методичного підходу до оцінювання показника стійкості соціо-політико-економічного розвитку України.

Дослідження теоретичних засад трансформацій в економічній, соціальній та політичній сферах суспільства розглядалися в працях вітчизняних та закордонних вчених, а саме: А. Гальчинський [1], Л. Потравка, О. Карташова [2], Н. Попадюк [3], О. Костик [4], К. Телен [1] та інші. Окрім цього оцінюванням взаємозв'язку між економікою, політикою та соціальним життям займалися такі науковці як І. Терлецька [5], Н. Задорожнюк [6], Е. Лібанова [7], І. Любімов [8], А. Алесіна [2] та інші. Зокрема, П. Уалтлі [3] досліджував взаємозв'язок між соціальним капіталом та економічним зростанням у вибірці 34 країн за період з 1970 по 1992 рік у рамках модифікованої неокласичної моделі економічного зростання. Результати його дослідження засвідчили, соціальний капітал відіграє важливу роль у поясненні як ефективності політичних інститутів, так і економічних показників сучасних суспільств.

Мета доповіді є визначення рівня стійкості соціо-політико-економічного розвитку країни на основі теорії біфуркації.

Для оцінювання рівня біфуркаційних трансформацій в соціальному, економічному та політичному розвитку країни розроблено науково-методичний підхід, що складається з 5-х основних етапів.

Перший етап. Формування інформаційної бази дослідження. Інформаційна база дослідження сформована на основі показників Світового банку (The World Bank), які характеризують соціальну сферу та економіко-політичний стан України. Індикатори оцінювання стану і динаміки розвитку країни взяті з 2000 року по 2017 рік. Побудова системи індикаторів, що

оцінюють економічну складову нараховує: темп зростання ВВП, обсяг експорту товарів та послуг, обсяг імпорту товарів та послуг, обсяг ВВП, валова економія, обсяг валової доданої вартості за коефіцієнтною вартістю. До складу показників впливу на соціальну сферу віднесемо: обсяг державних видатків на систему освіти, обсяг робочої сили, рівень безробіття, кількість населення віком 15-64 років, рівень народжуваності, населення біженця країною або територією притулку. Політичний стан України описують такі індикатори як: обсяг державних доходів, без урахування грантів, обсяг державного боргу, обсяг військових витрат, питома вага жінок в національному парламенті, обсяг загальних резервів, портфельний капітал.

Другий етап. Перевірка інформаційної бази дослідження на аномальність та визначення релевантних індикаторів впливу. Досліджуючи часові ряди, можна помітити значення, що значно відхиляються від загальної тенденції розвитку соціо-політико-економічної складової України. Для виявлення аномальних значень застосуємо метод Ірвіна, що порівнює сусідні числові дані часового ряду. Розраховані результати показали аномальність індикаторів у 2005 році, а саме: обсяг доходу, без урахування грантів, темп зростання ВВП, обсяг експорту товарів та послуг; 2017 рік – обсяг робочої сили.

Визначимо релевантні індикатори впливу на соціо-політико-економічну складову країни. Застосуємо метод головних компонент, який ілюструє основну ідею факторного аналізу. Побудуємо графік каменистого осипу для знаходження потрібної кількості факторів впливу на досліджувані індикатори. Аналіз даного етапу дослідження показав, що найбільш релевантними для України є індикатори: зростання ВВП, частка місць, якими володіють жінки в національних парламентах, експорт товарів та послуг, робоча сила, валова економія, населення віком 15-64 років, загальні резерви, кількість біженців.

Третій етап. Проведення нормалізації та побудова інтегральних показників. Проведемо нормалізацію показників соціо-політико-економічної складової країни за методом Харрінгтона. Суть цього методу полягає в перетворенні розміру індикаторів, зведенні всіх вимірів від 0 до 1. Механізм перетворення потребує розглянути функцію Харрінгтона $d_i = \exp(-\exp(-Y_i))$, де Y_i - показник, що характеризує соціо-економіко-політичний розвиток, у нормальному вигляді.

Наступний крок передбачає побудову інтегральних показників соціальної сфери, політичного стану, економічної складової України на основі згортки нормалізованих показників. Для даного етапу застосуємо методику обчислення середньо геометричного значення індикаторів. Розрахуємо радіус описаного кола за формулою:

$$R_t = \frac{n_{et} n_{st} n_{pt}}{(n_{et} + n_{st} + n_{pt})(-n_{et} + n_{st} + n_{pt})(n_{et} - n_{st} + n_{pt})(n_{et} + n_{st} - n_{pt})}, \quad (1)$$

де R_t – радіус описаного кола соціо-політико-економічного стану країни (в даний період часу t); n_{et}, n_{st}, n_{pt} – нормалізовані узагальнені показники економічного, політичного та соціального розвитку країни.

Інтегральні показники соціо-політико-економічного складової та радіуса описаного кола (R_t) України, обчислюючи за наведеною методикою, представимо в (табл.1).

Таблиця 1. Інтегральні показники соціо-політико-економічного складової та радіуса описаного кола (R_t) України

Україна	Економічна складова	Політична складова	Соціальна складова	R (радіус описаного кола)
2000	0,636	0,427	0,539	0,322
2001	0,622	0,438	0,526	0,316
2002	0,612	0,411	0,524	0,310
2003	0,645	0,433	0,514	0,323
2004	0,687	0,411	0,502	0,346
2005	0,616	0,453	0,522	0,315
2006	0,546	0,510	0,520	0,304
2007	0,530	0,591	0,591	0,331
2008	0,517	0,587	0,638	0,339

2009	0,485	0,563	0,636	0,330
2010	0,496	0,592	0,595	0,327
2011	0,525	0,583	0,526	0,316
2012	0,460	0,590	0,480	0,302
2013	0,415	0,571	0,494	0,293
2014	0,426	0,540	0,479	0,282
2015	0,458	0,583	0,455	0,297
2016	0,485	0,595	0,422	0,301
2017	0,517	0,619	0,392	0,311

Джерело: розраховано авторами

Четвертий етап. Оцінювання стійкості на основі застосування апарату диференціального числення. В даному дослідженні розглянемо функції, на основі яких будуть побудовані диференціальні рівняння для визначення показника стійкості розвитку України. Для побудови розглянемо деякі основні елементарні функції: степеневу функцію $y = x^a$, де $a \in R$, а саме: квадратична функція ($y = x^2$) та кубічна ($y = x^3$); логарифмічну функцію з основою e ($y = \ln(x)$); тригонометричні функції ($y = \cos x$, $y = \sin x$); показникову функцію ($y = a^x$, де $a \in (0, a \neq 1)$), а саме показникову функцію з основою e ($y = e^x$) та обернену пропорційність ($y = \frac{k}{x}$, де $k \neq 0$), окремий випадок коли $k = 1$.

Результати знаходження значення кожної функції, де аргументом є інтегральні показники соціо-політико-економічної складової, представимо на прикладі економічного розвитку України. Значення елементарних функцій деякої змінної величини (інтегральних показників економічної складової) покажемо в (табл. 2). Аналогічно знайдемо значення від зазначених раніше функцій для соціальної сфери та політичного стану України.

Таблиця 2. Значення елементарних функцій інтегральних показників економічної складової України

Україна	Економічна складова	$y = x^2$	$y = x^3$	$y = \ln(x)$	$y = \sin(x)$	$y = \cos(x)$	$y = e^x$	$y = 1/x$
2000	0,636	0,404	0,257	-0,453	0,594	0,805	1,889	1,572
2001	0,622	0,387	0,241	-0,475	0,583	0,813	1,863	1,608
2002	0,612	0,374	0,229	-0,492	0,574	0,819	1,843	1,635
2003	0,645	0,416	0,268	-0,439	0,601	0,799	1,906	1,551
2004	0,687	0,472	0,324	-0,376	0,634	0,773	1,987	1,456
2005	0,616	0,379	0,233	-0,485	0,577	0,816	1,851	1,625
2006	0,546	0,299	0,163	-0,604	0,520	0,854	1,727	1,830
2007	0,530	0,280	0,149	-0,636	0,505	0,863	1,698	1,888
2008	0,517	0,268	0,138	-0,659	0,494	0,869	1,677	1,933
2009	0,485	0,235	0,114	-0,724	0,466	0,885	1,624	2,062
2010	0,496	0,246	0,122	-0,701	0,476	0,880	1,642	2,016
2011	0,525	0,275	0,145	-0,645	0,501	0,865	1,690	1,906
2012	0,460	0,212	0,098	-0,776	0,444	0,896	1,585	2,172
2013	0,415	0,172	0,071	-0,880	0,403	0,915	1,514	2,411
2014	0,426	0,181	0,077	-0,854	0,413	0,911	1,531	2,350
2015	0,458	0,209	0,096	-0,782	0,442	0,897	1,580	2,185
2016	0,485	0,235	0,114	-0,725	0,466	0,885	1,623	2,064
2017	0,517	0,267	0,138	-0,660	0,494	0,869	1,677	1,934

Джерело: побудовано авторами

Враховуючи дані (табл.2), побудуємо багатофакторну регресію та проаналізуємо коефіцієнт детермінації (R^2), що дає змогу оцінити вірогідність отриманої моделі (табл.3). Результати даного аналізу $R^2 \gg 0,84$, вказують на досить високу точність побудованої регресії, тобто модель є прийнятною. Проаналізуємо отримані значення t -Statistic, даний коефіцієнт дає змогу

виявити функцію, яка найкраще описує показник, який вибраний у якості залежної змінної. Таким чином, тісний зв'язок ($t\text{-Stat} = 2,89$) виявлено із кубічною функцією ($y = x^3$), яка суттєво описує економічну складову України. Аналогічна процедура пошуку зв'язку між досліджуваними функціями та соціальною сферою, політичним станом країни дозволяє зробити висновок, що за умови критерію вибору багаторефакторної регресії найкращим чином політичну складову України характеризує квадратична функція ($y = x^2$); соціальну сферу – кубічна функція ($y = x^3$).

Таблиця 3. Багаторефакторний регресійний аналіз економічної складової України та деяких елементарних функцій

SUMMARY OUTPUT				
Regression Statistics				
Multiple R	0,91			
R Square	0,84			
Adjusted R Square	0,49			
Standard Error	0,01			
Observations	18,00			
ANOVA				
	df	SS	MS	F
Regression	8,00	0,00	0,00	11,31
Residual	11,00	0,00	0,00	
Total	19,00	0,00		
	Coefficients	Standard Error	t Stat	P-value
Intercept	10588,52	3869,21	2,74	0,02
Economic component	0,00	0,00	65535,00	-
x^2	6661,46	2468,81	2,70	-
x^3	866,54	299,57	2,89	0,01
$\ln(x)$	2754,09	993,98	2,77	0,02
$\sin(x)$	0,00	0,00	65535,00	-
$\cos(x)$	0,00	0,00	65535,00	-
$\exp(x)$	-6818,44	2496,75	-2,73	-
$1/x$	394,41	140,96	2,80	0,02

Джерело: побудовано авторами

Для визначення ступеня зв'язку між даними показниками, функціями, які описують економічну, соціальну та політичну сфери України побудуємо багаторефакторну регресію (табл.4). За допомогою отриманих значень, коефіцієнта детермінації $R^2 \gg 0,99$, можна стверджувати адекватність моделі та статистичну значимість розглянутих функцій, які слугують для подальшої побудови системи диференціальних рівнянь.

Таблиця 4. Багаторефакторний регресійний аналіз функцій, які описують соціо-політико-економічну складову України

SUMMARY OUTPUT

Regression Statistics
Multiple R 0,99

R Square	0,99
Adjusted R Square	0,98
Standard Error	0,00
Observations	18,00

ANOVA

	<i>df</i>	<i>SS</i>	<i>MS</i>	<i>F</i>	<i>Significance F</i>
Regression	4,00	0,00	0,00	276,56	0,00
Residual	13,00	0,00	0,00		
Total	17,00	0,00			

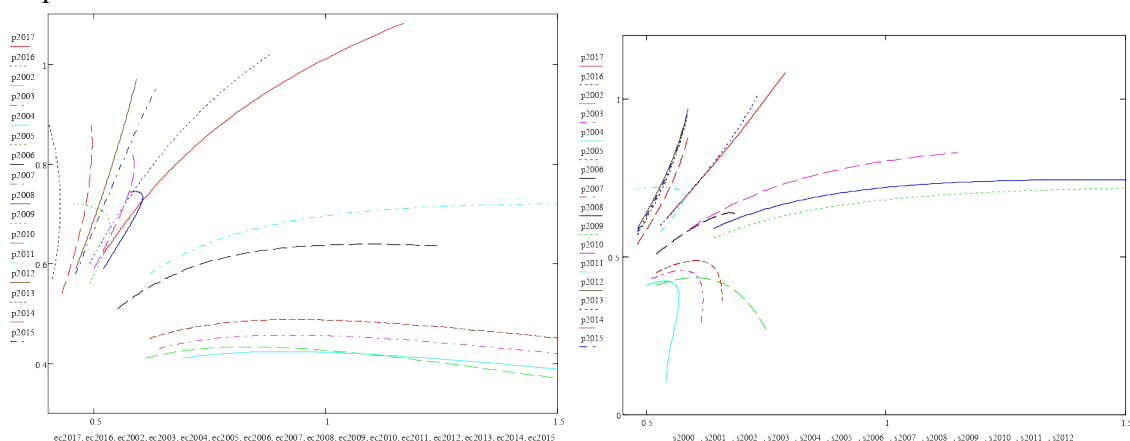
	<i>Coefficients</i>	<i>Standard Error</i>	<i>t Stat</i>	<i>P-value</i>	<i>Lower 95%</i>
Intercept	0,16	0,01	26,49	0,00	0,15
x^3	0,47	0,03	15,61	0,00	0,41
x^2	0,36	0,03	12,42	0,00	0,30
x^3	0,42	0,04	10,11	0,00	0,33
x1x2x3	-0,64	0,11	-5,91	0,00	-0,87

Джерело: побудовано авторами

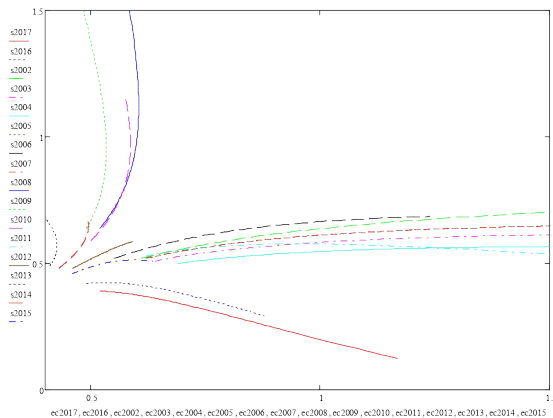
П'ятий етап. Побудова «фазових портретів» показника стійкості. Побудуємо систему диференціальних рівнянь, для подальшого визначення показника стійкості соціо-політико-економічного стану України. На основі розглянутих функцій, змодулюємо нелінійні диференціальні рівняння. Такі рівняння встановлюють зв'язки між незалежними змінними (ec, p, s – економічна, політична, соціальна складова), функцією ($R(ec), R(p), R(s)$, де R_t – радіус описаного кола соціо-політико-економічного стану країни (в даний період часу t) та її похідною ($\frac{d}{dt}ec, \frac{d}{dt}p, \frac{d}{dt}s$). Складемо систему з трьох диференціальних рівнянь, яка характеризує поведінку динамічної системи показника стійкості України (2).

Нелінійний підхід, заснований на теорії біфуркації, дає змогу побудувати «фазовий портрет» показника стійкості соціально-економічної, соціально-політичної та економічно-політичної складової України, тобто відобразити фазові траєкторії на вибрану площину фазового простору. Фазовий портрет на основі диференціальних рівнянь можна побудувати за допомогою математичного програмного забезпечення MathCad. Згідно теорії біфуркації та різновидності типів фазових портретів двовимірного простору (сідло, пучок, фокус) охарактеризуємо показник стійкості соціо-політико-економічного стану України.

Рис. 1 «Фазовий портрет» показника стійкості соціо-політико-економічного стану України



а) політико-економічний «фазовий портрет» України б) політико-соціальний «фазовий портрет» України



в) соціально-економічний «фазовий портрет» України

Джерело: побудовано авторами

Тепер дослідимо політико-економічний «фазовий портрет» (рис.1(а)), який демонструє тип біфуркації «стійкий пучок» з елементами «сідло». Дана динамічна система описує траєкторію політичної та економічної складової України на вибрану площину фазового простору, протягом 18 років (з 2000 року по 2017 рік). Даний тип біфуркації свідчить про стійкий, устаткований політико-економічний стан системи, тобто при суттєвій зміні параметра і фіксованому значенні іншого параметра дана система знаходиться в рівноважному стані. Проаналізуємо тенденцію розвитку політико-соціальної складової України, біфуркаційний графік (рис.1(б)) вказує на тип біфуркації «пучок» з яскраво вираженим типом «сідло». Що характеризує дану динамічну систему нестабільною для подальшого розвитку. При впливі різних чинників з навколишнього середовища, показник стійкості знаходиться в нерівноважному стані та має схильність до зміни тенденції розвитку. Представимо графічну інтерпретацію соціально-економічного «фазового портрету» України (рис.1(в)). Згідно теорії біфуркації, «фазовий портрет» даної динамічної системи описує тип біфуркації «стійкий пучок» з елементами типу «сідло». Що безумовно свідчить про стійкий стан показника стійкості соціально-економічної складової України. При дії певних зовнішніх факторів на досліджуваний процес, динамічна система перебуватиме в стані рівноваги та буде продовжувати розвиток за набутою тенденцією.

Отже, аналізуючи соціо-політико-економічний показник стійкості України, можна стверджувати, що досліджувана система країни за трьома складовими, перебуває в умовах рівноваги та має стійкий розвиток в подальшому існуванні.

Розглянута методика аналізу показника стійкості соціо-політико-економічної складової України, яка враховує динаміку стану соціальної, політико-економічної сфери, відкриває можливості формалізованого опису таких динамічних систем, що дає змогу відслідковувати показник стійкості функціонування досліджуваних складових країни у даний період часу.

Згідно розглянутої моделі, детально проаналізовано показник стійкості України за трьома складовими, на основі теорії біфуркації. Побудовано «фазовий портрет», який дозволяє проаналізувати подальше поведіння досліджуваної динамічної системи та описати її характер відносно розглянутих типів біфуркації в двохвимірному просторі.

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Віталія КОЙБІЧУК

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА

ПРОТОКОЛ
наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 24.03.2022

№ 4

Голова: Койбічук В.В., завідувачка кафедри
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В., Гриценко К.Г.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., доктор філософії Доценко Т.В.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Фрактальний аналіз часових рядів

СЛУХАЛИ: Коломієць С.В, к.ф.-м.н., доцент

Поняття фрактал широко застосовується в сучасному економіко-математичному моделюванні. Слово фрактал походить від латинських слів: *fractus* – зламаний, розбитий, дробовий та відповідного дієслова *frangere* – ламати, розламувати, тобто створювати фрагменти неправильної форми.

З точки зору фрактальної геометрії, фрактал – геометрична фігура, що має властивість самоподібності, тобто об'єкт наближено чи точно збігається з частиною себе. Це означає, що ціле має таку саму форму, як і одна чи більше його частин.

Головна особливість фракталів полягає у тому, що їх розмірність не відповідає звичайним геометричним уявленням. В теорії фракталів використовується спеціальне поняття фрактальної розмірності, введене Ф. Хаусдорфом та А. Безиковичем. Розмірність фракталів не є цілим числом, характерним для звичайних геометричних об'єктів.

Властивість самоподібності характерна лише для регулярних фракталів (штучні математичні об'єкти). Якщо замість детермінованого способу побудови в алгоритм їхнього створення включити деякий елемент випадковості, то виникнуть так звані випадкові фрактали. Основна відмінність випадкових фракталів від регулярних полягає у тому, що властивість самоподібності справедлива тільки після відповідного усереднення за всіма статистично незалежним реалізацій об'єкту. При цьому збільшена частина фракталу неточно ідентична початковому фрагменту, проте їх статистичні характеристики збігаються [1, с. 61].

Важлива властивість фракталів – їхня дробова розмірність. Евклідова розмірність геометричної фігури – це мінімальне число параметрів, що необхідні для опису положення точки в просторі. Зокрема, положення точки на лінії визначається однією координатою, на площині – двома координатами, у тривимірному просторі – трьома.

Для будь-якої множини можна визначити топологічну розмірність. Загальний підхід до визначення топологічної розмірності [1, с. 59–69]:

- порожній множині приписується розмірність $D_T = -1$;
- розмірність будь-якої не порожньої множини відмінна від -1. Якщо деяку множину можна розділити на незв'язані одна з одною частини за допомогою множини розмірності D_T , то її топологічна розмірність дорівнює $D_T + 1$. Зокрема, точка має розмірність $D_T = 0$, оскільки можна вважати, що дві точки розділені порожньою множиною.

Зчисленна множина точок також має розмірність $D_T = 0$. Пряма має розмірність $D_T = 1$, оскільки її можна розділити точкою на дві непересічні частини. Площину можна розділити лінією, тому розмірність площини $D_T = 2$. Топологічна розмірність сфери дорівнює двом, кулі – трьом. Отже, топологічна розмірність може бути лише цілим числом. Топологічна розмірність n -мірного евклідового простору дорівнює $D_T = n$.

Існують інші підходи до визначення розмірності, зокрема геометричний об'єкт характеризують мінімальним числом шаблонів (відрізок, квадрат, круг, тощо), необхідних для покриття об'єкта. Терміном «шаблон» називають будь-який елемент покриття. В цьому випадку розмірність об'єкта – показник степеня у співвідношенні, що зв'язує число шаблонів $N(d)$ і характерний розмір шаблону d (довжина відрізка, сторона квадрату, діаметр кола

тощо): $N(d) = \frac{C}{d^D}$, де $C = \text{const}$. Розмірність об'єкта – число, що визначає швидкість зростання кількості шаблонів, які покривають дану множину при зменшенні розміру шаблону.

Якщо застосувати аналогічний підхід до фрактальних об'єктів, при досить малих значеннях d , отримаємо

$$N(d) = \frac{\text{const}}{d^D}, \quad (1)$$

де D – фрактальна розмірність (або ємність) множини.

Логарифмуючи співвідношення (1.1) та перейшовши до границі за умови $d \rightarrow 0$, отримаємо

$$D = \lim_{d \rightarrow 0} \frac{\ln C}{\ln d} - \frac{\ln N(d)}{\ln d} \quad (2)$$

Враховуючи, що $d \rightarrow 0$, маємо

$$D = - \lim_{d \rightarrow 0} \frac{\ln N(d)}{\ln d}. \quad (3)$$

Недолік вказаного підходу до визначення фрактальної розмірності полягає у тому, що покриття фрактальної множини проводиться шаблонами однакового розміру та їх підрахунок є досить грубим засобом вимірювання.

Більш точний спосіб можна отримати, якщо множина покривається шаблонами довільної форми і розміру, з тим обмеженням, що діаметр окремого шаблону не перевищує заданої величини. Вказаний підхід приводить до розмірності Хаусдорфа D_H . Фрактальну розмірність Хаусдорфа використовують для множин, які складають частину від топологічної множини, на основі дробової міри.

Розмірність Хаусфорда розглядається для множини, розмір якої $N(r)$ визначається кількістю куль радіуса r , які покривають вказану множину. Для обчислення розмірності Хаусфорда використовують формулу

$$D_H = \lim_{r \rightarrow 0} \frac{\ln N(r)}{\ln(1/r)}, \quad (4)$$

Узагальнення розмірності Хаусфорда на випадок необмеженої множини називається розмірністю Хаусфорда-Безиковича. Досить часто для знаходження розмірності Хаусфорда-Безиковича множину точок покривають не кулями одиничного радіуса, а клітинками, сторона яких дорівнює 1.

З точки зору математичної теорії, під фрактальною розмірністю розуміють дробову розмірність Хаусфорда-Безиковича.

Розмірність Хаусфорда-Безиковича D_{HB} – це критична розмірність, при якій міра множини $N(r)$ змінює своє значення з нуля на нескінченність [2, с.19]

$$N(r) = \begin{cases} 0, & D > D_{HB} \\ \infty, & D < D_{HB} \end{cases} \quad (1.5)$$

Абстрактне поняття розмірності Хаусфорда-Безиковича має важливе теоретичне значення, але на практиці його не використовують. Це пов'язано як зі складністю обчислення D_{HB} , так із тим, що для окремих фракталів $D = D_{HB}$.

Слід зазначити, що топологічна розмірність і розмірність Хаусфорда-Безиковича відносяться до самого об'єкту, а евклідова розмірність – до простору в котрому розміщено об'єкт.

Розмірність Хаусфорда-Безиковича є дробовим числом і завжди більше за топологічну розмірність. Цю властивість використовував Бенуа Мандельброт для визначення поняття «фрактал». Фрактал – це множина, для якої розмірність Хаусфорда-Безиковича завжди більше топологічної розмірності $D_{HB} > D_T$.

Слід зазначити, що наявність степеневому закону (1.1) є джерелом створення самоподібних структур, зокрема фрактальних множин, оскільки степеневі залежності є масштабно-інваріантними: якщо $g(x) = x^a$, то $g(l \cdot x) = (l \cdot x)^a = l^a x^a = l^a g(x)$. Отже, при змінюванні одиниць вимірювання функція $g(x)$ залишається незмінною з точністю до множника.

Фрактальні процеси на фінансовому ринку

В 60-70 роках XX століття основними моделями фінансових ринків вважалися модель оптимального інвестиційного портфеля Г. Марковица, модель САМР Шарпа, модель ціноутворення опціонів Блека-Шоулза. Вони базуються на припущенні Луї Башельє, зробленому ще в 1900 році, що динаміка фінансових ринків описується законом нормального розподілу – законом Гаусса. закону нормального або гаусівського розподілу.

Ймовірнісні моделі адекватно моделювали динаміку ринку до обвалу американського ринку 1987 року. На той час аналітики вважали, що це – малоімовірна подія, яка, відповідно до закону Гаусса, наступного разу може з'явитись лише через кілька мільйонів років. Аналітики запевняли, що це рідкісна подія, згідно з нормальним розподілом, наступного разу щось подібне може наступити через кілька мільйонів років. Кризи 1992, 1995, 1998, 2008 років спростували це твердження. Це суперечило всім теоретичним постулатам ймовірнісного підходу. Відповідь на це питання знайшов основоположник теорії фракталів Бенуа Мандельброт, який виявив явище, що назвав «товсті хвости». Його суть полягає в тому, що крива розподілу ймовірностей зміни ринкових котирувань відрізняється від нормальної кривої. Цей результат вчені отримали досліджуючи динаміку цін на бавовну, котирування акцій великих американських компаній та фондових індексів за період понад сто років. Отримані криві розподілу ймовірностей відрізнялися від кривої Гаусса. Мандельброт припустив, що динаміка фондових ринків описується не кривою Гаусса, а деякою степеневою функцією [3].

Фрактальними називають еволюційні процеси, часові ряди показників яких мають довготривалу пам'ять. До їхнього числа здебільшого належать природні часові ряди та часові ряди основних показників еволюційних процесів.

Фрактальний аналіз часових рядів сформувався на базі теорії фрактальних ринків, яка стверджує, що розвиток ринкових процесів у майбутньому залежить від ретроспективних змін. Вважають, що процес ціноутворення загалом глобально детермінований і залежить від початкових умов. Локально цей процес випадковий. Згідно з принципами фрактального аналізу часові ряди мають фрактальну розмірність $1 < D_{HB} < 2$, мають властивості масштабно-інваріантності (самоподібності) та пам'ятають свої початкові стани. Під час дослідження часових рядів, які відображають розвиток економічних процесів, роблять

припущення, що вони мають фрактальну структуру. Фрактальна розмірність визначає «зазубренність» часового ряду [4].

На практиці фрактальну розмірність замінюють показником Херста, який визначається на основі фрактальної розмірності $H = 2 - D_{HB}$, де Показник Херста пов'язують із коефіцієнтом нормованого розмаху $\frac{R}{S}$, де R – «розмах» часового ряду, – стандартне відхилення. Херст експериментально виявив, що для багатьох часових рядів виконується рівність [5]

$$\frac{R}{S} = (a N)^H, S \quad (6)$$

де H – показник Херста;

S – середньоквадратичне відхилення ряду спостережень;

R – розмах накопиченого відхилення;

N – число періодів спостереження;

a – додатне число.

З формули (6) отримаємо

$$H = \frac{\log(R / S)}{\log(a n)}. \quad (7)$$

Вказаний метод аналізу стійкості тенденції часового ряду називають методом нормованого розмаху (R/S-аналізу). R/S-аналіз (метод нормованого розмаху) – це сукупність статистичних методів аналізу часових рядів, що дозволяють визначити важливі характеристики рядів, зокрема наявність неперіодичних циклів, пам'яті тощо.

За допомогою R / S - аналізу можна показати, що ефект довготривалої пам'яті існує та є ознакою фрактальності (циклічності, повторюваності) ряду; за цим методом можна відрізнити випадковий ряд від не випадкового, навіть якщо випадковий ряд не є гауссівським. Коефіцієнт Херста H – один з базових показників фрактального аналізу [6].

Показник Херста – це число $H \in [0;1]$, яке характеризує відношення складової функції тренда до білого шуму і може використовуватись для класифікації часових рядів: не випадкових часових рядів зі стійким трендом та випадкових часових рядів (зокрема негауссових).

Завдяки своїй стійкості, показник Херста широко використовується при аналізі часових рядів. Значення показника Херста надають можливість класифікувати часові ряди та розрізняти випадкові (гаусові) та не випадкові ряди. Оскільки показник Херста пов'язаний із фрактальною розмірністю, то він характеризує ступінь згладженості графіка, побудованого на основі часового ряду.

Є три різні класифікації для показника Херста [7]:

– $H = 0,5$ – часовий ряд є випадковим ($H = 0,5$ для броунівського руху), теперішній стан процесу не впливає на майбутній, не буде жодної кореляції між ретроспективними даними і прогнозними;

– $0 \leq H < 0,5$ – часовий ряд є антиперсистентним або ергодичним рядом. Якщо система демонструє «зростання» у попередній період, то, скоріш за все, у наступному періоді почнеться спад. І навпаки, якщо був спад, то ймовірний близький підйом. Стійкість такої антиперсистентної поведінки залежить від того, наскільки показник Херста наближається до нуля. Такий тип систем називають «поверненням до середнього». H

– $0,5 < H < 1$ – часовий ряд є персистентним або трендостійким. Припускається, що події не є випадковими і якщо існує чітка тенденція часового ряду до зростання чи спадання, то вона з великою ймовірністю збережеться і надалі. Чим ближче значення показника Херста наближаються до 0,5, тим менш виражений тренд ряду.

Існує ще одна класифікація Херста: $H > 1$. В цьому випадку розглядають статистику Леві, часовий ряд є рядом з фрактальним часом, існують точки розриву похідної часового

ряду. Це означає, що відбуваються незалежні стрибки амплітуди, розподілені за законом Леві, за час, який визначається величиною стрибка і зростає разом зі зростанням величини стрибка.

Методом R/S-аналізу також можна виявити максимальну довжину інтервалу (цикл), на якому значення зберігають інформацію про початкові дані системи (довготривала пам'ять).

Існує декілька алгоритмів для обчислення показника Херста, найпоширенішими є алгоритми запропоновані в роботі [3]. Вказані емпіричні способи не можуть однозначно визначати показник Херста через різні припущення та попередні перетворення початкових даних. Результати можуть відрізнятися у різних дослідників.

Розглянемо часовий ряд $y(t) = \{y_1(t), y_2(t), \dots, y_n(t)\}$, де n – кількість рівнів.

1. Необхідно обчислити середнє значення $\bar{y}(t)$ та середньоквадратичне відхилення S .
2. Для кожного рівня ряду обчислити відхилення від середнього значення: $y_i(t) - \bar{y}(t)$.
3. З послідовності отриманих відхилень, за допомогою послідовного накопичення суми, утворити кумулятивний ряд за формулою

$$Z = \sum_{i=1}^n (y_i(t) - \bar{y}(t)) \quad (8)$$

4. Для кумулятивного ряду (1.8) визначити розмах за формулою

$$R = \max Z - \min Z. \quad (9)$$

5. Визначити показник Херста за допомогою логарифмування емпіричної формули

$$\frac{R}{S} = \frac{N}{2} \cdot \frac{\bar{y}^H}{\bar{y}} :$$

$$H = \frac{\log(R/S)}{\log(n/2)}. \quad (10)$$

Для більшості природних процесів показник Херста H наближено є симетрично розподіленим навколо середнього значення 0,73 з стандартним відхиленням приблизно 0,09.

У роботі будемо використовувати також інший алгоритм розрахунку показника Херста.

1. Знайти логарифмічні відношення наступного значення до поточного, тобто утворити новий ряд $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_{n-1}\}$, де

$$z_i = \log \frac{y_{i+1}(t)}{y_i(t)} \quad i = 1, 2, \dots, n-1. \quad (11)$$

2. Розбити вихідний ряд (1.11) на k суміжних інтервалів довжиною $m_1, m_2, \dots, m_k$, де $m_{k+1} = m_k + D$, де D – величина інтервалу, $\max m_k \leq \frac{n}{2}$. Максимальна величина інтервалу m_k має забезпечити поділ часового ряду $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_{n-1}\}$ на два інтервали з однаковою кількістю рівнів. Е. Петерс [5] емпірично визначив, що $m_k^3 \geq 10$, $k^3 \geq 5$ та запропонував обирати лише значення m_k , які є дільниками числа $n-1$, тобто кількість рівнів у інтервалі m_k має бути кратна $(n-1)$.

3. Для кожного інтервалу визначити середнє значення $\bar{z}_k$ та стандартне відхилення S_k

4. Для кожного інтервалу $z^k(m_k)$ утворюють ряд накопичених відхилень

$$z_k^* = \sum_{j=1}^{m_k} (z_j^k - \bar{z}_k) \quad (12)$$

де $j = 1, 2, \dots, K, m_k$.

Отже, від кожного рівня z_j^k в інтервалі $z^k(m_k)$ віднімається середнє значення $\bar{z}_k$, і це відхилення додається до суми попередніх відхилень, тобто будується послідовність сум, які є елементами кумулятивного ряду z_k^* для даного інтервалу $z^k(m_k)$.

5. Визначити розмах елементів кумулятивного ряду z_k^* за формулою

$$R_k = \max z_{jk}^* - \min z_{jk}^*. \quad (13)$$

6. Нормувати значення розмаху (1.13) діленням на стандартне відхилення, обчислити середнє всіх k нормованих розмахів

$$\frac{R}{S} = \frac{1}{k} \sum_{i=1}^k \frac{R_k}{S_k} \quad (14)$$

7. Для кожного k обчислюють логарифм довжини інтервалу m_k , який є абсцисою точки $\log(m_k)$, і логарифм нормованого розмаху $\log(R/S)$, який є ординатою точки для побудови графіка регресії $\log(R/S) = f(\log(m_k))$ в подвійних логарифмічних координатах.

8. Розбити початковий ряд $Z = \{z_1, z_2, \dots, z_{n-1}\}$ на декілька інтервалів з іншою кількістю даних m та повторити процедуру.

Параметри рівняння регресії $\log(R/S)_n = \log c + H \log n$ знаходять методом найменших квадратів. Для перевірки значущості рівняння в цілому використовують критерій Фішера, для перевірки значущості показника Херста H використовують критерій Стюдента.

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Віталія КОЙБІЧУК

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА

ПРОТОКОЛ

наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 21.04.2022

№ 5

Голова: Койбічук В.В., завідувачка кафедри
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В., Гриценко К.Г.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., доктор філософії Доценко Т.В.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Оцінювання рівня фінансової інклюзії населення

СЛУХАЛИ: к.е.н. старший викладач Діденко І.В.

Фінансова інклюзія є важливою складовою економічного розвитку та зниження загального рівня бідності в країні, а також може бути засобом запобігання явищу соціальної ізоляції. Право людини на використання офіційних фінансових продуктів та послуг має бути пріоритетом у процесі організації фінансової системи. Однак, коли мова заходить про фінансову інклюзію, вона не може обмежуватися її стосунками з фінансовим сектором. Відповідно до ключових принципів, що лежать в основі нової концепції державного управління, визначеної в 1993 р. В одній з публікацій ОЕСР [3] (публічні функції делегуються приватним організаціям за контрактними угодами або на основі партнерських відносин; оперативне та гнучке реагування на потреби споживачів та користувачів громадськості послуги; максимальне задоволення їх запитів; децентралізація управління фінансами, персоналом, якістю роботи; делегування повноважень та відповідальності від центрального до нижчих рівнів державного управління; діяльність місцевих органів влади та неурядових організацій у розробці та впровадженні стратегічних цілей державної політики; встановлення через систему оцінки результатів особистої відповідальності за якість управління; наділення низових повноважень ефективно приймати рішення та вирішувати місцеві проблеми; працівники, підвищуючи відповідальність організацій за досягнення результатів; функціонування держави і установи в ринкових умовах через конкуренцію, вибір клієнтів за допомогою тендерів тощо; розширення зони відповідальності; широке впровадження стратегічного планування та інших нововведень), заохочується здатність населення бути активними фінансовими суб'єктами та сприяє вільному розвитку державного сектору та ділового середовища. Ці вектори соціального життя поєднують у собі рівень фінансової включеності населення, рівень реалізації концепції нового державного управління та оцінку ділового середовища [1; 2; 4]. Ці категорії є складними, тому вони, як правило, формуються в результаті комплексної оцінки досліджуваного явища. Характер управління фінансовою системою складний і неоднорідний. Інклюзивна фінансова система потребує особливого заохочення у використанні фінансових послуг усіма групами суспільства в умовах добре організованого державного та ділового середовища.

Сьогодні існує чітке розуміння поняття "фінансова інклюзія" як передумови стійкого скорочення бідності та економічного зростання. Однак взаємозв'язок між фінансовою інклюзією та вже традиційною концепцією стійкого нового державного управління та

індексом розвитку бізнес-середовища ще не вивчений і не розглянутий в єдиному контексті. Ця ситуація почала покращуватися і стала особливо актуальною у післякризовий період, коли дослідження цих питань могли допомогти зрозуміти причини негативних фінансових та адміністративних структурних змін.

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Віталія КОЙБІЧУК

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА

ПРОТОКОЛ

наукового семінару кафедри економічної кібернетики

від 26.05.2022

№ 6

Голова: Койбічук В.В., завідувачка кафедри
Секретар: Порошина В.В., фахівець I кат

Присутні: д.е.н. професори: Олійник В.М.; д.е.н., доценти: Бойко А.О., Яровенко Г.М.; к.е.н., доценти: Боженко В.В.; к.т.н., доценти: Яценко В.В., Гриценко К.Г.; к.ф.-м.н., доцент Коломієць С.В.; к.е.н. старший викладач Діденко І.В.; асистенти: Миненко С.В., Кушнерьов О.С., Колотіліна О.В., доктор філософії Доценко Т.В.

Засідання кафедри проводилось онлайн за допомогою Google-meet

ПОРЯДОК ДЕННИЙ:

Оцінювання рівня фінансової інклюзії населення

СЛУХАЛИ: к.т.н., доценти Гриценко К.Г.

A key issue for researchers is socio-economic disparities in health care systems of different economies. A significant number of publications is devoted to the issue of researching the efficiency of health care systems. For example, 115 studies were found in the Scopus database for the period from 2011 to 2021 for the query «efficiency of the health care system». Their bibliometric analysis made it possible to form 4 clusters based on the logic of coexistence in publications of 3 or more keywords according to the research topic. The number of relationships between publications is 612 units.

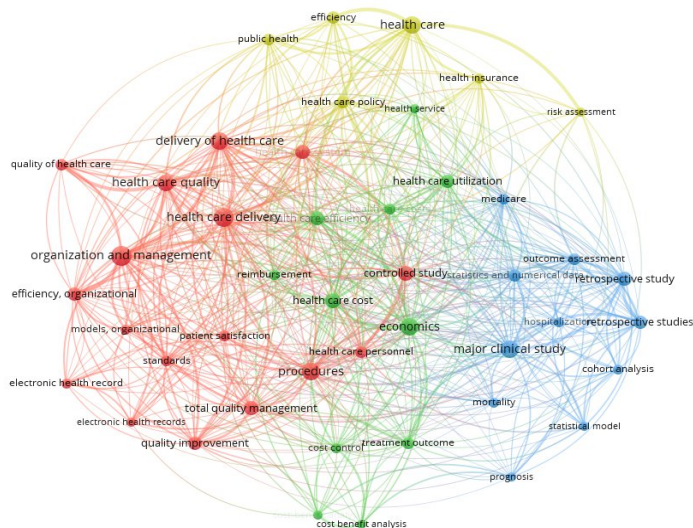


Fig. 1. Bibliometric analysis of scientific publications on the topic of the efficiency of the health care system

It is necessary to note the significant contribution to the study of practical aspects of socio-economic disparities, which was carried out by such scientists as Makarenko I., Sirkovska N., 2017; Druzhynina, V. et al., 2018; Kyrychenko, K. et al., 2018; Mohsen Yo. et al., 2018; Antosova I. et al., 2019; Gallo P. et al., 2019; Letunovska N. et al., 2020; Njegovanović A., 2020; Serpeninova Yu., 2020; Tenytska T. et al., 2020; Tovmasyan G., Minasyan D., 2020; Vasylieva T. et al., 2020; Yelnikova J., Kwilinski A., 2020; Keliuotytė-Staniulienė G., Daunaravičiūtė K., 2021; Oteh O. et al., 2021; Zhuravka O. et al., 2021; Hasan F. et al., 2022. Studies (Gupta S., Verhoeven M., 2001;

Herrera S., Pang G., 2005; Gupta S. et al., 2007; Verhoeven M. et al., 2007; Afonso A. et al., 2010; Joumard I. et al., 2010; Grigoli F., Ley E., 2012; Jaba E. et al., 2013; Asandului L. et al., 2014; Grigoli F., Kapsoli J., 2018; Hrytsenko et al., 2021) show inefficiency of public spending on health care both in countries with developed economies and in countries with developing economies. The latter differ significantly from countries with developed economies in terms of the efficiency of the health care system, socio-economic conditions, and the quality of public administration. Most scientists focus their research on developed countries. This can be explained by the greater availability of the research information base for these countries.

Higher health spending tends to be associated with better health system performance. But there are significant differences between economies, even within the group of developing economies. According to the current classification of the International Monetary Fund, the regional European group of countries with developing economies includes such countries as (IMF, 2022): Albania, Belarus, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Croatia, Hungary, Kosovo, Moldova, Montenegro, North Macedonia, Poland, Romania, Russia, Serbia, Turkey, Ukraine.

In order to identify disparities between the state of health care in the European developing economies, a cluster analysis was carried out using the k -means method with preliminary standardization of cluster indicators x according to the formula $\overline{x} = (x - x_{cep}) / \sigma_x$.

Table 1

Mass centers of formed clusters				
Indicators	Cluster			
	1	2	3	4
Public health spending per capita (PPP, international dollars)	598	812	265	1195
Life expectancy (in years at birth)	75,5	73,8	70,8	76,8
Infant mortality rate under 5 years (per 1000 live births)	12,2	7,3	13,6	5,3
tuberculosis treatment success rate (% of new cases)	87,75	79,83	73,5	34,5

The average value of public health spending per capita (PPP, international dollars) for the four-year period (2012-2015) and the average values of life expectancy, infant mortality rate under 5 years, the tuberculosis treatment success rate for the next four-year period (2016-2019) were used as cluster indicators.

The biggest difference was found between the countries included in cluster 3 (Ukraine, Moldova) and cluster 4 (Croatia, Poland) (Table 1, Fig. 1).

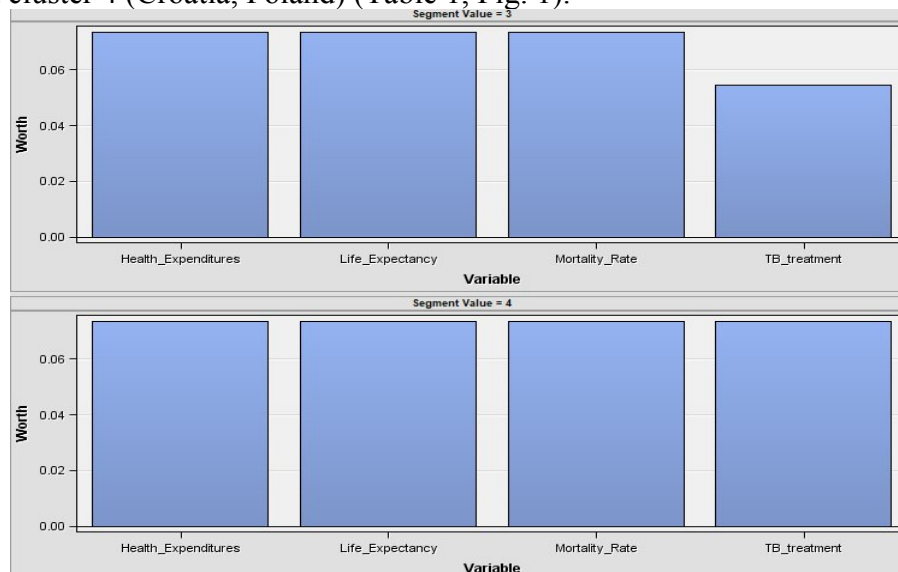


Fig. 1. Worth of clusters 3 and 4 indicators

Cluster 1 includes Albania, North Macedonia, Romania, Turkey. Cluster 2 includes Belarus, Bosnia and Herzegovina, Bulgaria, Hungary, Russia, and Serbia.

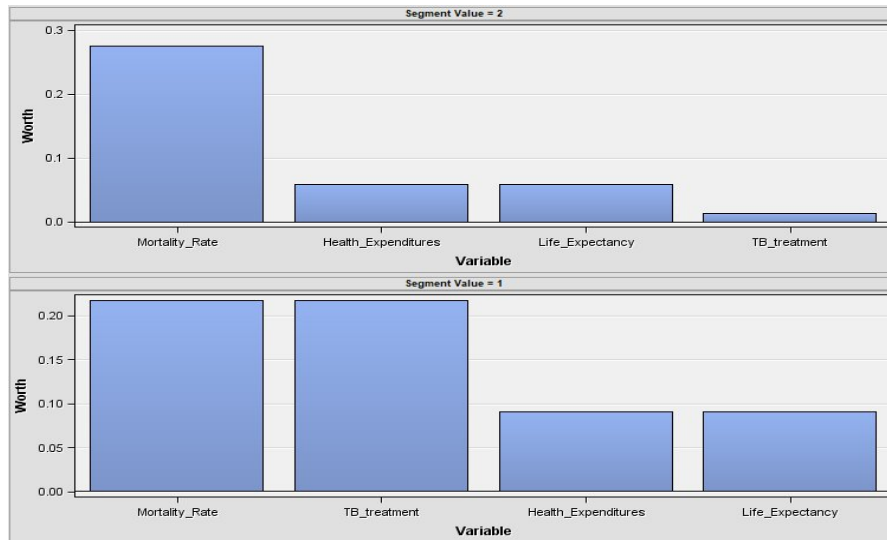


Fig. 2. Worth of clusters 1 and 2 indicators

Analyzing presented results, we conclude that public spending on health care per capita in the European countries with developing economies has a significant impact on health care indicators. Among the mentioned above countries, Ukraine and Moldova are in the worst condition, therefore they need an urgent reform of the health care financing system.

УХВАЛИЛИ: інформацію прийняти до відома.

Головуючий на засіданні

Віталія КОЙБІЧУК

Секретар

Вікторія ПОРОШИНА