

УДК 351.863:343.351/.352

КП

№ державної реєстрації 0117U002251

Інв. №

Міністерство освіти і науки України

Сумський державний університет (СумДУ)

40007, м. Суми, вул. Р.-Корсакова, 2, тел. (0542) 66-51-10, факс (0542) 33-40-49

ЗАТВЕРДЖУЮ

Проректор з наукової роботи

д-р. фіз.-мат. наук, професор

_____ А.М.Чорноус

ЗВІТ

ПРО НАУКОВО-ДОСЛІДНУ РОБОТУ

Удосконалення національної системи протидії легалізації коштів, отриманих незаконним шляхом в контексті підвищення фінансово-економічної безпеки держави

**ДОСЛІДЖЕННЯ ВПЛИВУ СТРУКТУРНИХ ПЕРЕТВОРЕНЬ НА
ФУНКЦІОНУВАННЯ НАЦІОНАЛЬНОЇ СИСТЕМИ ПРОТИДІЇ
НЕЛЕГАЛЬНИХ ДОХОДІВ
(проміжний)**

Начальник НДЧ

канд. фіз.-мат. наук, с.н.с.

Д. І. Курбатов

Керівник НДР

д.е.н, п. н. с.

С.В. Леонов

2018

Рукопис закінчено 21 грудня 2018 р.

Результати роботи розглянуто науковою радою СумДУ, протокол від 27 грудня 2018 р. № 7

СПИСОК АВТОРІВ

Керівник НДР, провідний науковий співробітник, д.е.н, професор	<hr/> (21.12.2018)	С.В. Леонов (вступ, розділ 2, висновки)
Відповідальний виконавець, старший науковий співробітник, канд. екон. наук	<hr/> (21.12.2018)	А.О.Бойко (розділ 1, підрозділи 3.2 та 3.3)
Старший науковий співробітник, д.е.н	<hr/> (21.12.2018)	О.В. Кузьменко (розділ 1)
Старший науковий співробітник, канд. екон. наук, доцент	<hr/> (21.12.2018)	Н.Г.Пігуль (розділ 3)
Старший науковий співробітник, канд. екон. наук, доцент	<hr/> (21.12.2018)	Л.Ю. Сисоєва (підрозділ 2.2, додаток Б)
Фахівець 2 категорії	<hr/> (21.12.2018)	Т.В. Доценко (розділ 1, підрозділи 3.1)
Виконавець за договором	<hr/> (21.12.2018)	Р.О. Дініц (підрозділ 2.1)

РЕФЕРАТ

Звіт про НДР: 179 с. 2 ч., 29 табл., 26 рис., 10 дод., 59 джерела.

РИЗИК, ЛЕГАЛІЗАЦІЯ КРИМІНАЛЬНИХ ДОХОДІВ, ЦИКЛІЧНІСТЬ, КОРУПЦІЯ, ПРАВОПОРУШЕННЯ, ВТРАТИ.

Об'єктом дослідження – фінансові відносини, що виникають у процесі діяльності економічних агентів з приводу легалізації ними коштів, отриманих незаконним шляхом та нанесення збитків державному бюджету.

Мета роботи – розвиток теоретичного підґрунтя та методичного забезпечення до моделювання циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів, а також оцінка рівня втрат економіки України від незаконних дій економічних агентів.

У процесі дослідження застосовувалися загальнонаукові методи наукового пізнання (аналіз, синтез, логічне узагальнення), а також методи економіко-математичного моделювання (швидке перетворення Фур'є, лінійний коефіцієнт Пірсона, показник Херста, індекс Морана, лагові моделі Алмона, метод декомпозиції часових рядів, кореляційно-регресійний аналіз, гравітаційного моделювання, гармонійний аналіз).

При виконанні НДР були отримані наступні нові наукові та прикладні результати: 1) вперше розроблені науково-методичні засади до визначення циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів здійснено на основі Базельського індексу протидії відмиванню грошей за двома групами країн: розвинені та країни з перехідною економікою; 2) удосконалено методичні засади декомпозиції часового ряду оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів шляхом фільтрації трендової та циклічної складових; 3) розроблено методичні рекомендації до моделювання для комплексного дослідження стану корупції в Україні як основного елемента стимулювання ризику відмивання коштів, отриманих злочинним шляхом; 4) удосконалено методичні засади до оцінка рівня втрат економіки України від незаконних дій економічних агентів.

Практичне значення одержаних результатів полягає у тому, що вони впровадженні у:

– навчальний процес Сумського державного університету, що підтверджується актом впровадження, а саме лекційного курсу дисципліни «Державний фінансовий моніторинг» для бакалаврів денної та заочної форми навчання спеціальності «Фінанси, банківська справа та страхування».

– діяльність Слідчого управління фінансових розслідувань Офісу великих платників податків Державної фіскальної служби України, а саме в частині визначення циклічних та сезонних коливань в процесі легалізації доходів, одержаних злочинним шляхом, залежно від соціальних та економічних зрушень в Україні.

ЗМІСТ

ВСТУП	6
1. ДОСЛІДЖЕННЯ ЦИКЛІЧНОЇ КОМПОНЕНТИ РИЗИКУ ЛЕГАЛІЗАЦІЇ КРИМІНАЛЬНИХ ДОХОДІВ.....	8
2. СТРУКТУРНИЙ АНАЛІЗ ОСНОВНИХ ЕЛЕМЕНТІВ НАЦІОНАЛЬНОЇ СИСТЕМИ ОЦІНКИ РИЗИКІВ ВІДМИВАННЯ КОШТІВ, ОТРИМАНИХ ЗЛОЧИННИМ ШЛЯХОМ.....	37
2.1 Розробка моделі оцінювання корупції в Україні, як основного елементу стимулювання ризику відмивання коштів, отриманих злочинним шляхом...	37
2.2 Практична реалізація моделей дослідження корупційних правопорушень та економічного розвитку країн з урахуванням корупційного фактора	55
3. ОЦІНКА РІВНЯ ВТРАТ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ ВІД НЕЗАКОННИХ ДІЙ ЕКОНОМІЧНИХ АГЕНТІВ.....	73
3.1 Оцінювання рівня втрат державного бюджету України від незаконних дій суб'єктів господарювання	73
3.2 Оцінювання впливу зовнішньоекономічних зв'язків України з країнами-партнерами з позиції фінансового зараження національної економіки	85
ВИСНОВКИ.....	94
ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАННЯ	96
ДОДАТКИ.....	102

ВСТУП

Світова спільнота визнає, що легалізація (відмивання) доходів, отриманих у результаті злочинної діяльності, стала глобальною загрозою економічній безпеці. В той же час, протидіяти даному явищу дуже складно, оскільки на первинній стадії розробки знаходиться механізм ідентифікації ризику легалізації коштів отриманих незаконним шляхом, а також дуже складно визначити всі існуючі джерела його формування. Виходячи з цього, актуальності набуває розробка інструментарію визначення різних особливостей даного ризику, однією з яких є циклічність. Саме за рахунок дослідження циклічності ризику легалізації коштів отриманих незаконним шляхом можливо своєчасно акумулювати всі необхідні людські та матеріальні ресурси для його протидії в момент пікового значення.

Одним з джерел активізації процесів легалізації коштів отриманих незаконним шляхом є корупція. Щорічний рейтинг від Transparency International по Індексу сприйняття корупції відображає динаміку зміни даного явища по 180 країнам світу, в тому числі й нашої держави. за останні 10 років місце України сильно не змістилося і перебуває в мажах 130 місця в рейтингу, що є найнижчим показником серед країн Європи. таким чином, саме формування ефективного комплексу методичного забезпечення оцінювання корупції в Україні, є дієвим інструментом формування національної системи оцінки ризиків відмивання коштів, отриманих злочинним шляхом.

Крім того, справедливо зауважити, що одним з основних наслідків настання ризику легалізації коштів отриманих незаконним шляхом та корупції є державний бюджет, який втрачає в результаті недоотримання податкових надходжень значні суми коштів. Цей процес, також вимагає адекватного кількісного оцінювання.

Мета дослідження полягає в розвитку теоретичного підґрунтя та методичного забезпечення до моделювання циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів, а також оцінка рівня втрат економіки України від незаконних дій економічних агентів

Об'єктом дослідження є фінансові відносини, що виникають у процесі діяльності економічних агентів з приводу легалізації ними коштів, отриманих незаконним шляхом та нанесення збитків державному бюджету.

Предметом дослідження є методичний інструментарій оцінки циклічності ризику легалізації кримінальних доходів, а також корупція.

Емпіричну базу дослідження становлять вивчення й використання різноманітних джерел: наукових публікацій (монографій, підручників, коментарів); дисертацій, авторефератів дисертацій; статистичних даних щодо діяльності правоохоронних органів у сфері оцінювання та протидії легалізації доходів, отриманих незаконним шляхом.

Положення та висновки роботи ґрунтуються на нормах Конституції України, законах України, нормативно-правових актах Верховної Ради України, Президента України, Кабінету Міністрів України, Національного банку України та законах України «Про запобігання та протидію легалізації (відмивання) доходів, одержаних злочинним шляхом, фінансування тероризму та фінансування розповсюдження зброї масового знищення», «Про Національний банк України», інших законодавчих актах, нормативно-правових актах та відомчих документах, що стосуються діяльності фінансових установ та їх регулювання, контролю та нагляду.

Інформаційну базу дослідження становлять також довідкові видання і статистичні матеріали, спеціальна література, матеріали засобів масової інформації, звіти міжнародних організацій, а також рекомендації ФАТФ.

1. ДОСЛІДЖЕННЯ ЦИКЛІЧНОЇ КОМПОНЕНТИ РИЗИКУ ЛЕГАЛІЗАЦІЇ КРИМІНАЛЬНИХ ДОХОДІВ

Актуальність визначення циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів пов'язано з подальшим визначення найбільш дієвих та своєчасних інструментів його протидії.

На міжнародному рівні на сьогодні існує один індекс, який оцінює ризик відмивання доходів, отриманих незаконним шляхом та фінансування тероризму на рівні країни [1].

ALM BASEL INDEX (Базельський Індекс протидії відмиванню грошей) є незалежним щорічним рейтингом, який оцінює ризик відмивання коштів та фінансування тероризму у 129 країнах світу. Даний індекс розробляється Міжнародним центром з повернення активів Базельського інституту управління.

Даний індекс включає в себе 14 показників, серед яких:

1. Показники якості державної системи протидії легалізації коштів, отриманих незаконним шляхом та фінансуванню тероризму. Сюди входять дані із Звітів про взаємну оцінку FATF, Індекс фінансової секретності від Tax Justice Network та дані Міжнародної доповіді Державного департаменту США з питань стратегії контролю над наркотиками (INCSR). Дана група показників має питому вагу в індексі у розмірі 65%.

2. Індекс сприйняття корупції від Transparency International, який має питому вагу 10%;

3. Показники фінансової прозорості та стандартів: Індекс корпоративної прозорості, дані Звіту глобальної конкурентоспроможності WEF: сила стандартів регулювання бірж цінних паперів та регулювання бірж цінних паперів та Індекс розміщення ресурсів від Світового банку. Ці показники в сукупності мають питому вагу 15% у ALM BASEL INDEX;

4. Показники публічної прозорості та підзвітності (питома вага 5%);
5. Показники політичного та юридичного ризику (питома вага 5%) [2].

Аналіз складу ALM BASEL INDEX свідчить про його змістовність та обґрунтованість застосування у дослідженні циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів.

Отже, розглянемо поетапну методику визначення циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів.

1 етап. Формування вхідної інформаційної бази дослідження. В рамках реалізації даного етапу обрано часовий діапазон – з 2012 по 2018 рр, в розрізі якого використано показник ALM BASEL INDEX за двома групами країн: Developed economies та Economies in transition (таблиця 1.1).

Таблиця 1.1 – Динаміка показника ALM BASEL INDEX в розрізі Developed economies, Economies in transition

	Країна	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Developed economies	GERMANY	5,80	5,79	5,49	5,48	5,33	4,78	4,44
	ITALY	5,49	5,54	5,37	5,23	5,36	5,41	5,09
	SWITZERLAND	5,78	5,76	5,54	5,51	5,46	5,15	5,33
	UNITED KINGDOM	4,66	4,81	4,72	4,68	4,77	4,81	4,23
	UNITED STATES	5,26	5,24	5,20	5,18	5,17	4,85	5
Economies in transition	AZERBAIJAN	6,49	6,48	6,46	4,9	4,84	4,78	4,7
	TAJIKISTAN	8,12	8,27	8,34	8,26	8,19	8,28	8,3
	RUSSIA	5,66	5,75	6,29	6,26	6,22	6,22	5,83
	UKRAINE	6,62	6,47	6,55	6,56	6,57	6,52	6,06
	KAZAKHSTAN	5,12	5,94	5,94	5,93	5,88	6,42	6,36

2 етап. Дослідження циклічної складової ризику легалізації кримінальних доходів на основі показника ALM BASEL INDEX в розрізі Developed economies.

В рамках даного етапу пропонується провести:

- 1) декомпозицію часового ряду оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів шляхом фільтрації трендової та циклічної складових;
- 2) формалізація трендової компоненти;

- 3) оцінювання циклічної компоненти;
- 4) візуалізація вихідного часового ряду, трендової та циклічної складових;
- 5) ідентифікація таких характеристик як пік, дно, тривалість циклу (у випадку його підтвердження).

Так, по-перше для кожної із розглянутих країн Німеччина, Італія, Швейцарія, Велика Британія, Сполучені Штати Америки побудуємо графіки вихідних часових рядів показника ALM BASEL INDEX (рисунки 1.1 – 1.5), що дозволить за допомогою інструментарію MS Excel «Додати лінію тренда» визначити трендову компоненту з найвищим та економічно обґрунтованим коефіцієнтом детермінації. Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Німеччини за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.1), формула (1.1).

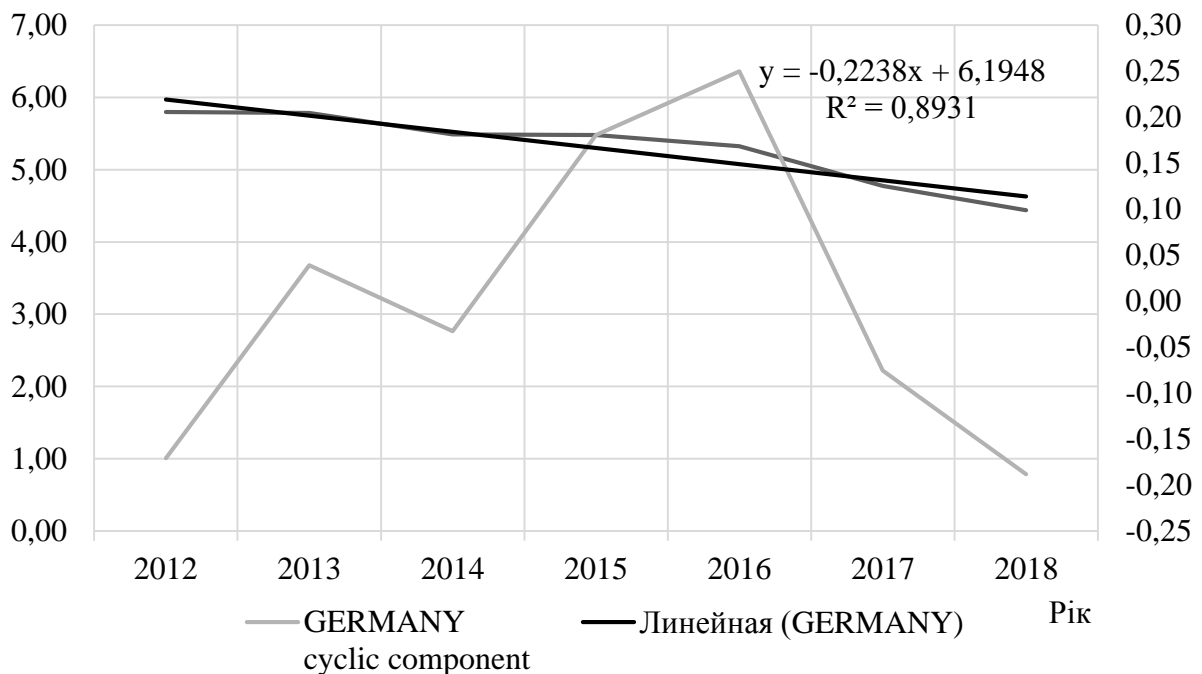


Рисунок 1.1 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Німеччини за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^G = -0.2238 \cdot t + 6.1948 \quad (1.1)$$

де ALM_t^G – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі GERMANY за t-ий рік;

t – індикатор року (t=1 для 2012 р., t=2 для 2013 р., t=3 для 2014 р., t=4 для 2015 р., t=5 для 2016 р., t=6 для 2017 р., t=7 для 2018 р.).

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Італії за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.2), формула (1.2).

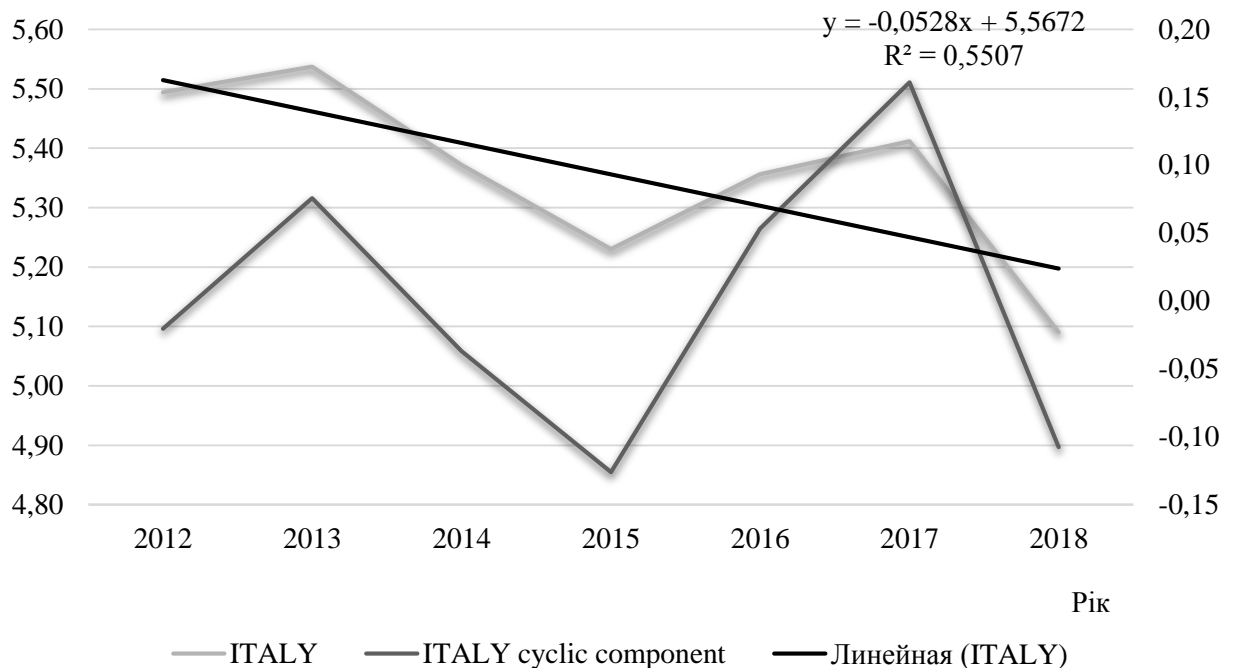


Рисунок 1.2 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Італії за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^I = -0.0528 \cdot t + 5.5672 \quad (1.2)$$

де ALM_t^I – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі ITALY за t-ий рік.

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Швейцарії за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.3), формула (1.3).

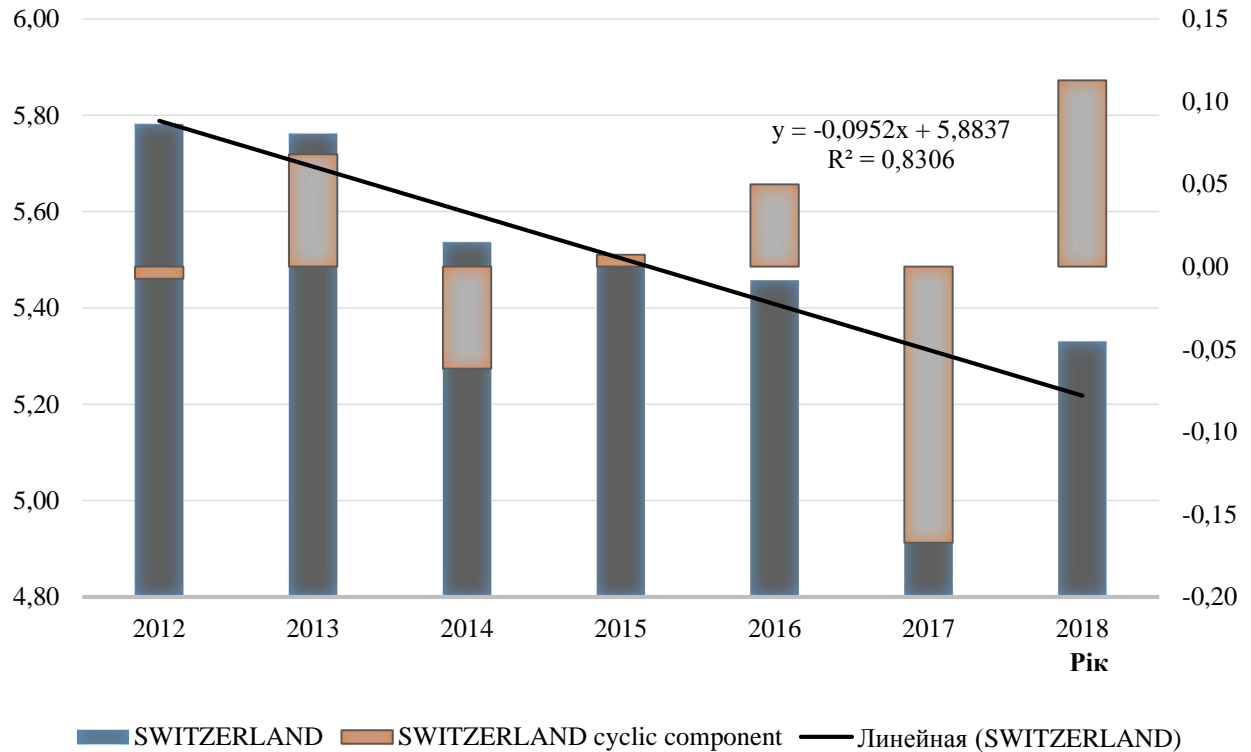


Рисунок 1.3 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі SWITZERLAND за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^S = -0.0952 \cdot t + 5,8837 \quad (1.3)$$

де ALM_t^S – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі SWITZERLAND за t-ий рік.

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Великої Британії за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою поліноміальної функції (рисунок 1.4), формула (1.4).

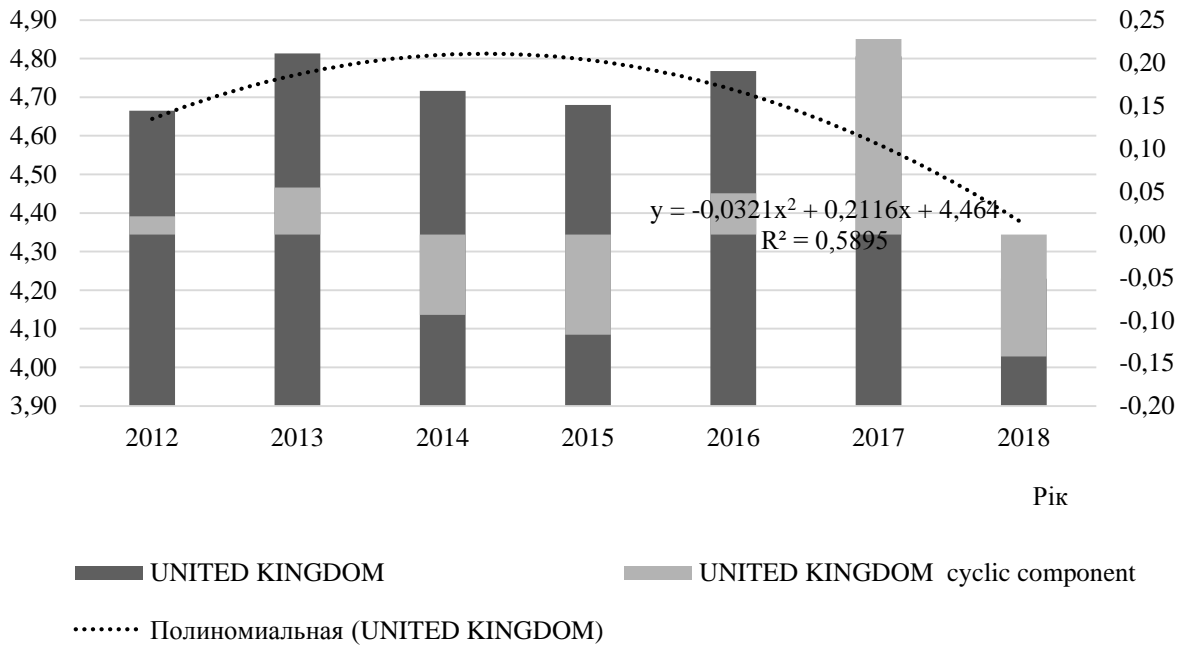


Рисунок 1.4 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Великої Британії за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^{UK} = -0.0321 \cdot t^2 + 0.2116 \cdot t + 4.464 \quad (1.4)$$

де ALM_t^{UK} – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі UNITED KINGDOM за t-ий рік.

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі США за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.5), формула (1.5).

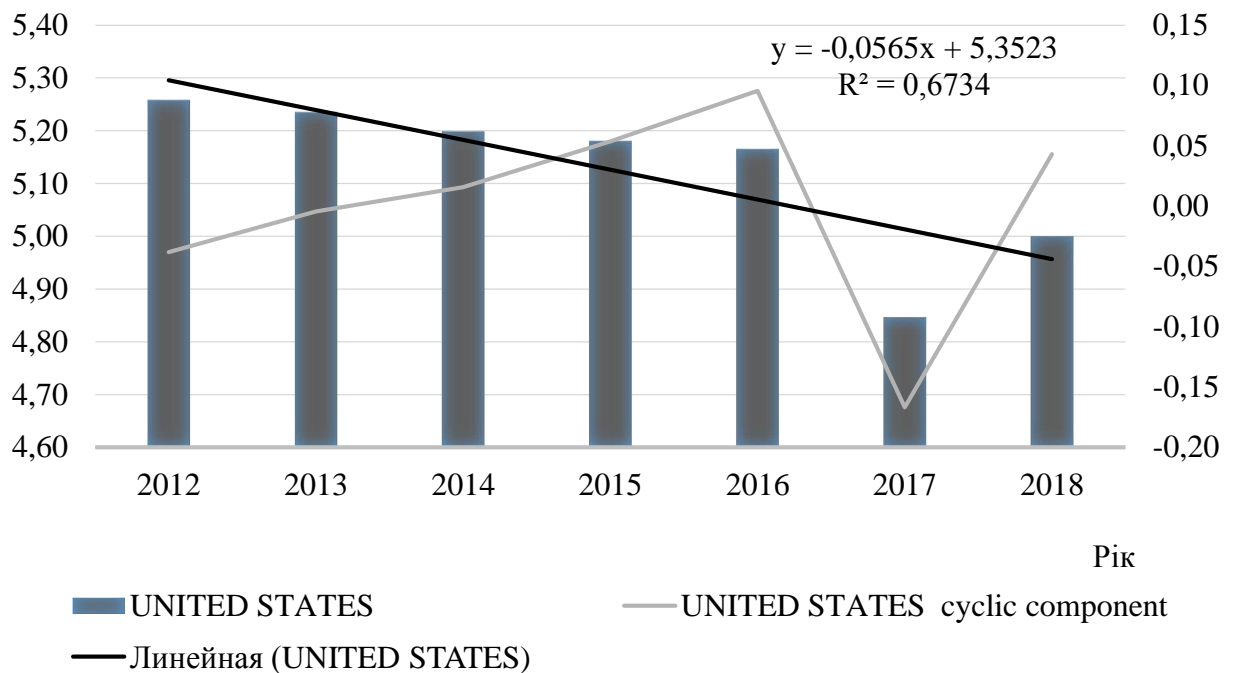


Рисунок 1.5 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі США за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^{US} = -0.0565 \cdot t + 5.3523 \quad (1.5)$$

де ALM_t^{US} – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі США за t-ий рік.

Визначивши трендову компоненту для кожної із розглянутих країн Німеччина, Італія, Швейцарія, Велика Британія, Сполучені Штати Америки за показником ALM BASEL INDEX, переходимо до подальших досліджень, а саме: оцінювання циклічної компоненти, що пропонується провести шляхом віднімання від вихідного часового ряду трендової компоненти, обчисленої за допомогою формул (1.1) – (1.5) відповідно. Результати реалізації даного кроку представлено в рядках з позначкою trend таблиця 1.2.

Таблиця 1.2 – Динаміка показника ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної компонент в розрізі Developed economies

Тип країн	Країна	Рік						
		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Розвинуті	Німеччина	5,80	5,79	5,49	5,48	5,33	4,78	4,44
	Німеччина тренд	5,97	5,75	5,52	5,30	5,08	4,85	4,63
	Німеччина циклічний компонент	-0,17	0,04	-0,03	0,18	0,25	0,08	-0,19
	Італія	5,49	5,54	5,37	5,23	5,36	5,41	5,09
	Італія тренд	5,51	5,46	5,41	5,36	5,30	5,25	5,20
	Італія циклічний компонент	-0,02	0,08	-0,04	-0,13	0,05	0,16	-0,11
	Швейцарія	5,78	5,76	5,54	5,51	5,46	5,15	5,33
	Швейцарія тренд	5,79	5,69	5,60	5,50	5,41	5,31	5,22
	Швейцарія циклічний компонент	-0,01	0,07	-0,06	0,01	0,05	0,17	0,11
	Велика Британія	4,66	4,81	4,72	4,68	4,77	4,81	4,23
	Велика Британія тренд	4,64	4,76	4,81	4,80	4,72	4,58	4,37
	Велика Британія циклічний компонент	0,02	0,05	-0,09	-0,12	0,05	0,23	-0,14
	США	5,26	5,24	5,20	5,18	5,17	4,85	5
	США тренд	5,30	5,24	5,18	5,13	5,07	5,01	4,96
США циклічний компонент	-0,04	0,00	0,02	0,05	0,10	0,17	0,04	

Останнім, але не менш важливим кроком даного етапу виступає ідентифікація таких характеристик як пік, дно, тривалість циклу (у випадку його підтвердження). Так, на основі аналізу графіків 1.1 – 1.5 було побудовано таблицю 1.3, яка містить отримані результати.

Таблиця 1.3 - Пік, дно, тривалість циклу в розрізі Developed economies

Тип країн	Країна	Пік	Дно	Тривалість циклу
Розвинуті	Німеччина	2013, 2016	2014	3 роки
	Італія	2013, 2017	2015	4 роки
	Швейцарія	2013, 2016, 2018	2014, 2017	2,3 року

Продовження таблиці 1.3

	Велика Британія	2013, 2017	2015	4 роки
	США	2016	2017	не виявлено

3 етап. Дослідження циклічної складової ризику легалізації кримінальних доходів на основі показника ALM BASEL INDEX в розрізі Economies in transition: Азербайджан, Таджикистан, Росія, Україна, Казахстан. Аналогічно попередньому етапу, визначимо трендову складову, формалізував її специфікацію за допомогою побудови лінії тренду з найвищим коефіцієнтом детермінації (рисунки 1.6-1.10).

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Азербайджан за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.6), формула (1.6).

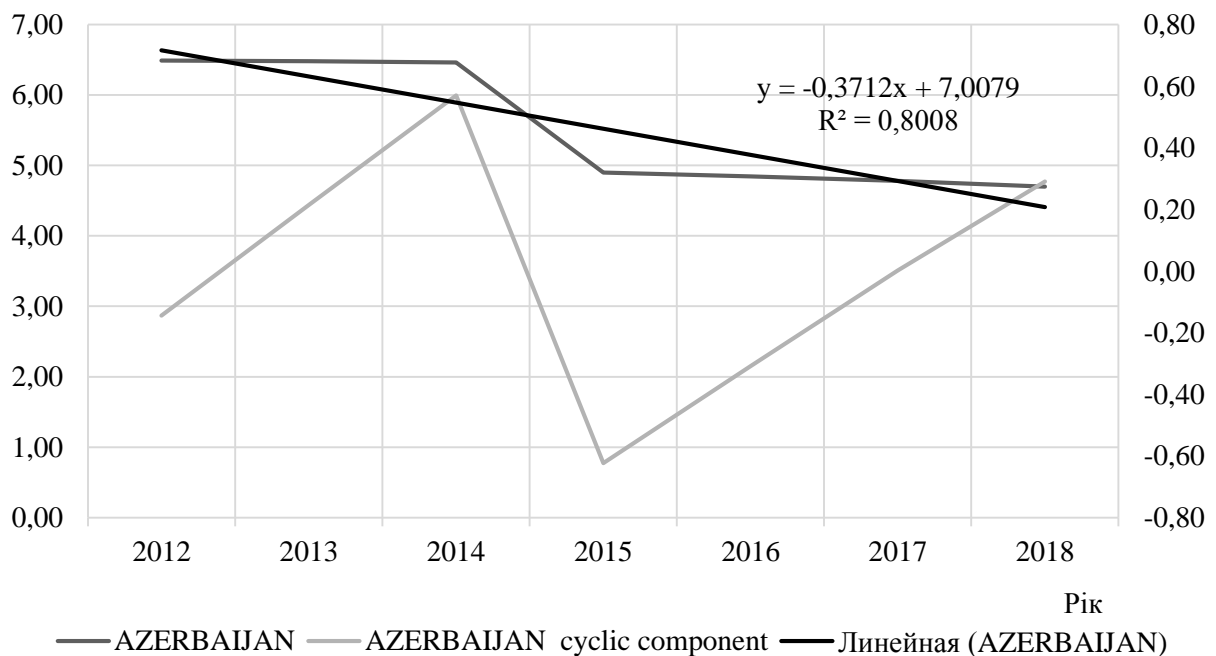


Рисунок 1.6 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Азербайджан за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^A = -0.3712 \cdot t + 7.0079 \quad (1.6)$$

де ALM_t^A – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі Азербайджана за t-ий рік;

t – індикатор року (t=1 для 2012 р., t=2 для 2013 р., t=3 для 2014 р., t=4 для 2015 р., t=5 для 2016 р., t=6 для 2017 р., t=7 для 2018 р.).

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Таджикистану за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою степеневі функції (рисунок 1.7), формула (1.7).

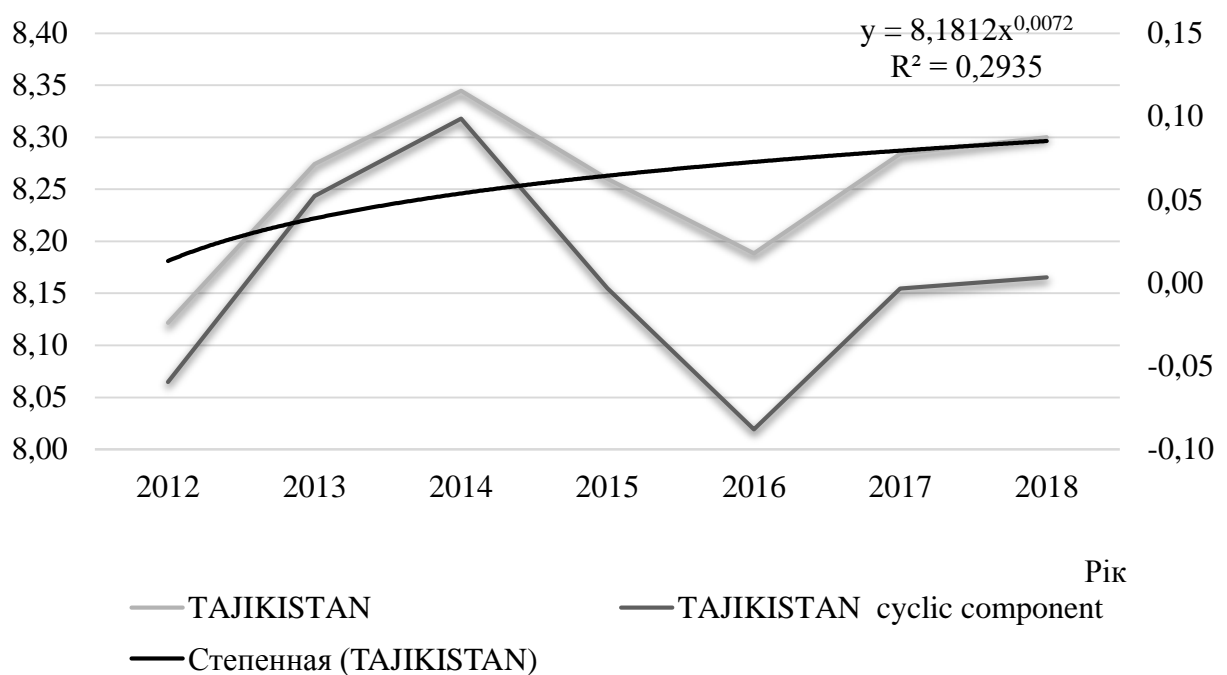


Рисунок 1.7 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Таджикистану за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^T = 8,1812 \cdot t^{0,0072} \quad (1.7)$$

де ALM_t^T – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі Таджикистана за t-ий рік;

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Росії за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою поліноміальної функції (рисунок 1.8), формула (1.8).

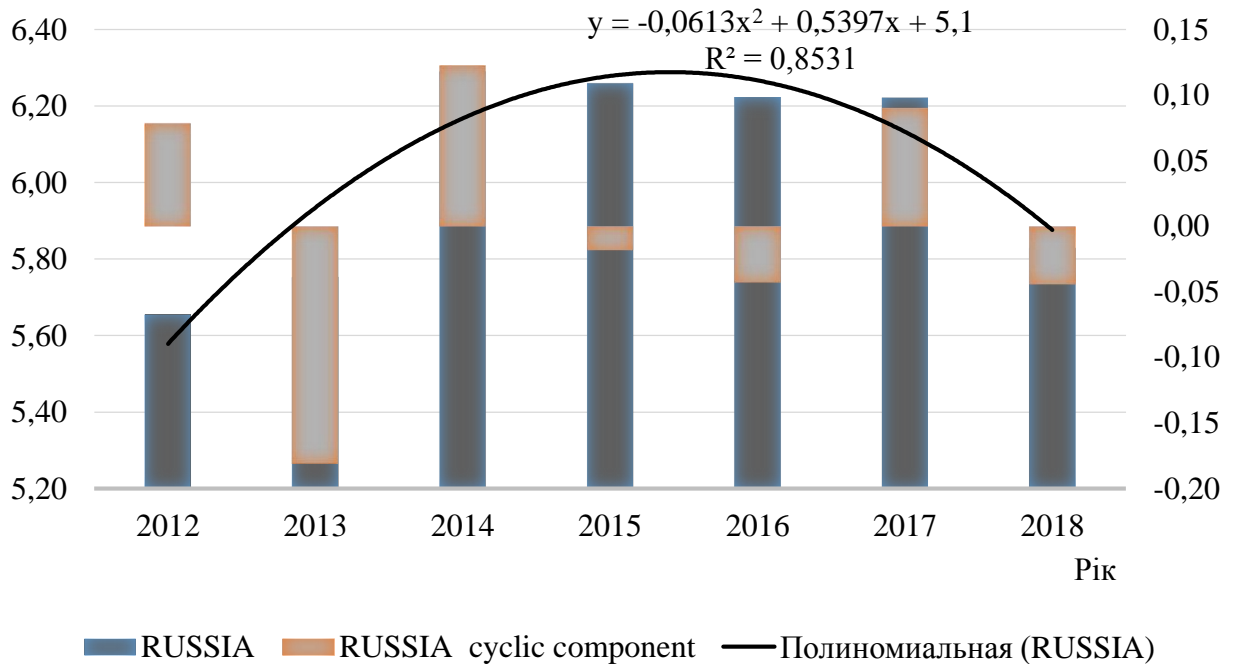


Рисунок 1.8 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Росії за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^R = -0,0613 \cdot t^2 + 0,5397 \cdot t + 5,1 \quad (1.8)$$

де ALM_t^R – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі Росії за t-ий рік;

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі України за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою поліноміальної функції (рисунок 1.9), формула (1.9).

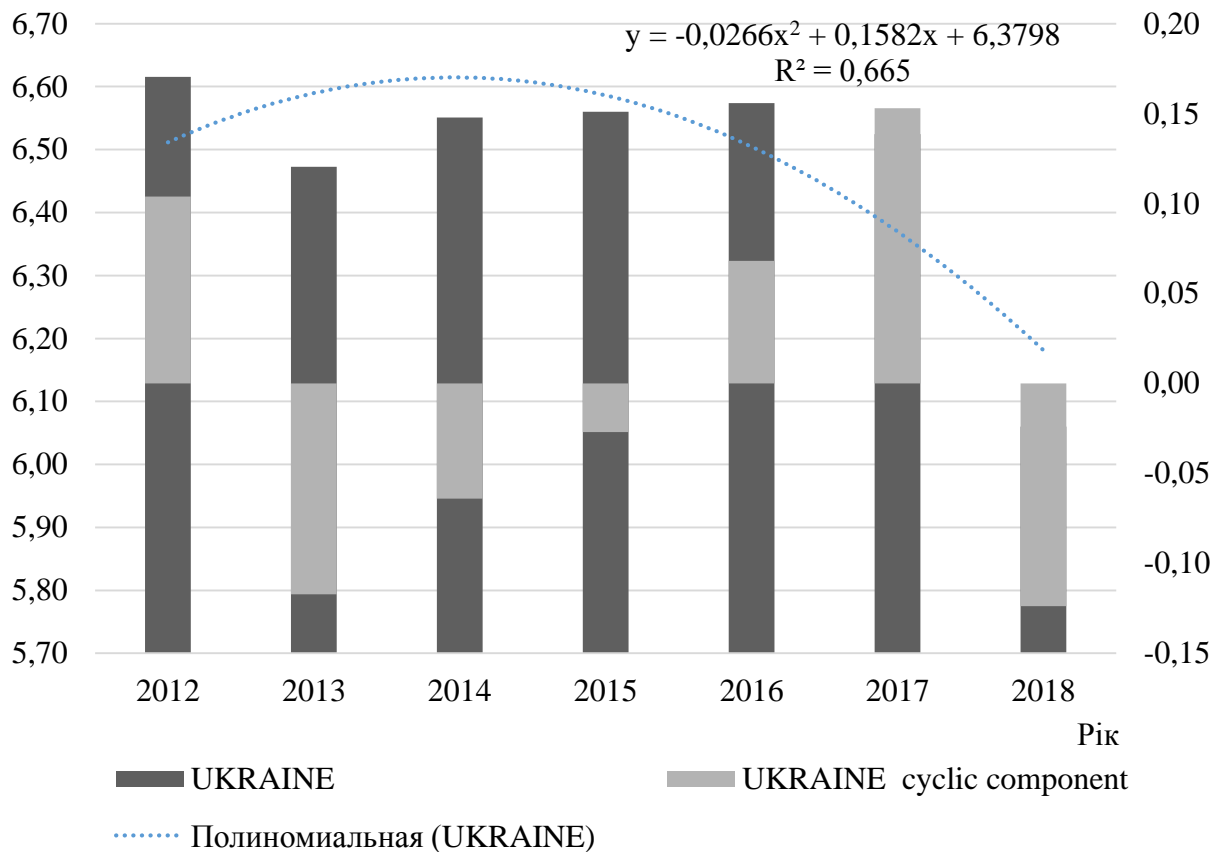


Рисунок 1.9 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі України за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^U = -0,0266 \cdot t^2 + 0,1582 \cdot t + 6,3798 \quad (1.9)$$

де ALM_t^U – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі України за t-ий рік;

Переходячи до визначення специфікації трендової компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі v за період з 2012 по 2018 рр., зазначимо доцільність її формалізації за допомогою лінійної функції (рисунок 1.10), формула (1.10).

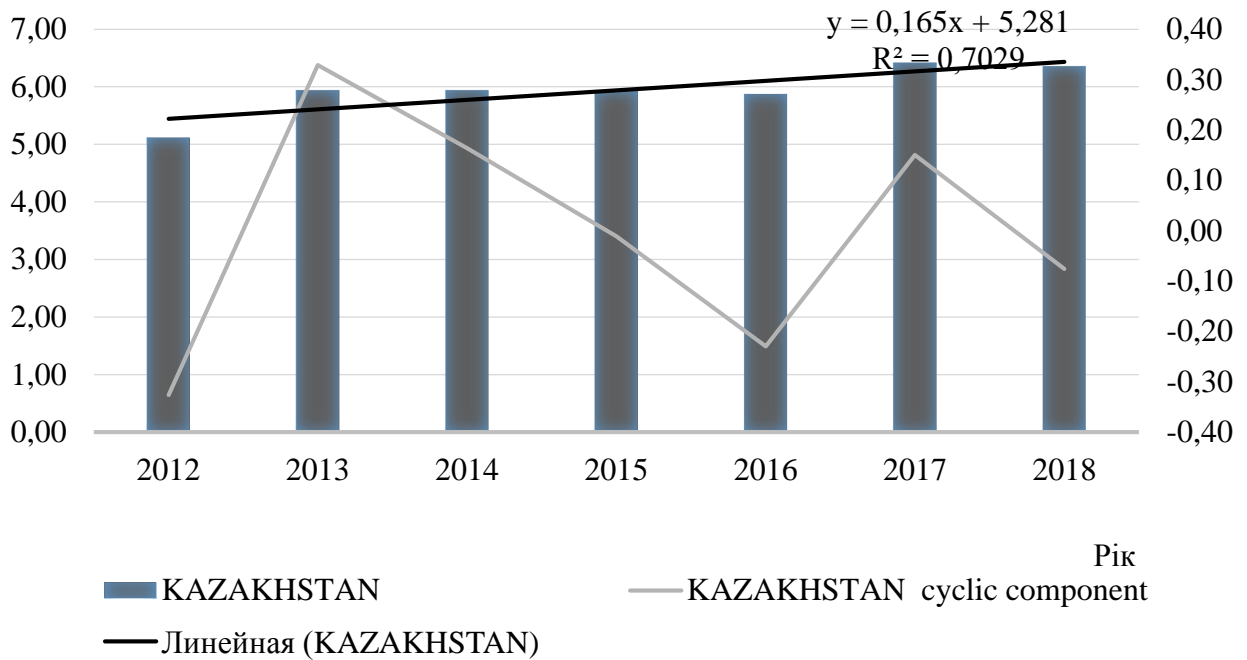


Рисунок 1.10 - Візуалізація вихідного часового ряду ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної складових в розрізі Казахстану за період з 2012 по 2018 рр.

$$ALM_t^K = 0.165 \cdot t + 5,281 \quad (1.10)$$

де ALM_t^K – показник оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів в розрізі Казахстану за t-ий рік;

Визначивши трендову компоненту для кожної із розглянутих країн Азербайджан, Таджикистан, Росія, Україна, Казахстан за показником ALM BASEL INDEX, переходимо до подальших досліджень, а саме: оцінювання циклічної компоненти, що пропонується провести шляхом віднімання від вихідного часового ряду трендової компоненти, обчисленої за допомогою формул (1.6) – (11.0) відповідно. Результати реалізації даного кроку представлено в рядках з позначкою trend таблиця 1.4.

Таблиця 1.4 – Динаміка показника ALM BASEL INDEX, трендової та циклічної компонент в розрізі Economies in transition

Тип країни	Країна	Рік						
		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Перехідна	Азербайджан	6,49	6,48	6,46	4,9	4,84	4,78	4,7
	Азербайджан тренд	6,64	6,27	5,89	5,52	5,15	4,78	4,41
	Азербайджан циклічний компонент	-0,14	0,22	0,57	-	-	0,00	0,29
	Таджикистан	8,12	8,27	8,34	8,26	8,19	8,28	8,3
	Таджикистан тренд	8,18	8,22	8,25	8,26	8,28	8,29	8,30
	Таджикистан циклічний компонент	-0,06	0,05	0,10	0,00	0,09	0,00	0,00
	Росія	5,66	5,75	6,29	6,26	6,22	6,22	5,83
	Росія тренд	5,58	5,93	6,17	6,28	6,27	6,13	5,87
	Росія циклічний компонент	0,08	-	0,12	0,02	0,04	0,09	-0,04
	Україна	6,62	6,47	6,55	6,56	6,57	6,52	6,06
	Україна тренд	6,51	6,59	6,62	6,59	6,51	6,37	6,18
	Україна циклічний компонент	0,10	-	-	-	0,07	0,15	-0,12
	Казахстан	5,12	5,94	5,94	5,93	5,88	6,42	6,36
	Казахстан тренд	5,45	5,61	5,78	5,94	6,11	6,27	6,44
	Казахстан циклічний компонент	-0,33	0,33	0,16	0,01	0,23	0,15	-0,08

Останнім, але не менш важливим кроком даного етапу виступає ідентифікація таких характеристик як пік, дно, тривалість циклу (у випадку його підтвердження). Так, на основі аналізу графіків 1.6 – 1.10 було побудовано таблицю 1.5, яка містить отримані результати.

Таблиця 1.5 - Пік, дно, тривалість циклу в розрізі Economies in transition

		Пік	Дно	Тривалість циклу
Economies in transition	Азербайджан	2014	2015	не виявлено
	Таджикистан	2014,2017	2016	3 роки
	Росія	2014,2017	2013, 2016	4 роки
	Україна	2012,2017	2013, 2018	5 років
	Казахстан	2013, 2017	2016	4 роки

4 етап. Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі країн Німеччина, Італія, Швейцарія, Велика Британія, США за період з 2012 по 2018 рр. за допомогою гармонійного Фур'є аналізу методом швидкого перетворення Фур'є (додаток А). Надаючи теоретичне пояснення гармонічного аналізу, зауважимо, що це математична процедура опису та аналізу явищ періодично-рецидивного характеру. Багато складних задач зведено до простіших, керованих частин методом розбиття складних математичних кривих на суми порівняно простих компонентів (гармонік). Не існує ніякого обмеження щодо кількості обчислюваних гармонік, але для спрощення та скорочення їх кількості обирається відповідна ступінь точності. Прийнято виділяти таку кількість гармонік, якої буде достатньо для відображення основних закономірностей часового ряду. Гармонічний аналіз нехтує природою сезонних коливань, враховуючи власне динаміку коливань, тобто важливим є лише наявність циклічної складової у динамічному ряді.

Звідси, методичний апарат оцінювання сезонної складової часового ряду, наведений нижче, застосовний для дослідження періодичного процесу будь-якого роду, а не лише динамічних рядів із наявними сезонними коливаннями.

Для оцінювання періодичності вхідних даних необхідним є позбавлення ряду Y_t його тренду, тобто компоненти, яка є регулярною U_t . Тоді, ряд Y_t , представляється як:

$$Y_t = V_t + E_t$$

де E_t – випадкова складова, яка має нульове математичне очікування.

Наступним кроком є розкладання функції V_t , в ряд Фур'є:

$$V_t = \frac{1}{2}a_0 + \sum_{k=1}^{\infty} (a_k \cos k\omega t + b_k \sin k\omega t), \quad (1.11)$$

де ω – частота функції, $\omega = \frac{2\pi}{T}$;

T – її період;

k – індекс поточної гармоніки;

a_k, b_k - коефіцієнти ряду Фур'є.

Використовуючи теорему Парсеваля, записуємо для функції Y_t теоретичне значення досліджуваного ряду \hat{Y}_t :

$$\hat{Y}_t = R_0 + 2 \sum_{k=1}^{n-1} R_k \cos\left(2\pi k \frac{t}{T} + \varphi_k\right) + R_n \cos 2\pi k \frac{t}{T}, \quad (1.12)$$

де n – кількість гармонік;

$$R_k = \sqrt{A_k^2 + B_k^2}, \quad \varphi_k = \operatorname{arctg}\left(-\frac{B_k}{A_k}\right), \quad A_k = R_k \cos \varphi_k, \quad B_k = -R_k \sin \varphi_k.$$

Рівняння (1.12) є апроксимуючим для функції Y_t з прийнятим ступенем точності. Для \hat{Y}_t середня квадратична похибка дорівнює:

$$G_{\hat{Y}_t}^2 = 2 \sum_{k=1}^{n-1} R_k^2 + R_n^2, \quad (1.13)$$

якщо значення R_0 - середньої арифметичної процесу дорівнює нулю.

Для випадку сезонного процесу з періодом коливань 12 місяців апроксимуюча функція має вигляд

$$V_{t_i} = \frac{a_0}{2} + \sum_{k=1}^n a_k \cos \frac{t\pi k}{6} + \sum_{k=1}^n b_k \sin \frac{t\pi k}{6}, \quad (1.14)$$

де $a_0 = \frac{1}{6} \sum_{l=0}^{11} V_{t_l}, \quad a_k = \frac{1}{6} \sum_{l=0}^{11} V_{t_l} \cos \frac{t\pi k}{6}, \quad b_k = \frac{1}{6} \sum_{l=0}^{11} V_{t_l} \sin \frac{t\pi k}{6}.$

Значення n зазвичай не перевищує чотирьох.

Таким чином, циклічна складова може бути формалізована за допомогою гармонійного Фур'є аналізу методом швидкого перетворення Фур'є наступним чином:

- для Німеччини:

$$tt_j := -0.215 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (1) \cdot 2.54 \right] + -0.219 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 3.142 \right] \quad (1.15)$$

- для Італія:

$$tt_j := 0.244 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 0.295 \right] + 0.145 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{32} + (1) \cdot 0.911 \right] \quad (1.16)$$

- для Швейцарія:

$$tt_j := 0.096 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (1) \cdot 0.688 \right] + 0.1 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (1) \cdot 1.582 \right] \quad (1.17)$$

- для Велика Британія:

$$tt_j := -0.077 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{16} + (-1) \cdot 0.112 \right] + -0.083 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 3.142 \right] \quad (1.18)$$

- для США:

$$tt_j := -0.061 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{8} + (-1) \cdot 2.987 \right] + -0.076 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 1.573 \right] = \quad (1.19)$$

Узагальнюючи результати гармонійного аналізу (таблиця 1.6) в розрізі Developed economies можна сказати, що найбільше схильні до циклічних коливань ризику легалізації кримінальних доходів Німеччина та Італія, про що

свідчать найбільші значення амплітуди коливань (0,219 та 0,244 відповідно). В розрізі США попередньо було визначено відсутність чітко ідентифікованої циклічної компоненти, що підтверджується найменшим значенням амплітуди систематичної компоненти часового ряду ALM BASEL INDEX для даної країни на рівні 0,061. В той же час для Швейцарія та Велика Британія циклічна компонента присутня, але не так чітко виражена як для Німеччина та Італія.

Таблиця 1.6 – Дослідження циклічної складової часових рядів ALM BASEL INDEX

		Амплітуда 1 гармоніка	Амплітуда 2 гармоніка	Фаза 1 гармоніка	Фаза 2 гармоніка
Developed economies	Німеччина	0,215	0,219	-2,540	3,142
	Італія	0,244	0,145	0,295	-0,911
	Швейцарія	0,096	0,100	-0,688	-1,582
	Велика Британія	0,077	0,083	0,112	3,142
	США	0,061	0,076	-2,987	-1,573

5 етап. Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі країн Азербайджан, Таджикистан, Росія, Україна, Казахстан за період з 2012 по 2018 рр. за допомогою гармонійного Фур'є аналізу методом швидкого перетворення Фур'є (додаток Б)

- для Азербайджану:

$$tt_j := -0.396 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 0.611 \right] + -0.411 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{16} + (1) \cdot 2.325 \right] \quad (1.20)$$

- для Таджикистану:

$$tt_j := 0.04 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 1.565 \right] + 0.044 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 2.247 \right] \quad (1.21)$$

- для Росії:

$$tt_j := 0.152 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 1.083 \right] + 0.095 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{32} + (1) \cdot 0.397 \right] \quad (1.22)$$

- для України:

$$tt_j := 0.091 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (1) \cdot 0.606 \right] + 0.086 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{3}{8} + (1) \cdot 1.654 \right] \quad (1.23)$$

- для Казахстану:

$$tt_j := 0.225 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 2.194 \right] + 0.27 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{4} + (1) \cdot 1.886 \right] \quad (1.24)$$

Узагальнюючи результати гармонійного аналізу (таблиця 1.7) в розрізі Economies in transition можна сказати, що найбільше схильні до циклічних коливань ризику легалізації кримінальних доходів Азербайджану та Казахстану, про що свідчать найбільші значення амплітуди коливань (0,411, 0,152 та 0,270 відповідно). В той же час для Таджикистану та України циклічна компонента присутня, але не так чітко виражена як для Азербайджану, Росії та Казахстану на рівні 0,044 та 0,091.

Таблиця 1.7 – Дослідження циклічної складової часових рядів ALM
BASEL INDEX

Тип країни	Країна	Амплітуда 1 гармоніка	Амплітуда 2 гармоніка	Фаза 1 гармоніка	Фаза 2 гармоніка
Розвиваються	Азербайджан	0,396	0,411	-0,611	-2,325
	Таджикистан	0,040	0,044	1,565	2,247
	Росія	0,152	0,095	1,083	-0,397
	Україна	0,091	0,086	-0,606	-1,654
	Казахстан	0,225	0,270	2,194	1,886

6 етап. Просторовий аналіз залежності між країнами в розрізі показника ALM BASEL INDEX, який пропонується провести на базі кореляційного аналізу (таблиця 1.8). Для реалізації даного етапу використано інструментарій MS Excel Дані, Аналіз даних, Кореляція, в рамках якого розраховується лінійний коефіцієнт Пірсона.

Таблиця 1.8 – Кореляційна матриця залежності між країнами в розрізі показника ALM BASEL INDEX

	Німеччина	Італія	Швейцарія	Велика Британія	США	Азербайджан	Таджикистан	Росія	Україна	Казахстан
Німеччина	1,00									
Італія	0,71	1,00								
Швейцарія	0,88	0,53	1,00							
Велика Британія	0,63	0,80	0,22	1,00						
США	0,87	0,37	0,93	0,22	1,00					
Азербайджан	0,76	0,70	0,81	0,34	0,69	1,00				
Таджикистан	-0,41	-0,36	-0,44	-0,16	-0,38	-0,11	1,00			
Росія	-0,18	-0,25	-0,56	0,33	-0,28	-0,43	0,43	1,00		
Україна	0,74	0,70	0,35	0,88	0,42	0,38	-0,41	0,32	1,00	
Казахстан	-0,79	-0,50	-0,82	-0,24	-0,79	-0,63	0,77	0,43	-0,56	1,00

Аналіз таблиці 1.8 дозволяє зробити висновок про наявність сильного зв'язку в розрізі показника ALM BASEL INDEX між Швейцарією та Німеччиною, США та Німеччиною, Великою Британією та Італією, США та

Швейцарією, Азербайджаном та Швейцарією, Казахстаном та Швейцарією, Україною та Великою Британією, про що свідчить значення відповідного коефіцієнта на рівні не нижче 0,8.

7 етап. Оцінка волатильності та персистентності часових рядів ALM BASEL INDEX в розрізі розвинутих країн (Німеччина, Італія, Швейцарія, велика Британія, США) та країн, що розвиваються (Азербайджан, Таджикистан, Росія, Україна, Казахстан). Так, в рамках реалізації даного етапу для оцінки волатильності часових рядів ALM BASEL INDEX пропонується визначити абсолютні та відносні показники.

Абсолютна волатильність виступає індикатором амплітуди коливань економічних показників, її формальною мірою виступає показник співвідношення розмаху (різниці між максимально та мінімально можливими рівнями вихідних часових рядів), зваженого на середнє квадратичне відхилення:

$$V_t^a = \frac{\max_t y_t - \min_t y_t}{S} \quad (1.25)$$

де V_t^a – абсолютна волатильність;

y_t – рівень часового ряду;

S – стандартне (середнє квадратичне) відхилення часового ряду.

Відносна волатильність в свою чергу визначається як співвідношення абсолютної волатильності розглянутої країни до максимального значення абсолютної волатильності у відповідній групі країн.

Таблиця 1.9 – Результати оцінювання волатильності часових рядів ALM BASEL INDEX

Тип країни	Країна	Волатильність	
		абсолютна	Відносна
Розвинуті	Німеччина	2,659	0,914
	Італія	2,909	1,000
	Швейцарія	2,819	0,969
	Велика Британія	2,891	0,994
	США	2,762	0,950
Розвиваються	Азербайджан	2,000	0,653
	Таджикистан	2,986	0,975
	Росія	2,312	0,755
	Україна	2,920	0,954
	Казахстан	3,061	1,000

Аналіз таблиці 1.9 дозволяє зробити висновки про найвищу волатильність кількісної оцінки ризику легалізації кримінальних доходів для Італією та Великою Британією в розрізі розвинутих країн, а також Таджикистаном та Казахстаном в розрізі країн, що розвиваються. Крім того, оскільки найвищий рівень абсолютної волатильності спостерігається саме для Італії (розвинуті) та Казахстану (розвиваються), тому відповідний рівень даного показника встановлено на рівні 1.0. Так, варіація показника ALM BASEL INDEX для Німеччина складає 91,4% Італія, Швейцарія – 96,6%, Велика Британія – 99,4%, США – 95%.

Переходячи до подальшого визначення рівня стохастичності часових рядів ALM BASEL INDEX (рівня їх персистентності) використаємо показник Херста.

Існують три різних класифікації для різних показників Херста:

при $0 < H < 0,5$ – антиперсистентний часовий ряд, тобто такий ряд, при якому відбувається так зване повернення до середнього: якщо система розвивається протягом деякого періоду, то в наступний період очікується спад діяльності системи. Чим ближче значення H до нуля, тим стійкішими є

коливання системи. Але, таких процесів в реальності дуже мало. Антиперсистентний часовий ряд називають «рожевим шумом».

$H=0.5$ – відповідає стохастичному часовому ряду. А сам процес називають «білим шумом».

$0,5 < H < 1$ – персистентний часовий ряд (такі процеси ще називають «чорним шумом») і це трендостійкі ряди. Такий часовий ряд характеризується ефектом «тривалої пам'яті». Якщо ряд почав зростати, потрібно очікувати й подальшого зростання. Якщо ряд почав спадати, то дана тенденція продовжиться і в майбутньому [3].

Для обчислення персистентності використано наступний показник Херста:

$$\frac{R}{S} = (\alpha \cdot N)^H \quad (1.26)$$

де H – показник Херста;

N – число періодів спостережень;

α – додатне число, задана константа.

Звідки

$$H = \frac{\log\left(\frac{R}{S}\right)}{\log(\alpha \cdot N)} \quad (1.27)$$

де розмах накопиченого відхилення:

$$R = \frac{\max_{1 \leq u \leq N} Z_u - \min_{1 \leq u \leq N} Z_u}{\sigma_u} \quad (1.28)$$

$$Z_u = \sum_1^u (y_i - \bar{y}) \quad (1.29)$$

де \bar{y} – середнє арифметичне значення часового ряду;
 σ_u – середнє квадратичне накопиченого відхилення.

Отже, переходячи до визначення персистентності часового ряду ALM BASEL INDEX виникає необхідність, по-перше обчислення відхилення поточного рівня часового ряду від середнього арифметичного за досліджуваний період часу, результати якого представлено в таблиці 1.10.

Таблиця 1.10 – Відхилення поточного рівня часового ряду ALM BASEL INDEX від середнього арифметичного за досліджуваний період часу

Тип країн	Країна	Рік						
		2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Розвинуті	Німеччина	0,500	0,486	0,191	0,180	0,026	-0,523	-0,860
	Німеччина циклічний компонент	-0,171	0,039	-0,033	0,180	0,249	-0,076	-0,188
	Італія	0,138	0,181	0,016	-0,126	0,001	0,056	-0,266
	Італія циклічний компонент	-0,020	0,076	-0,037	-0,126	0,053	0,161	-0,107
	Швейцарія	0,278	0,258	0,033	0,007	-0,046	-0,358	-0,173
	Швейцарія циклічний компонент	-0,008	0,068	-0,062	0,007	0,050	-0,167	0,113
	Велика Британія	-0,004	0,145	0,048	0,012	0,099	0,138	-0,438
	Велика Британія циклічний компонент	0,021	0,055	-0,093	-0,117	0,048	0,228	-0,142
	США	0,132	0,109	0,072	0,054	0,039	-0,280	-0,126
	США циклічний компонент	-0,038	-0,004	0,016	0,054	0,096	-0,167	0,043
Розвиваються	Азербайджан	0,969	0,958	0,941	-0,623	-0,680	-0,740	-0,823
	Азербайджан циклічний компонент	-0,145	0,215	0,569	-0,623	-0,309	0,002	0,290
	Таджикистан	-0,132	0,021	0,091	0,007	-0,065	0,031	0,047
	Таджикистан циклічний компонент	-0,059	0,052	0,099	-0,003	-0,088	-0,003	0,003
	Росія	-0,377	-0,280	0,257	0,226	0,190	0,188	-0,204
	Росія циклічний компонент	0,078	-0,182	0,122	-0,019	-0,043	0,089	-0,045
	Україна	0,136	-0,007	0,071	0,080	0,094	0,045	-0,420
	Україна циклічний компонент	0,105	-0,116	-0,063	-0,026	0,069	0,154	-0,123
	Казахстан	-0,821	-0,001	-0,001	-0,011	-0,065	0,480	0,419
	Казахстан циклічний компонент	-0,326	0,329	0,164	-0,011	-0,230	0,150	-0,076

На основі відхилення поточного рівня часового ряду від середнього арифметичного за досліджуваний період часу, представленого в попередній таблиці, визначимо подальші проміжні розрахунки показника Херста, а саме – обчислимо накопичений розмах рівня часового ряду ALM BASEL INDEX, зважений на накопичене середнє квадратичне відхилення (таблиця 1.11).

Таблиця 1.11 – Накопичений розмах рівня часового ряду ALM BASEL INDEX, зважений на накопичене середнє квадратичне відхилення

Тип Країн	Країна	Рік					
		2013	2014	2015	2016	2017	2018
Розвинуті	Німеччина	1,414	1,771	1,800	2,278	2,722	2,659
	Німеччина циклічний компонент	1,414	1,968	2,400	2,507	2,645	2,619
	Італія	1,414	1,928	2,227	2,525	2,819	2,909
	Італія циклічний компонент	1,414	1,853	2,440	2,520	2,863	2,785
	Швейцарія	1,414	1,800	1,885	2,147	2,735	2,819
	Швейцарія циклічний компонент	1,414	1,991	2,433	2,545	2,738	3,016
	Велика Британія	1,414	1,969	2,226	2,404	2,333	2,891
	Велика Британія циклічний компонент	1,414	1,906	2,033	2,100	2,782	2,863
	США	1,414	1,982	2,215	2,407	2,719	2,762
	США циклічний компонент	1,414	1,978	2,392	2,581	2,889	3,084
Розвиваються	Азербайджан	1,414	1,986	2,016	1,872	1,905	2,000
	Азербайджан циклічний компонент	1,414	2,000	2,339	2,575	2,874	2,982
	Таджикистан	1,414	1,956	2,390	2,612	2,835	2,986
	Таджикистан циклічний компонент	1,414	1,945	2,309	2,422	2,708	2,965
	Росія	1,414	1,856	1,910	2,073	2,234	2,312
	Росія циклічний компонент	1,414	1,851	2,258	2,572	2,687	2,891
	Україна	1,414	1,997	2,429	2,743	2,965	2,920
		1,414	1,916	2,346	2,408	2,573	2,515
	Казахстан	1,414	1,732	2,008	2,281	3,102	3,061
	Казахстан циклічний компонент	1,414	1,923	2,338	2,419	2,605	2,824

Використовуючи дані таблиці 1.11, побудуємо нелінійні регресійні рівняння типу (1.26), графічне представлення в розрізі Німеччини наведено на рисунку 1.11 та формулі (1.30).

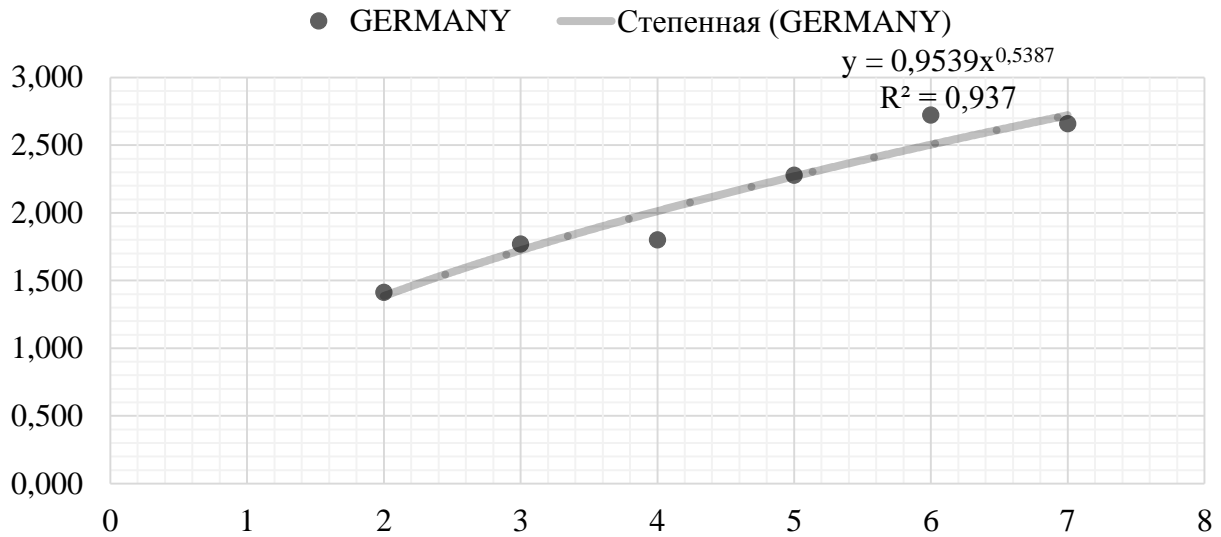


Рисунок 1.11 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Німеччини (фактичні дані)

$$\frac{R}{S} = (\alpha \cdot N)^H = (0,9539 \cdot N)^{0,5387} \quad (1.30)$$

З формули (1.30) в розрізі часового ряду ALM BASEL INDEX Німеччини (фактичні дані) видно, що показник Херста дорівнює 0,5387.

Аналогічно описаному вище на основі рисунку 1.12 визначимо показник Херста часового ряду ALM BASEL INDEX Німеччини (циклічна компонента), який дорівнює 0,4975:

$$\frac{R}{S} = (\alpha \cdot N)^H = (1,0891 \cdot N)^{0,4975} \quad (1.31)$$

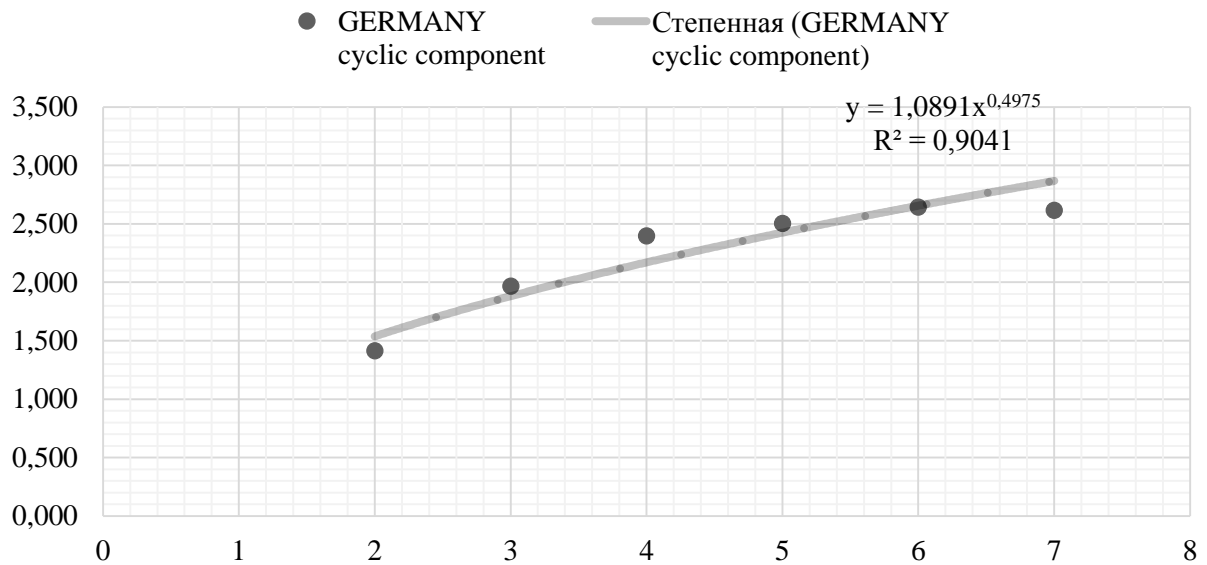


Рисунок 1.12 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Німеччини (циклічна компонента)

Графіки R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі усіх розглянутих країн Developed economies та Economies in transition наведемо в додатку В. Систематизуємо результати R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі усіх розглянутих країн в таблиці 1.12.

Таблиця 1.12 – Персистентність фактичних значень та циклічних компонент часового ряду ALM BASEL INDEX

Тип країни	Країна	Персистентність	
		фактичних значень	циклічних компонент
Розвинуті	Німеччина	0,5387	
	Німеччина циклічний компонент		0,4975
	Італія	0,5798	
	Італія циклічний компонент		0,5727
	Швейцарія	0,5519	
	Швейцарія циклічний компонент		0,5764
	Велика Британія	0,4972	

Продовження таблиці 1.12

	Велика Британія циклічний компонент		0,5418
	США	0,526	
	США циклічний компонент		0,6105
Розвиваються	Азербайджан	0,2064	
	Азербайджан циклічний компонент		0,5895
	Таджикистан	0,5938	
	Таджикистан циклічний компонент		0,5644
	Росія	0,3707	
	Росія циклічний компонент		0,5753
	Україна	0,6003	
	Україна циклічний компонент		0,47
	Казахстан	0,6548	
	Казахстан циклічний компонент		0,5303

Переходячи до якісної інтерпретації даних щодо показника Херста, представлених в таблиці 1.12, побудуємо таблицю 1.13.

Таблиця 1.13 – Якісна інтерпретація персистентності фактичних значень та циклічних компонент часового ряду ALM BASEL INDEX

Тип країни	Країна	Персистентність	
		Фактичних значень	циклічних компонент
Розвинуті	Німеччина	персистентний часовий ряд	
	Німеччина циклічний компонент		антиперсистентний часовий ряд
	Італія	персистентний часовий ряд	
	Італія циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Швейцарія	персистентний часовий ряд	
	Швейцарія циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Велика Британія	антиперсистентний часовий ряд	
	Велика Британія циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	США	персистентний часовий ряд	
	США циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Азербайджан	антиперсистентний часовий ряд	

Продовження таблиці 1.13

Розвиваються	Азербайджан циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Таджикистан	персистентний часовий ряд	
	Таджикистан циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Росія	антиперсистентний часовий ряд	
	Росія циклічний компонент		персистентний часовий ряд
	Україна	персистентний часовий ряд	
	Велика Британія циклічний компонент		антиперсистентний часовий ряд
	Казахстан	персистентний часовий ряд	
	Казахстан циклічний компонент		персистентний часовий ряд

Отже, в розрізі розглянутих 10 країн стохастичних часових рядів не виявлено ні у фактичних даних, ні в циклічних компонентах. Для тих часових рядів, для яких показник Херста менше 0,5, можна зробити висновок про їх антиперсистентність, тобто поступове повернення до середнього рівня ряду і зміну тенденції – для часових рядів, які зростають, в подальшій перспективі слід очікувати спад, а для спадаючих часових рядів зворотну тенденцію. Це стосується таких країн як Велика Британія та Азербайджан – спадна тенденція протягом 2012 – 2017 років буде замінена зростаючою, Росія - при поточному зростанні рівня легалізації, в перспективі слід очікувати зменшення даного показника. В той же час трендостійкими в розрізі ALM BASEL INDEX виявились такі країни як Німеччина, Італія, Швейцарія, США, Таджикистан та Україна Казахстан. Переходячи до аналізу персистентності циклічних компонент часових рядів ALM BASEL INDEX зазначимо трендостійкість в розрізі всіх розглянутих країн крім Німеччини та України. В той же час для Азербайджан та Росія характерні стійкі коливання. Оскільки показник Херста близький до нульового значення.

2. СТРУКТУРНИЙ АНАЛІЗ ОСНОВНИХ ЕЛЕМЕНТІВ НАЦІОНАЛЬНОЇ СИСТЕМИ ОЦІНКИ РИЗИКІВ ВІДМИВАННЯ КОШТІВ, ОТРИМАНИХ ЗЛОЧИННИМ ШЛЯХОМ

2.1 Розробка моделі оцінювання корупції в Україні, як основного елемента стимулювання ризику відмивання коштів, отриманих злочинним шляхом

Вивчення корупції, особливо в Україні, – досить складне завдання з розрахунку на часту відсутність офіційних даних її проявів, їх неточність та обмеженість.

Через це, пропонується підхід, який включає комплексне аналітичне вивчення цього явища у рамках усіх можливих офіційно-визначених наявних даних, які можуть його найкраще описати.

Крім того, корупція може проявлятися на різних щаблях і в різних формах, тому ідея її дослідження на трьох основних рівнях (обласний, рівень країни та міжнародний) через різні підходи та моделі дозволить проаналізувати проблему значно глибше та встановити причинно-наслідкові зв'язки, які для неї найбільш характерні.

Враховуючи те, що найбазовіший рівень, по якому можливо провести комплексне вивчення по наявним даним в Україні є обласним, здійснюється дослідження на виявлення просторового взаємозв'язку між сусідніми територіями.

Така методика може показати, наскільки корупція залежить від різного роду факторів (соціальних, політичних, економічних, культурних тощо) на локальному рівні.

Опираючись на отримані результати, на другому рівні при підборі груп змінних, які впливають на сприйняття корупції в межах усієї України, увага буде приділятися тим, які також більше проявили себе на попередньому етапі, а також їх динаміки в часі. Це дозволить прослідкувати загальний ефект масштабованості та переходу корупційних проявів.

На даному етапі здійснюється найбільш простий та доступний спосіб дослідити велике число відібраних змінних впливу, але при мінімальних часових затратах на розрахунки – побудова регресійних моделей на основі CPI. Інтерпретація результатів по них дозволить поглянути на проблему корупції в масштабі країни через визначені найбільш вагомі фактори, які є причиною такого стану досліджуваного явища саме в нашій країні.

Знаючи, що корупція може здійснювати впливи не тільки на внутрішньому рівні країни, але й бути негативним фактором в контексті зовнішньоекономічного та міжнародного співробітництва з іншими державами, для України важливо дослідити, наскільки її рівень є важливим критерієм для прийняття іншими країнами рішення про встановлення політичного, економічного, культурного та інвестиційного зв'язків з нашою державною.

Тому на третьому, міжнародному рівні за допомогою гравітаційної моделі Дж.Волкера будуть досліджуватися величина прямих іноземних інвестицій, як обраного економічного показника, та вплив на нього різних факторів, в тому числі й корупційного рівня країн по індексу CPI. Це дозволить зробити висновки про те, як корупція здійснює ефект і на міжнародній арені взаємодії країн.

Загалом, для розрахунків по розробленому підходу та формування комплексного аналітичного звіту будуть використані загально доступні та зручні програмні рішення: MS Excel, Power BI та Stata9.

Підсумовуюче словесне вираження постановки проблеми дослідження приведена в таблиці 2.1.

Таблиця 2.1 – Постановка проблеми комплексного дослідження явища корупції та її впливу на економічний розвиток країни

Елементи	Опис
Проблема	явища корупції та її проявів
впливає на	загальний соціальний, політичний та економічний розвиток країни.
Результатом чого є	зростання нестабільності у більшості основних сфер державного функціонування, які спричиняють проблеми в суспільному, політичному та економічному житті країни.
Переваги від	комплексного підходу моделювання та аналітичного дослідження корупційних проявів та характеристик
можуть бути такими	підвищення розуміння причинно-наслідкових зв'язків вивченого явища; формування бази для створення рекомендацій удосконалення і подальшого розвитку шляхів боротьби з корупцією; потенційне покращення та збільшення економічного та соціо-політичного розвитку і іміджу країни після успішних та результативних заходів проти корупції.

Отже, ключове завдання полягає у розробці нового комплексного підходу до моделювання та дослідження корупційних правопорушень та економічного розвитку з урахуванням фактора корупції, що існує в країні. Кінцевим результатом має стати підхід, доступний для наукового удосконалення, розуміння та інтерпретації кожному представнику суспільства, який також можна буде використати як базу для складання рекомендацій по новим підходам боротьби з корупцією як на локальному, так і на загальнодержавному рівнях.

Кожне явище характеризується безліччю причинно-наслідкових зв'язків, і корупція – не виняток. Вона існує завжди і проникає майже всюди. Дослідження тематичної літератури привело до висновків, що вивчати даний вид проявів нечесності суто в одному векторі окремих сфер чи впливаючих змінних не є до кінця загально соціально та перспективно ефективним.

Виходячи з основної постановки завдання дослідження, корупційні вираження та впливи досить складно дослідити в їх «чистому» виді. На жаль, на сьогодні складно знайти точні дані та статистику по реальному рівню

корупції, адже все ще існує багато невиявлених (прихованих) осіб, причетних до такого роду правопорушень в різних сферах. Це стосується, наприклад, тіньової економіки, бюрократичного апарату та, навіть, повсякденного соціального життя.

У зв'язку з такою недостатністю об'єму точних даних по корупції, найбільш прийнятний вихід – здійснювати її моделювання та дослідження через перспективу більш доступних інформаційних масивів різної направленості (соціальної, економічної, політичної, територіальної, просторової тощо), створивши цілу систему для виявлення найбільш вагомих причин виникнення та існування корупційних проявів.

Логічним початком дослідження корупційних правопорушень має стати локальний рівень (наприклад, конкретна група осіб чи установа, населений пункт чи район). По доступним даним від Міністерства юстиції по кількості виявлених осіб-корупціонерів, найдоступнішим першим рівнем аналізу для даного дослідження виступають області України. Кожна з них має власну динаміку показників соціального та економічного характеру, але також, в контексті аналізу певної ментальності та культури, їх можна об'єднати в централізовані регіони та дослідити рівень корумпованості по просторовим ефектам територіальних взаємозв'язків. Такий підхід дозволить визначити початкові причинно-наслідкові зв'язки та вектор найбільш вагомих факторів «на місцях», які будуть використані на наступних етапах дослідження.

Структурувавши результати першого рівня дослідження, з узагальнених висновків доцільно виділити головні компоненти та змінні, які найкраще допоможуть описати та дослідити явище корупції на рівні всієї країни. Так, з узагальнених груп показників (соціальних, політичних та економічних), які були визначені раніше, можна сформувати базу для використання в загальнодержавній моделі.

Якщо на локальному рівні базою дослідження була кількість корупціонерів, то на другому етапі доцільним буде використати інший показник. Таким об'єктивним, інформаційно доступним та компонентним параметром є індекс сприйняття корупції (CPI), який є міжнародно-визнаною метрикою загального стану корупції в багатьох країнах. Так як при його розрахунку враховуються безліч факторів різної направленості, то він якнайкраще підійде для побудови багатофакторної моделі регресії для виявлення найбільш впливових факторів на рівні країни, а також для дослідження динаміки та лагових змін по корупційній ситуації.

Результати цього рівня дозволять оцінити, над якими сферами та напрямками функціонування держави слід працювати в першу чергу, включаючи ґрунтовні зміни та реформи для зменшення корупційних проявів.

Імідж країни, її показники в різних офіційних рейтингах та дослідженнях, впливають на її сприйняття іншими державами на міжнародному рівні. Існує безліч важливих статистико-аналітичних індексів, на основі яких визначається привабливість країни для ведення бізнесу та економічних відносин, відпочинку і політичних співробітництв.

Так як корупція впливає не тільки на внутрішню економіку країни, а й потенційно має вплив на її статус економічної привабливості та відносин у розрізі міжнародних трейдових стосунків, то на третьому етапі доцільно дослідити саме такий аспект ефектів корупційних діянь.

Україну визначають як країну, що розвивається. Тому іноземні інвестиції відіграють важливу роль для нашої економіки. Завдяки тому, що в Європі досить значний перелік країн, які також входять у цю групу, то порівняльний аналіз завдяки гравітаційному моделюванню з включенням різних факторів (корупційних, економічних та державно-регулятивних) дозволить визначити найвагоміші параметри, по яким основні країни-інвестори вкладають той чи

інший об'єм грошових коштів в ті країни, які є для них більш привабливими в інвестиційному плані.

Результати цього рівня дозволять прослідкувати, який ефект здійснює показник корупції країни на її сприйняття та економічну привабливість через розмір прямих іноземних інвестицій, та які аспекти слід змінювати в першу чергу Україні, щоб покращити свої показники на міжнародному економічному полі.

Ідея створення рівневого підходу, при якому моделювання буде відбуватися від найнижчого доступного для аналізу щабля – області до рівня міжнародної взаємодії, забезпечує пряму ілюстрацію ефекту від невеликих корупційних проявів на локальному рівні до загального глобального впливу на міжнародній арені.

Окрім цього, дана концепція підходу надає можливості масштабування та розвитку подальших досліджень, а саме доповнення специфічними впливаючими факторами, моделями та методологіями, які дозволять ще більше вивчити корупцію та знайти дійсно дієві шляхи її викорінення.

Як і до будь якої розробки, до даного комплексного підходу висунуто ряд вимог:

- адекватності (результати моделей-складових підходу мають якісно та точно описувати корупцію, її впливи та пов'язані з нею явища та процеси);
- простоти (комплексність підходу не повинна створювати складності та надмірності між поетапністю та загальним рівневим переходом між моделями в процесі його реалізації та застосування);
- об'єктивності (висновки та отримані результати не мають суперечити умовам реальності);
- універсальності та чутливості (моделі та методології підходу повинні мати змогу відповідним чином реагувати на зміну або додавання нових параметрів, а також мати здатність до масштабованості, дозволяючи

комплексному підходу бути більш універсальним та доступним для ширшого застосування в різних сферах);

– портативності та економічності (середовища та програми для розрахунків по створеному підходу мають бути легкодоступними, а час, витрачений на обрахування та отримання кінцевих результатів для інтерпретації, якнайменшим).

Розробка та розрахунки по новоствореному комплексному підходу сформулюють об'ємний аналітичний проект, результати якого будуть корисними не тільки звичайним людям для розуміння глибини проникнення корупції та рівня її взаємопов'язаності з майже усіма сферами життя, а й багатьом організаціям та осередкам влади на різних рівнях для зміни підходів до оцінки та розв'язання даної проблеми, системного моніторингу, подальших досліджень та формування нових рекомендацій по протидії корупції.

Комплексне математичне представлення підходу полягає у виділенні поєднаних та аналітично доцільних математичних моделей, які не суперечать загально описаній концепції дослідження, та які можна побудувати на основі максимально доступної інформації для формування цілісної повноти картини опису явища корупції.

Для реалізації першого рівня дослідження по областям, просторові ефекти визначатимуться за допомогою індексів Морана [6-7], розрахованих для кожного з 5 обраних років.

Стандартні формули розрахункового (I) (2.1) та очікуваного $E(I)$ (2.2) значень індексу при порівнянні дозволять зробити висновок про наявність чи відсутність просторової кореляції.

$$I = \frac{N}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \cdot \frac{\sum_i \sum_j w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_i (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (2.1)$$

$$E(I) = -\frac{1}{(N-1)}, \quad (2.2)$$

де N – кількість територіальних регіонів дослідження;
 \bar{Y} – середнє значення показника, який досліджується;
 w_{ij} – значення матриці відстаней [6] між двома точками.

При значенні $I > E(I)$ прослідковується позитивний просторовий ефект, тобто сусідні області мають частіше співпадіння по подібним аналізованим показникам. Коли $I < E(I)$, то просторової кореляції не спостерігається, а при $I = E(I)$ зв'язки між значеннями показників сусідніх територій визначаються як випадкові.

Після обчислення просторових індексів, вихідні дані по числу зареєстрованих корупціонерів слід розділити на 3 групи.

Для цього існує формула Стерджеса (2.3) для визначення ширини інтервалів (H) [8].

(2.3)

$$H = \frac{Y_{max} - Y_{min}}{n},$$

де Y_{max} та Y_{min} – найбільше та найменше значення показника в розглядуваній сукупності кількості зареєстрованих правопорушників;
 n – кількість заданих інтервалів.

Проведений розподіл дозволить більш якісно візуально відобразити результати просторового дослідження наявності чи відсутності ефектів між областями по числу виявлених корупціонерів.

Наступний етап комплексного дослідження визначає роботу з індексом сприйняття корупції в Україні, впливів на нього та зміни його значень протягом розглядуваного періоду.

Так як передбачається робота з різними характеристичними змінними, вхідний масив необхідно попередньо нормалізувати, скориставшись функцією НОРМАЛІЗАЦІЯ в Excel.

Після необхідних перетворень та визначення найбільш впливових факторів завдяки кореляційній матриці, формується рівняння багатофакторної регресії (2.4), де залежною змінною виступатиме індекс СРІ:

$$Y = a_0 + a_1X_1 + a_2X_2 + \dots + a_nX_n. \quad (2.4)$$

де Y – залежна змінна;

$a_0 \dots a_n$ – коефіцієнти рівняння;

$X_1 \dots X_n$ – незалежні змінні (фактори впливу на залежну змінну).

Для дослідження динамічних змін показника СРІ та факторів впливу на нього від часових перетворень, доцільним буде провести розрахунки моделей розподіленого лага (2.5). Для цього, була підібрана методологія побудови по моделям Алмона [9, с. 298-305], яка включає такі кроки:

1. Визначення максимальної величини лагу l .
2. Визначення степеня полінома k , який описує лагову структуру.
3. По формулі (2.7) відбувається розрахунок змінних $z_0 \dots z_k$.
4. Визначення параметрів регресійного рівняння.
5. Розрахунок параметрів вихідної моделі розподіленого лагу (2.8).

Для початку, загальний вигляд моделі розподіленого лагу від одного впливаючого фактору (X) буде таким (2.5):

$$Y_t = a + b_0 X_t + b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-2} + \dots + b_j X_{t-n} + e, \quad (2.5)$$

де Y_t – залежна змінна;
 $a, b_0 \dots b_j$ – коефіцієнти моделі;
 n – число лагів;
 e – випадкова компонента.

Модель залежності коефіцієнтів (b_j) від лагу (j) в поліноміальному вираженні виглядає так (2.6):

$$b_j = c_0 + c_1 j + c_2 j^2 + \dots + c_k j^k, \quad (2.6)$$

де k – степінь полінома, який описує модель;
 $c_0 \dots c_k$ – розрахункові коефіцієнти.

Розрахунки параметрів моделі потребують введення нових додаткових змінних $z_0 \dots z_k$ (2.7):

$$z_k = X_{t-1} + 2^k \cdot X_{t-2} + 3^k \cdot X_{t-3} + \dots + l^k \cdot X_{t-l}. \quad (2.7)$$

Остаточна модель з урахуванням перетворень такий вигляд (2.8):

$$y_t = a + c_0 \cdot z_0 + c_1 \cdot z_1 + \dots + c_k \cdot z_k + e. \quad (2.8)$$

Таким чином по алгоритму лагових моделей Алмона можна дослідити залежну змінну індексу СРІ як по конкретно одному фактору, так і по комплексному впливу декількох найголовніших з них в контексті часозміни.

Переходячи на третій етап дослідження міжнародних зв'язків та економічних показників, найкращою моделлю для використання є гравітаційна по базовій методології Волкера [10, с.68].

За основною класичною ідеєю моделі, на переміщення грошових потоків в країни та на їх об'єм впливає «привабливість» приймаючої країни ($Attr Y$), розрахована виходячи економічні показники двох «партнерів» та виражена в «балах», а також дистанція ($Dist_{XY}$) між ними. Таким чином, індекс привабливості за моделлю Волкера ($I_w(X, Y)$) розраховується таким чином (2.9):

$$I_w(X, Y) = \frac{Attr Y}{(Dist_{XY})^2}, \quad (2.9)$$

Слід зазначити, що враховуючи сучасну інформатизацію суспільства та перехід країн до концепції «цифрових економік», параметр дистанції в оригінальній моделі Волкера для даних розрахунків був замінений величиною пропускної здатності мережі для кожної з досліджуваних країн-інвесторів, та приймаючих держав.

Підставою для такого кроку стали сучасні наукові дослідження вчених-економістів по впливу характеристик Інтернету на різні економічні показники країн. Так, наприклад, позитивний вплив і покращення показників мережі на стимуляцію обсягів прямих іноземних інвестицій був математично розрахований в роботі Ч.Чьої [11, с.325].

Також, через можливі значні розбіжності в початкових результатах отриманих індексів інвестиційної привабливості по гравітаційній моделі, їх доцільно звести до однорідного вигляду в межах інтервалу $[0;1]$, де 1 означає найбільшу привабливість, а 0 – найменшу, для подальшої співставності.

Таким чином, індекс інвестиційної привабливості країни за новою модифікованою формулою обраховуватиметься таким чином (2.10-2.11):

$$I(X, Y) = \frac{1}{\sum_{i=1}^n \left[\frac{Attr Y_i}{(Prop_{XY_i})} \right]} \cdot \frac{Attr Y_i}{Prop_{XY_i}}, \quad (2.10)$$

$$Attr Y = \frac{GDP_y}{GDP_x} \cdot (torg + monet + fisc - cor), \quad (2.11)$$

де $I(X, Y)$ – індекс інвестиційної привабливості;

$Attr Y_i$ – оцінка привабливості i -ої країни, що отримує інвестиції;

$Prop_{XY_i}$ – різниця між пропускними здатностями мережі країни-інвестора та приймаючої країни;

GDP_y – обсяг ВВП приймаючої країни;

GDP_x – обсяг ВВП країни-інвестора;

$torg$ – індекс свободи торгівлі;

$monet$ – індекс монетарної свободи;

$fisc$ – індекс фіскальної свободи;

cor – обернений індекс сприйняття корупції (100-CPI).

Отримані індекси дозволяють співставити досліджувані країни між собою по їх привабливості для потенційних інвесторів для прямих іноземних

інвестицій, а також вивести динаміку, при розрахунку індексів по кожній країні протягом певного періоду.

На основі вхідних даних доцільно провести додаткове регресійне дослідження для виявлення найбільш впливових факторів на значення привабливості, а також дослідити характер їх впливу (рис. Е.3).

Традиційно розмежовують фіксований (рис. Е.5) (незалежні змінні мають сталий вплив на залежну змінну, який не змінюється відносно тривалий час) та рандомний (рис. Е.4) (незалежні змінні мають постійно змінюваний вплив на залежну змінну, що залежать від часу) ефекти впливу. Вибір правильного виду впливаючого ефекту традиційно здійснюються тестом Хаусмана (рис.Е.6) [12-13].

Отже, описаний комплексний підхід дозволить обширно дослідити корупційні прояви та їх впливи на трьох рівнях – обласному, державному та міжнародному. Отримані результати мають показати взаємопов'язаність та причинно-наслідкові зв'язки по факторам, які найбільше впливають на рівень корупції та її ефекти на загальний соціалітичний та економічний стан.

Одним з ключових етапів економетричного моделювання та побудови комплексного дослідження корупційного стану є підбір та формування масиву даних, для подальшої роботи з ним. Так як загальне дослідження, реалізоване в роботі, включає в себе трирівневий підхід, для якого були підібрані різні методики до аналізу та моделювання корупції, то й вхідна інформація, використана при цьому, має доповнюється відповідно до кожної з використаних методологій. Це дозволить комплексно представити явище корупції, через аналіз різного роду вхідних змінних.

Перший етап дослідження через визначення просторових зв'язків на основі індексів Морана потребує таких основних вхідних даних (табл.2.2), на основі яких будуть отримані такі вихідні показники (табл.2.3).

Таблиця 2.2– Вхідні змінні для розрахунку просторових індексів Морана

Позначення	Назва змінної	Зміст	Одиниці вимірювання	Джерело
Y	Число корупціонерів	Відображає кількість зареєстрованих корупціонерів за по кожній області України	чол.	Держпортал юстиційних відкритих даних [50]
x	Географічна широта	Координати широти міста-обласного центру	гр.	Географічний довідниковий портал [51]
y	Географічна довгота	Координати довготи міста-обласного центру	гр.	
N	Число областей	Кількість територіальних одиниць, по яким проводиться дослідження та наявні дані	од.	Держпортал юстиційних відкритих даних [50]

Таблиця 2.3 – Опис вихідних показників по реалізації першого (обласного) рівня дослідження корупційних правопорушень

Позначення	Назва показника	Зміст	Одиниці вимірювання	Допустимі значення
I	Індекс Морана	Просторовий індекс, розрахований по вхідним даним	числ.	$(-\infty; +\infty)$.
$E(I)$	Очікуваний індекс Морана	Просторовий індекс, розрахований на основі вхідних даних, який слугує базою для порівняння та прийняття рішення про наявність чи відсутність просторових ефектів	числ.	$(-\infty; +\infty)$.
-	Рівень зареєстрованих корупціонерів	Розподіл областей по групам інтервалів (ширина – H) на основі числа виявлених корупціонерів	рівн.	«Високий»; «Середній»; «Низький».

Таким чином, сформований масив для розрахунків склав 120 спостережень (табл. Е.1) по даним 24 областей України за 2013-2017 роки без урахування АР Крим через відсутність даних по числу корупціонерів на даній території.

Визначене число інтервалів для групування по Стерджесу було прийнято за $n = 3$, для розбиття областей по кількості зареєстрованих осіб-корупціонерів на такі, що мають «Високий», «Середній» чи «Низький» рівні. Також для візуалізації регіонів на картах по кольорам було виділено червоний, жовтий та зелений відтінки відповідно до рівневої групи, в яку кожна область буде розподілена.

На наступному етапі для побудови моделей по загальному індексу сприйняття корупції України, важливим є підбір характеризуючих змінних з різних напрямків державного функціонування: соціальної, політичної сфер та показники загальноекономічного стану (табл.2.4).

Варіативність даних дозволять збільшити межі визначення найвпливовіших специфічних чинників на індекс СРІ саме для нашої країни, вказавши на ті галузі, неефективна діяльність яких спричиняє такі офіційно-зафіксовані показники корупції в Україні.

Таблиця 2.4 – Вхідні дані для побудови багатofакторних регресійної та лагових моделей по індексу СРІ для України

Назва показника	Зміст	Одиниці вимірювання/ допустимі значення	Позначення	Джерело
Індекс сприйняття корупції (Y)	Відображає рівень сприйняття корупції за рік в Україні. Чим вищий даний індекс, тим кращий загальний рейтинг країни	бали (від 0 до 100)	<i>cpi</i>	Щорічні звіти організації Transparency International [16]
Коефіцієнт (індекс) Джині (X_1)	Відображає рівень соціальної та економічної розподільчої нерівності доходів в країні	% (від 0 до 100)	<i>gini</i>	Світовий банк [17]
Державні видатки (X_5)	Обсяг частини бюджету країни, розподілений на виконання державних функцій по різних сферах	млн.дол.	<i>govexpdoll</i>	Міністерство фінансів України [17]
ВВП (X_6)	Економічний показник, що характеризує загальну виробничу потужність країни	млрд.дол.	<i>gdp</i>	Світовий банк [19]

Продовження таблиці 2.4

ВВП на душу населення (X_7)	Показник ВВП, який приходить на громадянина країни. Фактична ефективність виробленого ВВП	дол.	<i>gdppcapdoll</i>	Світовий банк [19]
Індекс якості влади (X_2)	Виражає ефективність уряду впроваджувати та здійснювати політику для якісного розвитку соціальних сфер, бізнесу та економіки загалом	бали (від -2,5 до 2,5)	<i>regq</i>	Світовий банк [21]
Індекс стабільності (X_3)	Відображає оцінку загальної політично-соціальної обстановки в країні	бали (від -2,5 до 2,5)	<i>stabil</i>	Світовий банк [22]
Індекс свободи преси (X_4)	Характеризує незалежність ЗМІ, прозорість інформації, рівень цензури в країні	бали (від 0 до 100)	<i>press</i>	Дослідження організації «Reporters Without Borders» [22]

Загальне число спостережень по усім факторам дозволило сформувати вхідний масив (табл. Є.1) з 80 значень по 7 показникам різних сфер та напрямків діяльності держави за останні 10 років (з 2008 по 2017 роки). Залежною змінною виступатиме індекс сприйняття СРІ, як показник стану корупції в Україні.

Зважаючи на те, що вхідні змінні варіативно різні (по змістовій характеристичній спрямованості, одиницям вимірювання тощо), перед основними економетричними розрахунками, їх необхідно привести у нормалізований вигляд (табл. Є.2). Вихідними параметрами будуть отримані значення коефіцієнтів по реалізованих моделях регресії та лаговим моделям Алмона, які дозволять сформулювати висновок про ефекти найбільш впливових факторів на показник корупції для України.

Досліджуючи міжнародний рівень через гравітаційне моделювання, порівнюваність країн доцільно проводити переважно використовуючи індексні показники. Крім того, для послідовного порівняння індексу з реальними

грошовими потоками, важливо попередньо структуризувати статистику по обсягам прямих іноземних інвестицій (*inv*) по країнах [24, 25, 26, 26, 28, 29, 30, 31].

Для реалізації розрахунків та виведення індексу інвестиційної привабливості для країн Європи по модифікованій формулі Волкера (2.10), були відібрані такі змінні (табл. 2.5).

Таблиця 2.5 – Вхідні змінні для гравітаційного моделювання та розрахунку індексів інвестиційної привабливості по модифікованій моделі Волкера.

Назва показника	Зміст	Одиниці вимірювання/ допустимі значення	Позначення	Джерело
Пропускна здатність мережі	Оцінка швидкості роботи з інформацією через канали зв'язку на одну особу-користувача	кб/с	<i>prop</i>	Міжнародний союз телекомунікаційного зв'язку [68]
Індекс сприйняття корупції	Відображає рівень сприйняття корупції в <i>i</i> -й рік в країні. Чим вищий даний індекс, тим кращий загальний рейтинг країни	бали (від 0 до 100)	<i>Cpi</i>	Щорічні звіти організації Transparency International [52]
Індекс фіскальної свободи	Характеризує податкове навантаження, накладене урядом країни.	бали (від 0 до 100)	<i>Fisc</i>	Організація The Heritage Foundation [69]
Індекс свободи торгівлі	Характеризує рівень відкритості та торгівельної доступності, наявних бар'єрів та обмежень.	бали (від 0 до 100)	<i>torg</i>	Організація The Heritage Foundation [70]
Індекс свободи торгівлі	Характеризує рівень відкритості та торгівельної доступності через аналіз тарифних ставок, трейдових бар'єрів та обмежень.	Бали (від 0 до 100)	<i>torg</i>	Організація The Heritage Foundation [70]
Індекс монетарної свободи	Характеризує рівень цінової та грошової стабільності в країні.	Бали (від 0 до 100)	<i>monet</i>	Організація The Heritage Foundation [71]

Продовження таблиці 2.5

ВВП приймаючої країни	Економічний показник, що характеризує загальну виробничу потужність країни	млн.дол	<i>gdptarget</i>	Світовий банк [55]
ВВП країни- інвестора		млн.дол	<i>gdpsource</i>	

Панельні дані (табл. Е.1 – Е.5), які включають 2160 спостережень, були зібрані для 12 країн-отримувачів інвестицій, та по 4 основним країнам-інвесторам в Європі (Франція, Німеччина, Великобританія та Нідерланди) за останні 5 років (з 2013 по 2017 роки).

Основною порівнюваною величиною виступатимуть реальні прямі іноземні інвестиції. Додатково для розрахунків індексів інвестиційної привабливості (рис.Е.1) введений обернений індекс СРІ.

Вихідними параметрами визначені індекс привабливості для інвестицій по країнам та результативні коефіцієнти регресії по найбільш важливим показникам, які впливають на обсяг ПІІ в рамках розгляду приймаючих країн, та характер їх загального ефекту.

Підсумовуючи описану вище інформацію, узагальнена схема розроблюваного підходу по моделям дослідження корупційних правопорушень та економічного розвитку країн з урахуванням корупційного фактора матиме такий вигляд (рис. 2.1).

На схемі показано порівневу структуру по трьом видам аналізу на трьох послідовних рівнях: просторове моделювання, регресійне моделювання з лаговим дослідженням, та гравітаційне по методології Дж.Волкера.

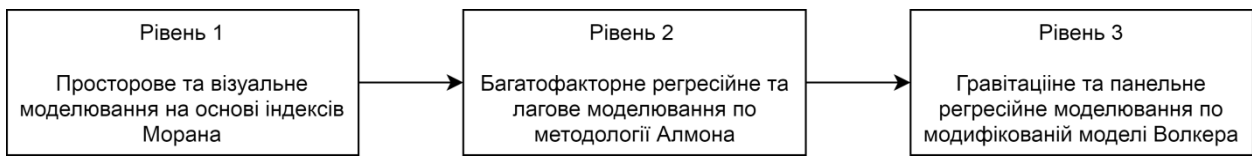


Рисунок 2.1 – Узагальнена схема комплексного підходу для корупційного дослідження

Детальні концептуальні схеми опису моделей та методик по кожному рівню дослідження представлені в додатку Б (рис. Б.1 – Б.3).

Звичайно, розроблюваний підхід має потребу в постійному доповненні даними та оновленні інформації як в дослідженнях груп країн, так і кожної окремо представленої держави, які мають свої локальні особливості у соціально-економічних та причинно-наслідкових зв'язках різних явищ.

2.2 Практична реалізація моделей дослідження корупційних правопорушень та економічного розвитку країн з урахуванням корупційного фактора

Особливість роботи полягає в дослідженні проявів корупції та їхніх впливів на аспекти держфункціонування в розгляді трьох просторових рівнів. Відповідно, використовуючи декілька підходів для оцінки загальної ситуації корупційного стану та реалізуючи відібрані економетричні моделі, для обчислень та виведення результатів були застосовані різні математично-статистичні та візуалізаційні програми (рис. В.1).

Stata 9 являє собою один із найросповсюдженіших статистичних пакетів, серед основних можливостей якого виділяють управління даними, статистичний аналіз, регресію, різного роду графіку, моделювання та програмування, яке користувач може задати індивідуально. Взаємодія з функціоналом відбувається

через засоби графічного інтерфейсу, або командним рядком, у якому слід прописувати відповідний синтаксис [36].

Power BI – рішення від Microsoft, яке призначене для завдань з бізнес-аналізу. Пакет включає в себе засоби по роботі з таблично-обчислювальним функціоналом, а також підсистеми візуалізації та формування звітів. Завдяки тому, що пакет має так званий «відкритий інтерфейс», окрім звичайних діаграм та графіків, у Power BI доступна робота з картами ArcGIS від компанії ESRI, які інтегруються через он-лайн режим [37].

Microsoft Excel – найкраща для базових математичних та статистичних розрахунків даних табличного представлення через відповідний пакет вбудованих функцій. Нерідко використовується для побудови графіків та застосування програмування через VBA для розширення можливостей юзера по роботі з даними та табличним процесором в цілому [38].

Просторовий аналіз на основі індексів Морана/

Для здійснення розрахунку просторового індексу Морана по кожному досліджуваному року застосуємо програму Stata 9.

Після відкриття початкового інтерфейсу, потрібно завантажити вхідні дані до меню Data Editor (Панель інструментів > Open > завантажити файл Моран.dta). Наступні дії по аналізу та розрахункам будуть здійснюватися за допомогою командного рядка та відповідного синтаксису (лістинг E.1).

Проведення попередніх розрахунків для формування матриці відстаней слід почати з аналізу загальної статистики координат та розрахунків найбільшої евклідової дистанції між двома центрами областей з наявних даних (рис.2.2).

Найбільша координатна відстань між областями, які були розглянуті, становить 17,72. Вона задає межі загального простору, по якому розраховуються індекси. Знаючи її та звівши розраховане значення до цілої частини, можна сформуванати загальну матрицю масиву (W) між географічними точками з діапазоном від 0 до 17.


```

. sum x y

```

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
x	24	48.5	1.351328	46	51
y	24	29.83333	4.806397	22	39

```

. display sqrt((51 - 46)^2 + (39 - 22)^2)
17.720045

```

Рисунок 2.2 – Попередні розрахунки для побудови матриці відстаней індексів Морана

У Stata9 існує необхідна команда «spatwmat», у параметрах якої вказуються назва створюваної матриці, дані довготи та широти кожного центру областей, а також максимальна координатна відстань, яка була розрахована через команду «display sqrt».

Визначаючи дані кількостей осіб-корупціонерів по кожному року, як глобальну змінну через команду «global ylist», розраховуємо індекс Морана. Так, для індексу 2013 року у командному рядку прописуємо «global ylist Y2013» (задання змінної), а потім «spatgsa Y2013, weights (W) moran», вказуючи матрицю відстаней та назву індексу, який маємо розрахувати.

Результатом команди є таблиця, у якій вказаний розрахований індекс Морана, очікуване значення індексу, z та p-статистика (рис.2.3), на основі яких робиться висновок про просторовий ефект для розглядуваного року.

```

. global ylist Y2013
. spatgsa Y2013, weights(w) moran

Measures of global spatial autocorrelation

Weights matrix
-----
Name: w
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: 0.0 < d <= 17.0
Row-standardized: Yes
-----

Moran's I
-----

```

variables	I	E(I)	sd(I)	z	p-value*
Y2013	0.052	-0.043	0.044	2.169	0.015

```

-----
*1-tail test

```

Рисунок 2.3 – Розрахунок індексу Морана для 2013 року

Отже, розрахований індекс для 2013 року має значення 0,052, при чому очікуване значення індексу – (-0,043). I більше ніж $E(I)$, тому можемо говорити про наявний позитивний просторовий ефект між областями України у 2013 році по корупційному показнику.

Аналогічним чином розраховуємо індекси Морана по іншим рокам, задаючи глобальні змінні «global ylist Y2014», «global ylist Y2015», «global ylist Y2016» та «global ylist Y2017».

У таблиці 2.6 наведені результати розрахунків індексу Морана по кожному року в рамках загального дослідження областей України.

Таблиця 2.6 – Індекси Морана оцінки просторового ефекту корупційних правопорушень по Україні за період 2013-2017 рр.

Рік	Індекс Морана (I)	Очікуваний індекс Морана ($E(I)$)	z-значення	p-значення
2013	0,052	-0,043	2,169	0,015
2014	0,067	-0,043	2,464	0,007
2015	0,033	-0,043	1,732	0,042
2016	-0,042	-0,043	0,026	0,490
2017	-0,031	-0,043	0,283	0,388

За отриманими даними, усі розраховані індекси для кожного року більші, ніж очікуване значення Морана. Проте, слід звернути увагу на динаміку індексів та на p-статистику. По-перше, після 2014 року прослідковується зменшення показника, що свідчить про негативну зміну наявності позитивного просторового ефекту. По-друге, p-значення у 2016-2017 роках є статистично незначущим ($>0,05$), що спонукає до підтвердження нульової гіпотези про присутність нульової просторової автокореляції на території країни по числу правопорушників-корупціонерів.

Для візуального підтвердження ефектів просторовості, засобами Power VI були побудовані карти регіонів для кожного досліджуваного року. Попередньо виділивши інтервали за формулою Стерджеса (табл. Е.2), були згруповані дані реєстру правопорушників по областях за рівневим корупційним значенням, а саме «Низький», «Середній» та «Високий».

Використання Power VI почнемо із завантаження даних (Получить данные > Excel > файл Области (Індекс Морана).xlsx). Після цього слід згрупувати наявний масив у відповідності до інтервалів по Стерджесу. Виділивши стовпець досліджуваного року, переходимо на вкладку «Моделирование» та обираємо «Новая группа» на панелі інструментів.

Задаємо список та формуємо групи через виділення значень у розділі «Несгруппированные значения» та натискання кнопки «Группа». Імена

розподілених даних задаються по визначеним попередньо рівневим інтервалам. Проводимо розбиття для усіх 5 років.

Візуалізація розподілених груп відбувається інструментом «Заполненная карта», у параметрах якої вказуються поля «Расположение» (стовпець Region) та «Условные обозначения» (стовпець року по групам).

Система автоматично підключиться до онлайн-карт ArcGIS та змасштабує територію України для відображення виділених груп як, наприклад, для даних 2013 року (рис.2.4).

Для кращого візуального розподілення, кожна група має свій колір, по насиченості якого можна зрозуміти рівень кількості наявності осіб з корупційними порушеннями. При виконанні дослідження, карти просторової візуалізації будувалися для кожного року (2013-2017) усього досліджуваного періоду (рис. Е.1- Е.5).



Рисунок 2.4 – Просторова візуалізація рівня кількості наявності осіб з зареєстрованими корупційними порушеннями по областям України за 2013 рік

Отже, розрахунок коефіцієнтів Морана для виявлення просторової залежності кількостей осіб-корупціонерів у областях та на території країни, підкріплений візуалізацією з порівневим розбиттям, є одним з найкращих базових способів оглядово-статистичного дослідження динаміки рівня корупції. При цьому, використання сучасних програмних засобів робить такий аналіз швидким та доступним для розробки та подальшої інтерпретації.

Індекс сприйняття корупції та його дослідження лаговою методологією Алмона

Дослідження почнемо з побудови рівняння регресії, яке буде відображати ті фактори найбільшого впливу на показник СРІ в Україні. По нормалізованим даним синтаксисом програми Stata9 (лістинг Є.1) будуємо кореляційну матрицю за допомогою команди «cor».

Основними факторами, які виявилися найбільш кореляційними, є індекс політичної стабільності та показник якості влади. Саме на основі них будуємо ключове рівняння (команда «reg»), перестраховуючись від гетероскедастичності через команду «robust» (рис.2.5).

```
. reg cpi regq stabil, robust
Linear regression                               Number of obs =      10
                                                F( 2,      7) =    15.05
                                                Prob > F      =    0.0029
                                                R-squared     =    0.6730
                                                Root MSE     =    1.6189
```

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
regq	.3381006	.0748481	4.52	0.003	.1611131	.5150882
stabil	-.1017122	.0246815	-4.12	0.004	-.1600746	-.0433497
_cons	17.76133	2.55692	6.95	0.000	11.71518	23.80749

```
. dwstat
Durbin-Watson d-statistic( 3, 10) = 2.176211
```

Рисунок 2.5 – Розрахунок лінійної регресії по українському індексу сприйняття корупції

Додатково перевіряємо змінні на мультиколінеарність командним синтаксисом «vif». Розрахунки показали, що по обраним змінним моделі вона відсутня.

Таким чином, основне рівняння регресії індексу (Corruption Perceptions Index, *CPI*) набуде такого вигляду:

$$CPI = 17,76 + 0,34 \cdot regg - 0,10 \cdot stabil, \quad (2.12)$$

де *regg* – індексний показник якості влади в країні;

stabil – індексний показник стабільності в країні.

Отже, за 2013-2017 роки, відсутність стабільності в Україні спричинила негативний вплив на індекс *CPI*, у той час як зміни в показниках якості влади відіграють позитивний ефект, який сприяє зростанню балів у рейтингу по індексу корупційного сприйняття.

Перед розрахунками по лаговому методу Алмона, була перевірена відсутність автокореляції залишків через тест Дарбіна-Уотсона. Статистичне значення по даним розраховане за допомогою команди «dwstat», і становить 2,17. При цьому, табличні $dL = 0,697$ та $dU = 1,641$ бралися для рівня значимості 0,05.

Розрахунки та дослідження моделей розподіленого лага за Алмоном здійснювалися засобами програми Excel. Окрім базових формул, був задіяний пакет аналізу «Регресія». По кожному фактору – якості влади (*regg*) та стабільності в країні (*stabil*), а також по їх комплексному впливу на індекс корупційного сприйняття (*CPI*), були обраховані коефіцієнти нових часових моделей з лагами у 2 та 3 роки (t) на основі новостворених змінних (z_0, z_1, z_2) по методології Алмона (рис. Є.1 – Є.12).

Таким чином, рівняння регресії та моделі з розподіленим лагом у 2 роки набудуть такого вигляду (табл. 2.7).

Таблиця 2.7 – Рівняння регресії та моделі з розподіленим, розраховані за методом Алмона з лагом у 2 роки

Рівняння регресії	Модель з розподіленим лагом
Для фактора якості влади	
$CPI = 34,71 + 0,51 \cdot z_0 - 1,35 \cdot z_1 + 0,45 \cdot z_2$	$CPI = 34,71 + 0,51 \cdot regg_t - 0,39 \cdot regg_{t-1} - 0,40 \cdot regg_{t-2}$
Для фактора стабільності	
$CPI = 31,25 - 0,07 \cdot z_0 + 0,12 \cdot z_1 - 0,06 \cdot z_2$	$CPI = 31,25 - 0,07 \cdot stabil_t - 0,01 \cdot stabil_{t-1} - 0,09 \cdot stabil_{t-2}$
Для факторів якості влади та стабільності	
$CPI = 34,47 + 0,34 \cdot z_0 regg - 1,26 \cdot z_1 regg + 0,82 \cdot z_2 regg - 0,21 \cdot z_0 stabil + 0,44 \cdot z_1 stabil - 0,19 \cdot z_2 stabil$	$CPI = 34,47 + 0,34 \cdot regg_t - 0,11 \cdot regg_{t-1} + 1,09 \cdot regg_{t-2} - 0,21 \cdot stabil_t + 0,05 \cdot stabil_{t-1} - 0,07 \cdot stabil_{t-2}$

В той же час, зміни рівнянь регресій та моделей з розподіленим лагом у 3 роки набудуть наступного вигляду (табл. 2.8).

Таблиця 2.8 – Рівняння регресії та моделі з розподіленим, розраховані за методом Алмона з лагом у 3 роки

Рівняння регресії	Модель з розподіленим лагом
Для фактора якості влади	
$CPI = 44,08 + 0,35 \cdot z_0 - 0,60 \cdot z_1 + 0,12 \cdot z_2$	$CPI = 44,08 + 0,35 \cdot regg_t - 0,14 \cdot regg_{t-1} - 0,39 \cdot regg_{t-2} - 0,40 \cdot regg_{t-3}$
Для фактора стабільності	
$CPI = 33,57 - 0,09 \cdot z_0 + 0,15 \cdot z_1 - 0,05 \cdot z_2$	$CPI = 33,57 - 0,09 \cdot stabil_t + 0,01 \cdot stabil_{t-1} - 0,01 \cdot stabil_{t-2} - 0,13 \cdot stabil_{t-3}$
Для факторів якості влади та стабільності	
$CPI = 37,96 - 0,34 \cdot z_0 regg + 0,74 \cdot z_1 regg - 0,22 \cdot z_2 regg - 0,14 \cdot z_0 stabil + 0,25 \cdot z_1 stabil - 0,09 \cdot z_2 stabil$	$CPI = 37,96 - 0,34 \cdot regg_t + 0,18 \cdot regg_{t-1} + 0,26 \cdot regg_{t-2} - 0,09 \cdot regg_{t-3} - 0,14 \cdot stabil_t + 0,02 \cdot stabil_{t-1} - 0,01 \cdot stabil_{t-2} - 0,22 \cdot stabil_{t-3}$

Даний етап аналізу корупції в країні через індекс її сприйняття з урахуванням лагової зміни був проведений для виявлення ключових факторів,

які впливають на СРІ (як виявилось, це якість влади та стабільність в Україні). Крім того, були проаналізовані результати побудованих рівнянь та моделей по кожному з ключових факторів окремо, а також їх комплексний вплив на індекс протягом останніх 10 років.

Гравітаційне моделювання прямих іноземних інвестицій країн з урахуванням корупційного фактора

У якості економічного показника, який досліджується з уключенням фактора корупції взято прямі іноземні інвестиції. На основі зібраної статистики по розглядуваним факторам та сумах інвестицій, засобами базових розрахунків Excel по модифікованій формулі моделі Волкера були розраховані індекси інвестиційної привабливості для кожної з 12 країн. Провівши обрахунки по кожному року, були виведені результативні середні індекси держав через використання функції «СРЗНАЧ». Додатково, індекси скалібровані в межах [0;1] для більшої наглядності та подальшого аналізу динаміки результатів (табл.2.9).

Таблиця 2.9 – Індекси інвестиційної привабливості країн Європи, розраховані через модифіковану модель Волкера за 2013-2017 роки

Країна	Рік				
	2013	2014	2015	2016	2017
Болгарія	0,050	0,058	0,051	0,051	0,068
Чехія	0,283	0,345	0,363	0,289	0,180
Естонія	0,010	0,010	0,007	0,008	0,010
Угорщина	0,094	0,089	0,062	0,057	0,061
Латвія	0,013	0,015	0,014	0,012	0,018
Литва	0,028	0,032	0,023	0,024	0,043
Польща	0,332	0,268	0,255	0,308	0,330
Румунія	0,092	0,085	0,104	0,149	0,152
Словаччина	0,038	0,036	0,028	0,038	0,038
Мальта	0,005	0,005	0,045	0,021	0,050
Кіпр	0,016	0,016	0,021	0,010	0,012
Україна	0,041	0,040	0,027	0,034	0,038

Для перевірки того, які ж показники впливають на інвестиційну привабливість країни найбільше, була побудована регресія засобами Stata9 через команду «xtreg» (рис. 2.6). Аналіз факторів значущості проводився їх відбором через значення р-статистики ($P > |z|$), з урахуванням того, що приймаються до розгляду лише ті дані, у яких це значення не перевищує 0,05.

Fixed--effects GLS regression		Number of obs = 215			
Group variable (i): id		Number of groups = 48			
R-sq: within = 0.0112		obs per group: min = 2			
between = 0.5956		avg = 4.5			
overall = 0.5692		max = 5			
Random effects u_i ~ Gaussian		wald chi2(8) = 75.52			
corr(u_i, X) = 0 (assumed)		Prob > chi2 = 0.0000			
lninv	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lmgdpsource	.7722081	.2760991	2.80	0.005	1.313352 3.2310638
lmgdptarget	.9849571	.1659178	5.94	0.000	.6597643 1.31015
lndist	-.778161	.5144579	-1.51	0.130	-1.78648 .230158
lncor	-.1842347	.5680248	-0.32	0.746	-1.297543 .9290736
lnfisc	-4.284094	1.353384	-3.17	0.002	-6.936679 -1.631509
lntorg	4.701251	3.520468	1.34	0.182	1.60124 12.19874
lnmonet	.2597639	.6132041	0.42	0.672	.461622 .9420941
lnprop	-.14987	.0643077	-2.33	0.020	-.2759108 -.0238291
_cons	57.43669	18.46935	3.11	0.002	21.23742 93.63595
sigma_u	.99173666				
sigma_e	.55878671				
rho	.75903195	(fraction of variance due to u_i)			

Рисунок 2.6 – Розрахунок регресії для загального показника інвестиційної привабливості країн

Виявилось, що найбільш важливими показниками, що діють на обсяг іноземних інвестицій є ВВП приймаючої держави, ВВП країни, що надає інвестиції, пропускна здатність мережі (чим більший розрив між пропускними здатностями 2-х країн, тим менший інвестиційних обмін), а також індекс, що характеризує фіскальну політику. При чому останній має зворотній (зменшувальний) вплив. Корупція по отриманим розрахункам відіграє не настільки важливу роль, ніж перелічені вище фактори.

При роботі з панельними даними, додатково були розраховані фіксований та рандомний ефект впливу розглядуваних факторів (рис. Ж.4-Ж.5), та проведений тест Хаусмана (рис.2.7) для визначання якого ефекту слід дотримуватися при опису загальних результатів.

```

Test:   Ho:   difference in coefficients not systematic
        chi2(7) = (b-b)'[(v_b-v_B)^(-1)](b-b)
              =          30.77
        Prob>chi2 =          0.0001
        (v_b-v_B is not positive definite)

```

Рисунок 2.7 – Результати проведеного тесту Хаусмана

Для цього синтаксисом програми була реалізована команда «hausman fe ge», яка співставляє коефіцієнти по регресійним моделям з двома ефектами. По результатам тесту було прийнято гіпотезу про фіксований ефект впливу факторів.

Традиційними метриками перевірки якості та адекватності моделей вважаються показники коефіцієнтів детермінації (R^2) та статистика F по значенням Фішера. У проведених розрахунках зустрічаються також аналізи по підтвердженню чи спростуванню відповідних поставлених гіпотез через оцінку значущості статистик p та chi^2 в залежності від використаних методик тестів чи перевірок.

Провівши дослідження по першому рівні (обласному) для визначення просторової автокореляції по чисельному показнику осіб-правопорушників по корупційному напрямку, значущість індексів Морана перевірялася завдяки p -value. За методологією трактування даного показника, за значення не більше 0,05, нульова гіпотеза про наявність нульової залежності відкидається, тобто просторовий ефект буде присутній.

Трактування результатів розрахунків підтверджується завдяки візуальному розподілу регіонів за рівневим критерієм корупції по кожному досліджуваному року. Відповідно до легенди карт, зелений колір відповідає за низький рівень, жовтий – за середній, а червовий – за високий.

Через розраховані індекси Морана можна підтвердити, що у 2013-2015 роках була наявна просторова автокореляція за показниками кількості зареєстрованих осіб-корупціонерів у областях України за відповідними рівневими розбиттями. Це служить індикатором неактивної діяльності органів по виявленню порушників в ці роки, та/або виділення найбільш і найменш корумпованих областей. По висновку, у розглядуваному контексті просторовий взаємозв'язок є не дуже гарною характеристикою для загального рівня дій проти таких злочинів у країні. Виявлені зв'язки були стабільними 3 роки, що, в свою чергу, невітшно. Проте по 2016-2017 дослідженим рокам виявилось, що на розрив просторового зв'язку та на число виявлених корупціонерів мали вплив політичні та державні події, серед яких можна виділити революційний Майдан, зміна політичної обстановки, створення та діяльність Нацантикорупційного бюро тощо.

Другий рівень дослідження становив аналіз українського індексу сприйняття корупції за останні 10 років. По розрахованим значенням рівняння регресії з двох основних факторів (якості влади та стабільності в країні) значення $R^2 = 0,673$, що показує середно-допустиму для економіко-політичних досліджень точність опису моделі, яка досліджується [35-37]. Звичайно, два обраних фактори з 67% значенням впливають на результативний параметр – індекс СРІ, що говорить, що окрім цих двох змінних необхідно додатково досліджувати інші аспекти функціонування країни. Розраховане значення F-критерія ($Prob > F = 0,0029$) свідчить про значимість коефіцієнтів у побудованій моделі. Метрики адекватності для лагових моделей Алмона представлені в таблиці 2.10.

Таблиця 2.10 – Показники адекватності та якості побудованих моделей з лагом 2 по методології Алмона

Показник	Модель		
	По якості влади	По стабільності	По якості влади та стабільності
R^2	0,725	0,730	0,969
F	3,517	3,614	5,212
F -значимість	0,012	0,012	0,032

Побудовані моделі як на основі впливу кожного з двох факторів, так і при комплексній взаємодії на індекс СРІ визначені адекватними та якісними за основними статистичними критеріями. F -показник для всіх трьох моделей менше 0,05, що підтверджує значимість статистики R^2 .

Аналогічні показники адекватності для моделей з лагом 3 представлені в таблиці 2.11.

Таблиця 2.11 – Показники адекватності та якості побудованих моделей з лагом 3 по методології Алмона

Показник	Модель		
	По якості влади	По стабільності	По якості влади та стабільності
R^2	0,864	0,961	0,980
F	6,353	25,273	10,581
F -значимість	0,018	0,012	0,017

По моделям з лагом у 3 роки також підтверджується адекватність та якість отриманих результатів, а це означає, що трактування моделей допустимі для розгляду у контексті дослідження зміни індексу корупційного сприйняття для України.

Завдяки обчисленням коефіцієнтів по розрахованим моделям були отримані такі показники ефектів, які показані в таблиці 2.12 відповідно до методології лагових моделей Алмона.

Значення показують, чи матиме ефект зростання окремого показника чи їх комплексу на 1 пункт у поточному моменті часу на підвищення показника сприйняття корупції CPI через 2 та 3 роки.

Таблиця 2.12 – Розраховані значення та трактування лагових ефектів

Модель індексу CPI	Розрахований кінцевий результативний показник	
	3 лагом 2	3 лагом 3
По фактору якості влади		
Значення	-0,291	-0,577
Трактування	Не створить значного ефекту через 2 роки.	Не створить значного ефекту через 3 роки.
По фактору стабільності		
Значення	-0,163	-0,222
Трактування	Не створить значного ефекту через 2 роки.	Не створить значного ефекту через 3 роки.
По факторам якості влади та стабільності		
Значення	1,087	-0,347
Трактування	Створить ефект через 2 роки (підвищення індексу на 1 бал).	Не створить значного ефекту через 3 роки.

Таким чином, лаговий вплив на показник індексу сприйняття корупції по кожному фактору окремо не дає особливого результату через 2 роки. Тобто покращення кожного окремого показника не матиме великого впливу на загальний індекс. Проте, якщо розглядати дані фактори разом, то лаговий ефект прослідковується. Щодо моделей з лагом у 3 роки, то зміна до підвищення індексу CPI не виявляється.

Такі результати можуть означати, що будь-які коливання, що відбуваються в державі по показнику якості влади та політичної стабільності мають короткостроковий ефект у 2 роки на збільшення числового вираження індексу.

В Україні така ситуація спричиняється у більшій мірі коливанням індексу стабільності через різного роду політико-соціальні події, наприклад, 2011-2012 року відбулися теракт у Дніпропетровську, скандальні вибори до парламенту, судові справи Ю.Тимошенко та Ю.Луценка; потім відбулася часткова

стабілізація ситуації на 2013 рік, і з 2014 року – різкий упадок показника стабільності в країні через події Майдану, зміни влади та війни на сході, яка триває й на сьогоднішній момент. Тому, по-суті, кожні 2-3 роки стаються зміни, які по загальному рахунку знижують той позитивний ефект, який накопичився через стабілізацію стану країни у попередні 2-3 роки, і це, в свою чергу, відбивається на значенні індексу СРІ.

Переводячи дослідження на міжнародний рівень та досліджуючи директивні іноземні інвестиції, як один з економічних показників розвитку країн, виявилось, що фактор корупції не відіграє вагомий вплив на їхні обсяги, поступаючись в ефектах іншим розглядуваним факторам.

Такі результати підтверджуються посередньо-допустимим значенням $R^2=0,569$ та розрахованим значенням F-критерія ($Prob > F = 0,000$), що свідчить про значимість відібраних факторів ВВП країн, пропускну здатності мережі та показника фіскальної політики як одних з основних, що впливають на інвестиційну привабливість, але враховуючи описову якість – їх є недостатньо для більш точного та розгорнутого аналізу. Тому, при наступних удосконаленнях дослідження та підходу слід доповнювати перелік змінних новими, та відслідковувати їх впливи на інвестиційну привабливість країн в комплексі.

В той же час, досить несподіваним виявився негативний вплив на привабливість країн з точки зору аналізу індексу фіскальної політики. Тобто, при зростанні даного показника в країні, її прямі іноземні інвестиції зменшуються. Це може бути пов'язано з тим, що країни з високим фіскальним показником мають досить жорстку податкову політику, яка часто не влаштовує країни-інвестори, тому й інвестованих грошових ресурсів буде надаватися менше.

Динаміку розрахованих індексів привабливості на основі використаної гравітаційної моделі показано на рисунку 2.8.

Динаміка інвестиційної привабливості країн Європи
за 2013-2017 роки

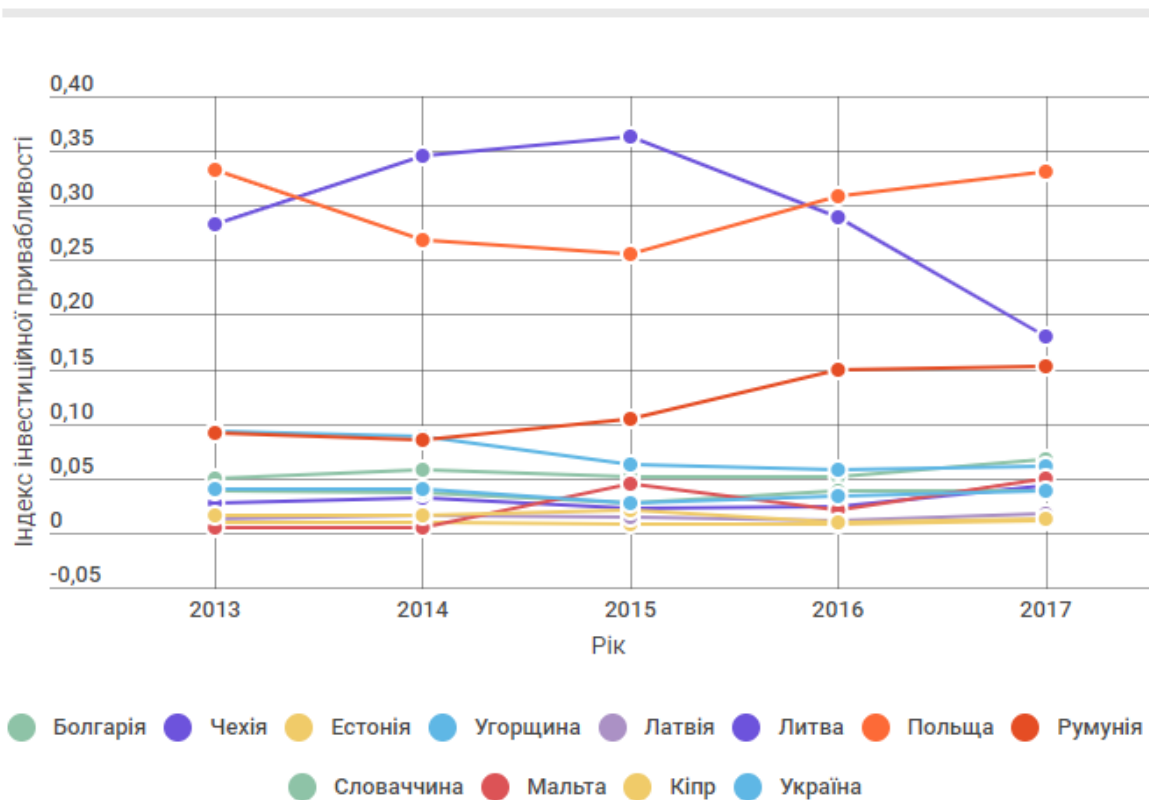


Рисунок 2.8 - Динаміка інвестиційної привабливості країн Європи
за 2013-2017 роки

Співставлення отриманих індексів (табл. Ж.6) з реальними обсягами прямих іноземних інвестицій та їх динамікою (рис. Ж.2), підтвердили, що найбільш привабливими є Польща та Чехія, при чому остання зараз уже втрачає до себе інтерес країн-інвесторів. Також значні інвестиції вкладають в Румунію (яка за останні кілька років підняла свій індекс привабливості), Угорщину і Болгарію. Цікава ситуація з Мальтою – з 2014 року, коли її показник пропускну́ї здатності дуже сильно зріс, інтерес до інвестицій в цю країну також значно збільшилися. Щодо України – після 2014 року індекс привабливості дещо знизився, але країна залишається стабільно середньо-привабливою для

інвестицій. Найменш привабливими з інвестиційного розрахунку індексу є Естонія та Латвія.

По визначеним значущим факторам з розрахованих моделей фіксованого та рандомного ефектів за допомогою тесту Хаусмана була прийнята гіпотеза про існування фіксованого ефекту. Такий вибір статистично підтверджений значенням $Prob > chi^2 = 0,0001$, бо за методологією трактування тесту, при значенні показника менше 0,05 приймається нульова гіпотеза існування фіксованості впливів. Це означає, що дія значущих факторів, а саме пропускну здатності мережі, обсягів ВВП країн та індексу фіскальної політики залишаються важливими (фіксованими) при розгляді інвестиційної привабливості країн інвесторами протягом усього досліджуваного періоду в 5 років.

У загальному підсумку, усі розраховані індекси та моделі підтвердили допустиму адекватність та якість по ключовим метрикам статистик, проте, підхід необхідно удосконалювати та розширювати за рахунок нових змінних для підвищення описової якості результатів. Таким чином, порівневий аналіз корупції через загальний обсяг злочинів, просторові ефекти, регресійний та лаговий аналіз, а також реалізація гравітаційної моделі для країн Європи по обсягам закордонних інвестицій дозволили створити досить комплексне представлення підходів до загального розуміння та впливів цього явища та його впливів.

3. ОЦІНКА РІВНЯ ВТРАТ ЕКОНОМІКИ УКРАЇНИ ВІД НЕЗАКОННИХ ДІЙ ЕКОНОМІЧНИХ АГЕНТІВ

3.1 Оцінювання рівня втрат державного бюджету України від незаконних дій суб'єктів господарювання

Нині тінізація економіки тобто незаконні дії одних економічних суб'єктів приносять значної шкоди іншим суб'єктам економічної діяльності та державі загалом. Так, упродовж лише I кварталу 2018 року відповідальними органами Держаудитслужби було проведено 439 заходів фінансового контролю і виявлено порушення, які призвели до втрат ресурсів на суму 561,5 млн. грн, причому 420,2 млн. грн з них були втрачені при використанні ресурсів держави [49].

Заради покращення власного добробуту економічні агенти починають активно працювати в тіньовій економіці. Наприклад, населенню забезпечується неофіційне працевлаштування, а підприємцям – неофіційна робоча сила. Працівники отримують заробітну плату повністю або частково в «конвертах», цим самим зменшуючи рівень свого доходу. Зменшений рівень доходу означає зменшення суми сплаченого податку на доходи фізичних осіб (18%). Роботодавці в свою чергу економлять на сплаті єдиного соціального внеску (22%) [50]. Саме тому чим більше незаконно працюючих, тим більший рівень тіньової економіки, і тим більші втрати державного бюджету має країна. Все вищезазначене є частковими прикладами які не повністю характеризують реальну ситуацію. Тому для ефективної протидії незаконній діяльності важливим фактором є оцінка рівня державних втрат від тіньової економіки. Оскільки розрахувати точний рівень збитку дуже важко, або навіть неможливо

через недостатність статистичних даних та прихований характер незаконної діяльності, потрібно визначити рівень тіньової економіки у країні .

Дослідження причин, форм та наслідків тінізації економіки займалися такі вітчизняні та закордонні вчені, як: І. І. Мазур, М. Я. Азаров, В. І. Антипов, О. І. Барановський, З. С. Варналій, С. Й. Кравчук, В. М. Попович, С. П. Позняков, В. А. Предборський, І. Клямкін, В. Кулікова, Т. Корягіна, Л. Тимофєєв, М. Єгоров; Г. Гросман, А. Ділтон, В. Патрізі, Е. Фейг, А. Френз, К. Баджада, Ф. Шнайдер та інші.

Так, Мазур І.І. визначає, що «тіньова економіка – це система відносин між економічними суб'єктами, яка самоорганізується, охоплює всі стадії процесу суспільного виробництва з метою отримати економічну вигоду, результати якої або способи досягнення за різних причин або підміняються, або зменшуються, або повністю приховуються як від безпосередніх учасників, так і від закону» та що тіньова економіка існує як складова в економіці будь-якої країни, яка не вписується в узаконені уявлення про норму взаємодії економічних суб'єктів, яка об'єднує якісно різні види діяльності – повністю або частково не підпорядковані формальним нормам господарювання, не закріплені контрактами та незафіксовані статистичним обліком [51].

Крістофер Баджада та Фредерік Шнейдер [52] зазначають, що тіньова економіка служить інструментом, за допомогою якого економічні агенти можуть уникнути законодавства та перевірок уряду.

Отже, під тіньовою економікою доцільно розглядати як складне та суперечливе явище господарювання, економічні агенти якого мають на меті отримати економічну вигоду шляхом уникання сплати податків та приховування від закону.

Звертаючись власне до економічного ефекту, П.В. Пірникоза та В. Поворозник вважають, що втрати державного бюджету від незаконних дій економічних агентів відбуваються саме через тіньову економіку [53].

Ангела Бочі зазначає, що зменшення обсягу реального ВВП призводить до зменшення дохідної частини бюджету країни. У свою чергу, це призводить до погіршення життя підприємців та найманих працівників, тобто економічних агентів.

Проаналізувавши вітчизняний та зарубіжний досвід залишається невизначеним який саме метод оцінки рівня тіньової економіки використовувати та чи залишається раціональним застосування даних методів визначення рівня тіньової економіки в сучасних умовах розвитку України. Наявні методи дозволяють оцінити приблизний рівень тіньової економіки, але не оцінити рівень втрат державного бюджету виходячи з наявного рівня тіньової економіки.

Процеси, які формують тіньову економіку країни є основною причиною втрат державного бюджету. До наймасштабніших фінансових порушень відносять: ненарахування надходжень до бюджету (131,1 млн. грн у I кварталі 2018), списання грошових коштів на видатки без власне отримання товару чи виконання робіт (77,5 млн. грн у I кварталі 2018), незаконні виплати у вигляді компенсацій, пільг, субсидій, пенсій для фізичних осіб (50 млн. грн у I кварталі 2018), різного роду недостачі матеріальних цінностей (32,6 млн. грн у I кварталі 2018) та проведення незаконних виплат по заробітній платі (23,5 млн. грн у I кварталі 2018) [49].

Інтегральний показник рівня тіньової економіки за розрахунками Міністерства економічного розвитку України у I кварталі 2018 року склав 33% від валового внутрішнього продукту (рисунок 3.1). У I кварталі 2018 року ВВП склав 700,431 млрд. грн, отже оцінюваний розмір тіньової економіки за даний період можна оцінити 231,142 млрд. грн, з яких 561,5 млн. грн було визначено у ході перевірок органами державної аудиторської служби. З приведенного аналізу можна зробити висновки про те, що владні органи не в змозі виявити під час

перевірок всі порушення – неможливо перевірити всі економічні суб'єкти на випадок порушень [55].

Для вирішення даної проблеми було запропоновано різні підходи до визначення рівня тіньової економіки.

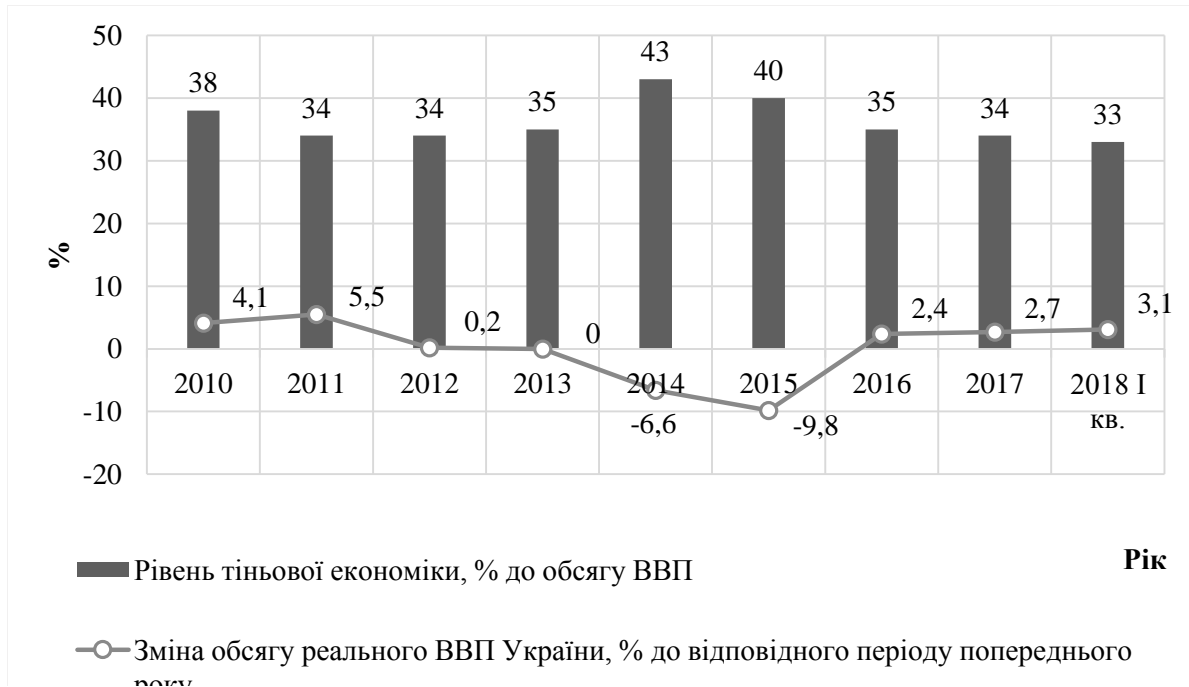


Рисунок 3.1 – Інтегральний показник рівня тіньової економіки в Україні і темпи приросту/зниження рівня реального ВВП

Джерело: Держстат, розрахунки Мінекономрозвитку [49]

Загальнодержавні методи оцінювання тіньової економіки умовно можна розподілити на мікро- та макрометоди.

Мікрометоди – це методи оцінки тіньової економіки, які передбачають збір інформації шляхом спеціальних обстежень, опитувань та їх аналізі відповідно до вимог законодавства. Вони дозволяють вивчити структуру тіньової економіки, використовуючи базові статистичні дані. Мікрометоди використовуються для виявлення розбіжностей між доходами і витратами окремих груп платників податків, а також для характеристики окремих аспектів тіньової діяльності.

Основним недоліком мікрометодів, як зазначає С. Новик [56, с. 27], є те, що використання цих методів зазвичай призводить до заниження оцінок розмірів тіньової економіки у зв'язку з умисним приховуванням інформації респондентами та іншими причинами.

Перевагою даного виду методів є забезпечення найбільш повної реєстрації тіньових економічних явищ для узагальненої характеристики процесу на основі виявлення і вивчення статистичних закономірностей, а також можливість уникнути ускладнень при зведенні досліджуваних показників.

Макрометоди – це методи оцінки тіньової економіки, спрямовані на забезпечення більш повної реєстрації тіньових економічних явищ, виявлення і вивчення масових статистичних закономірностей.

Перевагою макрометодів є інформативність, адже у процесі оцінки є можливість отримати більш точні дані про масштаби тіньової економіки шляхом порівняльного аналізу отриманої інформації про окремі фактори або явища. Така інформація дає уявлення про відносні масштаби й тенденції поширення тіньової діяльності в рамках певної групи досліджуваного предмета, яке потім можна екстраполювати на весь досліджуваний об'єкт.

Однак варто зауважити, що макрометоди також мають ряд недоліків. Зокрема, до них відносять відомості показників, а також вплив на показники різних чинників, які не мають ніякого відношення до тіньової економіки [5857, с. 182]. З огляду на факт наявності великої кількості різних методів оцінки рівня тіньової економіки, урядом кожної країни самостійно визначаються методи, на основі яких проводиться розрахунок обсягів тіньового сектора економіки.

Варто зазначити, що на сьогодні в Україні використовується дві офіційні методики оцінки рівня тіньової економіки: методика Державної статистичної служби України та методика Міністерства економічного розвитку і торгівлі. Методика визначення обсягів тіньової економіки, яку використовує Держкомстат України, ґрунтується на принципах Програми розвитку системи

національних рахунків, яка є концептуальною основою для статистичного узагальнення, оцінки та аналізу показників соціально-економічного розвитку держави [58, с. 50]. Хоча дана методологія і узгоджена з міжнародними стандартами, однак розраховані значення показника рівня тіньової економіки сприймаються експертами дещо занижена. Крім того, даний показник не використовується в міжнародних порівняннях.

Згідно Міністерства економіки України, наказу «Про затвердження методичних рекомендацій розрахунку рівня тіньової економіки», мають місце бути наступні методи оцінювання тіньової економіки:

1. Електричний метод.

Щоб визначити рівень тіньової економіки за електричним методом, необхідно порівняти показники внутрішнього споживання електроенергії та приріст ВВП. Якщо приріст внутрішнього споживання електроенергії перевищує приріст ВВП, то на підставі поданого результату ми можемо вважати, що електроенергія застосовується у виробництві тіньової економіки. Проте є допустимим однаковий приріст поданих показників.

Наведений метод вважається вірним за наявності незмінного технологічного рівня виробництва, стабільного виробництва товарів та надійної праці, що для сучасного рівня розвитку України є не зовсім коректним.

Також необхідно пам'ятати, що через науково-технічний прогрес зростає різниця між індексами переміни ВВП та переміни внутрішнього використання економічними суб'єктами електроенергії в разі вкладення грошей в енергоефективні проекти та енергозберігаючі заходи.

Поданий метод розраховується за даними кожного року один раз на рік.

Рівень тіньової економіки за поданим методом можна знайти за допомогою наступного алгоритму (за базовий період прийнято 1990 рік):

1) отримати різницю між індексом зміни внутрішнього споживання електроенергії в аналізованому періоді, до базового періоду і індексом зміни ВВП в аналізованому періоді, до базового періоду;

2) визначити частку від отриманого значення з першого пункту та індексом зміни ВВП в аналізованому періоді, до базового періоду;

3) розрахувати добуток між значенням із другого пункту і числом 100.

Розраховане значення тіньової економіки за даним методом у I кварталі 2018 року склало 29%, динаміка за декілька років приведена на рисунку 3.2.

2. Метод «витрати населення – роздрібний товарооборот».

Метод «витрати населення – роздрібний товарооборот» базується на обчисленні збільшеної кількості грошових затрат народу понад норми на купівлю товарів над валовим діапазоном продажу населенню товарів усіма економічними агентами у законній сфері економіки.



Рисунок 3.2 – Рівень тіньової економіки за електричним методом, у % до офіційного ВВП

Джерело: Держстат, розрахунки Мінекономрозвитку [49]

Поданий метод використовується для обчислення макроекономічних показників тіньової економіки.

Відомості, що стосуються затрат груп фізичних осіб шляхом дослідження умов життя домогосподарств на добровільній основі, а відомості щодо загальної кількості продажу економічним агентам товарів усіма суб'єктами господарювання - шляхом збору обов'язкових статистичних відомостей.

Рівень тіньової економіки за цим методом можна знайти за допомогою наступного алгоритму (базисом виміру грошових одиниць брати мільйони гривень):

1) знайти різницю між витратами населення на придбання товарів та послуг у поточному періоді і соціальними трансфертами в аналізованому періоді;

2) знайти різницю між даними з першого пункту і вартістю спожитої продукції, отриманої з особистого підсобного господарства та від самозаготівель, в аналізованому періоді;

3) визначити частку від даних по другому пункту і споживчими грошовими витратами домогосподарств на придбання товарів і послуг в аналізованому періоді.

У таблиці 3.1 наведено порівняння розрахунку рівня тіньової економіки за чинною та новою редакцією методичних рекомендацій.

Таблиця 3.1 – Рівень тіньової економіки за чинною та удосконаленою редакцією методу «витрати населення – роздрібний товарооборот», % від обсягу офіційного ВВП

Рік	Витрати населення – роздрібний товарооборот (чинні методичні рекомендації)	Витрати населення – роздрібний товарооборот + послуги (нова редакція)
2010	44	34
2011	48	48
2012	46	49
2013	51	57
2014	58	65

Продовження таблиці 3.1

2015	57	60
2016	51	56
2017	47	55
2017 I кв.	53	61
2018 I кв.	48	57

Джерело: Держстат, розрахунки Мінекономрозвитку [49]

3. Фінансовий метод

Фінансовий метод визначення тінізації економіки ґрунтується на обчисленні тенденції переміни відношення вартості товарів і робіт, які використовуються у виробництві, та сукупним доходом економічних суб'єктів загалом у країні.

Є допустимим, що про зростання схильності тіньової економіки засвідчує збільшення частки вартості товарів і робіт, задіяних у процесі виробництва, відносно загального доходу підприємств у часі.

Базисним проміжком розрахунку рівня тіньової економіки за фінансовим методом є 2003 рік, який становить 33 відсотки.

Рівень тіньової економіки за поданим методом обчислюється за поданим алгоритмом:

1) розрахунок зміни частки вартості товарів та робіт, використаних у процесі виробництва, у загальному доході підприємств (у періоді, що аналізується, до аналогічного періоду попереднього року);

2) оцінка впливу зміни співвідношення вихідних-вхідних цін у економічній діяльності;

3) розрахунок рівня прихованих доходів.

4. Монетарний метод

Монетарний метод базується на знаходженні зміни відношення загальної кількості наявних при собі грошей до банківських депозитів у проміжку, над яким проводиться аналіз, до базисного періоду (1991 рік.)

Припускається, що:

- 1) при здійсненні незаконних купівель економічними агентами товарів та робіт проводяться з використанням готівки, що пояснює збільшення попиту на наявні при собі гроші в обігу, що обертаються поза банками;
- 2) швидкість обігу грошей як в законній, так і в незаконній економічній діяльності однакова;
- 3) базовим вважається період, у якому рівень тіньової економіки був найменшим;
- 4) у базовому періоді рівень тіньової економіки дорівнює нулю.

Рівень тіньової економіки за методом Гутманна в аналізованому періоді, розраховується за допомогою наступного алгоритму:

- 1) знайти різницю між числом 1 та показником відношення обсягу депозитів до грошового агрегату в періоді, що аналізується;
- 2) визначити частку між даними з першого пункту та показником відношення обсягу депозитів до грошового агрегату в аналогічному періоді попереднього року.

Порівняння динаміки розрахованого рівня тіньової економіки за чинною та удосконаленою редакцією монетарного методу приведена у таблиці 3.2.

Таблиця 3.2 – Рівень тіньової економіки за чинною та удосконаленою редакцією монетарного методу, % від обсягу офіційного ВВП

Рік	Монетарний (чинні методичні рекомендації)	Монетарний (нова редакція)
2010	30	45
2011	26	41
2012	24	37
2013	23	36
2014	33	40
2015	30	40
2016	26	40
2017	24	38
2017 I кв.	26	37
2018 I кв.	25	38

Джерело: Держстат, розрахунки Мінекономрозвитку

5. Метод збитковості підприємств

Метод збитковості підприємств обґрунтовується розрахунком граничних найменшого та найбільшого коефіцієнтів незаконної економіки як частки ВВП, у межах яких перебуває рівень тіньової економіки.

При застосуванні поданого методу використовуються наступні гіпотези:

1) усі збиткові підприємства за офіційними статистичними даними фактично є прибутковими, що вважається завищенням обсягів тіньової економіки. Рентабельність поданих підприємств дорівнює рентабельності прибуткових підприємств у періоді, що аналізується.

2) відношення витрат збиткових та прибуткових підприємств тотожне співвідношенню кількості таких підприємств.

Граничний максимальний коефіцієнт тіньової економіки обчислюється з урахуванням припущення, що всі прибуткові підприємства відображають у звітах лише невикривлені дані, а всі збиткові підприємства приховують весь обсяг валової доданої вартості виробленої ними продукції, а не тільки прибуток [59].

Найбільше значення надає метод «витрати населення – роздрібний товарооборот» (48% від ВВП у I кварталі 2018 року). Але, виходячи із специфіки методу – розраховується на основі даних продажу товарів з легального сектору економіки, метод по суті охоплює лише ту частину тіньової економіки, яка стосується нелегальних доходів населення. На нашу думку даним методом доцільніше розраховувати питому вагу незаконних дій населення у загальному обсязі тіньової економіки.

З іншого боку за фінансовим методом вважається що підприємства завищують собівартість власного виробництва, тим самим зменшуючи фінансовий результат і як наслідок надходження до державного бюджету. Даний метод оцінює тіньову економіку лише зі сторони суб'єктів господарювання.

Метод збитковості підприємств у свою чергу є логічним для випадку рівномірного росту економіки. В Україні останніми роками спостерігається нестабільність розвитку економіки. Через це припущення про те, що всі збиткові підприємства є фактично прибутковими, але занижують обсяги своїх доходів, не може бути основою для визначення рівня тіньової економіки. За даними Державного комітету статистики з 2015 по 2016 рік кількість підприємств скоротилась на 108788 одиниць (5,5%), тобто реалії підприємництва в країні говорять про те, що більшість офіційно збиткових підприємств насправді такими є.

Порівняння розрахунків за різними методами приведено у таблиці 3.3.

Таблиця 3.3 – Динаміка рівня тіньової економіки за окремими методами, % від обсягу офіційного ВВП

Рік	Рівень тіньової економіки, % до обсягу офіційного ВВП	Метод витрати населення – роздрібний товарооборот	Монетарний метод	Метод збитковості підприємств	Електричний метод
2010	38	44	30	30	37
2011	34	48	26	25	30
2012	34	46	25	27	20
2013	35	51	24	27	31
2014	43	58	32	31	39
2015	40	57	30	26	35
2016	35	51	27	22	31
2017	34	50	24	24	30
2018 I кв.	33	48	26	22	30

Джерело: Держстат, розрахунки Мінекономрозвитку [49]

Таким чином, проаналізувавши явище тіньової економіки та основні методи визначення її рівня, ми можемо зробити висновок, що наявні методики розрахунку рівня втрат державного бюджету від незаконних дій економічних агентів є недосконалими і потребують подальшого покращення. На підставі приведених даних видно, що через велику масштабність виробництва в тіньовій

економіці неможливо точно порахувати втрати, які несе держава з власного бюджету.

3.2 Оцінювання впливу зовнішньоекономічних зв'язків України з країнами-партнерами з позиції фінансового зараження національної економіки

Одним із ключових джерел підвищення рівня розвитку національної економіки є наявність стійких торгівельних, виробничих та фінансових зв'язків з іншими країнами світу. Враховуючи високий рівень відкритості економіки України відносно зовнішньоекономічної діяльності, то дані процеси роблять економіку уразливою та залежною від зовнішніх впливів. У зв'язку з цим будь-які кризові явища у міжнародній економіці обмежують можливості стабільного розвитку національної економіки.

Питання зовнішньоекономічної діяльності України та механізмів її регулювання широко розглядається в роботах І.В.Пелипась [47], Г.І.Шимановича [47], Р.Кирхнера [47], А. Ф.Мельника [46], Т. Л.Вишинської [40], Ю.М.Лелюка [43], А. А.Мазаракі [45], О. В.Єлісеєнко [42], І. Г. Лук'яненко [44] М. Ю. Головкиної [41]. Варто відзначити, що незважаючи на широке висвітлення теоретичних та практичних аспектів проведення зовнішньоекономічної політики, проте достатньо уваги приділено аналізу стійкості національної економіки, тобто її вразливості до непередбачуваних та несприятливих подій з боку основних країн-партнерів по зовнішньоекономічній діяльності.

У рамках дослідження передбачено визначити ступінь чутливості національної економіки до змін в економічному розвитку країни-партнера по зовнішньоекономічній діяльності шляхом побудови імпульсних функцій відгуку.

У сучасних умовах зовнішньоекономічні зв'язки є невід'ємною складовою ефективного та стабільного розвитку національної економіки. Стан зовнішнього

сектору будь-якої країни визначається економічним "тиском" як з боку інших країн – партнерів або конкурентів на світовому ринку, так і зі сторони власного внутрішнього ринку. Така дуалістична залежність зумовлює високий рівень волатильності у відносинах із країнами-учасниками зовнішньоекономічної діяльності та у різних видах економічної діяльності всередині країни – передусім експортоорієнтованих чи імпортозалежних [45]. Під механізмом зовнішньоекономічного зв'язку слід розуміти різний ступінь взаємодії між країнами-партнерами задля отримання кожною визначених економічних благ. Вплив глобальних тенденцій світової економіки на Україну є досить неоднозначним в плані розгляду різних видів зовнішньоекономічних зв'язків. Як наслідок, такі зв'язки можуть нести в собі ризики, пов'язані з залежністю української економіки від країн-партнерів, особливо в кризових умовах.

З одного боку залучення іноземних інвестицій дає змогу покращити розвиток експортного потенціалу і зменшити рівень залежності від імпорту, а з іншого – інвестиційна діяльність несе потенційну загрозу зниження рівня конкурентоспроможності вітчизняних товаровиробників та посилення залежності від іноземного капіталу. Значний стримуючий вплив на український експорт справляє комплекс ендогенних і екзогенних факторів, серед яких можна виокремити найважливіші: низька конкурентоспроможність вітчизняної промислової продукції, штучне стримування курсу гривні, випереджальне зростання цін, збереження елементів дискримінації українських експортерів за кордоном [42]. Різниця очікуваного та дійсного ефекту від зовнішньоекономічної діяльності є колосальною, тому велика увага приділяється питанню фінансової безпеки національної економіки.

Структура фінансового зараження ускладнюється задачами виміру та управління ризиками. Внаслідок цього фінансове зараження національної економіки не можна визначити, використовуючи лише інструменти

моделювання, необхідно дослідити різницю між модельованими результатами та фактичними величинами.

Слід зазначити, що поняття економічних ризиків не охоплює лише ті ризики, виникнення яких призводить до грошових збитків. Воно включає також ризики, що спричиняють збитки неекономічної природи, які можна прямо або опосередковано оцінити в грошовій формі. Виділення існуючих загроз за кожним видом економічного ризику передбачає розробку моделі, попереджаючої про можливі наслідки.

Для того, щоб визначити список країн, від яких Україна є найбільш економічно залежною, розглянуто показники географічну структуру експорту й імпорту товарів та послуг, а також іноземних інвестицій за 2010 – 2016 рр.

У відповідь на встановлені двосторонні санкції та обмеження торгівлі з Росією відбулася переорієнтація українського експорту товарів та послуг на європейські ринки збуту. Так, за даними Державної служби статистики України протягом 2010-2016 рр. частка експорту вітчизняних товарів до Росії зменшилася з 26,1% до 9,9% від загального обсягу, тоді як зріс продаж товарів до Італії (з 0,005% до 5,307 %), Польщі (з 0,033% до 6,050%), Німеччини (з 0,003% до 3,915%) тощо. У 2016 р. 31,2% загального обсягу експортованих послуг припадало на Росію, що на 12,7 процентних пункти менше, ніж у 2010 р. Водночас збільшився обсяг експорту товарів до Польщі (з 0,1 млн дол. США у 2010 р. до 2,2 млн дол. США у 2016 р.), Кіпру (з 0,3 млн дол. США у 2010 р. до 2,4 млн дол. США у 2016 р.).

У 2016 р. в Україні 10,6 % імпорту послуг припадало на Велику Британію, 9,4% – на Росію та 6,8% – на Німеччину. Обсяг та структура імпорту товарів до України також зазнала суттєвих змін: збільшився обсяг продажу товарів з Німеччини, Італії, Угорщини, Польщі. Найбільша частка іноземних інвестицій в Україну станом на кінець 2016 р. належить Нідерландам (18,7% від загального обсягу), Німеччині (15,1%), Великій Британії (5,6%), Австрії (4,2%).

Враховуючи тенденції та частку кожної окремої країни в структурі зовнішньоекономічного обороту України встановлено, що Росія, Велика Британія, Німеччина та Польща є основними країнами-партнерами України. У рамках даного дослідження запропоновано визначити ступінь впливу країн-партнерів на національну економіку України шляхом аналізу показників, що характеризують стан економічного розвитку країни, а саме – ВВП, індекс споживчих цін, фондовий індекс та обмінний курс. Для проведення дослідження обрано модель імпульсних шоків шляхом побудови векторної авторегресії, яка демонструє зміну показників, що розглядаються у відповідь на збільшення чи зменшення відповідних показників країн-партнерів. Згідно з підходом «імпульс — розповсюдження», при якому економіка стикається із великою кількістю імпульсів, які дають поштовх циклічним коливанням. Поширення цих коливань повинно мати затухаючий характер. Але, оскільки подібних імпульсів багато, то економічна система, відчуваючи постійні зовнішні поштовхи, опиняється в ситуації, що характеризується постійними циклічними коливаннями різної сили та тривалості [43].

Для побудови моделі імпульсних шоків для України використано програму EViews. Для цього спочатку було обрано стандартну VAR модель для аналізу України і країн-партнерів – Росії, Німеччини, Польщі та Великої Британії, що включає набір релевантних змінних – темп ВВП, темп індексу споживчих цін, фондовий індекс та обмінний курс, які було попередньо стандартизовано. Вхідні змінні, які використовуються для дослідження ступеня передачі зовнішніх шоків на розвиток національної економіки, представлено в табл. 3.4. Варто відзначити, що для дослідження впливу змін на ринку цінних паперів країн-партнерів на функціонування економіки України обрано наступні фондові індекси: індекс RTSI (Росія), індекс DAX (Німеччина), індекс FTSE (Великобританія), індекс WIG (Польща).

На основі оцінених моделей було здійснено побудову імпульсної функції відгуків.

Таблиця 3.4 – Опис вхідних даних для побудови моделі імпульсних шоків

Назва змінної	Період дослідження	Кількість спостережень	Одиниці вимірювання	Можливі значення	Умовне позначення
Темп зростання ВВП	1991 - 2016	26	%	$(-\infty; \infty)$	GDP
Темп зростання інфляції	1993 - 2016	24	%	$(-\infty; \infty)$	Inflation
Обмінний курс	1993 - 2016	24	грн / руб / злотий	$[0; \infty)$	Exchange_rate
Фондовий індекс	11.12 – 10.17	60	грн / руб / злотий / \$	$[0; \infty)$	RTSI / DAX / FTSE / PFTS / WIG

На рисунку 3.3 відображено реакцію макроекономічних показників в Україні на шоки, спричинені зміною економічної кон'юнктури в Росії, а саме ВВП, індексу споживчих цін, обмінного курсу та фондового індекса.

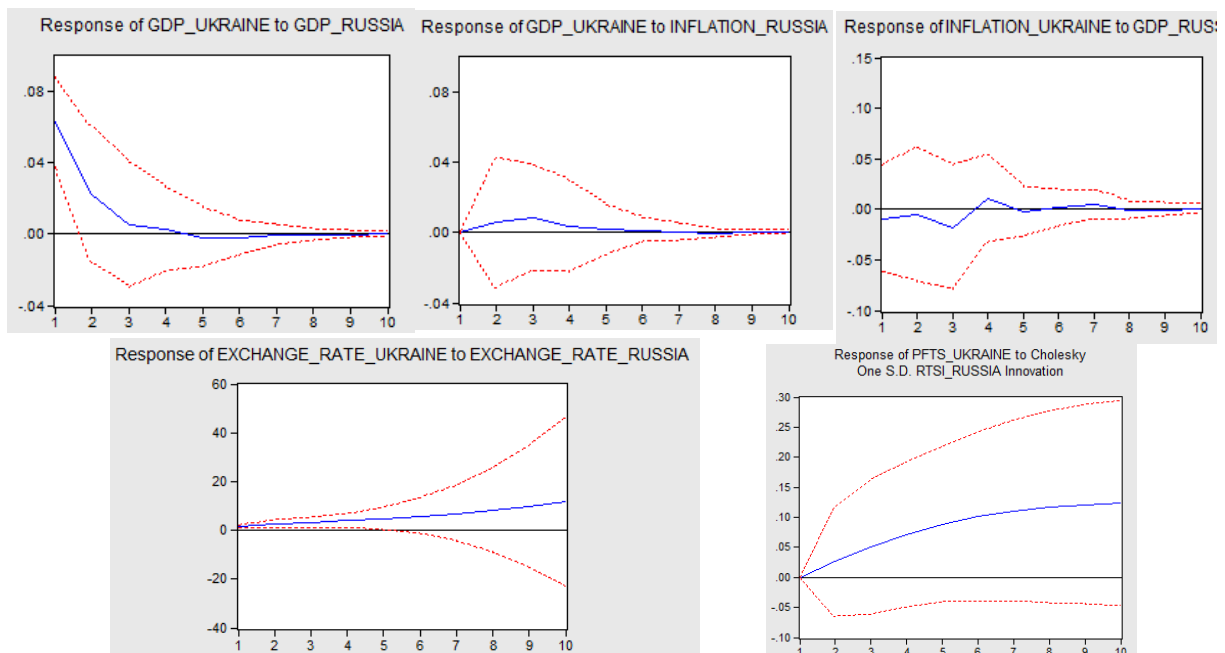


Рисунок 3.3 – Модель імпульсних шоків для України та Росії

Зниження обсягів валового внутрішнього продукту в Росії призводить до зниження сумарного обсягу виробництва товарів та послуг в Україні в перші 3 роки, а також незначних проявів у зміні рівня інфляції. Зростання загального рівня цін в Росії спричиняє незначне зростання обсягу валового внутрішнього продукту в Україні протягом перших 3 років, після чого відбувається спад до попереднього рівня. Знецінення російського рубля викликає поступове зростання обмінного курсу гривні. Щодо фондового індексу, то його збільшення в Росії веде до статистично значного зростання індексу ПФТС.

Вплив зовнішнього шоку з боку макроекономічних показників розвитку Польщі на стан економіки України представлено на рисунку 3.4.

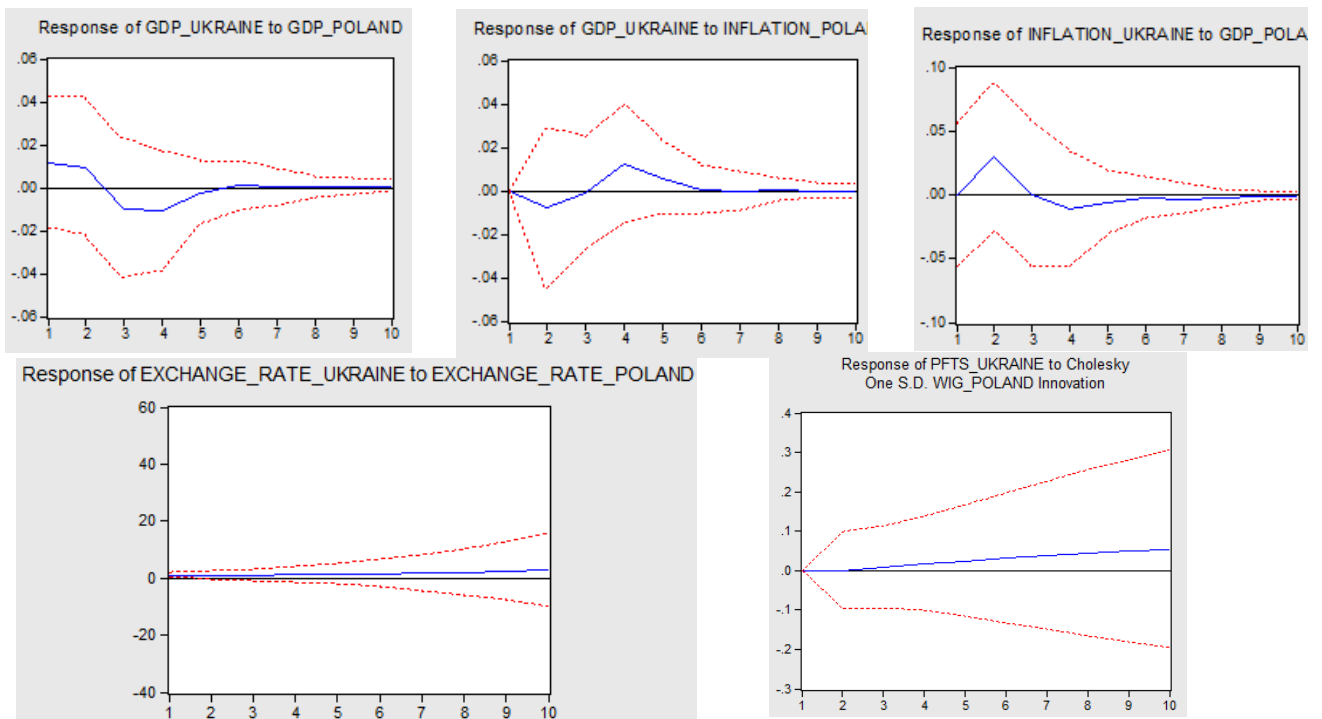


Рисунок 3.4 – Модель імпульсних шоків для України та Польщі

Отримані результати засвідчили, що падіння темпів приросту ВВП в Польщі призводить до зниження вартості виготовлених товарів та послуг в Україні протягом перших 4 років, після чого спостерігається незначне зростання і поступова стабілізація. Зростання рівня інфляції в Польщі спричиняє

коливання обсягів валового внутрішнього продукту в Україні в перші 6 періодів та викликає значний спад рівня споживчих цін в Україні на початку, після чого його значення повертається до попереднього рівня. Позитивний шок обмінного курсу в Польщі не впливає на обмінний курс в Україні. Аналогічно із фондовим індексом – спостерігається статистично незначне зростання цього ж показника в Україні.

Результати побудови функції імпульсного відклику, що характеризує взаємозв'язок між економічною ситуацією в Німеччині та Україні, предмтавлено на рисунку 3.5.

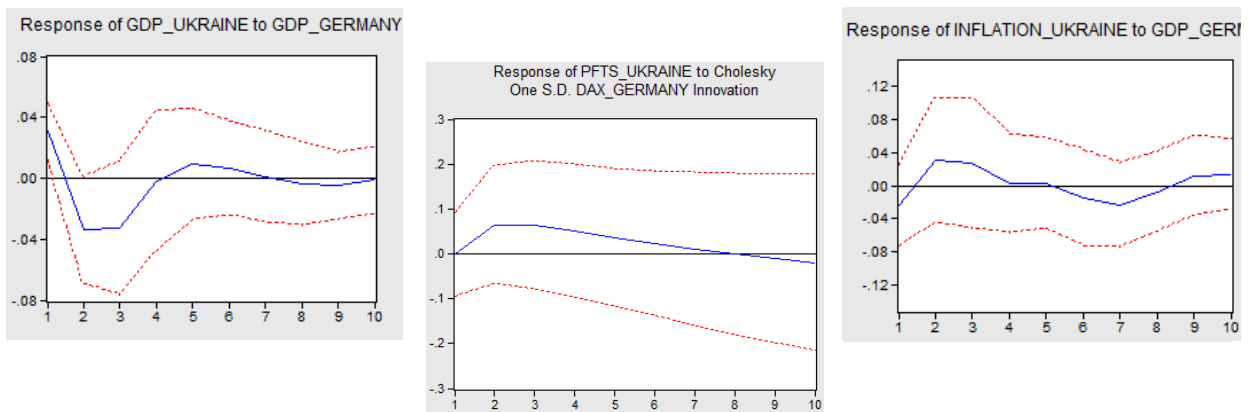


Рисунок 3.5 – Модель імпульсних шоків для України та Німеччини

Економічний спад у Німеччині (зниження обсягів ВВП) спричиняє стрімке падіння ринкової вартості усіх кінцевих товарів та послуг в Україні протягом перших двох років, після чого спостерігається відновлення макроекономічної ситуації в Україні. Зниження темпів інфляції в Німеччині призводить до зниження обсягів вітчизняного валового внутрішнього продукту в перші 3 роки, після чого починається зростання, яке переходить в незначні коливання. Підвищення рівня біржової активності в Німеччині призводить до зростання індексу ПФТС протягом 2 місяців, а в подальшому до поступового зменшення.

Графіки імпульсних відгуків у фінансово-економічному розвитку України на зовнішні шоки з боку економічного розвитку Великої Британії представлено на рис. 3.6.

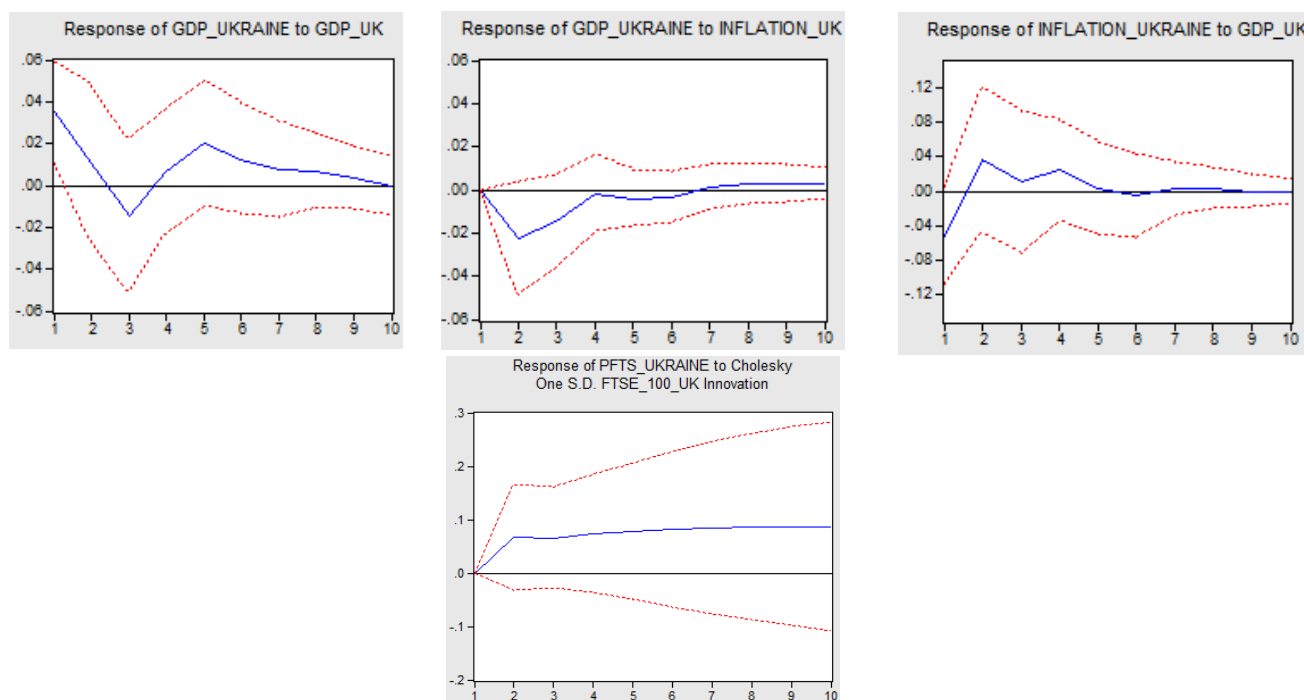


Рисунок 3.6 – Модель імпульсних шоків для України та Великої Британії

Падіння темпів приросту валового внутрішнього продукту Великої Британії спричиняє значне зниження обсягів виробництва товарів та надання послуг в Україні впродовж 3 років. При цьому рівень інфляції в Україні у відповідь на зміну ВВП Великої Британії зростає до 2 періода, після чого коливається і повертається до попереднього рівня. Падіння індексу споживчих цін в Британії викликає спочатку скорочення українського ВВП, потім зростання і згодом повернення до попереднього рівня. У відповідь на зростання фондового індекса FTSE спостерігається збільшення індексу ПФТС впродовж усього періоду спостережень.

У даному розділі проведено аналіз чутливості української економіки на шоки в економічному розвитку країн-партнерів. Для цього було використано модель імпульсних шоків, за допомогою якої проаналізовано реакцію змінних,

що характеризують економіку, таких як темп зростання ВВП, темп зростання індексу споживчих цін, обмінний курс та фондовий індекс. Отримані результати демонструють наступні закономірності: у відповідь на зменшення ВВП країн-партнерів відбувається очікуване зменшення обсягу вироблених товарів та наданих послуг в Україні, а також зростання індексу споживчих цін. Між рівнем інфляції у країнах-партнерах та Україні існує пряма залежність. Зі зростанням фондового індексу в інших країнах, індекс ПФТС демонструє значне зростання на всьому досліджуваному проміжку, однак у випадку з Німеччиною спостерігається зворотня реакція: зростання викликає поступове скорочення українського фондового індексу.

Таким чином, побудовані графіки демонструють істотну залежність економічного розвитку України від інших країн. Однак, оскільки зовнішньоекономічні зв'язки є запорукою прогресивного розвитку економіки України, то необхідно проводити моніторинг, прогнозування та попередження негативних тенденцій, що можуть виникати в процесах розвитку країн-партнерів, щоб зменшити ступінь їх впливу на національну економіку.

ВИСНОВКИ

Дослідження циклічної компоненти ризику легалізації кримінальних доходів здійснено на основі Базельського Індексу протидії відмиванню грошей за двома групами країн: розвинуті та з перехідною економікою. Проведено декомпозицію часового ряду оцінювання ризику легалізації кримінальних доходів шляхом фільтрації трендової та циклічної складових; формалізація трендової компоненти здійснена за допомогою інструментарію MS Excel «Додати лінію тренда»; оцінювання циклічної компоненти проведене за допомогою гармонійного Фур'є аналізу методом швидкого перетворення Фур'є; здійснена ідентифікація таких характеристик як пік, дно, тривалість циклу (у випадку його підтвердження), середня амплітуда фази та зміщення фази. Просторовий аналіз залежності між країнами проведений на базі кореляційного аналізу на базі інструментарію MS Excel Дані, Аналіз даних, Кореляція, в рамках якого розраховується лінійний коефіцієнт Пірсона. Проведена оцінка волатильності та персистентності часових рядів на основі показника Херста для фактичних даних та циклічних компонент.

Оцінювання корупції в Україні, як основного елементу стимулювання ризику відмивання коштів, отриманих злочинним шляхом, дозволили створити базисну основу для розробленого комплексу моделювання корупції на основі просторово-територіальних досліджень з використанням індексів Морана, регресійних та лагових моделей Алмона та модифікованої гравітаційної моделі.

У результаті, реалізований за допомогою програмного комплексу та перевірений на якість та адекватність по всім складовим частинам, підхід показав, що на обласному рівні до 2015 року існував просторовий зв'язок по кількостям зареєстрованих правопорушників, проте з 2016 ці ефекти перестали спостерігатися через низку соціально-політичних змін в Україні. Це

підтвердили і карти візуалізації зареєстрованих корупціонерів по кожному досліджуваному року.

Також було виявлено, що основними факторами, які впливають на показник сприйняття корупції на рівні всієї України є якість влади та політична стабільність. Розрахунки по базовій регресійній та лагових моделей Алмона показали, що покращення в аналізованих факторах мають короткостроковий ефект до двох років на підвищення показника CPI, після чого знову починається спад.

По приведеним теоретичним описам та практичним розрахункам на основі реальних даних, створений підхід дослідження корупції та його результати мають таргетований соціальний ефект, при якому розширюються межі розуміння корупції як комплексного явища.

Проаналізувавши явище тіньової економіки та основні методи визначення її рівня, можемо зробити висновок, що наявні методики розрахунку рівня втрат державного бюджету від незаконних дій економічних агентів є недосконалими і потребують подальшого покращення. На підставі приведених даних видно, що через велику масштабність виробництва в тіньовій економіці неможливо точно порахувати втрати, які несе держава з власного бюджету.

ПЕРЕЛІК ДЖЕРЕЛ ПОСИЛАННЯ

1. Nobanee, Haitham and Ellili, Nejla, Anti-Money Laundering Disclosures and Banks' Performance. *Journal of Financial Crime*, Vol. 25(1), 2017. URL: <https://ssrn.com/abstract=2970221> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2970221>
2. Methodological approach. URL: <https://index.baselgovernance.org/methodology>
3. Кроновец Р. М. Фракталы и хаос в динамических системах. Основы теории. Москва: Постмаркет. 2000
4. Dridi M. Corruption and Economic Growth: The Transmission Channels. *Journal of Business Studies Quarterly*, 2013. 4, № 4. P. 121-152. URL: https://mpira.ub.uni-muenchen.de/47873/1/MPRA_paper_47873.pdf
5. Ugur M. Corruption and economic growth: A meta-analysis of the evidence on low-income countries and beyond. University of Greenwich, 2011. P.44. URL: <https://ideas.repec.org/p/pramprapa/31226.html>
6. Демидова О. А. Пространственно-авторегрессионная модель для двух групп взаимосвязанных регионов. *Прикладная эконометрика*. Москва, 2014. 2, №34. С. 19-35. URL: <https://cyberleninka.ru/article/n/prostranstvenno-avtoregressionnaya-model-dlya-dvuh-grupp-vzaimosvyazannyh-regionov-na-primere-vostochnoy-i-zapadnoy-chasti-rossii>
7. Хрутьба Ю.С. Гравітаційна модель для визначення взаємозв'язків в системі доставки товарної продукції. Економіка та управління підприємствами. Харків, 2017. № 4. С. 99-102. URL: <http://dsr.univ.kiev.ua/pu b/185586/>
8. Групування статистичних даних. Статистика. 2015. URL: <https://buklib.net/books/35932/> (Дата звернення: 11.12.2018).
9. Елисеева И. И. Эконометрика: учебник. Москва: Издательство Юрайт, 2014. 453 с.

10. Unger B. The Amounts and Effects of Money Laundering. Utrecht School of Economics, 2008. P. 187.
11. Changkyu Choi. Does the Internet stimulate inward foreign direct investment? *Journal of Policy Modeling*, 2013. 3, № 4. P. 319-326. URL: <https://www.sciencedirect.com/science/article/pii/S0161893802002028>
12. Фиксированные эффекты или случайные? StudFiles. 2016. URL: <https://studfiles.net/preview/5912229/page:22>
13. Суть теста Хаусмана. NonSum. 2010. URL: <http://metr-ekon.ru/index.php?id=293&request=full> (Дата звернення: 11.12.2018).
14. Єдиний державний реєстр осіб, які вчинили корупційні правопорушення. Єдиний державний веб-портал відкритих даних. 2018. URL: <https://www.data.gov.ua/dataset/1b80e5ef-3c57-4090-8c4f-cda687f67721>
15. Географические координаты городов Украины. Mangup. 2018. URL: https://travel.org.ua/sunrise/index.php?c_id=804 (Дата звернення: 11.12.2018).
16. Transparency International. 2018. URL: <https://www.transparency.org/>
17. GINI index (World Bank estimate). World Bank, Development Research Group. 2018. URL: <https://data.worldbank.org/indicator/SI.POV.GINI>
18. Зведений бюджет України. Мінфін. 2018. URL: <https://index.minfin.com.ua/ua/finance/budget/cons/> (Дата звернення: 11.12.2018).
19. GDP, current U.S. dollars – country rankings. *The Global Economy*. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/GDP_current_USD/
20. GDP per capita, constant dollars – country rankings. *The Global Economy*. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/GDP_per_capita_constant_dollars/ (Last accessed: 11.12.2018).
21. Government effectiveness - country rankings. *The Global Economy*. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/wb_government_effectiveness/.
22. Political stability - country rankings. *The Global Economy*. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/wb_political_stability/

23. World Press Freedom Index. Reporters without borders. 2018. URL: <https://rsf.org/en/ranking>.
24. Foreign direct investment: series. La Banque de France. 2018. URL: <https://www.banque-france.fr/en/statistics/balance-payments/foreign-direct-investment/foreign-direct-investment-series>.
25. Direct investment abroad, main components. Eurostat. 2018. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/tgm/refreshTableAction.do?tab=table&plugin=1&pcode=tip_sbp22&language=en
26. Directe investeringen. De Nederlandsche Bank. 2018. URL: <https://statistiek.dnb.nl/downloads/index.aspx#/details/totale-directe-buitenlandse-investeringen-door-nederland-naar-land-jaar/dataset/b550596e-d3f3-4d87-b55f-477450737c32/resource/8f470efd-ef63-48f7-83f0-f708cef4c098>
27. Direct investment position in Estonia and abroad by country. Estonian Bank. 2018. URL: <http://statistika.eestipank.ee/#/en/p/146/r/2293/2122>
28. Foreign direct investment - annual reports. Czech National Bank. 2018. URL: https://www.cnb.cz/en/statistics/bop_stat/bop_publications/pzi_books/index.html.
29. Foreign Direct Investments. Magyar Nemzeti Bank. 2018. URL: <https://www.mnb.hu/en/statistics/statistical-data-and-information/statistical-time-series/viii-balance-of-payments-foreign-direct-investment-internationalinvestment-position/foreign-direct-investments/data-according-to-bpm5-methodology-archiv-latest-update>.
30. Foreign Direct Investments (According to BPM6 methodology). Magyar Nemzeti Bank. 2018. URL: <https://www.mnb.hu/en/statistics/statistical-data-and-information/statistical-time-series/viii-balance-of-payments-foreign-direct-investment-international-investment-position/foreign-direct-investments/data-according-to-bpm6-methodology>.

31. Foreign Direct Investment. The Central Bank of Cyprus. 2018. URL: <https://www.centralbank.cy/en/statistics/external-statistics/data-based-on-bpm6-methodology/foreign-direct-investment>.
32. Internet bandwidth - country rankings. The Global Economy. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/Internet_bandwidth/
33. Fiscal freedom - country rankings. The Global Economy. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/herit_fiscal_freedom/
34. Trade freedom - country rankings. The Global Economy. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/herit_trade_freedom/
35. Monetary freedom - country rankings. The Global Economy. 2018. URL: https://www.theglobaleconomy.com/rankings/herit_monetary_freedom/
36. Statistical software for data science. URL: Stata. 2018. URL: <https://www.stata.com/>
37. Карти ArcGIS от ESRI в службе Power BI и Power BI Desktop. Microsoft. 2018. URL: <https://docs.microsoft.com/ru-ru/power-bi/power-bi-visualization-arcgis>
38. Можливості Microsoft Excel. Microsoft. 2018. URL: <https://products.office.com/uk-ua/excel>
39. Концепція розвитку цифрової економіки та суспільства України на 2018—2020 роки та затвердження плану заходів щодо її реалізації. *Урядовий портал*. 2018. URL: <https://bit.ly/2Cg1dOd>
40. Вишинська Т. Л. Сучасний стан зовнішньої торгівлі товарами в Україні / Т.Л. Вишинська, О. В. Генералов, І. М. Севрук // *Scientific Journal «ScienceRise»*. 2015. №3. С.41-45
41. Влияние экономической динамики стран-соседей России на российскую экономику /Под ред. д.э.н. М.Ю. Головнина. М.: Федеральное государственное бюджетное учреждение науки Институт экономики Российской академии наук. 2014. 93 с.

42. Єлісеєнко О. В. Сучасний стан, проблеми та перспективи розвитку зовнішньої торгівлі України / О. В. Єлісеєнко, Г. С. Скобєлева. *Вісник Бердянського університету менеджменту і бізнесу*. 2014. № 4. С. 9–12.

43. Лелюк Ю.М.Інтеграція інтернальних та екстернальних теорій циклу в контексті імпульсно-розповсюджувального підходу. *Економіка та держава: наук.-фахов. журнал*. Київ : Видавець "ТОВ "Редакція журналу "Економіка та держава", 2013. №1. с.22 – 24

44. Лук'яненко І. Г. Макрофінансова стабільність: моделі та методи оцінки : монографія / І. Г. Лук'яненко, О. І. Фарина. К. : НаУКМА, 2016. 188 с.

45. Мазаракі А. А. Сучасні тенденції та чинники розвитку зовнішньої торгівлі України / А. А. Мазаракі, Т. М. Мельник. *Вісник КНТЕУ*. 2011. № 2. С. 5–11.

46. Мельник А.Ф. Національна економіка: навч. посібн. Київ : Знання, 2011. 463 с.

47. Пелипась І.В. Международные связи и внешние шоки: опыт использования различных спецификаций глобальной VAR для Беларуси / І.В. Пелипась, Г.І. Шиманович, Р. Кирхнер. *Аналитические записки Немецкой экономической группы Исследовательского центра ИПМ*. Минск/Берлин. 2016. 31 с.

48. Типологія «Відмивання доходів, отриманих від корупційних діянь». *Державна служба фінансового моніторингу України*. URL: http://www.sdfm.gov.ua/content/file/Site_docs/2016/20161230/Tipologia_2016.pdf

49. Міністерство економічного розвитку і торгівлі України: Тенденції тіньової економіки в Україні у I кварталі 2018 року. URL: <http://www.me.gov.ua/Documents/Download?id=ca3fb301-9eea-45ec-9e66-321445b93254>

50. Податковий кодекс України. Відомості Верховної Ради України (ВВР), 2011, ст. 112. URL: <http://zakon.rada.gov.ua/laws/show/2755-17>

51. Мазур І.І. Тінізація економіки України в сучасних умовах. *Науковий часопис НПУ імені М. П. Драгоманова. Серія 18 : Економіка і право*. 2012. Вип. 20.

URL: http://www.irbis-nbuv.gov.ua/cgi-bin/irbis_nbuv/cgiirbis_64.exe?C21COM=2&I21DBN=UJRN&P21DBN=UJRN&IMAGE_FILE_DOWNLOAD=1&Image_file_name=PDF/Nchnpu_018_2012_20_7.pdf

52. Bajada C., Schneider F. Size, Causes and Consequences of the Underground Economy: An International Perspective. Routledge, 2018, 308 p. URL: https://books.google.com.ua/books?hl=ru&lr=&id=gLIHDwAAQBAJ&oi=fnd&pg=PT7&dq=Underground+economy&ots=joYVx_JB4H&sig=PJozAnyjYR9tRRs8Oxm4BIJWR8&redir_esc=y#v=onepage&q=Underground%20economy&f=false

53. П. В. Пірнікоза Фіскальні та економічні наслідки тіньової економіки. *Економіка та держава*. 2016. № 9. С. 84-88. URL: http://www.economy.in.ua/pdf/9_2016/19.pdf

54. Бочі А., Провозник В. Тіньова економіка в Україні: причини та шляхи подолання *Міжнародний центр перспективних досліджень*. 2014. URL: http://icps.com.ua/assets/uploads/files/t_novaekonom_kaukra_ni.pdf.

55. Статистичні дані : Державний комітет статистики України. URL: www.ukrstat.gov.ua

56. Новик С. Методы оценки теневой экономики. *Банковский вестник*. 2004. № 10. С. 27

57. Ангелко І.В. Методичні основи оцінки обсягів тіньового сектору економіки. *Вісник СумДУ. Серія «Економіка»*. 2011. № 1. С. 180–190.

58. Куусулакос Я., Саріогло В., Терещенко Г. Неофіційна економіка в Україні: вимірювання та оцінка впливу на доходи населення. К. 2010. 136 с.

59. Про затвердження Методичних рекомендацій розрахунку рівня тіньової економіки: Наказ. Міністерство економіки України, № 123 від 18.02.2009. URL: <http://www.me.gov.ua/Files/GetFile?fileId=796bf8b9-f834-46da-9dc8-89670ab332dd>

ДОДАТКИ

ДОДАТОК А

Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX,
в розрізі GERMANY за допомогою Фур'є аналізу

$$W := \begin{pmatrix} 5.800206 \\ 5.78612 \\ 5.490592 \\ 5.48 \\ 5.325478 \\ 4.776473 \\ 4.44 \\ 5.800206 \\ 5.78612 \\ 5.490592 \\ 5.48 \\ 5.325478 \\ 4.776473 \\ 4.44 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.2238 \cdot j + 6.1948$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

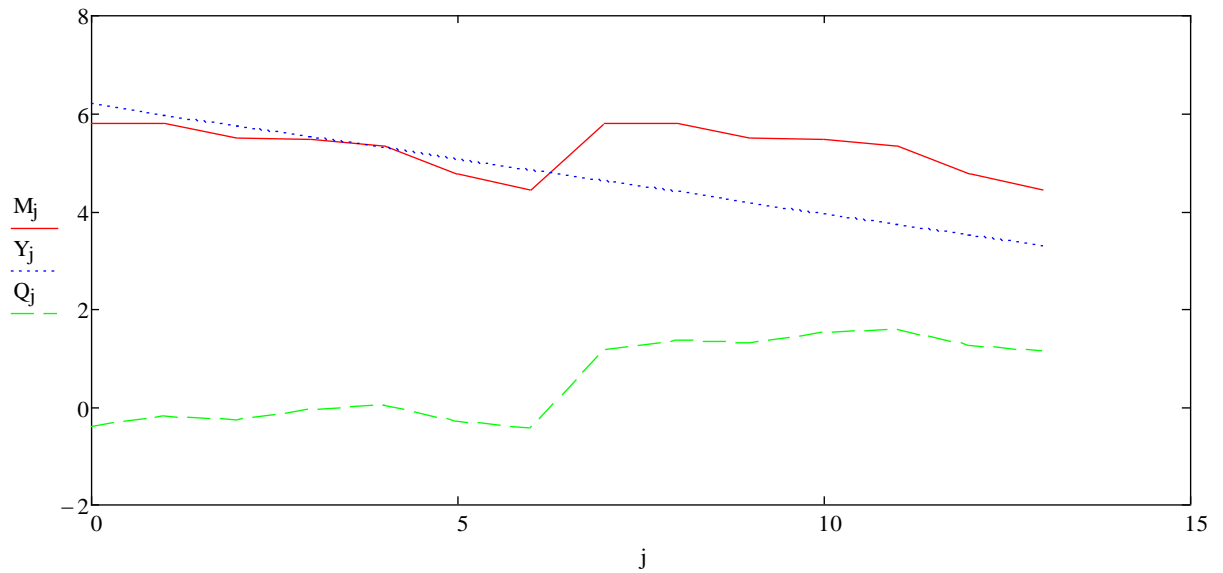
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (-0.139 \quad 0.184 - 0.22i \quad 0.106 - 0.57i \quad -0.481 - 0.33i \quad -0.595)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = (0.019 \quad 0.082 \quad 0.336 \quad 0.34 \quad 0.354)$$

$$UU = (U_3 \quad U_4)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (3.142 \quad -0.875 \quad -1.387 \quad -2.54 \quad 3.142)$$

$$Am3 := \frac{|U_3|}{2.718}$$

$$Fq3 := \arg(U_3)$$

$$Am4 := \frac{|U_4|}{2.718}$$

$$Fq4 := \arg(U_4)$$

$$Am3 = 0.215$$

$$Fq3 = -2.54$$

$$Am4 = 0.219$$

$$Fq4 = 3.142$$

$$tt_j := -0.215 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (1) \cdot 2.54\right] + -0.219 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 3.142\right]$$

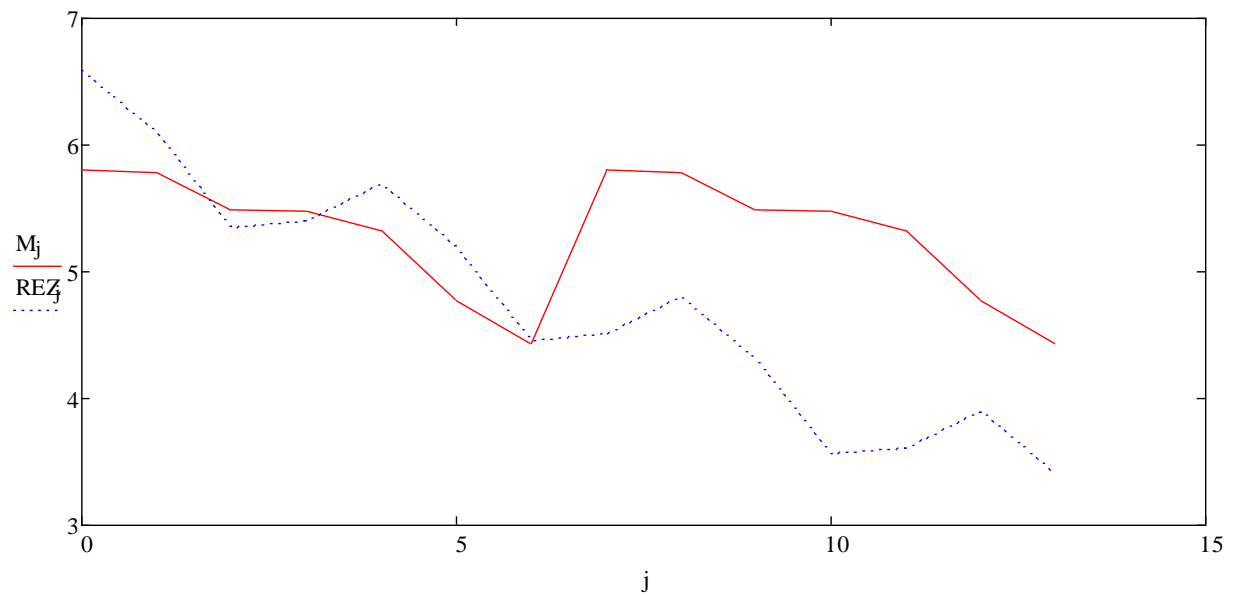
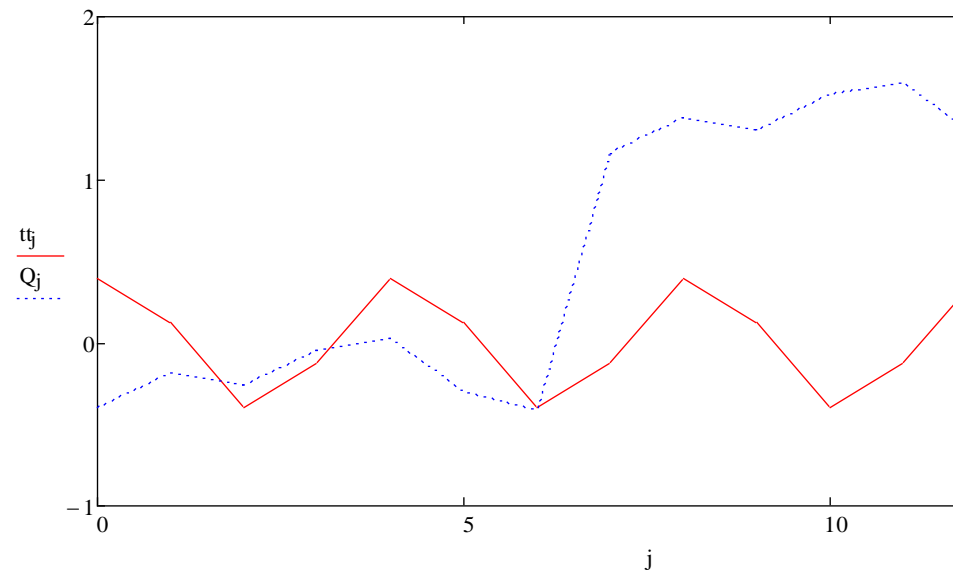
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

$$tt^T = \blacksquare$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \blacksquare$$



Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в
розрізі ITALY за допомогою Фур'є аналізу

$j := 0..13$

$$W := \begin{pmatrix} 5.494013 \\ 5.53733 \\ 5.371757 \\ 5.23 \\ 5.356398 \\ 5.41148 \\ 5.09 \\ 5.494013 \\ 5.53733 \\ 5.371757 \\ 5.23 \\ 5.356398 \\ 5.41148 \\ 5.09 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0528 \cdot j + 5.5672$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

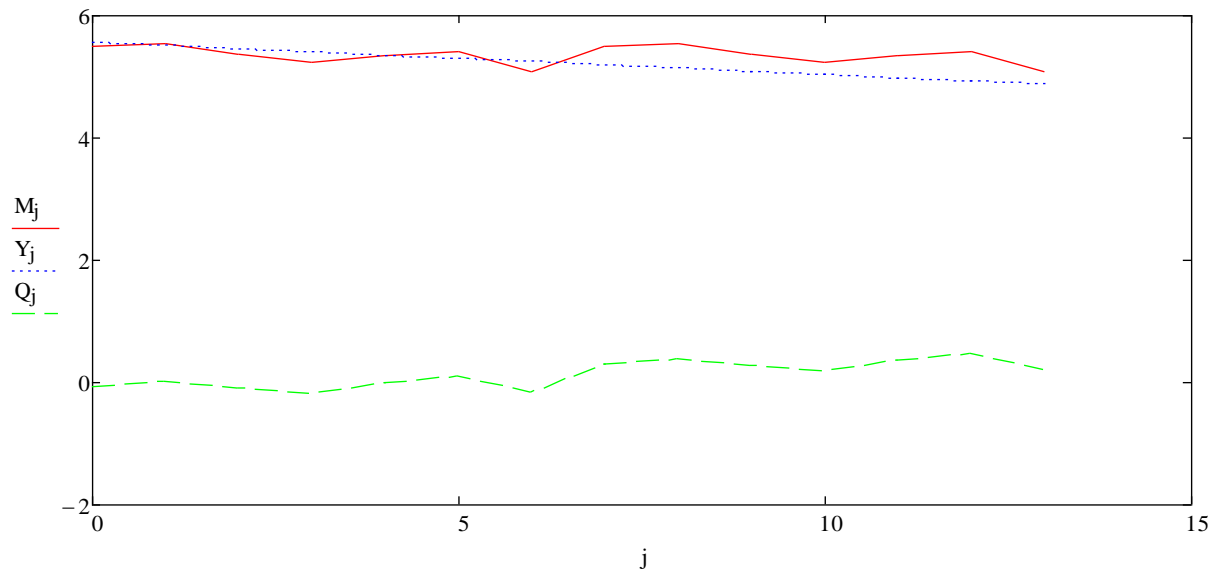
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = \left(-0.026 \quad 0.071 - 0.115i \quad 0.063 + 4.807i \times 10^{-3} \quad -0.123 - 0.165i \quad -0.202 \right)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = \left(6.884 \times 10^{-4} \quad 0.018 \quad 3.959 \times 10^{-3} \quad 0.043 \quad 0.041 \right)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (3.142 \quad -1.016) \quad \text{UU} = (U_1 \quad U_2)$$

$$\text{Am1} := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$\text{Am2} = 0.023$$

$$\text{Fq2} = 0.076$$

$$\text{Fq1} := \arg(U_1)$$

$$\text{Am2} := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$\text{Am1} = 0.05$$

$$\text{Fq1} = -1.016$$

$$\text{Fq2} := \arg(U_2)$$

$$\text{tt}_j := 0.244 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 0.295 \right] + 0.145 \cdot \cos \left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{32} + (1) \cdot 0.911 \right]$$

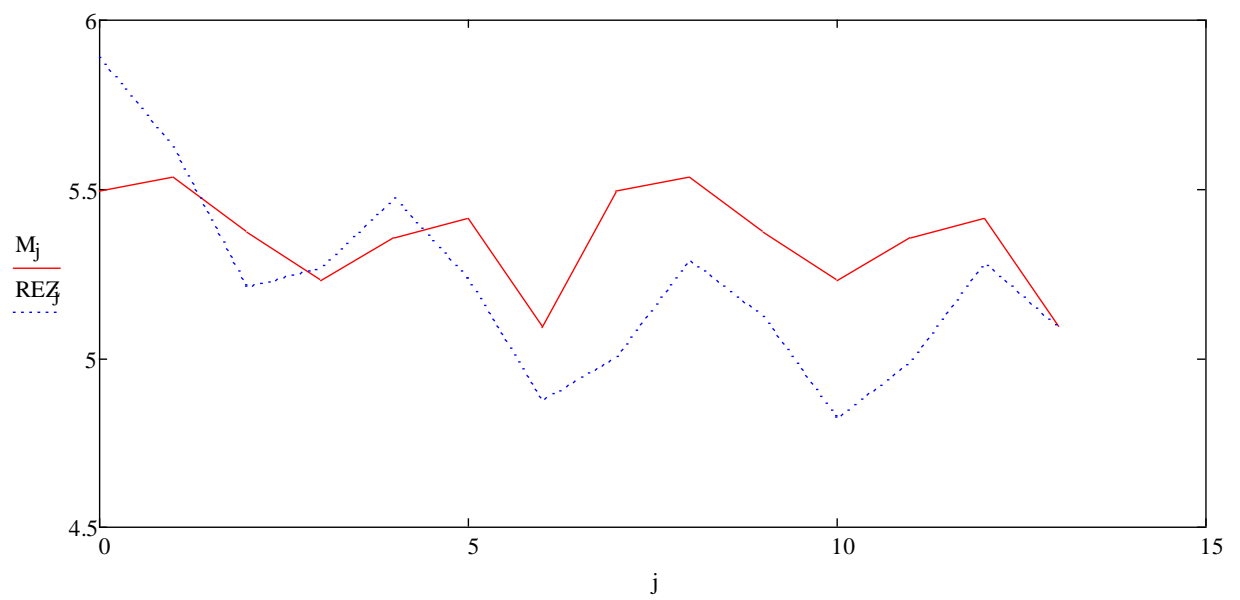
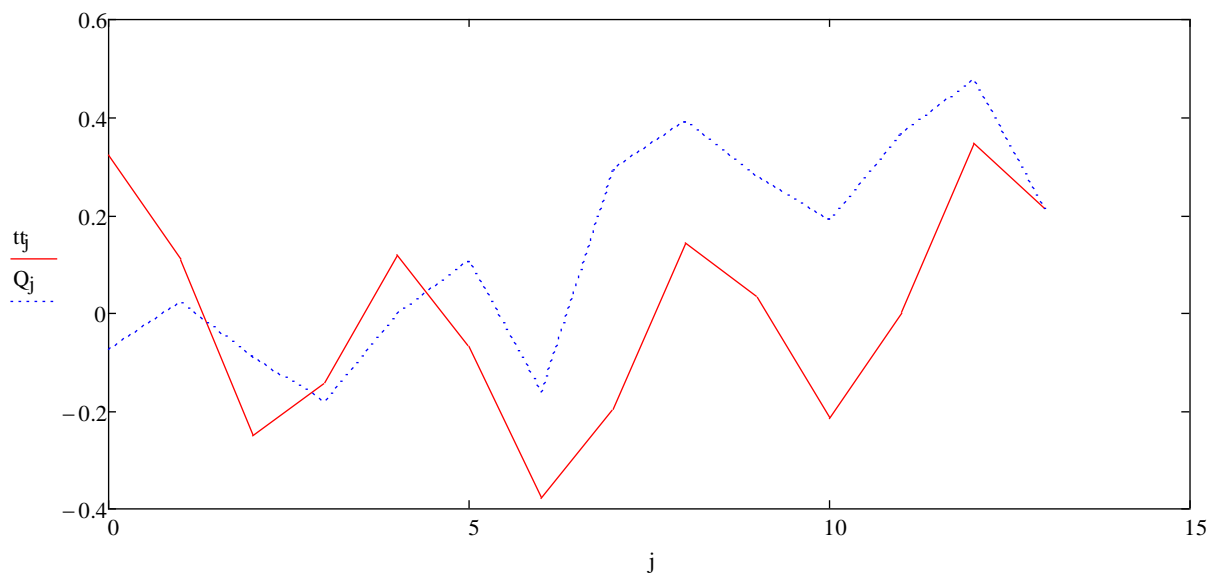
$$\text{REZ}_j := Y_j + \text{tt}_j$$

$$\text{tt}^T = \mathbf{\cdot}$$

$$\mathbf{R}^T = \mathbf{I}$$

$$d := 0..32$$

$$\mathbf{R} := \text{ifft}(\mathbf{U}\mathbf{U}^T)$$



Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в
розрізі SWITZERLAND за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 5.781089 \\ 5.76131 \\ 5.53631 \\ 5.51 \\ 5.457449 \\ 5.145227 \\ 5.33 \\ 5.781089 \\ 5.76131 \\ 5.53631 \\ 5.51 \\ 5.457449 \\ 5.145227 \\ 5.33 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0952 \cdot j + 5.8837$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

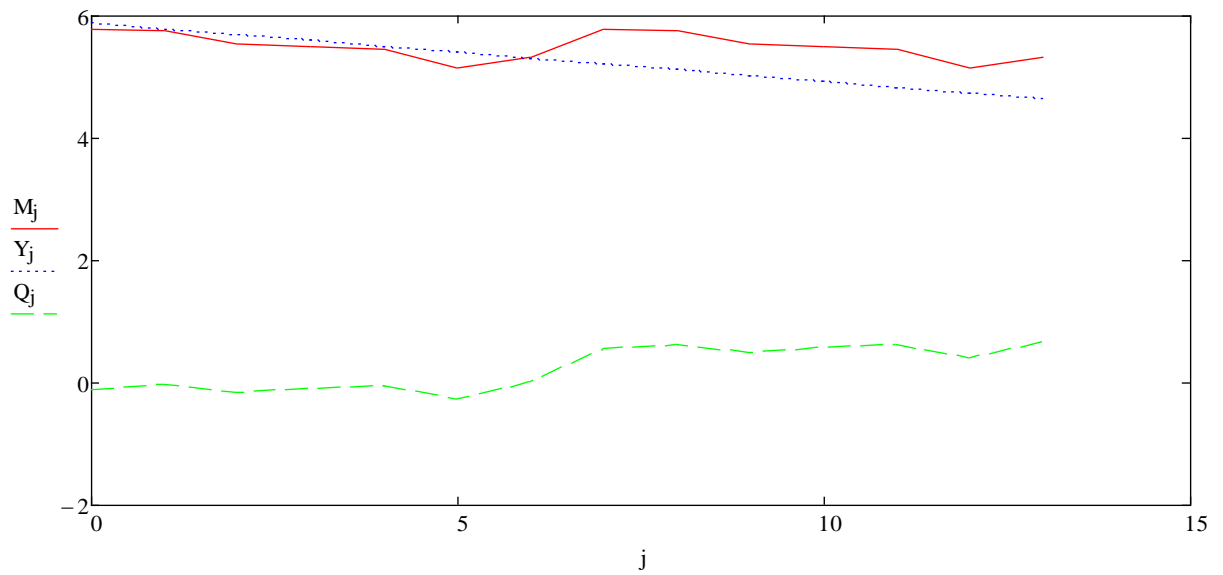
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = \left(-0.036 \quad 0.202 - 0.166i \quad -3.031 \times 10^{-3} - 0.271i \quad -0.242 - 0.042i \quad -0.167 \right)$$



$$\left[\begin{array}{c} \longrightarrow \\ (|U|)^2 \end{array} \right]^T = (1.288 \times 10^{-3} \quad 0.068 \quad 0.073 \quad 0.06 \quad 0.028)$$

$$UU = (U_1 \quad U_2)$$

$$\left(\begin{array}{c} \longrightarrow \\ \arg(U) \end{array} \right)^T = (3.142 \quad -0.688 \quad -1.582 \quad -2.968 \quad 3.142)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am2 := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$Fq2 := \arg(U_2)$$

$$Am1 = 0.096$$

$$Fq1 = -0.688$$

$$Am2 = 0.1$$

$$Fq2 = -1.582$$

$$tt_j := 0.096 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (1) \cdot 0.688\right] + 0.1 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (1) \cdot 1.582\right]$$

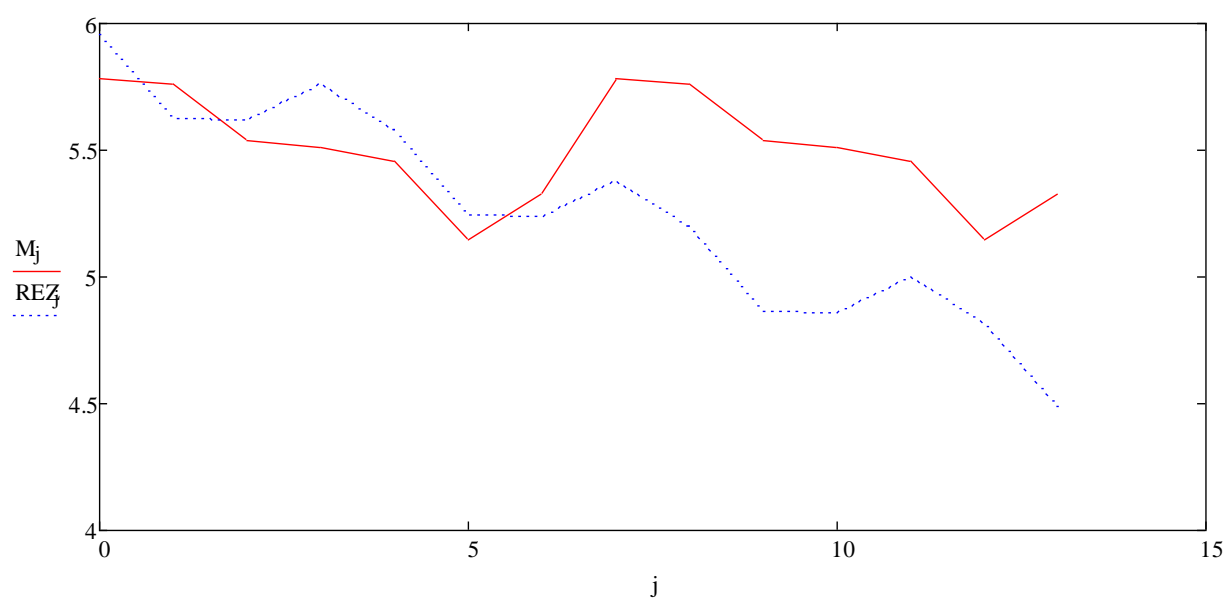
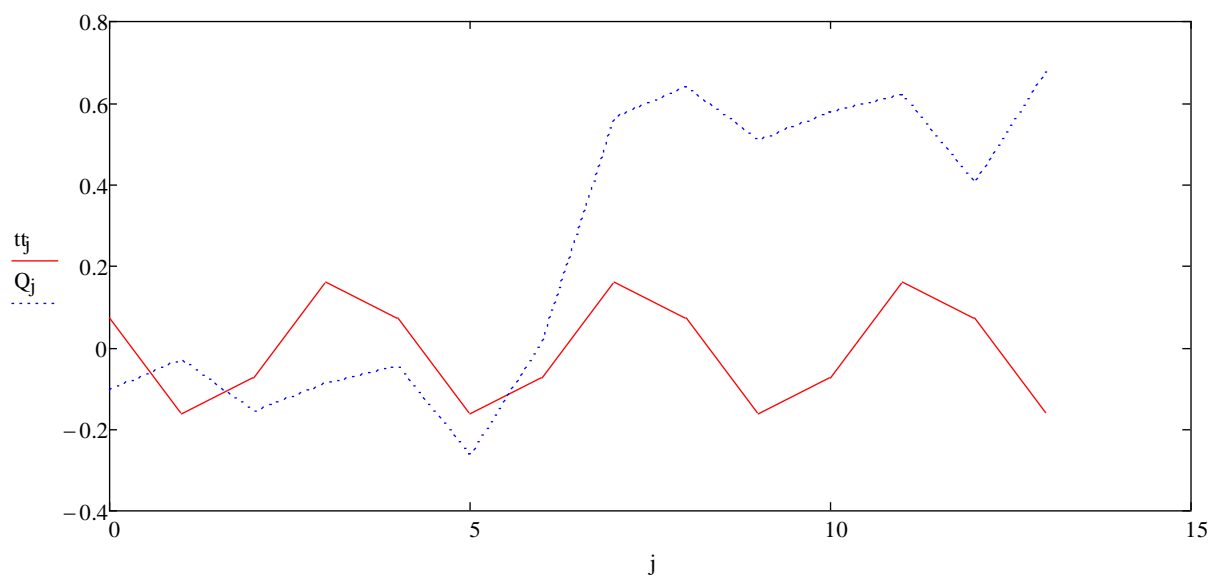
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

$$tt^T = \mathbf{■}$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \mathbf{■}$$



Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в
розрізі UNITED KINGDOM за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 4.664704 \\ 4.813322 \\ 4.716239 \\ 4.68 \\ 4.767447 \\ 4.805852 \\ 4.23 \\ 4.664704 \\ 4.813322 \\ 4.716239 \\ 4.68 \\ 4.767447 \\ 4.805852 \\ 4.23 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0321 \cdot j \cdot j + 0.2116 \cdot j + 4.464$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

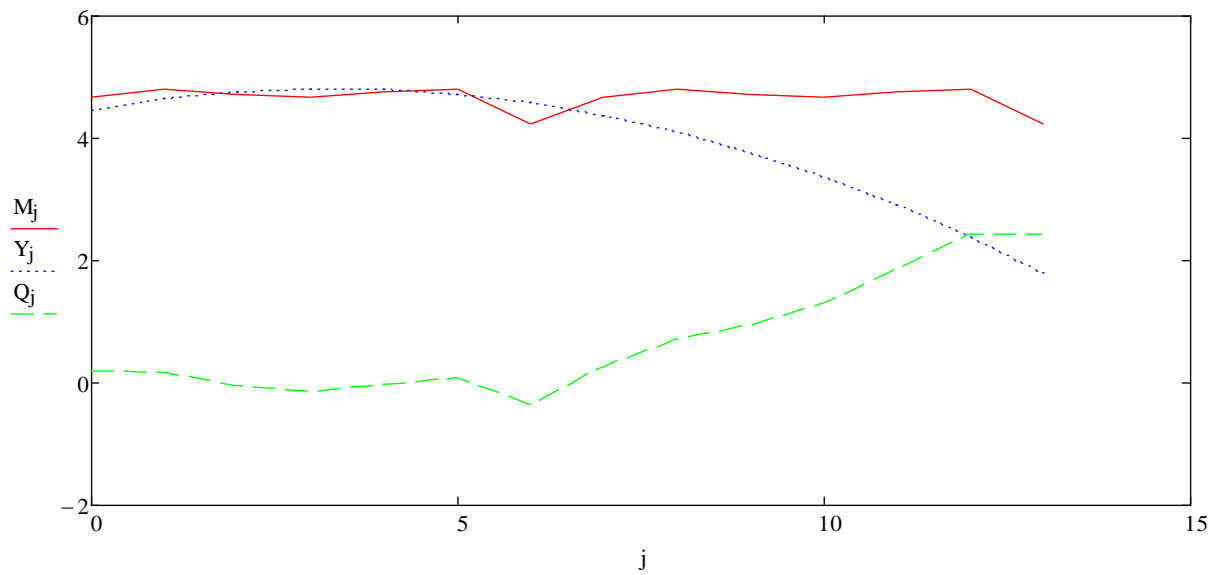
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (0.071 \quad 0.208 + 0.023i \quad 0.199 + 0.033i \quad -0.045 - 0.193i \quad -0.226)$$



$$\left[\begin{array}{c} \overrightarrow{(|U|)^2} \end{array} \right]^T = (4.973 \times 10^{-3} \quad 0.044 \quad 0.041 \quad 0.039 \quad 0.051)$$

$$UU = (U_1 \quad U_4)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (0 \quad 0.112 \quad 0.165 \quad -1.801 \quad 3.142)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am4 := \frac{|U_4|}{2.718}$$

$$Fq4 := \arg(U_4)$$

$$Am1 = 0.077$$

$$Fq1 = 0.112$$

$$Am4 = 0.083$$

$$Fq4 = 3.142$$

$$tt_j := -0.077 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{16} + (-1) \cdot 0.112\right] + -0.083 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 3.142\right]$$

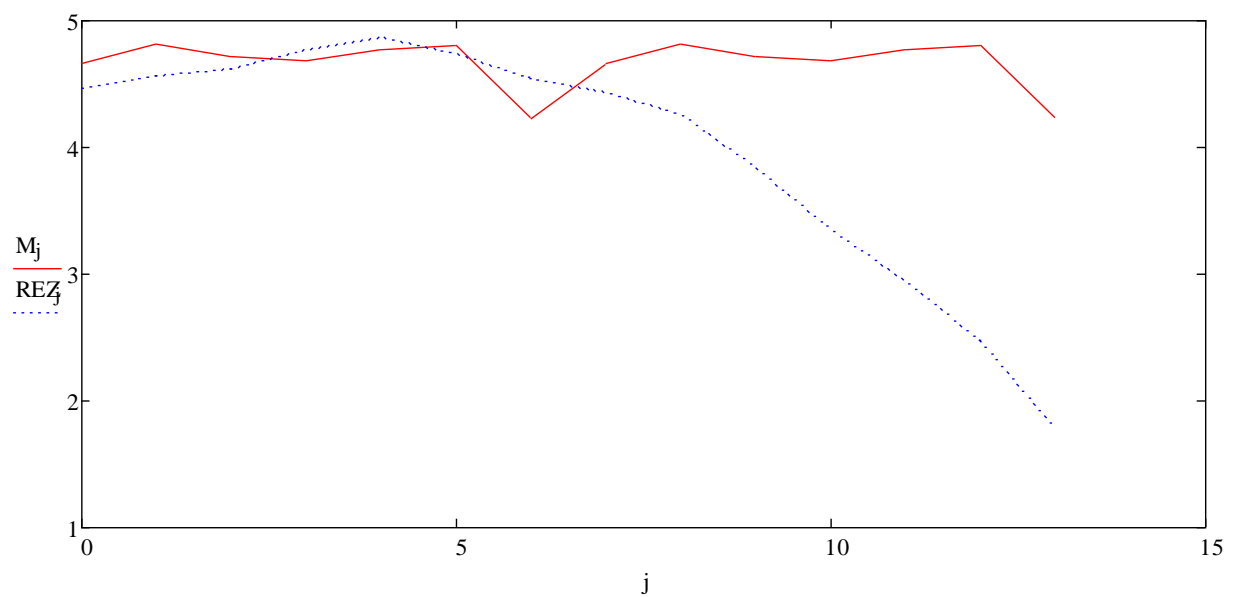
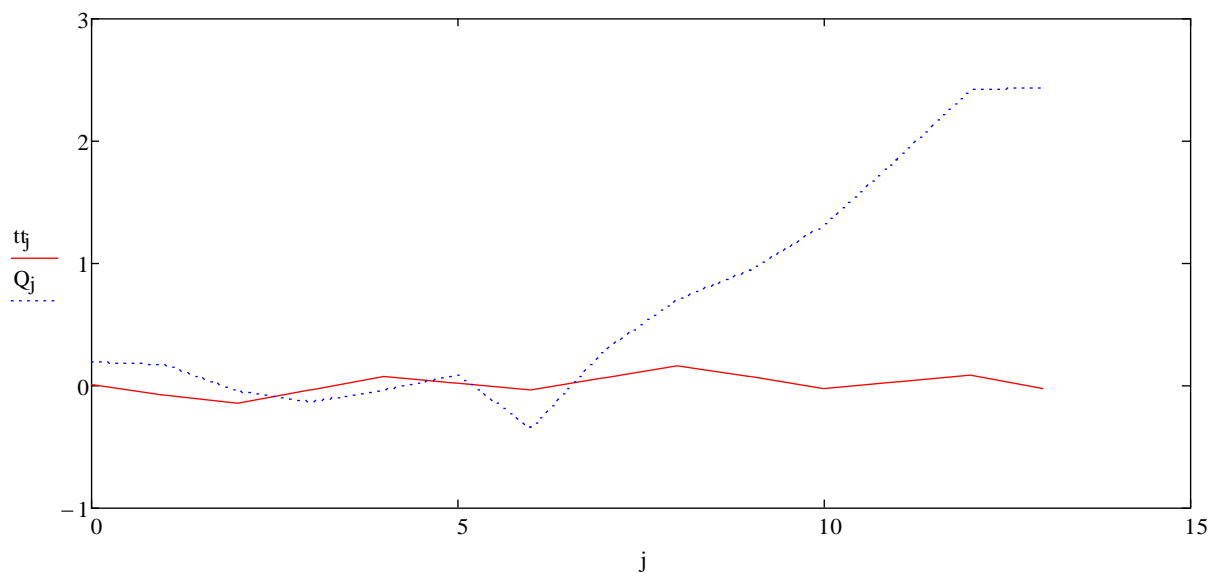
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

$$tt^T = \blacksquare$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \blacksquare$$



Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в
розрізі UNITED STATES за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 5.25768 \\ 5.235023 \\ 5.1985 \\ 5.18 \\ 5.165304 \\ 4.846485 \\ 5 \\ 5.25768 \\ 5.235023 \\ 5.1985 \\ 5.18 \\ 5.165304 \\ 4.846485 \\ 5 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0565 \cdot j + 5.3523$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

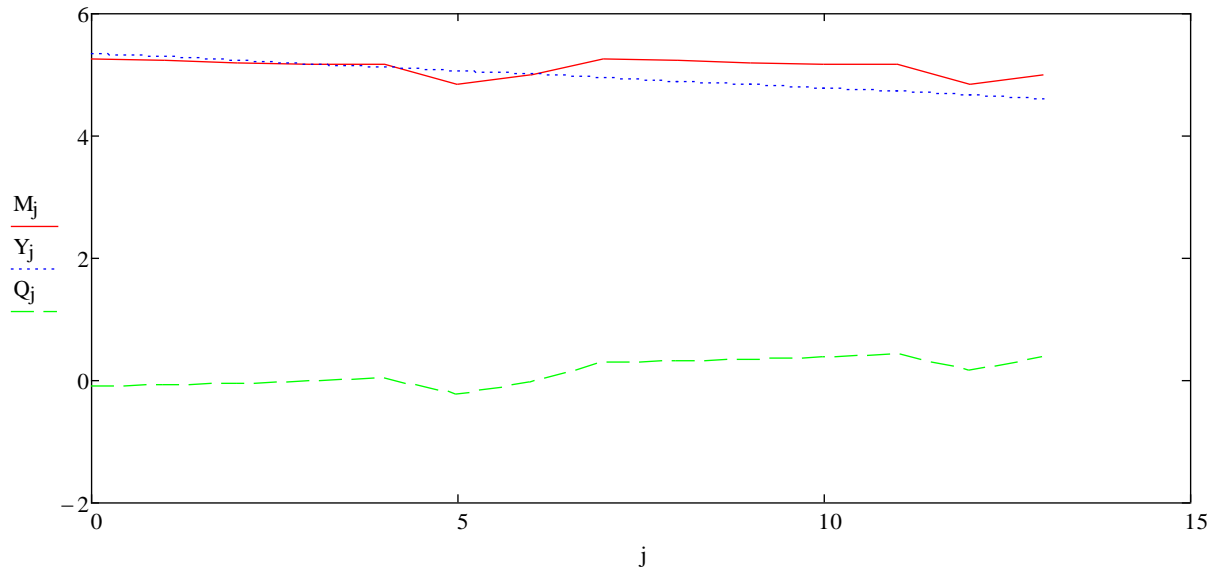
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = \left(-0.034 \quad 0.069 - 0.045i \quad -5.36 \times 10^{-4} - 0.206i \quad -0.164 - 0.026i \quad -0.044 \right)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = (1.145 \times 10^{-3} \quad 6.83 \times 10^{-3} \quad 0.042 \quad 0.027 \quad 1.913 \times 10^{-3})$$

$$UU = (U_2 \quad U_3)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (3.142 \quad -0.576 \quad -1.573 \quad -2.987 \quad 3.142)$$

$$Am3 := \frac{|U_3|}{2.718}$$

$$Fq3 := \arg(U_3)$$

$$Am2 := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$Fq2 := \arg(U_2)$$

$$Am3 = 0.061$$

$$Fq3 = -2.987$$

$$Am2 = 0.076$$

$$Fq2 = -1.573$$

$$tt_j := -0.061 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{8} + (-1) \cdot 2.987\right] + -0.076 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 1.573\right] = \dots$$

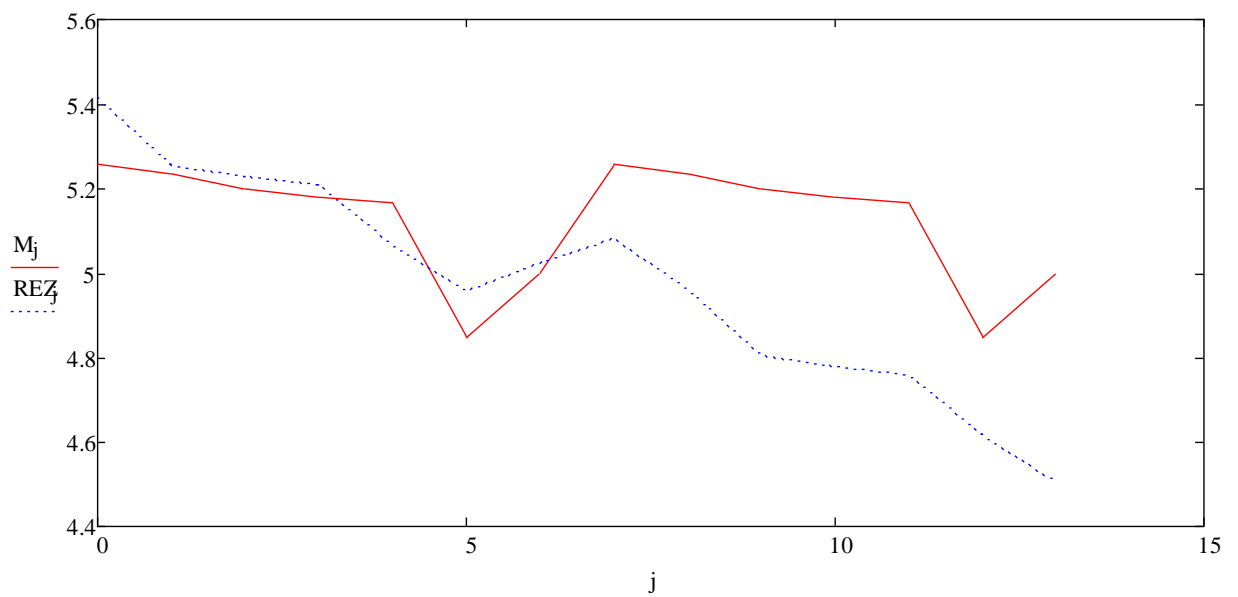
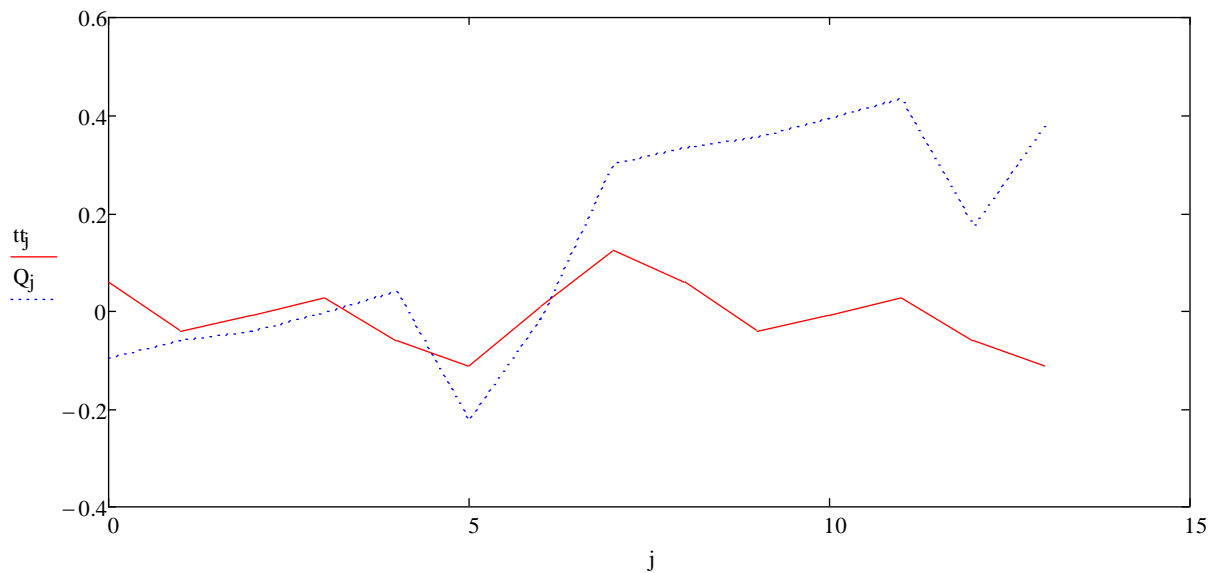
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

$$tt^T = \mathbf{■}$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \mathbf{■}$$



ДОДАТОК Б

Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX,
в розрізі AZERBAIJAN за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 6.491973 \\ 6.480896 \\ 6.463945 \\ 4.9 \\ 4.843286 \\ 4.782913 \\ 4.7 \\ 6.491973 \\ 6.480896 \\ 6.463945 \\ 4.9 \\ 4.843286 \\ 4.782913 \\ 4.7 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.3712 \cdot j + 7.0079$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

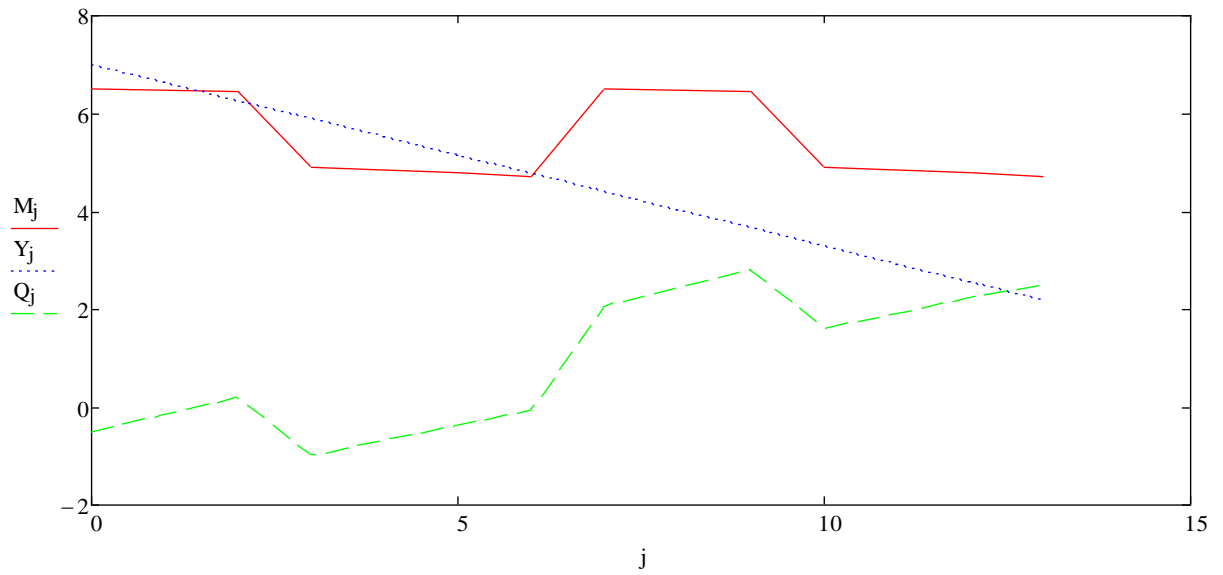
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (-0.182 \quad 0.88 - 0.617i \quad -0.464 - 0.57i \quad -0.765 - 0.815i \quad -0.58)$$



$$\left[\begin{array}{c} \longrightarrow \\ (|U|)^2 \end{array} \right]^T = (0.033 \quad 1.156 \quad 0.541 \quad 1.248 \quad 0.337)$$

$$UU = (U_1 \quad U_3)$$

$$\left(\begin{array}{c} \longrightarrow \\ \arg(U) \end{array} \right)^T = (3.142 \quad -0.611 \quad -2.254 \quad -2.325 \quad 3.142)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am3 := \frac{|U_3|}{2.718}$$

$$Fq3 := \arg(U_3)$$

$$Am1 = 0.396$$

$$Fq1 = -0.611$$

$$Am3 = 0.411$$

$$Fq3 = -2.325$$

$$tt_j := -0.396 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 0.611\right] + -0.411 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{16} + (1) \cdot 2.325\right]$$

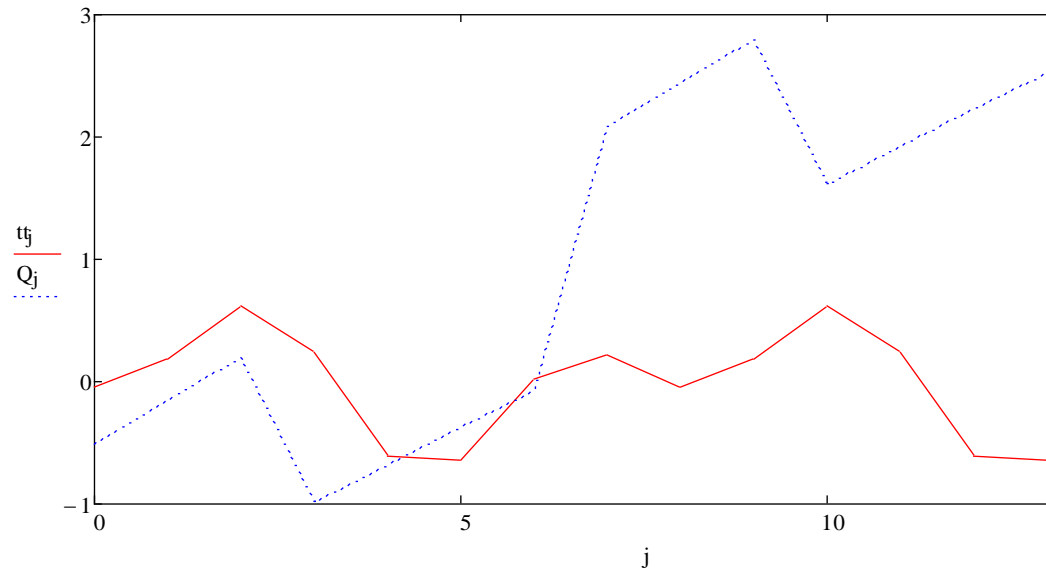
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

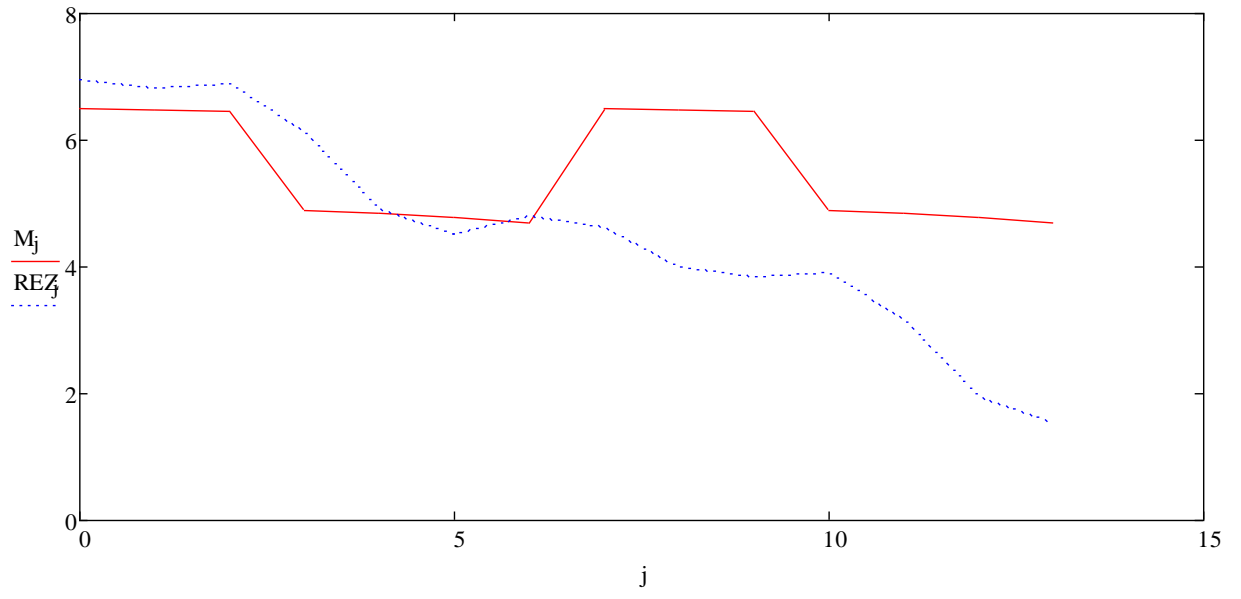
$$tt^T = \mathbf{\cdot}$$

$$R := \text{ifft}(\mathbf{UU}^T)$$

$$d := 0..32$$

$$\mathbf{R}^T = \mathbf{\cdot}$$





Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в розрізі TAJKISTAN за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 8.121717 \\ 8.274324 \\ 8.344768 \\ 8.26 \\ 8.188511 \\ 8.283992 \\ 8.3 \\ 8.121717 \\ 8.274324 \\ 8.344768 \\ 8.26 \\ 8.188511 \\ 8.283992 \\ 8.3 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := 8.1812j^{0.0072}$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

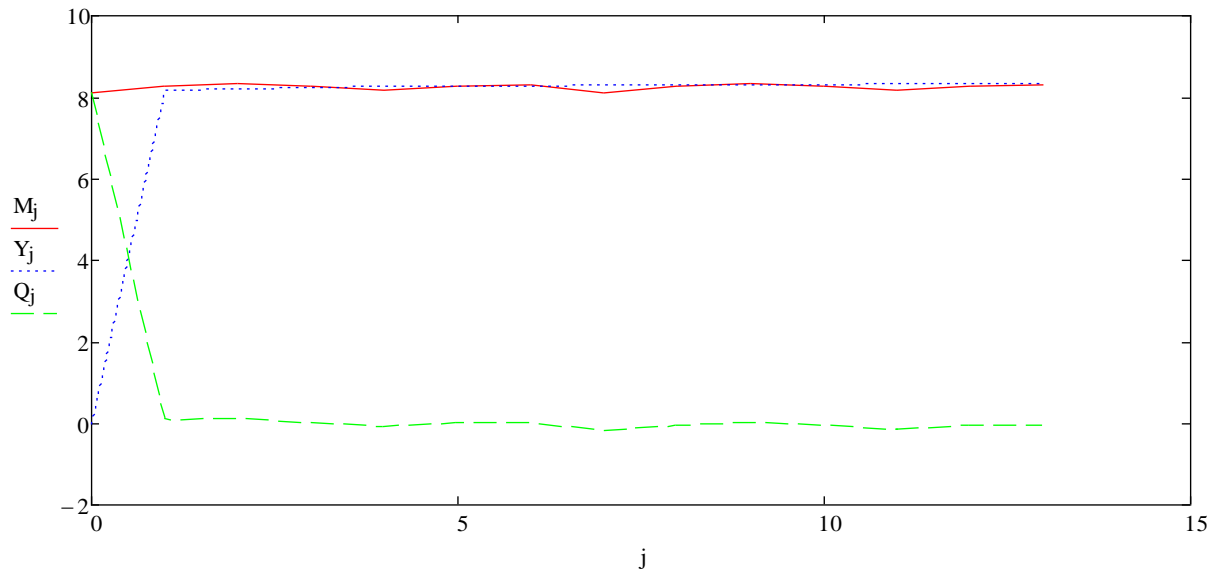
$$i := 1..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 1..7$$

$$U^T = \left(-2.439 \times 10^{-5} \quad 6.666 \times 10^{-4} + 0.108i \quad -0.074 + 0.093i \quad 0.052 + 0.03i \quad 0.043 \right)$$



$$\left[\begin{array}{c} \longrightarrow \\ (|U|)^2 \end{array} \right]^T = \left(5.95 \times 10^{-10} \quad 0.012 \quad 0.014 \quad 3.606 \times 10^{-3} \quad 1.829 \times 10^{-3} \right)$$

$$UU = (U_1 \quad U_2)$$

$$\left(\begin{array}{c} \longrightarrow \\ \arg(U) \end{array} \right)^T = (3.142 \quad 1.565 \quad 2.247 \quad 0.517 \quad 0)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am2 := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$Fq2 := \arg(U_2)$$

$$Am1 = 0.04$$

$$Fq1 = 1.565$$

$$Am2 = 0.044$$

$$Fq2 = 2.247$$

$$tt_j := 0.04 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 1.565\right] + 0.044 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (-1) \cdot 2.247\right]$$

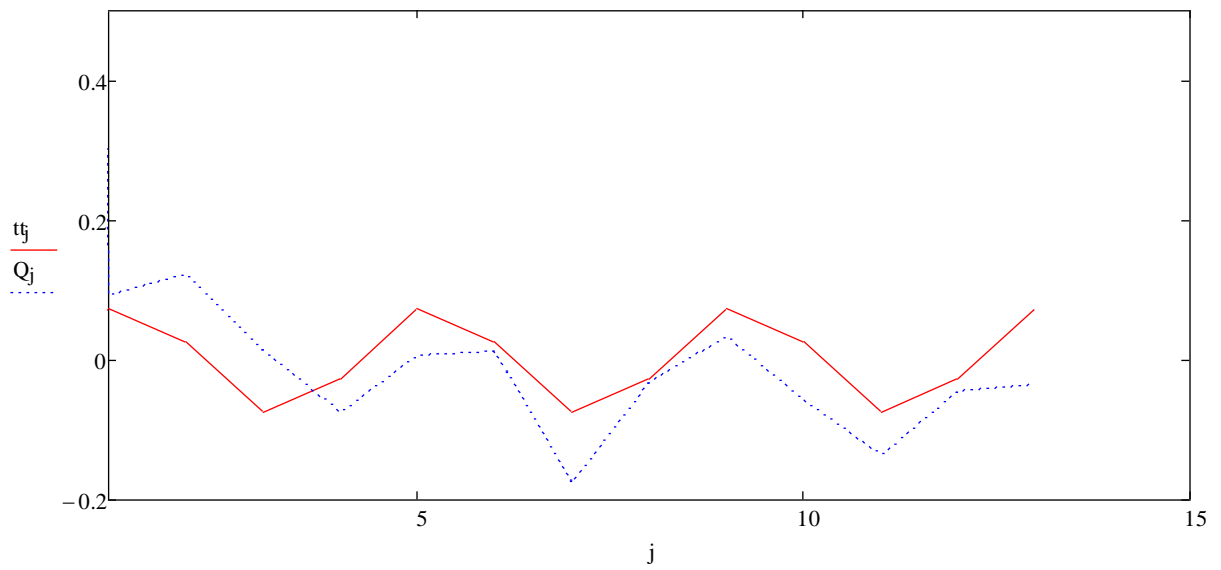
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

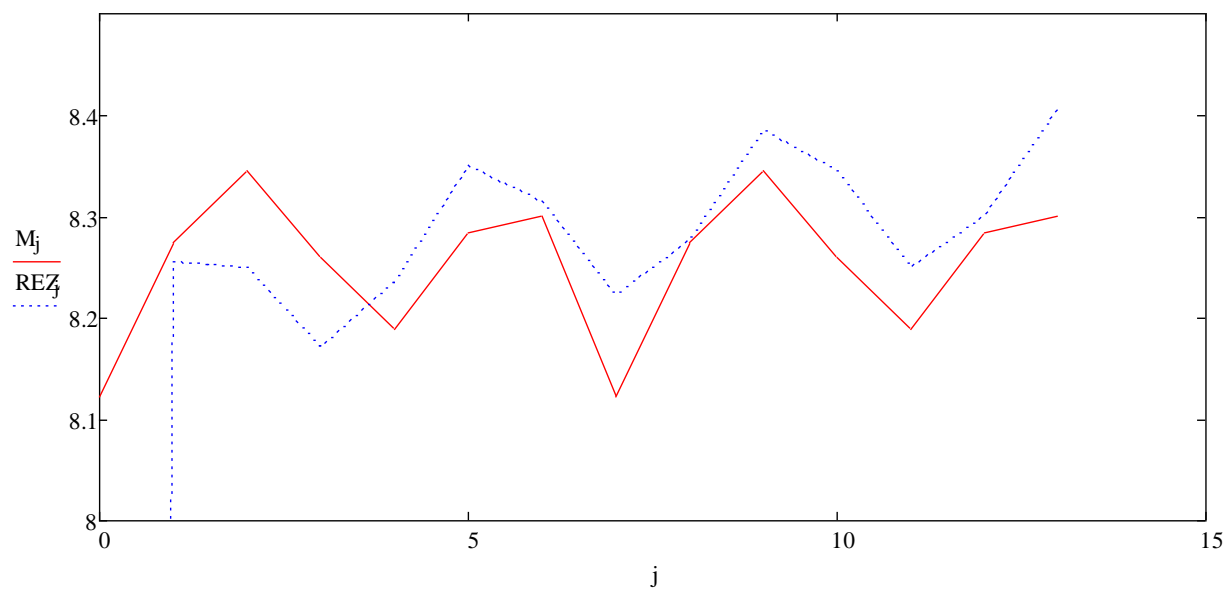
$$tt^T = \mathbf{\cdot}$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..7$$

$$R^T = \mathbf{\cdot}$$





Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в розрізі RUSSIA за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 5.656868 \\ 5.75348 \\ 6.290199 \\ 6.26 \\ 6.22337 \\ 6.22175 \\ 5.83 \\ 5.656868 \\ 5.75348 \\ 6.290199 \\ 6.26 \\ 6.22337 \\ 6.22175 \\ 5.83 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0613j \cdot j + 0.5397j + 5.1$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

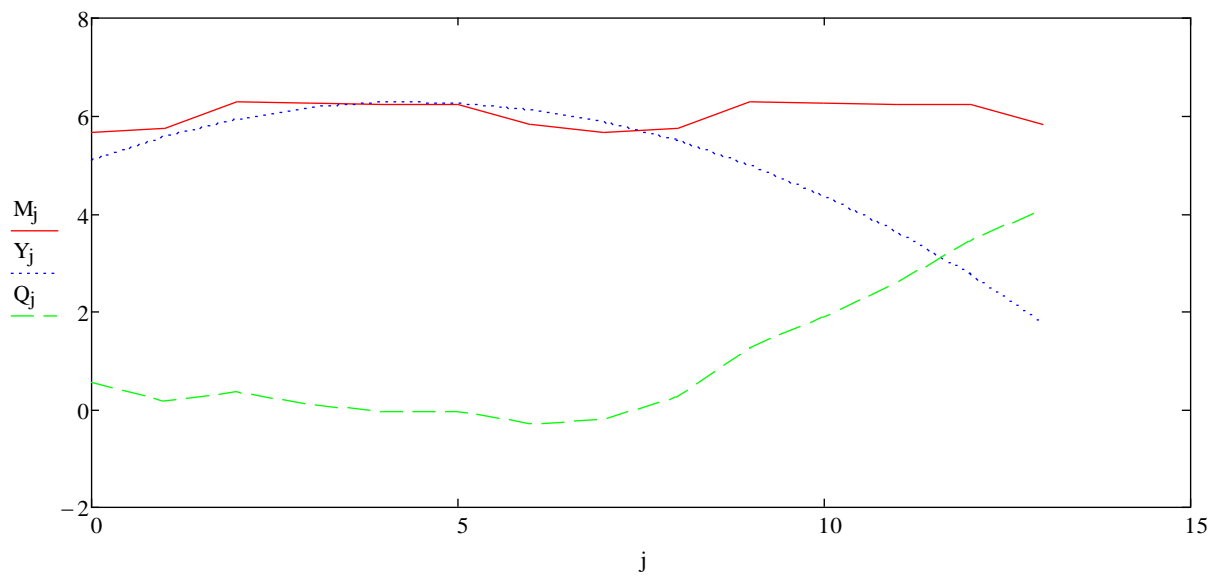
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (0.199 \quad 0.194 + 0.365i \quad 0.158 + 0.09i \quad 0.239 - 0.1i \quad 0.195)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = (0.04 \quad 0.17 \quad 0.033 \quad 0.067 \quad 0.038)$$

$$UU = (U_1 \quad U_3)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (0 \quad 1.083 \quad 0.519 \quad -0.397 \quad 0)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am3 := \frac{|U_3|}{2.718}$$

$$Fq3 := \arg(U_3)$$

$$Am1 = 0.152$$

$$Fq1 = 1.083$$

$$Am3 = 0.095$$

$$Fq3 = -0.397$$

$$tt_j := 0.152 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 1.083\right] + 0.095 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{32} + (1) \cdot 0.397\right]$$

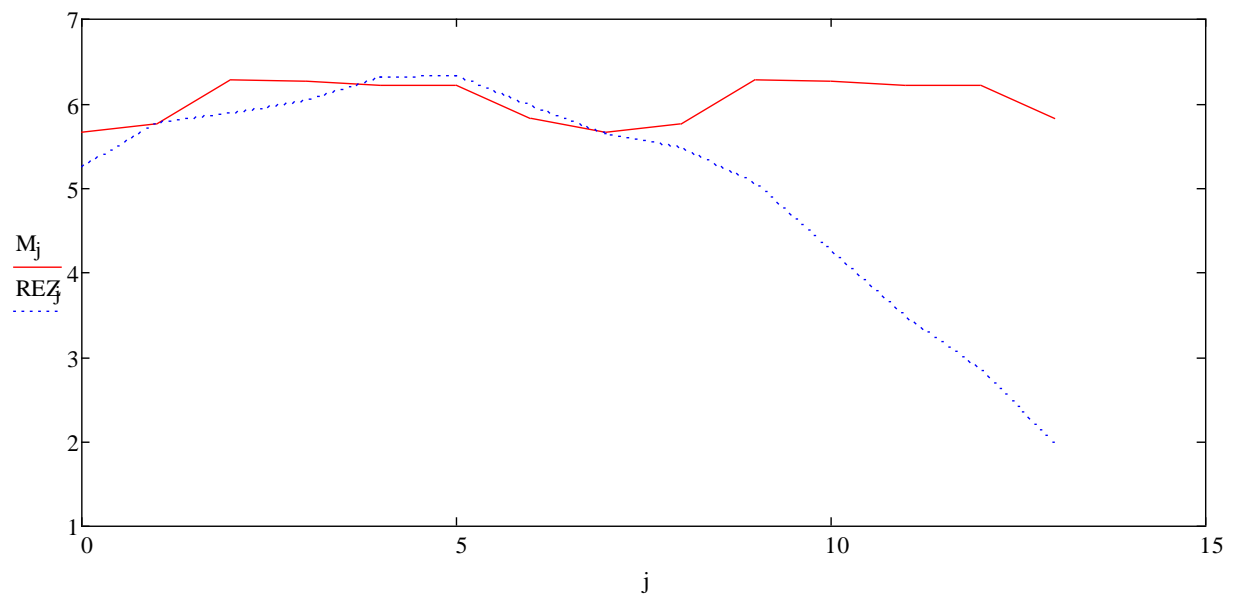
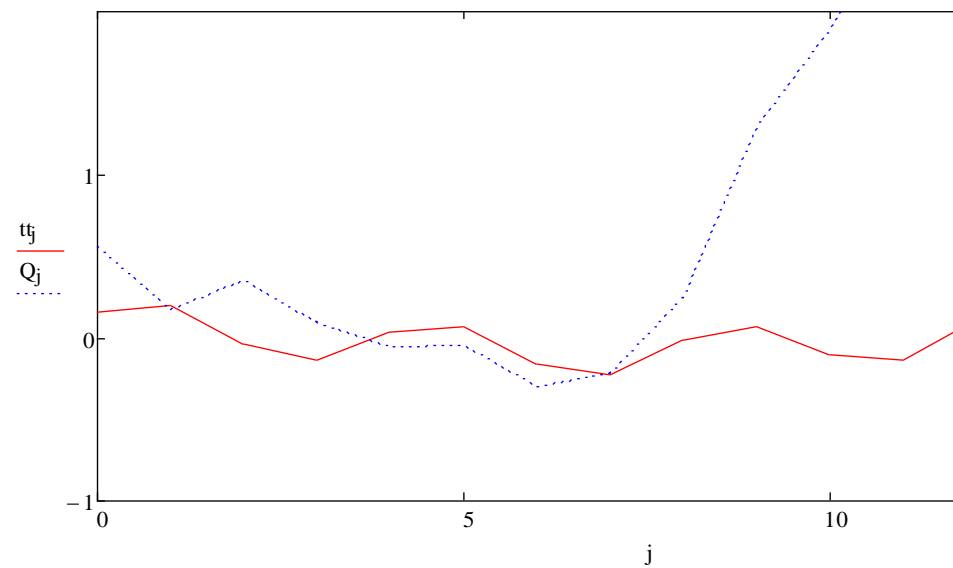
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

$$tt^T = \mathbf{\cdot}$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \mathbf{\cdot}$$



Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в розрізі UKRAINE за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 6.615275 \\ 6.472644 \\ 6.551037 \\ 6.56 \\ 6.573895 \\ 6.524401 \\ 6.06 \\ 6.615275 \\ 6.472644 \\ 6.551037 \\ 6.56 \\ 6.573895 \\ 6.524401 \\ 6.06 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := -0.0266j \cdot j + 0.1582j + 6.3798$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

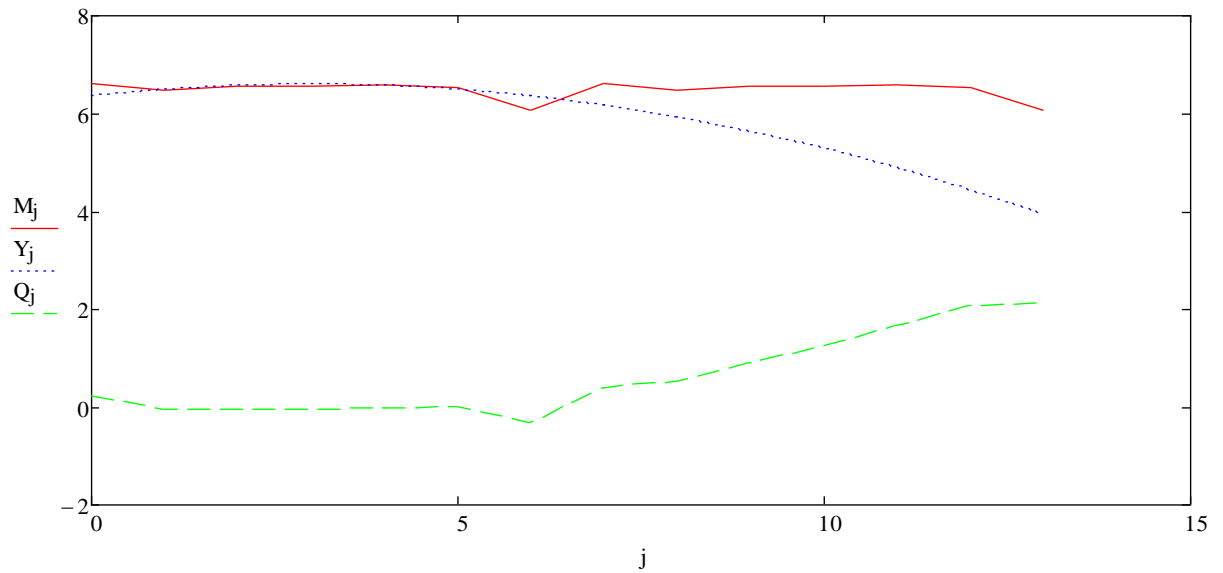
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (0.081 \quad 0.195 - 0.04i \quad 0.202 - 0.14i \quad -0.019 - 0.232i \quad -0.171)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = (6.528 \times 10^{-3} \quad 0.04 \quad 0.061 \quad 0.054 \quad 0.029)$$

$$UU = (U_2 \quad U_3)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (0 \quad -0.2 \quad -0.606 \quad -1.654 \quad 3.142)$$

$$Am2 := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$Fq2 := \arg(U_2)$$

$$Am3 := \frac{|U_3|}{2.718}$$

$$Fq3 := \arg(U_3)$$

$$Am2 = 0.091$$

$$Fq2 = -0.606$$

$$Am3 = 0.086$$

$$Fq3 = -1.654$$

$$tt_j := 0.091 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{8} + (1) \cdot 0.606\right] + 0.086 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{3}{8} + (1) \cdot 1.654\right]$$

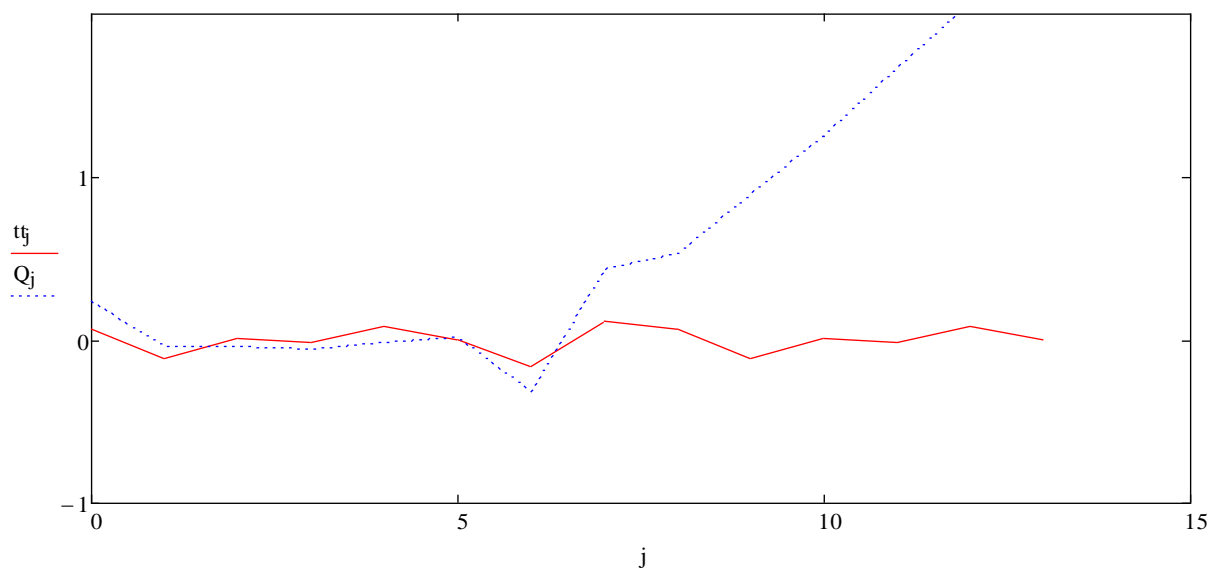
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

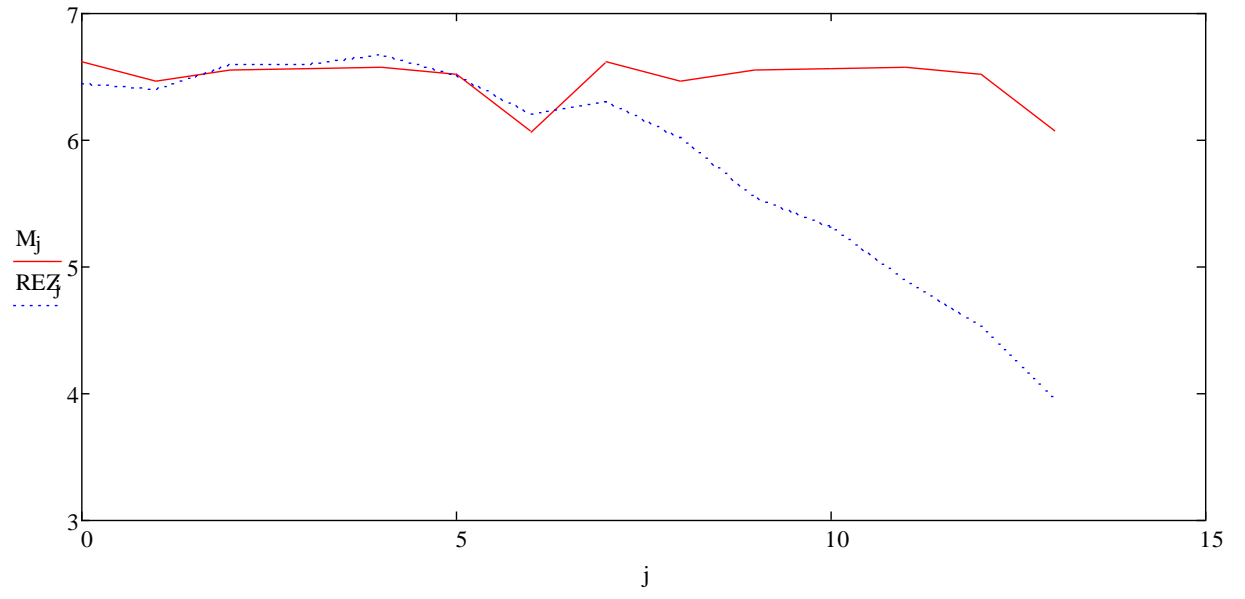
$$tt^T = \mathbf{■}$$

$$R := \text{ifft}(\mathbf{UU}^T)$$

$$d := 0..32$$

$$\mathbf{R}^T = \mathbf{■}$$





Специфікація циклічної складової часового ряду ALM BASEL INDEX, в розрізі KAZAKHSTAN за допомогою Фур'є аналізу

$$j := 0..13$$

$$W := \begin{pmatrix} 5.120219 \\ 5.939585 \\ 5.939585 \\ 5.93 \\ 5.876233 \\ 6.421473 \\ 6.36 \\ 5.120219 \\ 5.939585 \\ 5.939585 \\ 5.93 \\ 5.876233 \\ 6.421473 \\ 6.36 \end{pmatrix}$$

$$M_j := W_j$$

$$Y_j := 0.165 \cdot j + 5.281$$

$$Q_j := M_j - Y_j$$

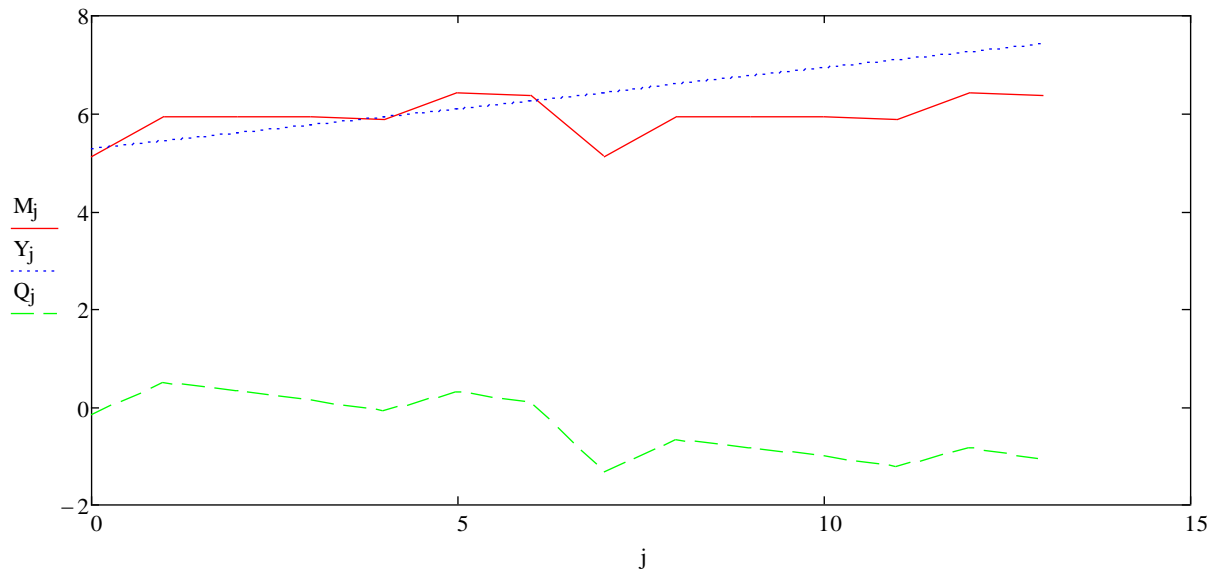
$$i := 0..7$$

$$TMP_i := Q_i$$

$$U := \text{fft}(TMP)$$

$$k := 0..7$$

$$U^T = (-0.057 \quad -0.357 + 0.497i \quad -0.227 + 0.697i \quad 0.289 + 0.327i \quad 0.193)$$



$$\left[\overrightarrow{(|U|)^2} \right]^T = (3.227 \times 10^{-3} \quad 0.374 \quad 0.537 \quad 0.191 \quad 0.037)$$

$$UU = (U_1 \quad U_2)$$

$$\left(\overrightarrow{\arg(U)} \right)^T = (3.142 \quad 2.194 \quad 1.886 \quad 0.847 \quad 0)$$

$$Am2 := \frac{|U_2|}{2.718}$$

$$Fq2 := \arg(U_2)$$

$$Am1 := \frac{|U_1|}{2.718}$$

$$Fq1 := \arg(U_1)$$

$$Am2 = 0.27$$

$$Fq2 = 1.886$$

$$Am1 = 0.225$$

$$Fq1 = 2.194$$

$$tt_j := 0.225 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{1}{4} + (-1) \cdot 2.194\right] + 0.27 \cdot \cos\left[2 \cdot \pi \cdot j \cdot \frac{2}{4} + (1) \cdot 1.886\right]$$

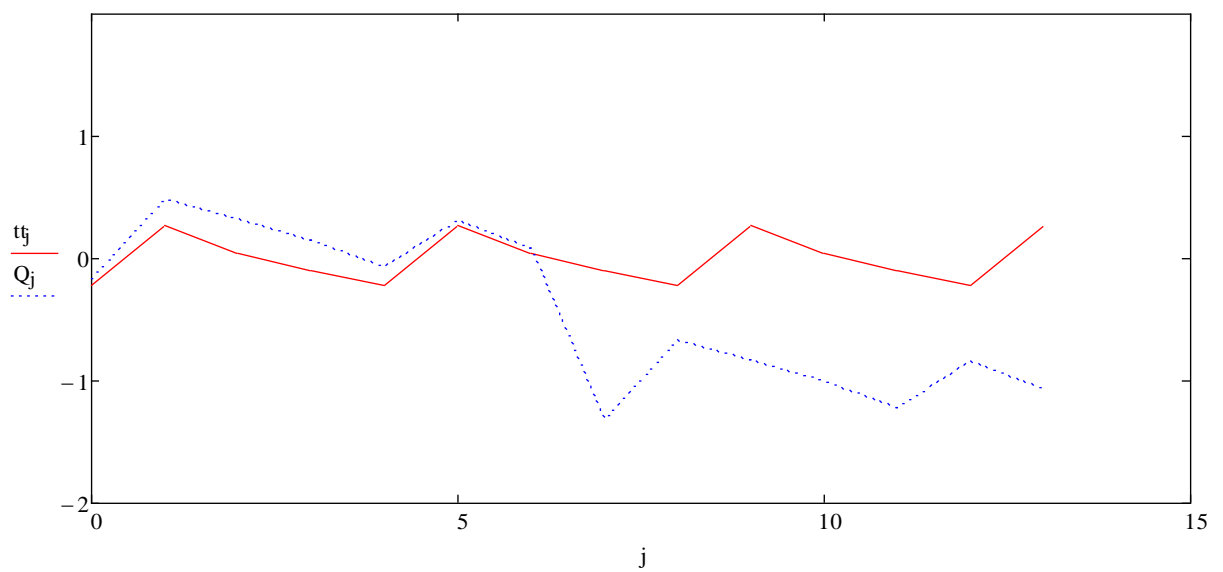
$$REZ_j := Y_j + tt_j$$

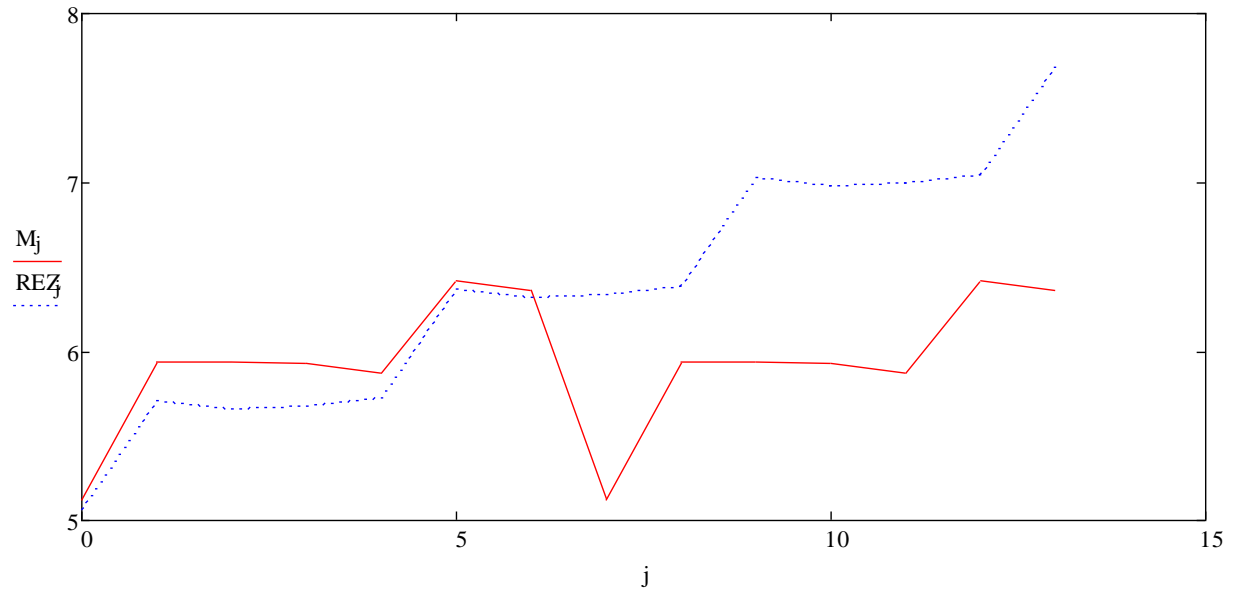
$$tt^T = \mathbf{\cdot}$$

$$R := \text{ifft}(UU^T)$$

$$d := 0..32$$

$$R^T = \mathbf{\cdot}$$





ДОДАТОК В

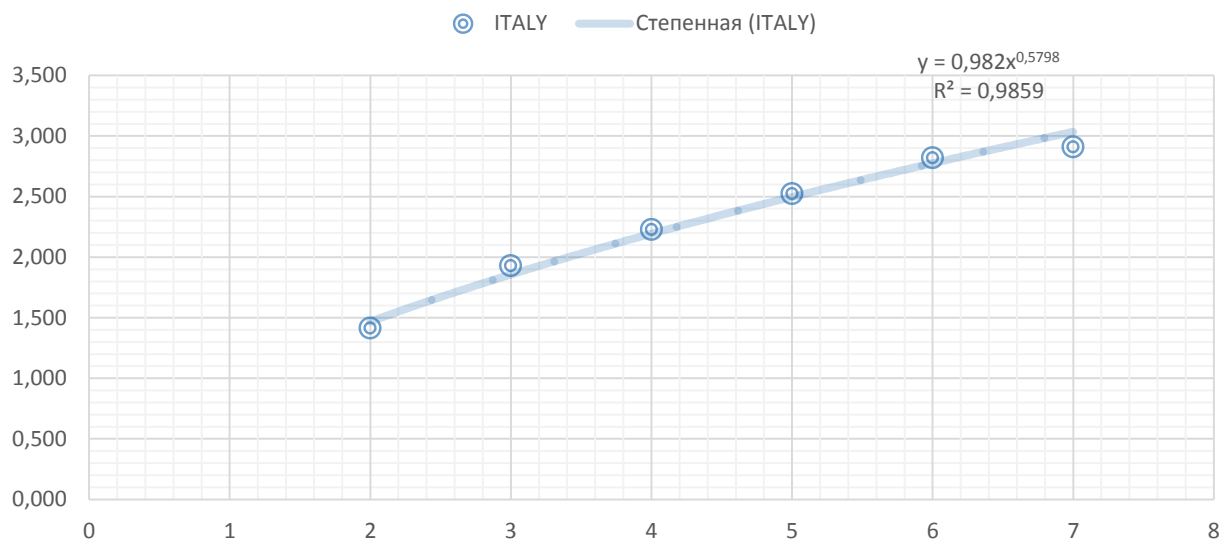


Рисунок В.1 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Italy
(фактичні дані)

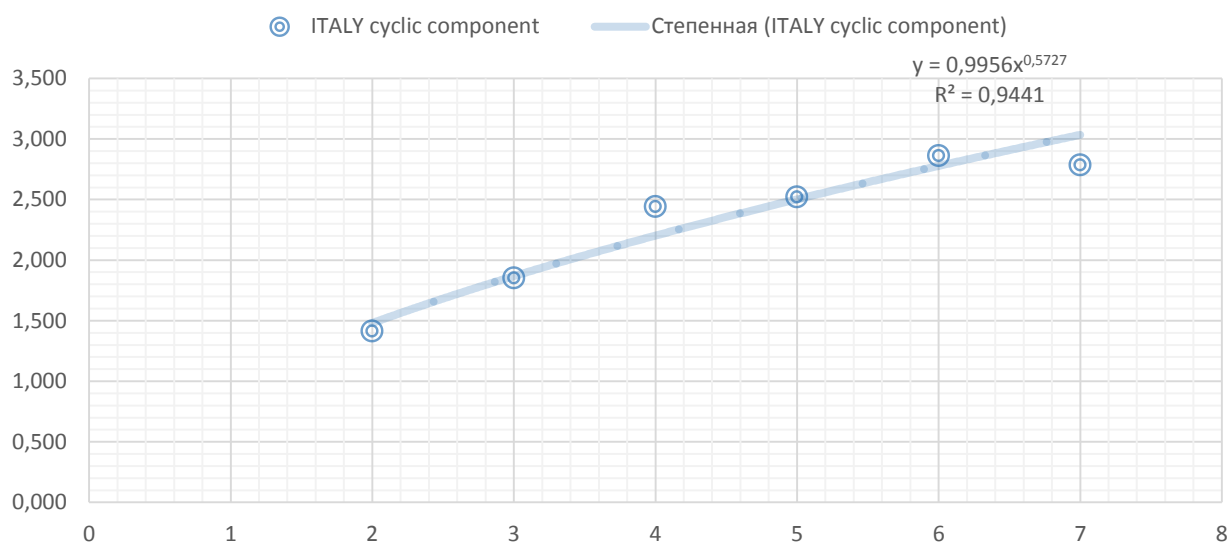


Рисунок В.2 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Italy
(циклічна компонента)

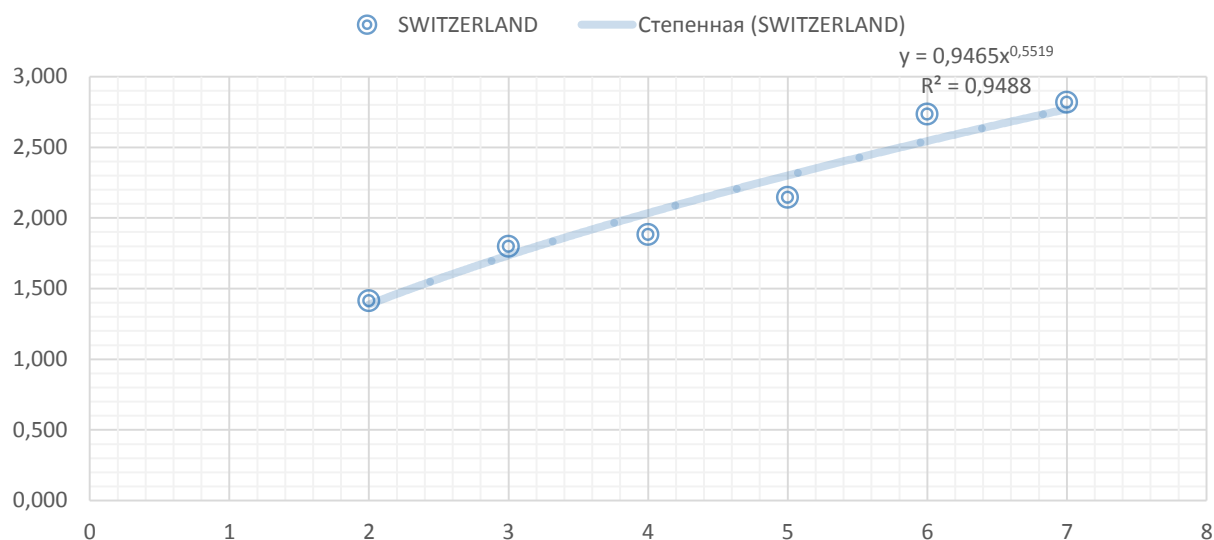


Рисунок В.3 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Switzerland (фактичні дані)

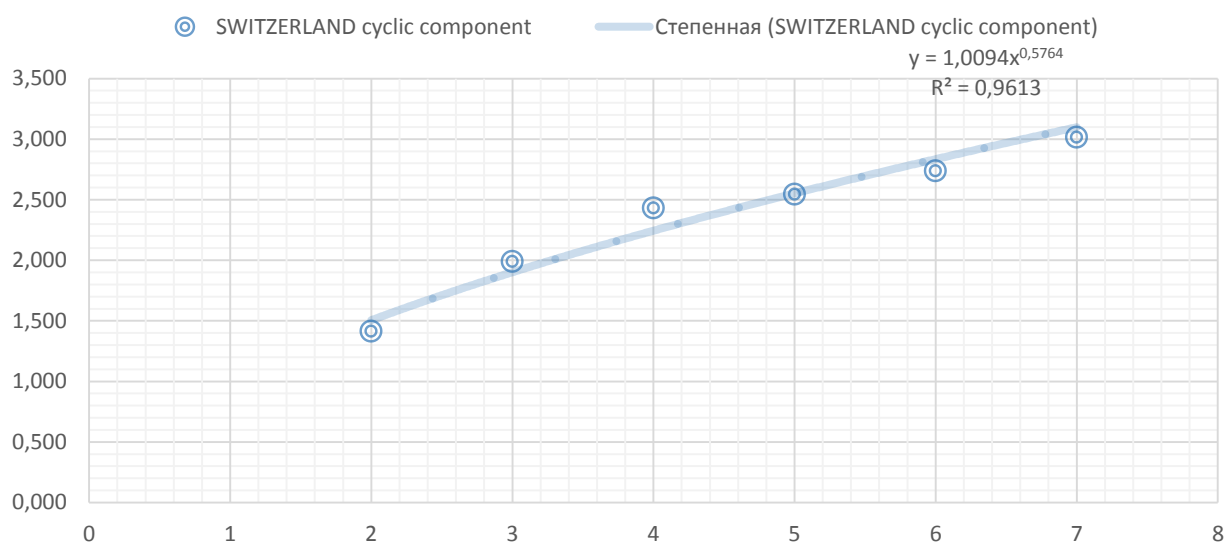


Рисунок В.4 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі ItalySwitzerland (циклічна компонента)

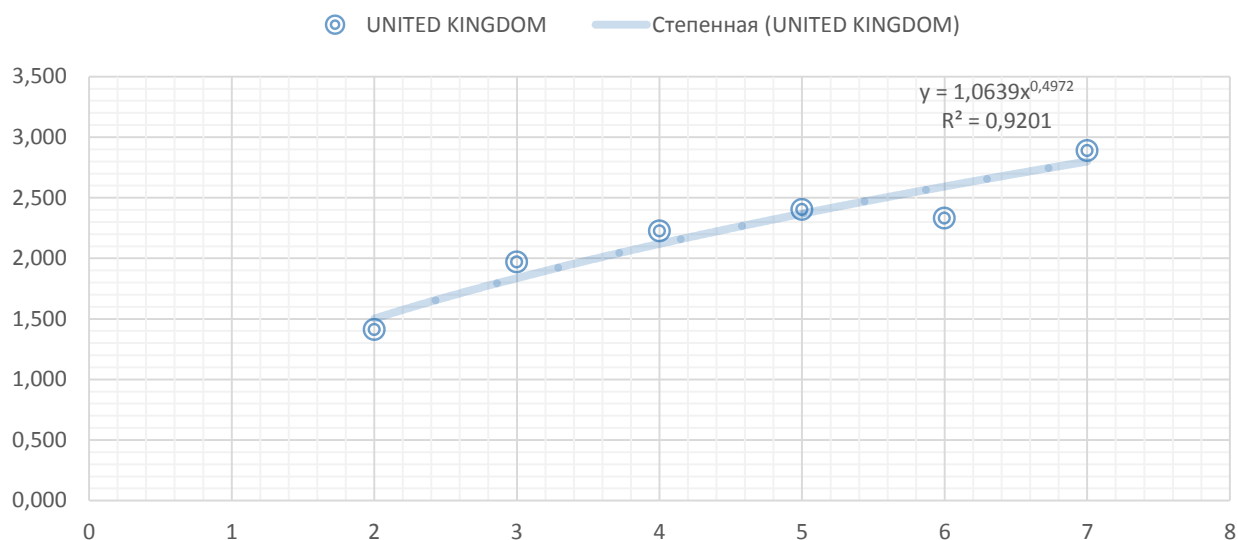


Рисунок В.5 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі United Kingdom (фактичні дані)

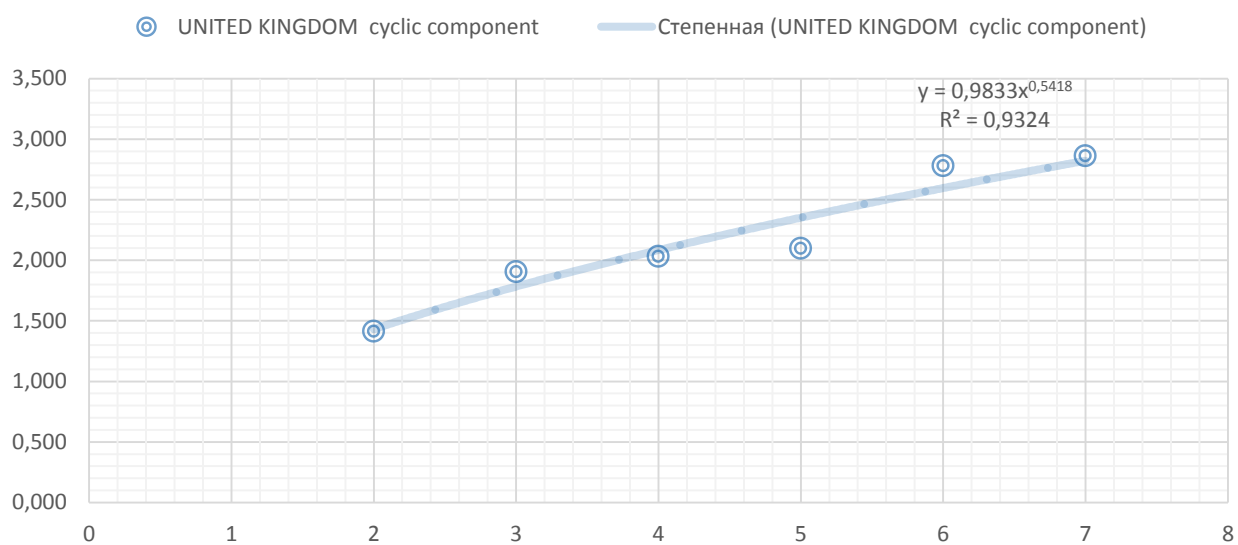


Рисунок В.6 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі United Kingdom (циклічна компонента)

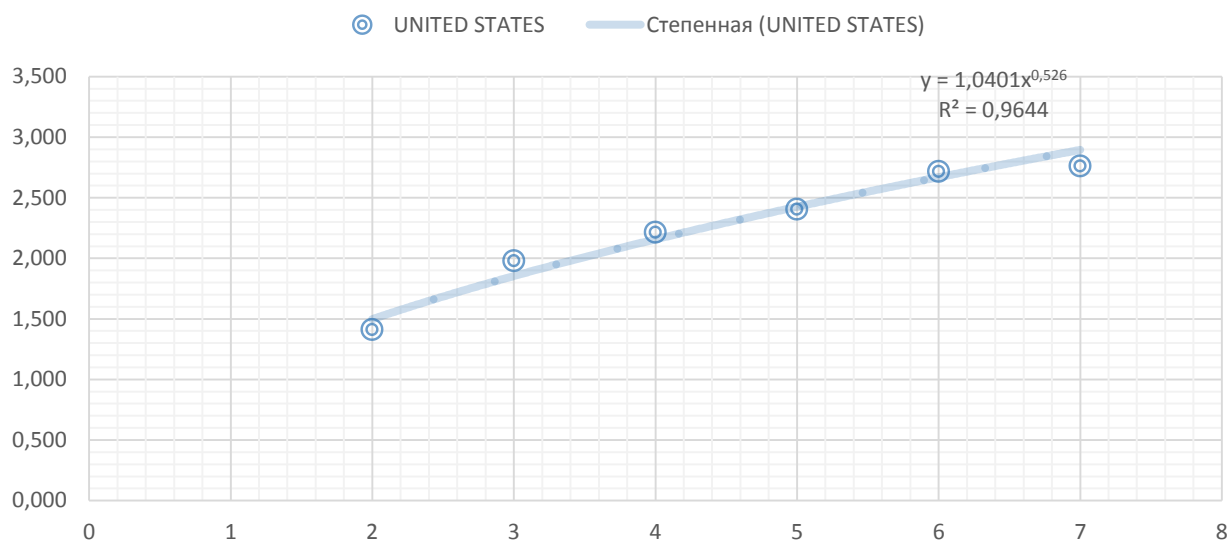


Рисунок В.7 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі United States (фактичні дані)

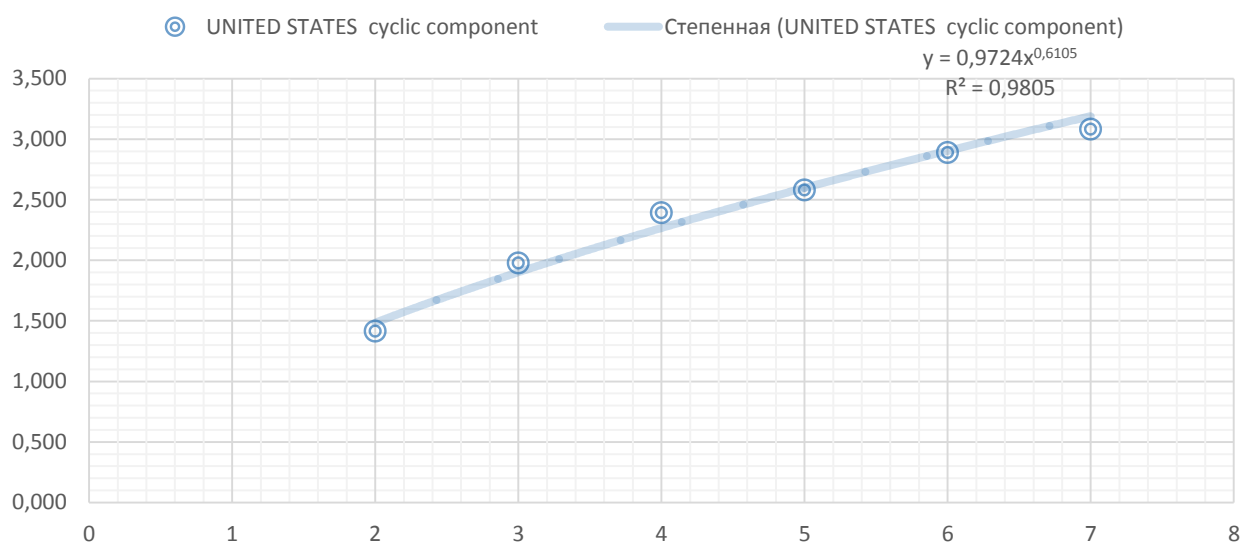


Рисунок В.8 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі United States (циклічна компонента)

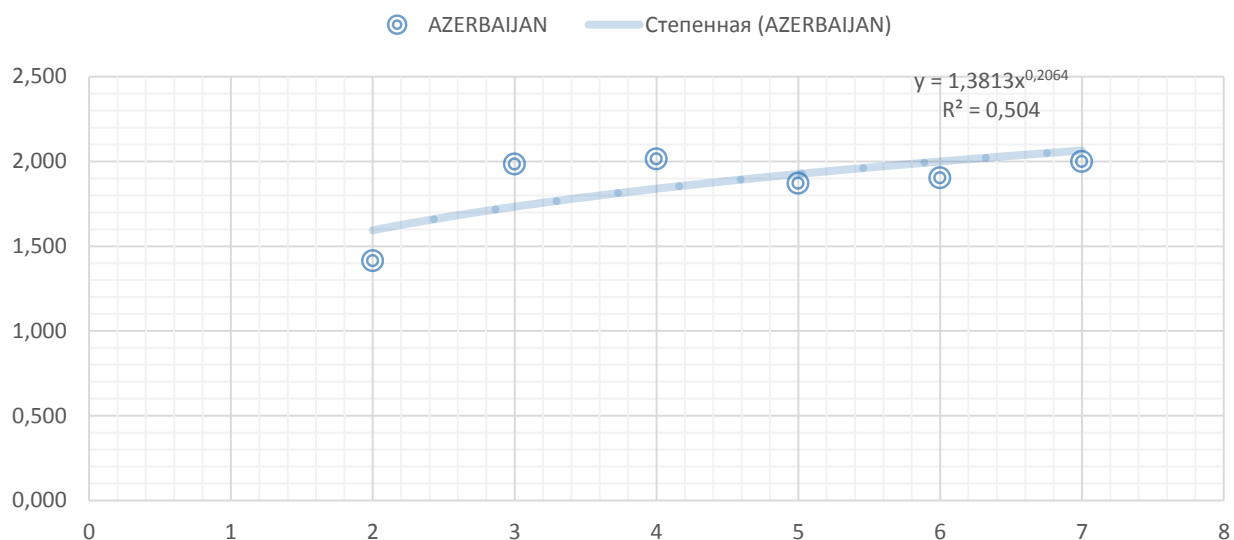


Рисунок В.9 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Azerbaijan (фактичні дані)

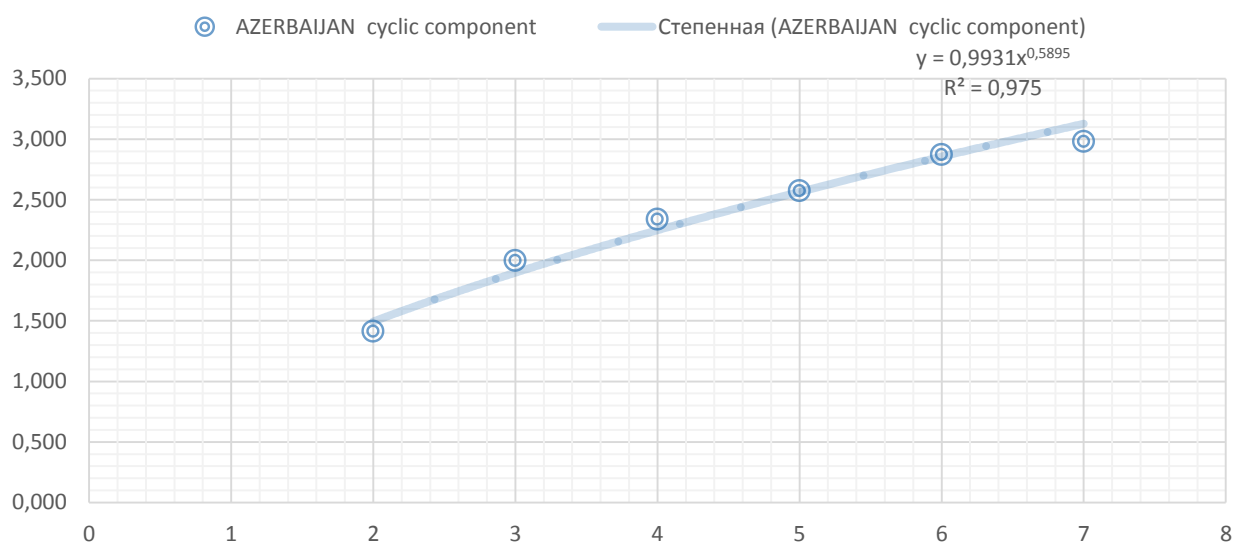


Рисунок В.10 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Azerbaijan (циклічна компонента)

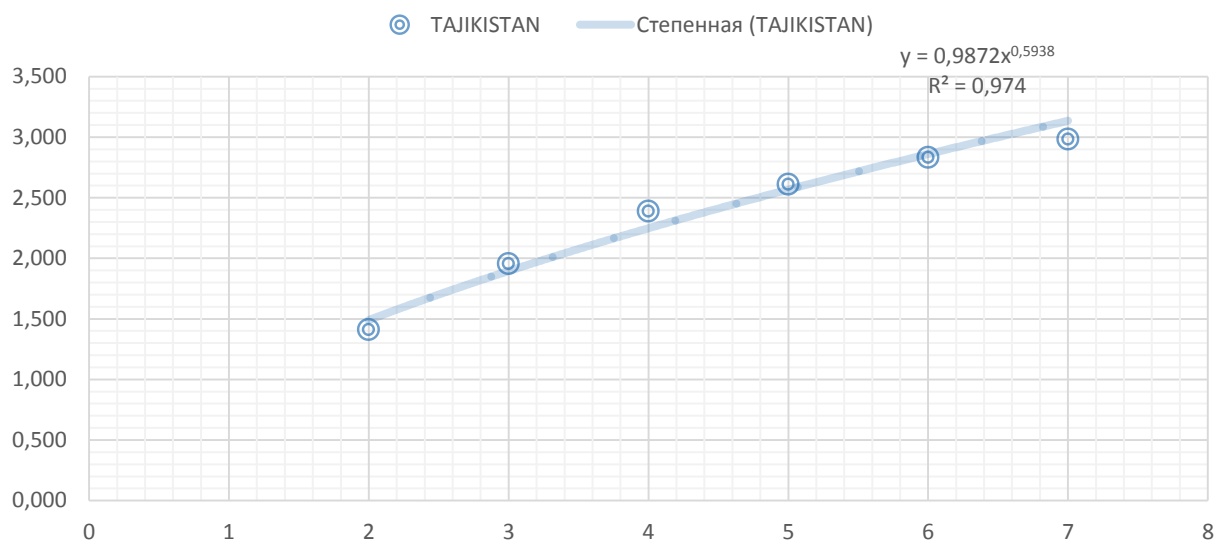


Рисунок В.11 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі
Таджикістан (фактичні дані)

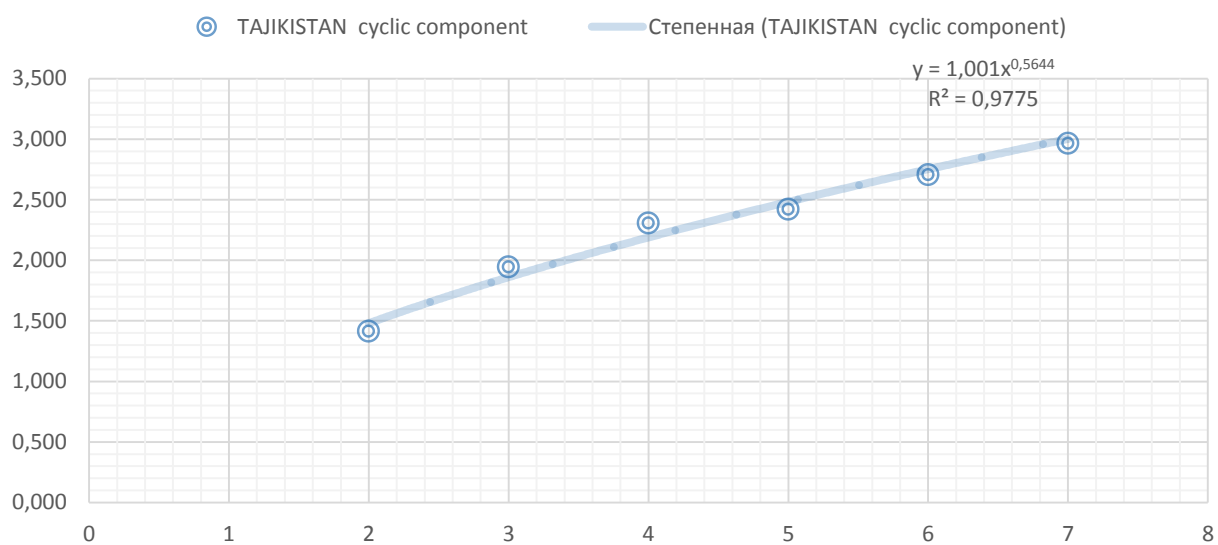


Рисунок В.12 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі
Таджикістан (циклічна компонента)

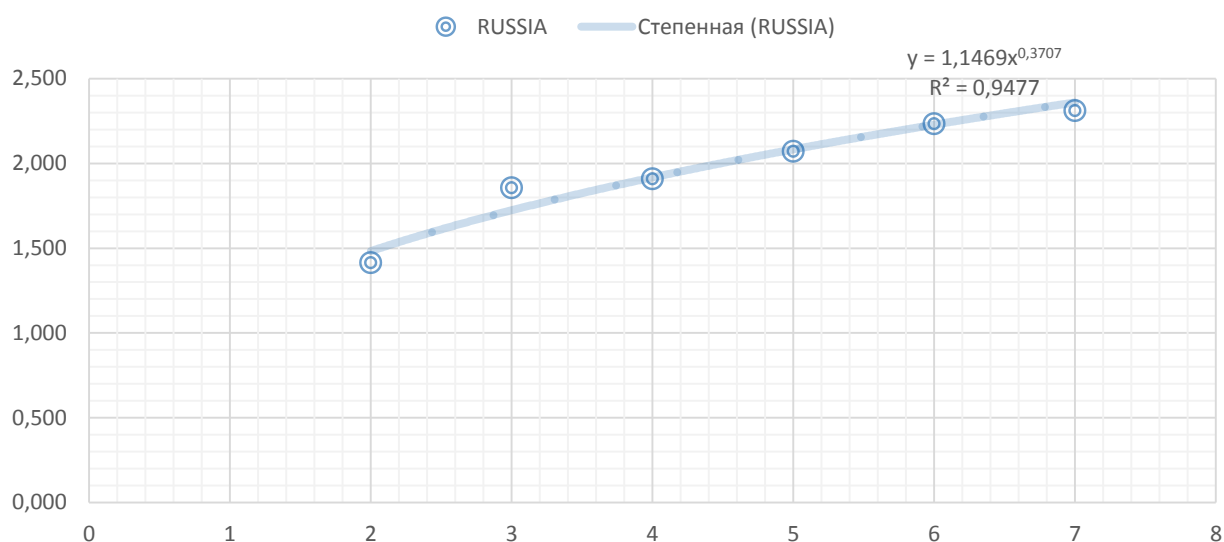


Рисунок В.13 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Russia (фактичні дані)

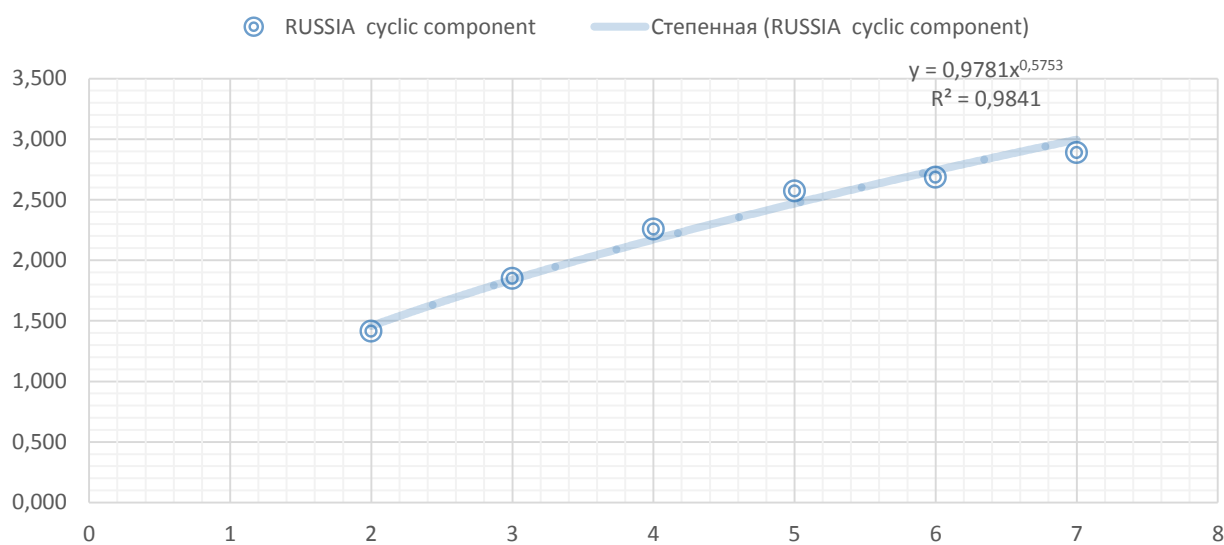


Рисунок В.14 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Russia(циклічна компонента)

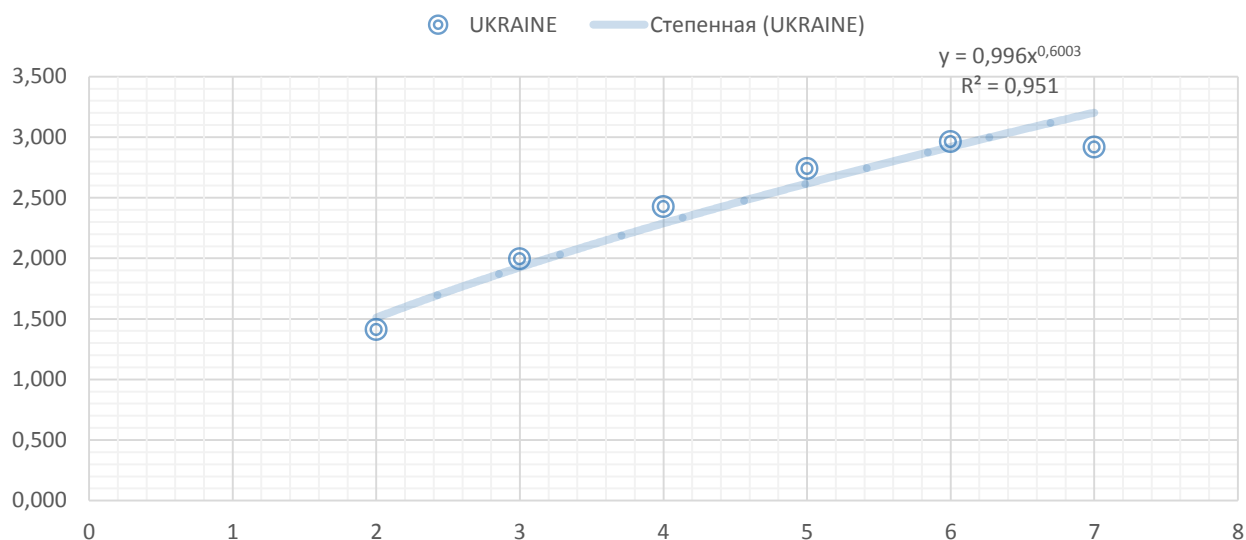


Рисунок В.15 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі
 Ukraine (фактичні дані)

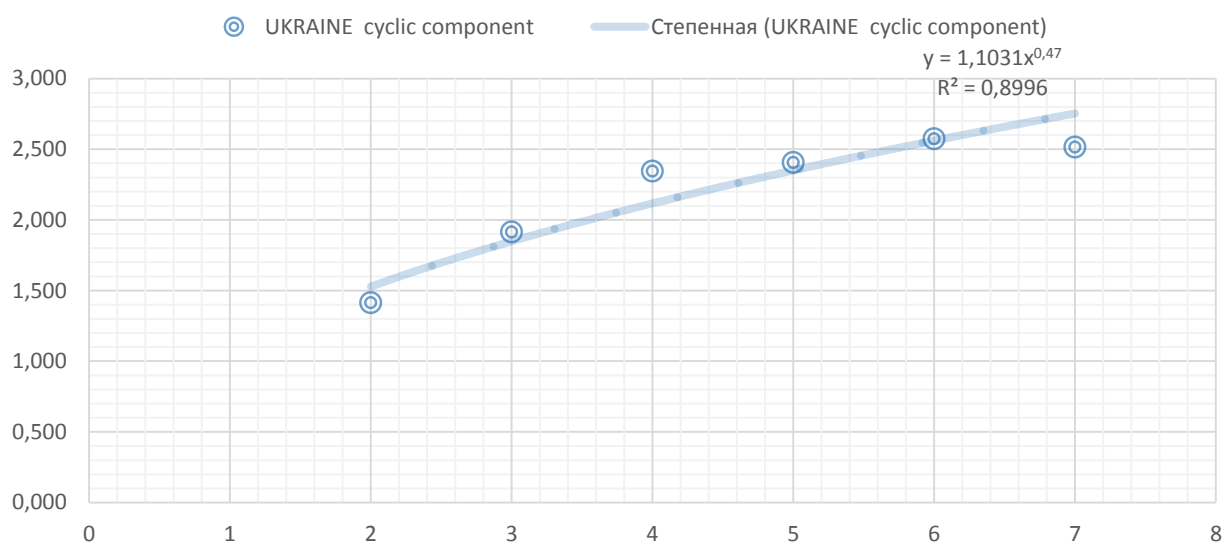


Рисунок В.16 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі
 Ukraine (циклічна компонента)

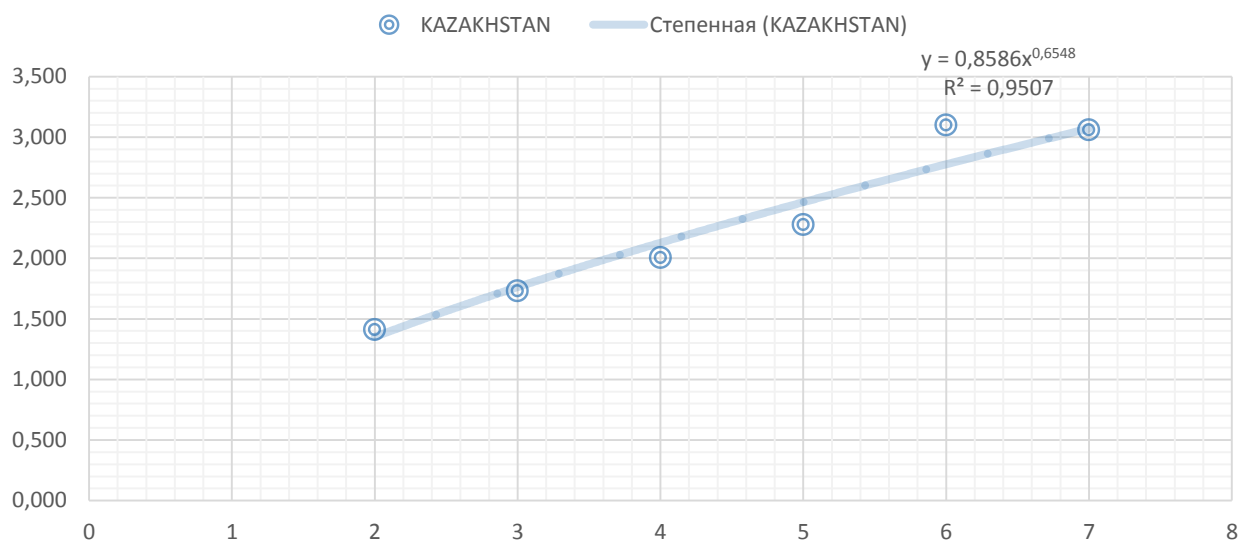


Рисунок В.17 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Kazakhstan (фактичні дані)

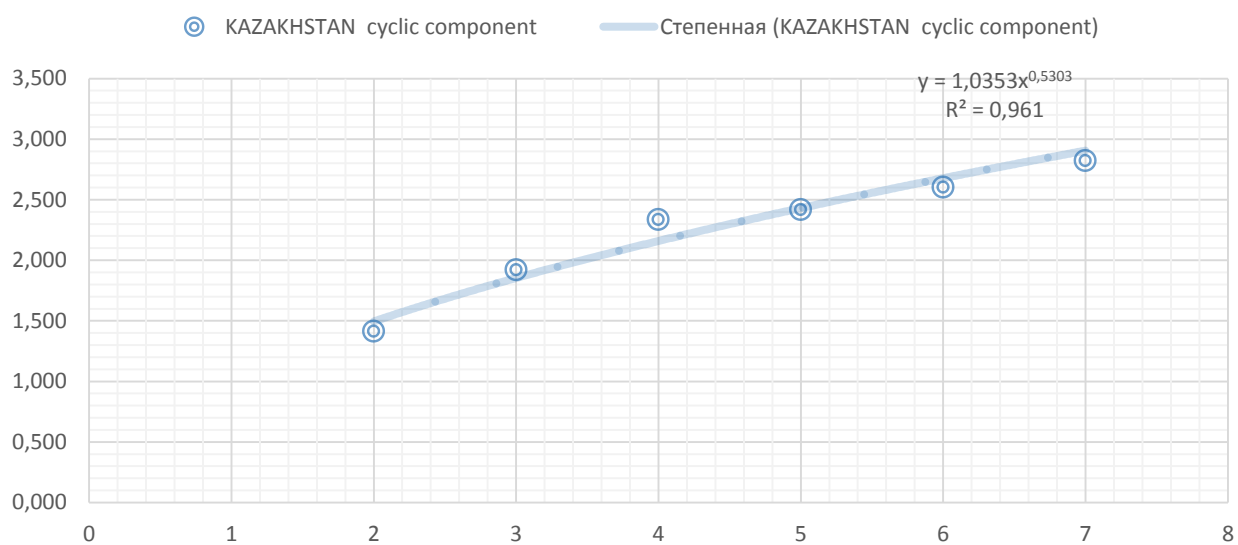


Рисунок В.18 – R/S аналіз часового ряду ALM BASEL INDEX в розрізі Kazakhstan (циклічна компонента)

ДОДАТОК Г

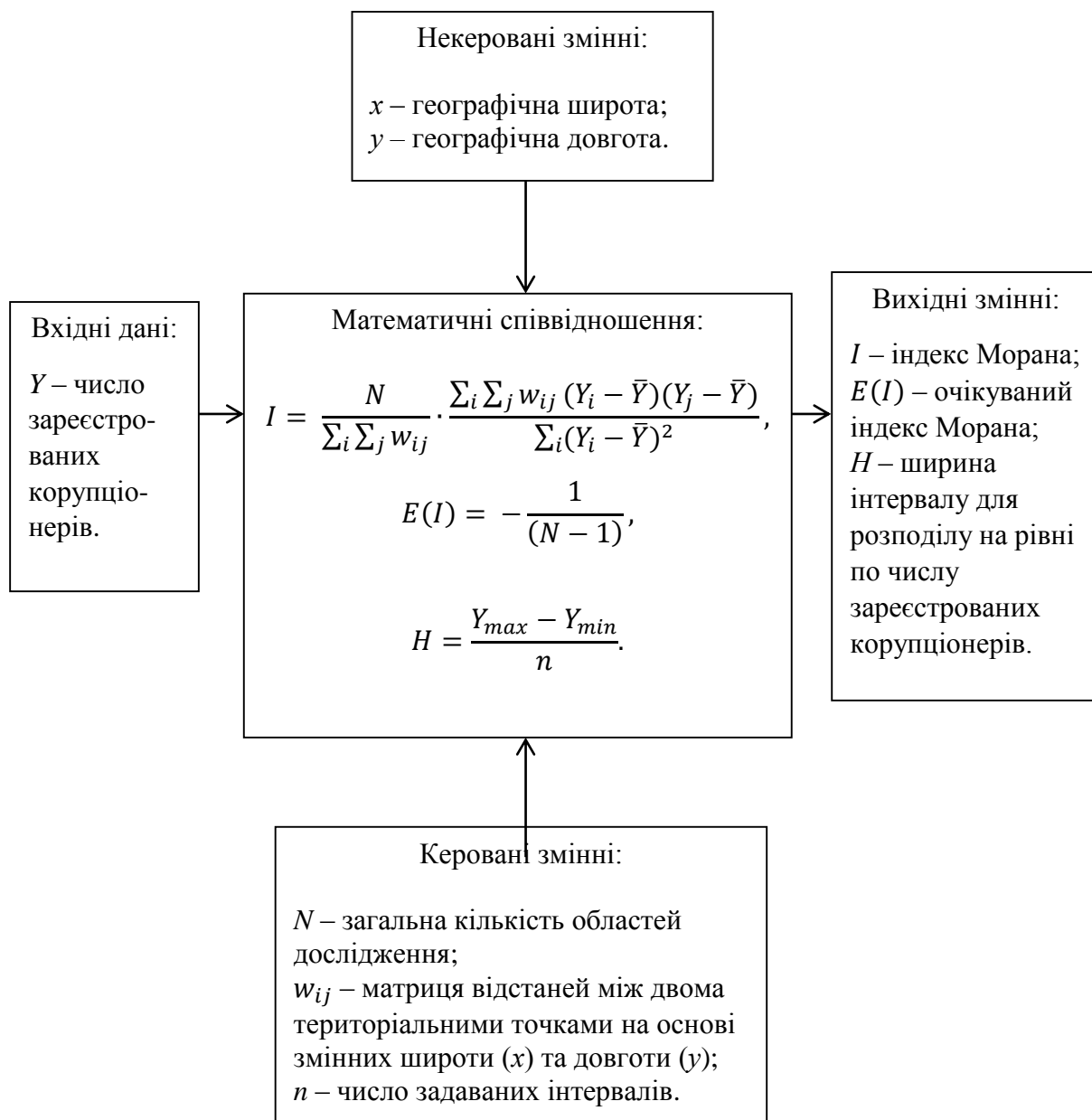


Рисунок Г.1 – Схема структури опису для першого рівня дослідження

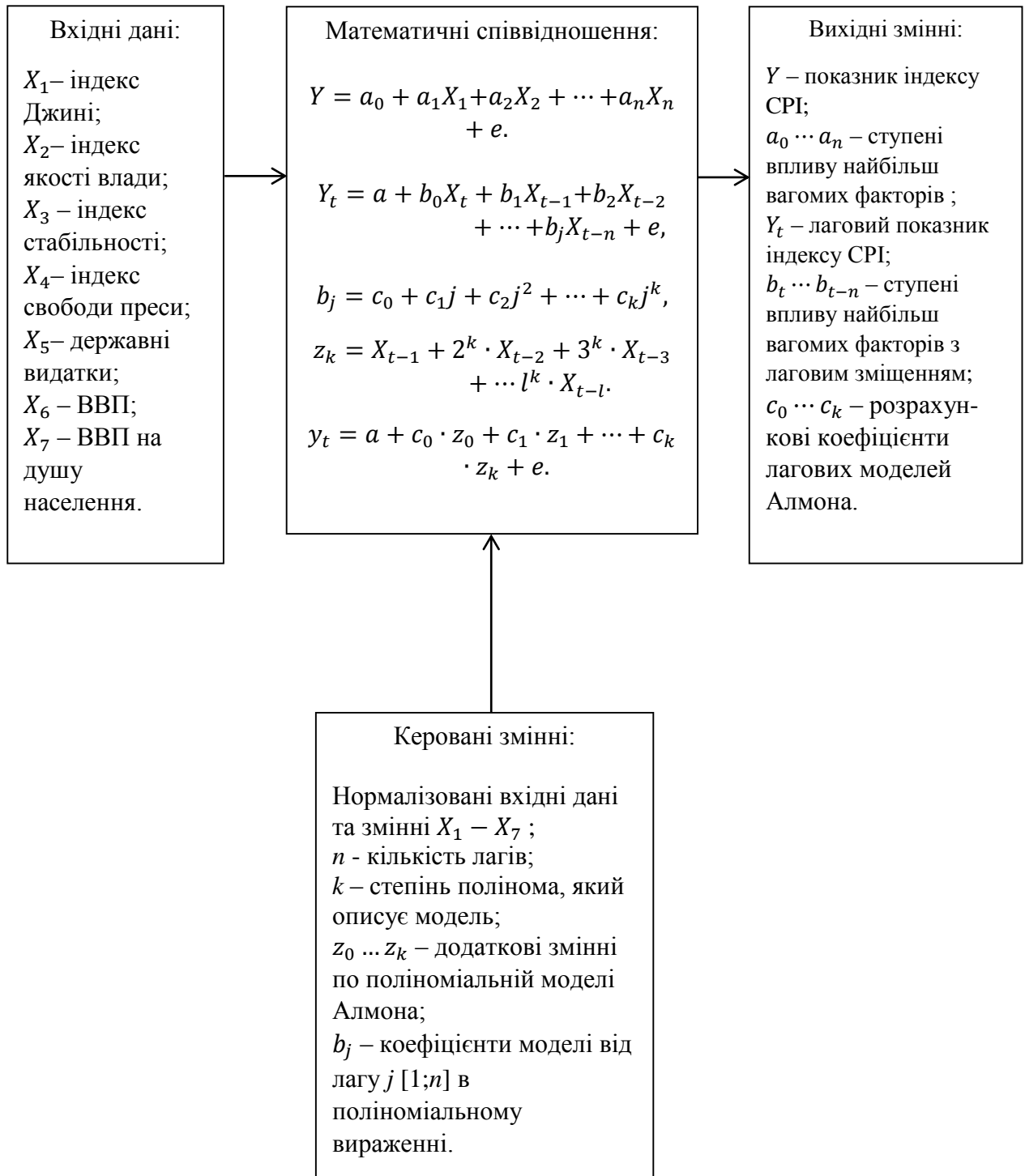


Рисунок Г.2 – Схема структури опису для другого рівня дослідження

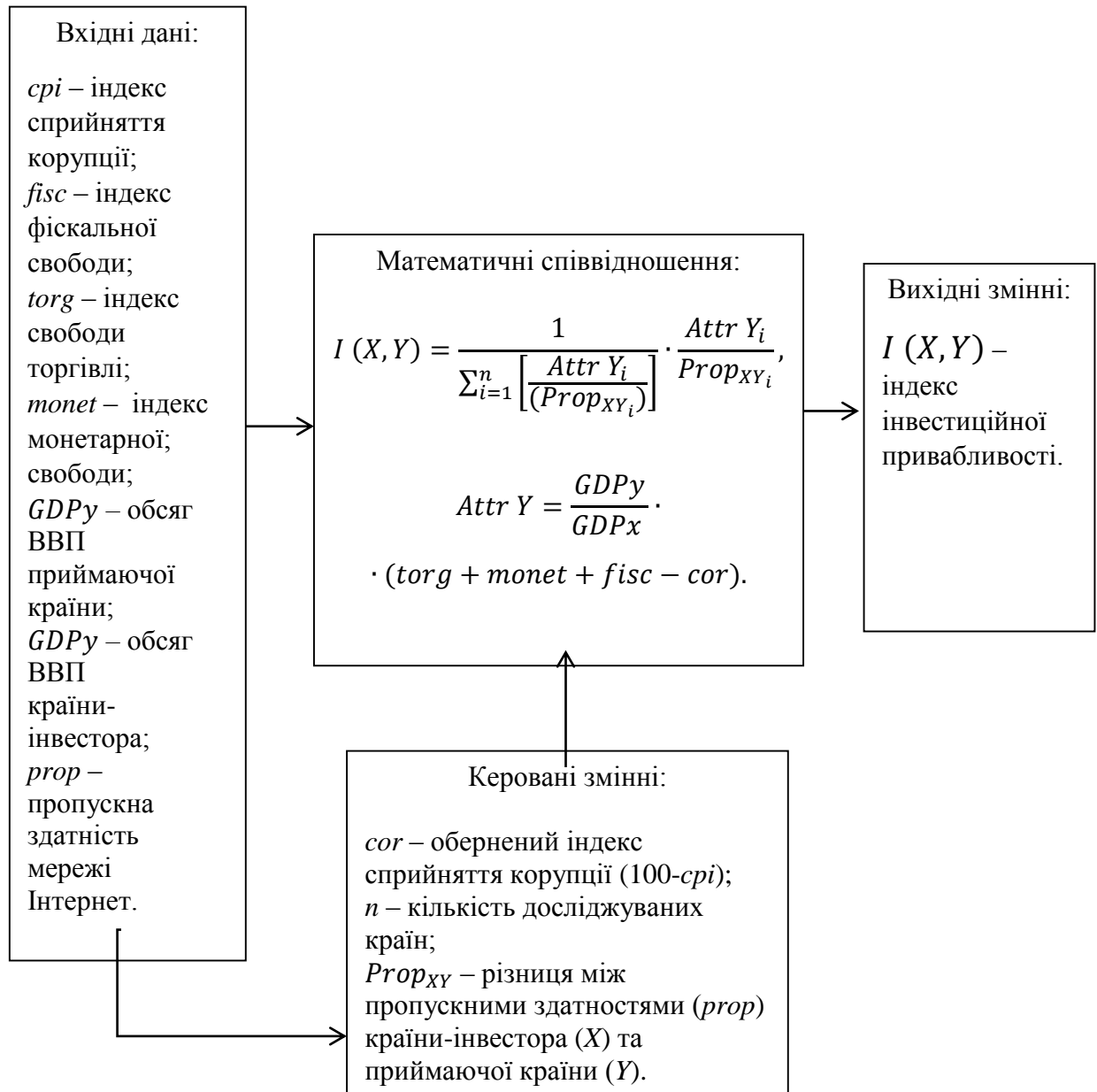


Рисунок Г.3 – Схема структури опису для третього рівня дослідження

ДОДАТОК Д

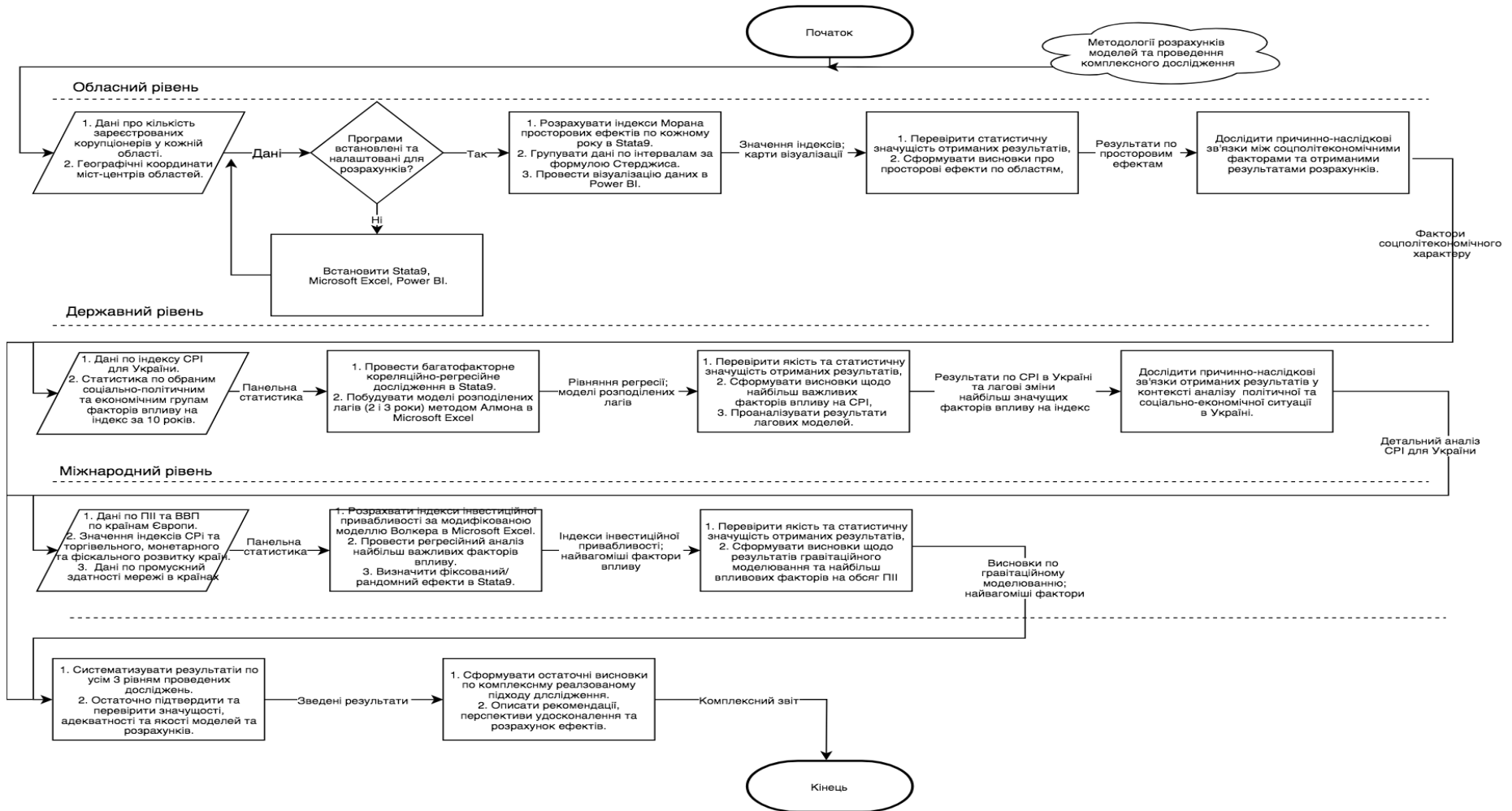


Рисунок Д.1 - Блок-схема алгоритму реалізації порівневої реалізації задач комплексного підходу моделювання

ДОДАТОК Е

Розрахунок Індексів Морана та просторова візуалізація

Таблиця Е.1 – Вхідні дані для розрахунків індексів Морана по кількості зареєстрованих осіб-корупціонерів по областях України (без врахування АР Крим) за 2013-2017 роки

Область	х (широта)	у (довгота)	Y2013	Y2014	Y2015	Y2016	Y2017
Вінницька область	49	28	51	42	62	180	154
Волинська область	50	25	49	23	53	135	87
Дніпропетровська область	48	34	64	75	124	361	257
Донецька область	48	37	115	98	167	157	235
Житомирська область	50	28	38	32	50	135	142
Закарпатська область	48	22	36	42	57	45	29
Запорізька область	47	35	51	71	50	134	238
Івано-Франківська область	48	24	90	57	98	181	56
Київська область	48	25	113	63	97	271	342
Кіровоградська область	48	32	26	42	58	226	254
Луганська область	48	39	76	74	134	265	266
Львівська область	49	24	64	42	84	271	375
Миколаївська область	46	32	38	32	69	225	310
Одеська область	46	30	35	30	67	271	271
Полтавська область	49	34	51	37	50	135	104
Рівненська область	50	26	38	24	67	127	187
Сумська область	50	34	26	21	39	134	118
Тернопільська область	49	25	64	63	96	119	144
Харківська область	50	36	66	94	135	361	373
Херсонська область	46	32	26	38	91	226	283
Хмельницька область	49	26	24	41	36	135	84
Черкаська область	49	32	27	11	67	132	58
Чернівецька область	48	25	38	18	61	181	125
Чернігівська область	51	31	26	42	56	133	115

Лістинг Е.1 – Проведення розрахунків індексів Морана в програмі Stata 9

```
. sum x y
      variable |      Obs      Mean   Std. Dev.   Min   Max
-----+-----+-----+-----+-----+-----
           x |         24      48.5   1.351328    46    51
           y |         24     29.83333   4.806397    22    39

. display sqrt((51 - 46)^2 + (39 - 22)^2)
17.720045

. global xcoord x
. global ycoord y
. global band 17
. spatwmat, name(w) xcoord($xcoord) ycoord($ycoord) band(0 $band) standardize eigenval(E)
```

The following matrices have been created:

1. Inverse distance weights matrix w (row-standardized)
 - Dimension: 24x24
 - Distance band: 0 < d <= 17
 - Friction parameter: 1
 - Minimum distance: 0.0
 - 1st quartile distance: 3.1
 - Median distance: 5.7
 - 3rd quartile distance: 8.5
 - Maximum distance: 17.0
 - Largest minimum distance: 2.24
 - Smallest maximum distance: 9.22
2. Eigenvalues matrix E
 - Dimension: 24x1

```
. global ylist Y2013
. spatgsa Y2013, weights(w) moran
```

Measures of global spatial autocorrelation

Weights matrix

```
-----
Name: w
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: 0.0 < d <= 17.0
Row-standardized: Yes
-----
```

Moran's I

```
-----+-----+-----+-----+-----+-----
variables |      I      E(I)   sd(I)      z      p-value*
-----+-----+-----+-----+-----+-----
      Y2013 |  0.052  -0.043   0.044   2.169   0.015
-----+-----+-----+-----+-----+-----
```

*1-tail test

```
. global ylist Y2014
. spatgsa Y2014, weights(w) moran
```

Measures of global spatial autocorrelation

weights matrix

```
-----
Name: w
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: 0.0 < d <= 17.0
Row-standardized: Yes
-----
```

Moran's I

```
-----
      variables |      I      E(I)  sd(I)      z      p-value*
-----+-----
      Y2014 |  0.067  -0.043   0.045   2.464   0.007
-----
```

*1-tail test

```
. global ylist  Y2015
. spatgsa  Y2015, weights(w) moran
```

Measures of global spatial autocorrelation

weights matrix

```
-----
Name: w
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: 0.0 < d <= 17.0
Row-standardized: Yes
-----
```

Moran's I

```
-----
      variables |      I      E(I)  sd(I)      z      p-value*
-----+-----
      Y2015 |  0.033  -0.043   0.044   1.732   0.042
-----
```

*1-tail test

```
. global ylist  Y2016
. spatgsa  Y2016, weights(w) moran
```

Measures of global spatial autocorrelation

weights matrix

```
-----
Name: w
Type: Distance-based (inverse distance)
Distance band: 0.0 < d <= 17.0
Row-standardized: Yes
-----
```

Moran's I

```
-----
      variables |      I      E(I)  sd(I)      z      p-value*
-----+-----
      Y2016 | -0.042  -0.043   0.045   0.026   0.490
-----
```

*1-tail test

```
. global ylist  Y2017
. spatgsa  Y2017, weights(w) moran
```

Measures of global spatial autocorrelation

weights matrix

 Name: w
 Type: Distance-based (inverse distance)
 Distance band: 0.0 < d <= 17.0
 Row-standardized: Yes

Moran's I

Variables	I	E(I)	sd(I)	z	p-value*
y2017	-0.031	-0.043	0.046	0.283	0.388

*1-tail test

Таблиця Е.2 – Інтервальне розбиття за Стерджесом даних по зареєстрованим особам-корупціонерам в Україні за 2013-2017 роки

Рік	Максимальне значення	Мінімальне значення	Середнє значення (на 3 інтервали)	Інтервали	Характеристика
2013	115	24	30,33	24-54	Низький
				55-85	Середній
				86-115	Високий
2014	98	11	29,00	11-40	Низький
				41-70	Середній
				71-98	Високий
2015	167	36	43,66	36-80	Низький
				81-124	Середній
				125-167	Високий
2016	361	45	105,33	45-150	Низький
				151-255	Середній
				256-361	Високий
2017	375	29	115,33	29-144	Низький
				145-259	Середній
				260-375	Високий



Рисунок Е.1 – Просторові ефекти по числу корупціонерів в областях України за 2013 рік



Рисунок Е.2 – Просторові ефекти по числу корупціонерів в областях України за 2014 рік



Рисунок Е.3 – Просторові ефекти по числу корупціонерів
в областях України за 2015 рік

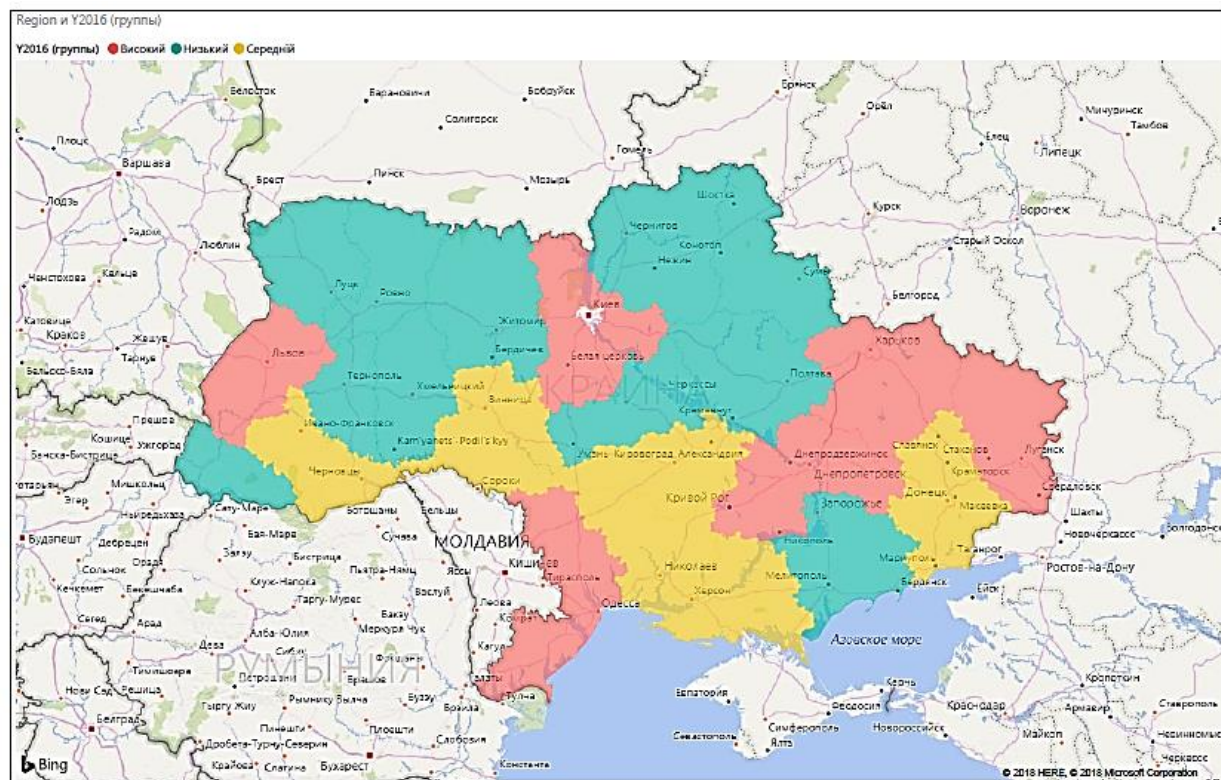


Рисунок Е.4 – Просторові ефекти по числу корупціонерів
в областях України за 2016 рік

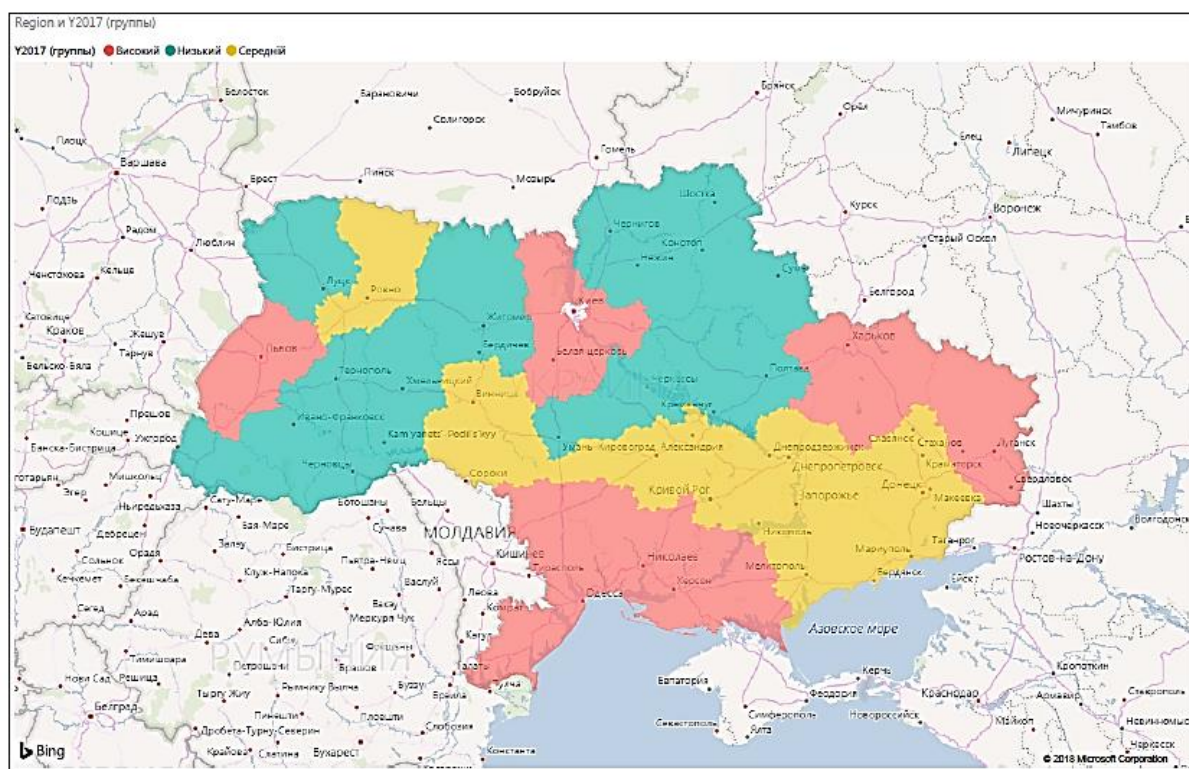


Рисунок Е.5 – Просторові ефекти по числу корупціонерів
в областях України за 2017 рік

ДОДАТОК Є

Побудова моделі багатofакторної регресії та розрахунок
лагових моделей Алмона

Таблиця Є.1 – Вхідні дані для побудови моделі багатofакторної регресії

Рік	срі	gini	govexpdoll	gdppcapdoll	regq	stabil	press	gdp
2008	25	26,0	56736,88	3891,04	33,01	45,67	53	179,99
2009	22	25,3	39449,55	2545,48	32,06	34,12	55	117,23
2010	24	24,8	47651,07	3124,89	33,97	45,50	53	136,01
2011	23	24,5	52434,47	3762,76	29,86	46,60	56	136,16
2012	26	24,7	61633,92	4064,56	29,86	41,70	59	175,78
2013	25	24,5	63309,64	4249,34	30,33	20,85	60	183,31
2014	26	24,1	43960,17	3104,65	29,33	15,71	63	133,50
2015	27	25,5	31115,38	2124,68	29,81	15,24	58	91,03
2016	29	25,0	32704,07	2187,71	36,06	16,67	53	93,27
2017	30	25,5	39727,82	2639,81	40,38	16,67	53	112,15

Таблиця Є.2 – Нормалізовані вхідні дані для побудови моделі багатofакторної регресії

Рік	срі	gini	govexpdoll	gdppcapdoll	Regq	stabil	press	gdp
2008	-0,280	1,741	0,861	0,917	0,153	1,124	-0,927	1,291
2009	-1,482	0,534	-0,648	-0,793	-0,115	0,302	-0,365	-0,544
2010	-0,681	-0,328	0,068	-0,057	0,424	1,112	-0,927	0,005
2011	-1,081	-0,845	0,486	0,754	-0,735	1,191	-0,084	0,009
2012	0,120	-0,500	1,289	1,138	-0,735	0,842	0,758	1,168
2013	-0,280	-0,845	1,435	1,372	-0,602	-0,642	1,039	1,388
2014	0,120	-1,534	-0,254	-0,082	-0,884	-1,008	1,882	-0,068
2015	0,521	0,879	-1,376	-1,328	-0,749	-1,042	0,477	-1,310
2016	1,322	0,017	-1,237	-1,248	1,013	-0,940	-0,927	-1,245
2017	1,722	0,879	-0,624	-0,673	2,230	-0,940	-0,927	-0,693

Лістинг Є.1 – Розрахунок кореляційної матриці, значимості параметрів багатофакторної регресії та перевірка на мультиколінеарність в програмі Stata 9

```
. cor
(obs=10)
```

	cpi	gini	govexp~1	gdppca~1	regq	stabil	press
cpi	1.0000						
gini	0.2048	1.0000					
govexpdoll	-0.3952	-0.2805	1.0000				
gdppcapdoll	-0.4019	-0.3142	0.9904	1.0000			
regq	0.5997	0.4710	-0.3691	-0.4119	1.0000		
stabil	-0.6724	0.0733	0.5587	0.5527	-0.2083	1.0000	
press	-0.1137	-0.6654	0.2658	0.3010	-0.7378	-0.3295	1.0000
gdp	-0.3718	-0.1651	0.9730	0.9577	-0.3558	0.5166	0.2628

```
. reg cpi regq stabil, robust
```

Linear regression

```
Number of obs = 10
F( 2, 7) = 15.05
Prob > F = 0.0029
R-squared = 0.6730
Root MSE = 1.6189
```

cpi	Coef.	Robust Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
regq	.3381006	.0748481	4.52	0.003	.1611131	.5150882
stabil	-.1017122	.0246815	-4.12	0.004	-.1600746	-.0433497
_cons	17.76133	2.55692	6.95	0.000	11.71518	23.80749

```
. vif
```

variable	VIF	1/VIF
regq	1.05	0.956630
stabil	1.05	0.956630
Mean VIF	1.05	

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	Рік	срi	regq	stabil	z0 regq	z1 regq	z2 regq	z0stabil	z1stabil	z2stabil
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5	=CYMM(C2:C4)	=C3+2*C2	=C3+4*C2	=CYMM(D2:D4)	=D3+2*D2	=D3+4*D2
5	2011	23	29.86	46.6	=CYMM(C3:C5)	=C4+2*C3	=C4+4*C3	=CYMM(D3:D5)	=D4+2*D3	=D4+4*D3
6	2012	26	29.86	41.7	=CYMM(C4:C6)	=C5+2*C4	=C5+4*C4	=CYMM(D4:D6)	=D5+2*D4	=D5+4*D4
7	2013	25	30.33	20.85	=CYMM(C5:C7)	=C6+2*C5	=C6+4*C5	=CYMM(D5:D7)	=D6+2*D5	=D6+4*D5
8	2014	26	29.33	15.71	=CYMM(C6:C8)	=C7+2*C6	=C7+4*C6	=CYMM(D6:D8)	=D7+2*D6	=D7+4*D6
9	2015	27	29.81	15.24	=CYMM(C7:C9)	=C8+2*C7	=C8+4*C7	=CYMM(D7:D9)	=D8+2*D7	=D8+4*D7
10	2016	29	36.06	16.67	=CYMM(C8:C10)	=C9+2*C8	=C9+4*C8	=CYMM(D8:D10)	=D9+2*D8	=D9+4*D8
11	2017	30	40.38	16.67	=CYMM(C9:C11)	=C10+2*C9	=C10+4*C9	=CYMM(D9:D11)	=D10+2*D9	=D10+4*D9

Рисунок Є.1 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по фактору якості влади з лагом у 2 роки

Рівняння регресії по якості влади						
=C29	=C30	z0	=C31	z1	=C32	z2
Коефіцієнти для ви:						
b0	=C30					
b1	=C30+C31+C32					
b2	=C30+2*C31+4*C32					
Модель з розподіленим лагом						
=F38	=G42	xt	=G43	xt-1	=G44	xt-2
Зростання показника якості влади на 1 пункт у поточному моменті часу не створить значного ефекту через 2 роки на показник сприйняття корупції						
					=CYMM(G42:G44)	

Рисунок Є.2 – Рівняння регресії та моделі з розподіленим лагом Алмона по фактору якості влади з лагом у 2 роки

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	Рік	срi	регq	стабил	z0 регq	z1 регq	z2 регq	z0стабил	z1стабил	z2стабил
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5	=СУММ(C2:C4)	=C3+2*C2	=C3+4*C2	=СУММ(D2:D4)	=D3+2*D2	=D3+4*D2
5	2011	23	29.86	46.6	=СУММ(C3:C5)	=C4+2*C3	=C4+4*C3	=СУММ(D3:D5)	=D4+2*D3	=D4+4*D3
6	2012	26	29.86	41.7	=СУММ(C4:C6)	=C5+2*C4	=C5+4*C4	=СУММ(D4:D6)	=D5+2*D4	=D5+4*D4
7	2013	25	30.33	20.85	=СУММ(C5:C7)	=C6+2*C5	=C6+4*C5	=СУММ(D5:D7)	=D6+2*D5	=D6+4*D5
8	2014	26	29.33	15.71	=СУММ(C6:C8)	=C7+2*C6	=C7+4*C6	=СУММ(D6:D8)	=D7+2*D6	=D7+4*D6
9	2015	27	29.81	15.24	=СУММ(C7:C9)	=C8+2*C7	=C8+4*C7	=СУММ(D7:D9)	=D8+2*D7	=D8+4*D7
10	2016	29	36.06	16.67	=СУММ(C8:C10)	=C9+2*C8	=C9+4*C8	=СУММ(D8:D10)	=D9+2*D8	=D9+4*D8
11	2017	30	40.38	16.67	=СУММ(C9:C11)	=C10+2*C9	=C10+4*C9	=СУММ(D9:D11)	=D10+2*D9	=D10+4*D9

Рисунок Є.3 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по фактору стабільності з лагом у 2 роки

Рівняння регресії по політичній стабільності						
=C29	=C30	z0	=C31	z1	=C32	z2
Коефіцієнти для ви:						
b0	=C30					
b1	=C30+C31+C32					
b2	=C30+2*C31+4*C32					
Модель з розподіленням лагом						
=F38	=G42	xt	=G43	xt-1	=G44	xt-2
Зростання показника польтичною стабільності на 1 пункт у поточному моменті часу не створить значного ефекту через 2 роки на показник сприйняття корупції						
					=СУММ(G42:G44)	

Рисунок Є.4 – Рівняння регресії та моделі з розподіленням лагом Алмона по фактору стабільності з лагом у 2 роки

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	Рік	cpi	regq	stabil	z0 regq	z1 regq	z2 regq	z0stabil	z1stabil	z2stabil
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5	=СУММ(C2:C4)	=C3+2*C2	=C3+4*C2	=СУММ(D2:D4)	=D3+2*D2	=D3+4*D2
5	2011	23	29.86	46.6	=СУММ(C3:C5)	=C4+2*C3	=C4+4*C3	=СУММ(D3:D5)	=D4+2*D3	=D4+4*D3
6	2012	26	29.86	41.7	=СУММ(C4:C6)	=C5+2*C4	=C5+4*C4	=СУММ(D4:D6)	=D5+2*D4	=D5+4*D4
7	2013	25	30.33	20.85	=СУММ(C5:C7)	=C6+2*C5	=C6+4*C5	=СУММ(D5:D7)	=D6+2*D5	=D6+4*D5
8	2014	26	29.33	15.71	=СУММ(C6:C8)	=C7+2*C6	=C7+4*C6	=СУММ(D6:D8)	=D7+2*D6	=D7+4*D6
9	2015	27	29.81	15.24	=СУММ(C7:C9)	=C8+2*C7	=C8+4*C7	=СУММ(D7:D9)	=D8+2*D7	=D8+4*D7
10	2016	29	36.06	16.67	=СУММ(C8:C10)	=C9+2*C8	=C9+4*C8	=СУММ(D8:D10)	=D9+2*D8	=D9+4*D8
11	2017	30	40.38	16.67	=СУММ(C9:C11)	=C10+2*C9	=C10+4*C9	=СУММ(D9:D11)	=D10+2*D9	=D10+4*D9

Рисунок Є.5 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по факторам якості влади та стабільності з лагом у 2 роки

Рівняння регресії по якості влади та політичній стабільності												
=C29	=C30	z0 regq	=C31	z1 regq	=C32	z2 regq	=C33	z0stabil	=C34	z1stabil	=C35	z2stabil
Коефіцієнти для вихідних												
b0	=G41		b10	=M41								
b1	=G41+I41+K41		b11	=M41+O41+Q4								
b2	=G41+2*I41+4'		b12	=M41+2*O41+4'								
Модель з розподіленням лагом												
=F41	=G45	x1t	=G46	x1t-1	=G47	x1t-2	=J45	x2t	=J46	x2t-1	=J47	x2t-2
Зростання показників на 1 пункт створить ефект через 2 роки на показник сприйняття корупції (підвищення на 1 пункт)							=СУММ(G45:G47)+СУММ(J45:J47)					

Рисунок Є.6 – Рівняння регресії та моделі з розподіленням лагом Алмона по факторам якості влади та стабільності з лагом у 2 роки

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	Рік	срi	регq	stabil	z0 регq	z1 регq	z2 регq	z0stabil	z1stabil	z2stabil
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5						
5	2011	23	29.86	46.6	=СУММ(C2:C5)	=C4+2*C3+3*C2	=C4+4*C3+9*C2	=СУММ(D2:D5)	=D4+2*D3+3*D2	=D4+4*D3+9*D2
6	2012	26	29.86	41.7	=СУММ(C3:C6)	=C5+2*C4+3*C3	=C5+4*C4+9*C3	=СУММ(D3:D6)	=D5+2*D4+3*D3	=D5+4*D4+9*D3
7	2013	25	30.33	20.85	=СУММ(C4:C7)	=C6+2*C5+3*C4	=C6+4*C5+9*C4	=СУММ(D4:D7)	=D6+2*D5+3*D4	=D6+4*D5+9*D4
8	2014	26	29.33	15.71	=СУММ(C5:C8)	=C7+2*C6+3*C5	=C7+4*C6+9*C5	=СУММ(D5:D8)	=D7+2*D6+3*D5	=D7+4*D6+9*D5
9	2015	27	29.81	15.24	=СУММ(C6:C9)	=C8+2*C7+3*C6	=C8+4*C7+9*C6	=СУММ(D6:D9)	=D8+2*D7+3*D6	=D8+4*D7+9*D6
10	2016	29	36.06	16.67	=СУММ(C7:C10)	=C9+2*C8+3*C7	=C9+4*C8+9*C7	=СУММ(D7:D10)	=D9+2*D8+3*D7	=D9+4*D8+9*D7
11	2017	30	40.38	16.67	=СУММ(C8:C11)	=C10+2*C9+3*C8	=C10+4*C9+9*C8	=СУММ(D8:D11)	=D10+2*D9+3*D8	=D10+4*D9+9*D8
12										

Рисунок Є.7 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по фактору якості влади з лагом у 3 роки

Рівняння регресії по якості влади							
=C29	=C30	z0	=C31	z1	=C32	z2	
Коефіцієнти для ви:							
b0	=C30						
b1	=C30+C31+C32						
b2	=C30+2*C31+4*C32						
b3	=C30+3*C31+9*C32						
Модель з розподілим лагом							
=F38	=G42	xt	=G43	xt-1	=G44	xt-2	=G45
Зростання показника якості влади на 1 пункт у поточному моменті часу не створить значного ефекту через 3 роки на показник сприйняття корупції							=СУММ(G42:G45)

Рисунок Є.8 – Рівняння регресії та моделі з розподілим лагом Алмона по фактору якості влади з лагом у 3 роки

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	Рік	cpi	regq	stabil	z0 regq	z1 regq	z2 regq	z0stabil	z1stabil	z2stabil
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5						
5	2011	23	29.86	46.6	=СУММ(C2:C5)	=C4+2*C3+3*C2	=C4+4*C3+9*C2	=СУММ(D2:D5)	=D4+2*D3+3*D2	=D4+4*D3+9*D2
6	2012	26	29.86	41.7	=СУММ(C3:C6)	=C5+2*C4+3*C3	=C5+4*C4+9*C3	=СУММ(D3:D6)	=D5+2*D4+3*D3	=D5+4*D4+9*D3
7	2013	25	30.33	20.85	=СУММ(C4:C7)	=C6+2*C5+3*C4	=C6+4*C5+9*C4	=СУММ(D4:D7)	=D6+2*D5+3*D4	=D6+4*D5+9*D4
8	2014	26	29.33	15.71	=СУММ(C5:C8)	=C7+2*C6+3*C5	=C7+4*C6+9*C5	=СУММ(D5:D8)	=D7+2*D6+3*D5	=D7+4*D6+9*D5
9	2015	27	29.81	15.24	=СУММ(C6:C9)	=C8+2*C7+3*C6	=C8+4*C7+9*C6	=СУММ(D6:D9)	=D8+2*D7+3*D6	=D8+4*D7+9*D6
10	2016	29	36.06	16.67	=СУММ(C7:C10)	=C9+2*C8+3*C7	=C9+4*C8+9*C7	=СУММ(D7:D10)	=D9+2*D8+3*D7	=D9+4*D8+9*D7
11	2017	30	40.38	16.67	=СУММ(C8:C11)	=C10+2*C9+3*C8	=C10+4*C9+9*C8	=СУММ(D8:D11)	=D10+2*D9+3*D8	=D10+4*D9+9*D8
12										

Рисунок Є.9 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по фактору стабільності з лагом у 3 роки

Рівняння регресії по політичній стабільності									
=C29	=C30	z0	=C31	z1	=C32	z2			
Коефіцієнти для ви:									
b0	=C30								
b1	=C30+C31+C32								
b2	=C30+2*C31+4*C32								
b3	=C30+3*C31+9*C32								
Модель з розподілим лагом									
=F38	=G42	xt	=G43	xt-1	=G44	xt-2	=G45	xt-3	
Зростання показника якості політичної стабільності на 1 пункт у поточному моменті часу не створить значного ефекту через 3 роки на показник сприйняття корупції							=СУММ(G42:G45)		

Рисунок Є.10 – Рівняння регресії та моделі з розподілим лагом Алмона по фактору стабільності з лагом у 3 роки

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
1	year	cpi	regq	stabil	z0 regq	z1 regq	z2 regq	z0stabil	z1stabil	z2stabil
2	2008	25	33.01	45.67						
3	2009	22	32.06	34.12						
4	2010	24	33.97	45.5						
5	2011	23	29.86	46.6	=CYMM(C2:C5)	=C4+2*C3+3*C2	=C4+4*C3+9*C2	=CYMM(D2:D5)	=D4+2*D3+3*D2	=D4+4*D3+9*D2
6	2012	26	29.86	41.7	=CYMM(C3:C6)	=C5+2*C4+3*C3	=C5+4*C4+9*C3	=CYMM(D3:D6)	=D5+2*D4+3*D3	=D5+4*D4+9*D3
7	2013	25	30.33	20.85	=CYMM(C4:C7)	=C6+2*C5+3*C4	=C6+4*C5+9*C4	=CYMM(D4:D7)	=D6+2*D5+3*D4	=D6+4*D5+9*D4
8	2014	26	29.33	15.71	=CYMM(C5:C8)	=C7+2*C6+3*C5	=C7+4*C6+9*C5	=CYMM(D5:D8)	=D7+2*D6+3*D5	=D7+4*D6+9*D5
9	2015	27	29.81	15.24	=CYMM(C6:C9)	=C8+2*C7+3*C6	=C8+4*C7+9*C6	=CYMM(D6:D9)	=D8+2*D7+3*D6	=D8+4*D7+9*D6
10	2016	29	36.06	16.67	=CYMM(C7:C10)	=C9+2*C8+3*C7	=C9+4*C8+9*C7	=CYMM(D7:D10)	=D9+2*D8+3*D7	=D9+4*D8+9*D7
11	2017	30	40.38	16.67	=CYMM(C8:C11)	=C10+2*C9+3*C8	=C10+4*C9+9*C8	=CYMM(D8:D11)	=D10+2*D9+3*D8	=D10+4*D9+9*D8
12										

Рисунок Є.11 – Розрахунок додаткових змінних для моделі Алмона по факторам якості влади та стабільності з лагом у 3 роки

Рівняння регресії по якості влади та політичній стабільності																
=C29	=C30	z0 regq	=C31	z1 regq	=C32	z2 regq	=C33	z0stabil	=C34	z1stabil	=C35	z2stabil				
Коефіцієнти для ви:																
b0	=G41		b10	=M41												
b1	=G41+I41+K41		b11	=M41+O41+Q41												
b2	=G41+2*I41+4*K41		b12	=M41+2*O41+4*Q41												
b3	=G41+3*I41+9*K41		b13	=M41+3*O41+9*Q41												
Модель з розподіленим лагом																
=F41	=G45	x1t	=G46	x1t-1	=G47	x1t-2	=G48	x1t-3	=J45	x2t	=J46	x2t-1	=J47	x2t-2	=J48	x2t-3
Зростання показників на 1 пункт у поточному році не створить ефект через 3 роки на показник сприйняття корупції (підвищення на 1 пункт)																
							=CYMM(G45:G48)									

Рисунок Є.12 – Рівняння регресії та моделі з розподіленим лагом Алмона по факторам якості влади та стабільності з лагом у 3 роки

ДОДАТОК Ж

Гравітаційне моделювання на основі модифікованої формули Дж.Волкера

Таблиця Ж.1 – Вхідні панельні дані по інвестиціям у 2013 році для гравітаційного моделювання

Дає	Приймає	Рік	prop	inv	срi	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	cor
Франція	Болгарія	2013	17,40	1035	41	94	86	78,6	2718,1	52,0	59
Франція	Чехія	2013	12,34	15290	48	82	87	81,7	2718,1	208,5	52
Франція	Естонія	2013	48,45	109	68	80	87	77,1	2718,1	22,3	32
Франція	Угорщина	2013	21,62	5736	54	80	87	77,1	2718,1	133,7	46
Франція	Латвія	2013	41,61	187	53	84	87	78,3	2718,1	26,9	47
Франція	Литва	2013	26,16	325	57	93	87	78,3	2718,1	42,3	43
Франція	Польща	2013	19,86	21711	60	76	87	77,7	2718,1	518,6	40
Франція	Румунія	2013	30,19	7396	43	88	87	74,7	2718,1	178,2	57
Франція	Словаччина	2013	60,06	236	47	85	87	79,1	2718,1	94,9	53
Франція	Мальта	2013	52,38	62	56	61	87	80,4	2718,1	9,5	44
Франція	Кіпр	2013	29,95	824	63	80	82	84,1	2718,1	23,4	37
Франція	Україна	2013	65,72	1730	25	78	84	71,0	2718,1	143,8	75
Німеччина	Болгарія	2013	9,90	3448	41	94	86	78,6	3577,0	52,0	59
Німеччина	Чехія	2013	4,84	31182	48	82	87	81,7	3577,0	208,5	52
Німеччина	Естонія	2013	50,95	739	68	80	87	77,1	3577,0	22,3	32
Німеччина	Угорщина	2013	14,12	22491	54	80	87	77,1	3577,0	133,7	46
Німеччина	Латвія	2013	44,11	576	53	84	87	78,3	3577,0	26,9	47
Німеччина	Литва	2013	28,66	1168	57	93	87	78,3	3577,0	42,3	43
Німеччина	Польща	2013	26,36	27887	60	76	87	77,7	3577,0	518,6	40
Німеччина	Румунія	2013	32,69	8752	43	88	87	74,7	3577,0	178,2	57
Німеччина	Словаччина	2013	42,56	11342	47	85	87	79,1	3577,0	94,9	53

Продовження таблиці Ж.1

Німеччина	Мальта	2013	14,88	21463	56	61	87	80,4	3577,0	9,5	44
Німеччина	Кіпр	2013	22,45	482	63	80	82	84,1	3577,0	23,4	37
Німеччина	Україна	2013	68,22	4496	25	78	84	71,0	3577,0	143,8	75
Нідерланди	Болгарія	2013	90,14	4615	41	94	86	78,6	839,7	52,0	59
Нідерланди	Чехія	2013	85,08	21202	48	82	87	81,7	839,7	208,5	52
Нідерланди	Естонія	2013	131,19	547	68	80	87	77,1	839,7	22,3	32
Нідерланди	Угорщина	2013	144,36	15317	54	80	87	77,1	839,7	133,7	46
Нідерланди	Латвія	2013	124,35	215	53	84	87	78,3	839,7	26,9	47
Нідерланди	Литва	2013	108,90	585	57	93	87	78,3	839,7	42,3	43
Нідерланди	Польща	2013	116,60	21031	60	76	87	77,7	839,7	518,6	40
Нідерланди	Румунія	2013	102,93	12469	43	88	87	74,7	839,7	178,2	57
Нідерланди	Словаччина	2013	142,80	9167	47	85	87	79,1	839,7	94,9	53
Нідерланди	Мальта	2013	135,12	547	56	61	87	80,4	839,7	9,5	44
Нідерланди	Кіпр	2013	102,69	21031	63	80	82	84,1	839,7	23,4	37
Нідерланди	Україна	2013	148,46	11032	25	78	84	71,0	839,7	143,8	75
Британія	Болгарія	2013	68,56	1045	41	94	86	78,6	2564,9	52,0	59
Вританія	Чехія	2013	63,50	1493	48	82	87	81,7	2564,9	208,5	52
Британія	Естонія	2013	109,61	373	68	80	87	77,1	2564,9	22,3	32
Британія	Угорщина	2013	81,24	2538	54	80	87	77,1	2564,9	133,7	46
Вританія	Латвія	2013	102,77	481	53	84	87	78,3	2564,9	26,9	47
Британія	Литва	2013	87,32	237	57	93	87	78,3	2564,9	42,3	43
Британія	Польща	2013	95,02	5399	60	76	87	77,7	2564,9	518,6	40
Вританія	Румунія	2013	122,36	883	43	88	87	74,7	2564,9	178,2	57
Британія	Словаччина	2013	121,22	224	47	85	87	79,1	2564,9	94,9	53
Британія	Мальта	2013	113,54	2675	56	61	87	80,4	2564,9	9,5	44
Вританія	Кіпр	2013	81,11	742	63	80	82	84,1	2564,9	23,4	37
Британія	Україна	2013	126,88	1520	25	78	84	71,0	2564,9	143,8	75

Таблиця Ж.2 – Вхідні панельні дані по інвестиціям у 2015 році для гравітаційного моделювання

Дас	Приймає	Рік	prop	inv	cpi	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	cor
Франція	Болгарія	2014	12,02	1182	43	91	88	79,6	2743,8	52,7	57
Франція	Чехія	2014	8,01	16516	51	82	88	79,4	2743,8	214,1	49
Франція	Естонія	2014	54,23	96	69	80	88	76,9	2743,8	22,9	31
Франція	Угорщина	2014	36,35	5383	54	81	88	75,6	2743,8	139,3	46
Франція	Латвія	2014	33,81	106	55	85	88	79,7	2743,8	27,4	45
Франція	Литва	2014	21,02	368	58	93	88	78,6	2743,8	43,8	42
Франція	Польща	2014	38,35	12120	61	76	88	77,8	2743,8	535,6	39
Франція	Румунія	2014	27,52	7647	43	87	88	77,1	2743,8	183,7	57
Франція	Словаччина	2014	66,31	913	50	80	88	78,1	2743,8	97,6	50
Франція	Мальта	2014	30,74	103	55	64	88	79,1	2743,8	10,3	45
Франція	Кіпр	2014	25,02	824	63	80	83	78,8	2743,8	23,1	37
Франція	Україна	2014	68,76	685	26	79	86	78,7	2743,8	134,3	74
Німеччина	Болгарія	2014	8,22	3564	43	91	88	79,6	3646,0	52,7	57
Німеччина	Чехія	2014	4,65	28883	51	82	88	79,4	3646,0	214,1	49
Німеччина	Естонія	2014	50,43	744	69	80	88	76,9	3646,0	22,9	31
Німеччина	Угорщина	2014	12,55	22702	54	81	88	75,6	3646,0	139,3	46
Німеччина	Латвія	2014	30,01	613	55	85	88	79,7	3646,0	27,4	45
Німеччина	Литва	2014	17,22	1171	58	93	88	78,6	3646,0	43,8	42
Німеччина	Польща	2014	34,55	28136	61	76	88	77,8	3646,0	535,6	39
Німеччина	Румунія	2014	51,32	8842	43	87	88	77,1	3646,0	183,7	57
Німеччина	Словаччина	2014	42,51	11414	50	80	88	78,1	3646,0	97,6	50
Німеччина	Мальта	2014	26,94	657	55	64	88	79,1	3646,0	10,3	45
Німеччина	Кіпр	2014	21,22	22050	63	80	83	78,8	3646,0	23,1	37
Німеччина	Україна	2014	64,96	4562	26	79	86	78,7	3646,0	134,3	74
Нідерланди	Болгарія	2014	91,96	4756	43	91	88	79,6	851,6	52,7	57
Нідерланди	Чехія	2014	70,93	19476	51	82	88	79,4	851,6	214,1	49
Нідерланди	Естонія	2014	138,17	394	69	80	88	76,9	851,6	22,9	31
Нідерланди	Угорщина	2014	150,29	14982	54	81	88	75,6	851,6	139,3	46
Нідерланди	Латвія	2014	117,75	423	55	85	88	79,7	851,6	27,4	45
Нідерланди	Литва	2014	104,96	366	58	93	88	78,6	851,6	43,8	42
Нідерланди	Польща	2014	122,29	20385	61	76	88	77,8	851,6	535,6	39

Продовження таблиці Ж.2

Нідерланди	Румунія	2014	136,42	9435	43	87	88	77,1	851,6	183,7	57
Нідерланди	Словаччина	2014	150,25	9428	50	80	88	78,1	851,6	97,6	50
Нідерланди	Мальта	2014	114,68	9654	55	64	88	79,1	851,6	10,3	45
Нідерланди	Кіпр	2014	86,74	20118	63	80	83	78,8	851,6	23,1	37
Нідерланди	Україна	2014	152,70	9346	26	79	86	78,7	851,6	134,3	74
Британія	Болгарія	2014	85,50	1289	43	91	88	79,6	2643,2	52,7	57
Вританія	Чехія	2014	74,47	1678	51	82	88	79,4	2643,2	214,1	49
Британія	Естонія	2014	141,71	344	69	80	88	76,9	2643,2	22,9	31
Британія	Угорщина	2014	103,83	2674	54	81	88	75,6	2643,2	139,3	46
Вританія	Латвія	2014	121,29	398	55	85	88	79,7	2643,2	27,4	45
Британія	Литва	2014	128,50	271	58	93	88	78,6	2643,2	43,8	42
Британія	Польща	2014	125,83	6377	61	76	88	77,8	2643,2	535,6	39
Вританія	Румунія	2014	139,96	819	43	87	88	77,1	2643,2	183,7	57
Британія	Словаччина	2014	153,79	412	50	80	88	78,1	2643,2	97,6	50
Британія	Мальта	2014	118,22	1438	55	64	88	79,1	2643,2	10,3	45
Вританія	Кіпр	2014	112,50	877	63	80	83	78,8	2643,2	23,1	37
Британія	Україна	2014	156,24	2768	26	79	86	78,7	2643,2	134,3	74

Таблиця Ж.3 – Вхідні панельні дані по інвестиціям у 2015 році для гравітаційного моделювання

Дає	Приймає	Рік	prop	inv	cpi	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	cor
Франція	Болгарія	2015	9,50	1240	41	91	88	83,2	2773,1	54,6	59
Франція	Чехія	2015	6,14	16997	56	82	88	81,2	2773,1	225,5	44
Франція	Естонія	2015	57,44	123	70	81	88	77,6	2773,1	23,3	30
Франція	Угорщина	2015	28,61	5735	51	79	88	79,2	2773,1	144,0	49
Франція	Латвія	2015	24,89	385	55	84	88	83,8	2773,1	28,2	45
Франція	Литва	2015	37,73	304	61	93	88	81,2	2773,1	44,7	39
Франція	Польща	2015	33,30	25617	62	82	88	81,3	2773,1	556,2	38
Франція	Румунія	2015	21,01	8470	46	87	88	77,3	2773,1	191,0	54
Франція	Словаччина	2015	72,44	848	51	81	88	75,5	2773,1	101,3	49

Продовження таблиці Ж.3

Франція	Мальта	2015	11,85	105	56	63	88	81,8	2773,1	11,3	44
Франція	Кіпр	2015	14,22	2339	61	80	88	82,7	2773,1	23,5	39
Франція	Україна	2015	69,78	665	27	79	86	78,6	2773,1	121,2	73
Німеччина	Болгарія	2015	5,87	2131	41	91	88	83,2	3709,6	54,6	59
Німеччина	Чехія	2015	2,31	28391	56	82	88	81,2	3709,6	225,5	44
Німеччина	Естонія	2015	48,31	710	70	81	88	77,6	3709,6	23,3	30
Німеччина	Угорщина	2015	19,48	22536	51	79	88	79,2	3709,6	144,0	49
Німеччина	Латвія	2015	15,76	664	55	84	88	83,8	3709,6	28,2	45
Німеччина	Литва	2015	19,87	1174	61	93	88	81,2	3709,6	44,7	39
Німеччина	Польща	2015	34,17	28517	62	82	88	81,3	3709,6	556,2	38
Німеччина	Румунія	2015	40,13	8955	46	87	88	77,3	3709,6	191,0	54
Німеччина	Словаччина	2015	33,31	11951	51	81	88	75,5	3709,6	101,3	49
Німеччина	Мальта	2015	1,45	22614	56	63	88	81,8	3709,6	11,3	44
Німеччина	Кіпр	2015	5,09	683	61	80	88	82,7	3709,6	23,5	39
Німеччина	Україна	2015	60,65	4577	27	79	86	78,6	3709,6	121,2	73
Нідерланди	Болгарія	2015	87,44	5994	41	91	88	83,2	870,9	54,6	59
Нідерланди	Чехія	2015	72,80	32585	56	82	88	81,2	870,9	225,5	44
Нідерланди	Естонія	2015	146,38	236	70	81	88	77,6	870,9	23,3	30
Нідерланди	Угорщина	2015	157,55	13916	51	79	88	79,2	870,9	144,0	49
Нідерланди	Латвія	2015	113,83	559	55	84	88	83,8	870,9	28,2	45
Нідерланди	Литва	2015	96,67	339	61	93	88	81,2	870,9	44,7	39
Нідерланди	Польща	2015	102,24	24075	62	82	88	81,3	870,9	556,2	38
Нідерланди	Румунія	2015	57,94	17692	46	87	88	77,3	870,9	191,0	54
Нідерланди	Словаччина	2015	161,38	12267	51	81	88	75,5	870,9	101,3	49
Нідерланди	Мальта	2015	6,34	1240	56	63	88	81,8	870,9	11,3	44
Нідерланди	Кіпр	2015	88,12	40204	61	80	88	82,7	870,9	23,5	39
Нідерланди	Україна	2015	158,72	5426	27	79	86	78,6	870,9	121,2	73
Британія	Болгарія	2015	103,50	807	41	91	88	83,2	2705,3	54,6	59
Вританія	Чехія	2015	88,86	2086	56	82	88	81,2	2705,3	225,5	44
Британія	Естонія	2015	162,44	308	70	81	88	77,6	2705,3	23,3	30
Британія	Угорщина	2015	113,61	3445	51	79	88	79,2	2705,3	144,0	49
Вританія	Латвія	2015	129,89	143	55	84	88	83,8	2705,3	28,2	45

Продовження таблиці Ж.3

Британія	Литва	2015	122,73	98	61	93	88	81,2	2705,3	44,7	39
Британія	Польща	2015	118,30	5709	62	82	88	81,3	2705,3	556,2	38
Британія	Румунія	2015	144,00	928	46	87	88	77,3	2705,3	191,0	54
Британія	Словаччина	2015	177,44	425	51	81	88	75,5	2705,3	101,3	49
Британія	Мальта	2015	28,14	1823	56	63	88	81,8	2705,3	11,3	44
Британія	Кіпр	2015	119,22	104	61	80	88	82,7	2705,3	23,5	39
Британія	Україна	2015	174,78	2153	27	79	86	78,6	2705,3	121,2	73

Таблиця Ж.4 – Вхідні панельні дані по інвестиціям у 2016 році для гравітаційного моделювання

Дас	Приймає	Рік	prop	inv	cpi	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	cor
Франція	Болгарія	2016	13,35	1645	41	91	88	82,6	2806,0	56,8	59
Франція	Чехія	2016	10,31	17198	55	83	88	84,1	2806,0	231,3	45
Франція	Естонія	2016	129,38	130	70	82	88	82,2	2806,0	23,8	30
Франція	Угорщина	2016	86,62	5930	48	79	88	88,3	2806,0	147,2	52
Франція	Латвія	2016	73,44	192	57	85	88	84,8	2806,0	28,9	43
Франція	Литва	2016	41,88	262	59	93	88	84,6	2806,0	45,7	41
Франція	Польща	2016	28,48	25779	62	76	88	85,2	2806,0	572,1	38
Франція	Румунія	2016	14,91	8487	48	88	88	81,1	2806,0	200,2	52
Франція	Словаччина	2016	122,73	919	51	80	88	79,5	2806,0	104,7	49
Франція	Мальта	2016	2,49	1046	55	64	88	83,5	2806,0	11,9	45
Франція	Кіпр	2016	48,13	2535	55	76	88	85,3	2806,0	24,3	45
Франція	Україна	2016	88,63	938	29	79	86	66,9	2806,0	124,0	71
Німеччина	Болгарія	2016	8,62	2215	41	91	88	82,6	3781,1	56,8	59
Німеччина	Чехія	2016	3,74	27667	55	83	88	84,1	3781,1	231,3	45
Німеччина	Естонія	2016	63,24	727	70	82	88	82,2	3781,1	23,8	30
Німеччина	Угорщина	2016	17,48	22670	48	79	88	88,3	3781,1	147,2	52
Німеччина	Латвія	2016	44,30	605	57	85	88	84,8	3781,1	28,9	43
Німеччина	Литва	2016	32,74	1174	59	93	88	84,6	3781,1	45,7	41
Німеччина	Польща	2016	19,34	29317	62	76	88	85,2	3781,1	572,1	38

Продовження таблиці Ж.4

Німеччина	Румунія	2016	14,23	9180	48	88	88	81,1	3781,1	200,2	52
Німеччина	Словаччина	2016	15,59	12266	51	80	88	79,5	3781,1	104,7	49
Німеччина	Мальта	2016	3,57	23638	55	64	88	83,5	3781,1	11,9	45
Німеччина	Кіпр	2016	48,99	1076	55	76	88	85,3	3781,1	24,3	45
Німеччина	Україна	2016	59,49	4511	29	79	86	66,9	3781,1	124,0	71
Нідерланди	Болгарія	2016	106,81	5299	41	91	88	82,6	890,1	56,8	59
Нідерланди	Чехія	2016	123,77	21262	55	83	88	84,1	890,1	231,3	45
Нідерланди	Естонія	2016	205,84	387	70	82	88	82,2	890,1	23,8	30
Нідерланди	Угорщина	2016	210,08	51026	48	79	88	88,3	890,1	147,2	52
Нідерланди	Латвія	2016	166,90	272	57	85	88	84,8	890,1	28,9	43
Нідерланди	Литва	2016	135,34	1671	59	93	88	84,6	890,1	45,7	41
Нідерланди	Польща	2016	161,94	32914	62	76	88	85,2	890,1	572,1	38
Нідерланди	Румунія	2016	138,37	16286	48	88	88	81,1	890,1	200,2	52
Нідерланди	Словаччина	2016	223,19	11027	51	80	88	79,5	890,1	104,7	49
Нідерланди	Мальта	2016	2,36	12683	55	64	88	83,5	890,1	11,9	45
Нідерланди	Кіпр	2016	171,59	27809	55	76	88	85,3	890,1	24,3	45
Нідерланди	Україна	2016	182,09	7461	29	79	86	66,9	890,1	124,0	71
Британія	Болгарія	2016	224,42	204	41	91	88	82,6	2757,6	56,8	59
Вританія	Чехія	2016	241,38	1403	55	83	88	84,1	2757,6	231,3	45
Британія	Естонія	2016	323,45	240	70	82	88	82,2	2757,6	23,8	30
Британія	Угорщина	2016	327,69	3296	48	79	88	88,3	2757,6	147,2	52
Вританія	Латвія	2016	284,51	127	57	85	88	84,8	2757,6	28,9	43
Британія	Литва	2016	252,95	75	59	93	88	84,6	2757,6	45,7	41
Британія	Польща	2016	279,55	5870	62	76	88	85,2	2757,6	572,1	38
Вританія	Румунія	2016	215,98	984	48	88	88	81,1	2757,6	200,2	52
Британія	Словаччина	2016	340,80	512	51	80	88	79,5	2757,6	104,7	49
Британія	Мальта	2016	3,12	1359	55	64	88	83,5	2757,6	11,9	45
Вританія	Кіпр	2016	289,20	310	55	76	88	85,3	2757,6	24,3	45
Британія	Україна	2016	299,70	1790	29	79	86	66,9	2757,6	124,0	71

Таблиця Ж.5 – Вхідні панельні дані по інвестиціям у 2017 році для гравітаційного моделювання

Дас	Приймає	Рік	prop	inv	срі	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	cor
Франція	Болгарія	2017	86,55	1650	43	91	87	83,3	2806,0	56,8	57
Франція	Чехія	2017	104,85	19087	57	83	87	85,8	2806,0	231,3	43
Франція	Естонія	2017	192,99	125	71	81	87	85,7	2806,0	23,8	29
Франція	Угорщина	2017	184,63	5582	45	79	87	91,7	2806,0	147,2	55
Франція	Латвія	2017	127,98	204	58	85	87	86,5	2806,0	28,9	42
Франція	Литва	2017	96,21	285	59	87	87	90,0	2806,0	45,7	41
Франція	Польща	2017	131,30	26419	60	76	87	84,7	2806,0	572,1	40
Франція	Румунія	2017	104,34	8802	48	87	87	83,6	2806,0	200,2	52
Франція	Словаччина	2017	210,20	892	50	80	87	81,1	2806,0	104,7	50
Франція	Мальта	2017	1,76	991	56	63	87	83,5	2806,0	11,9	44
Франція	Кіпр	2017	146,61	3011	57	73	87	83,3	2806,0	24,3	43
Франція	Україна	2017	180,96	895	30	79	86	70,4	2806,0	124,0	70
Німеччина	Болгарія	2017	10,88	2154	43	91	87	83,3	3781,7	56,8	57
Німеччина	Чехія	2017	29,18	29378	57	83	87	85,8	3781,7	231,3	43
Німеччина	Естонія	2017	117,32	747	71	81	87	85,7	3781,7	23,8	29
Німеччина	Угорщина	2017	108,96	22718	45	79	87	91,7	3781,7	147,2	55
Німеччина	Латвія	2017	52,31	661	58	85	87	86,5	3781,7	28,9	42
Німеччина	Литва	2017	20,54	1188	59	87	87	90,0	3781,7	45,7	41
Німеччина	Польща	2017	55,63	30702	60	76	87	84,7	3781,7	572,1	40
Німеччина	Румунія	2017	28,67	9647	48	87	87	83,6	3781,7	200,2	52
Німеччина	Словаччина	2017	134,53	12395	50	80	87	81,1	3781,7	104,7	50
Німеччина	Мальта	2017	2,34	23142	56	63	87	83,5	3781,7	11,9	44
Німеччина	Кіпр	2017	70,94	954	57	73	87	83,3	3781,7	24,3	43
Німеччина	Україна	2017	105,29	4659	30	79	86	47,4	3781,7	124,0	70
Нідерланди	Болгарія	2017	145,95	5095	43	91	87	83,3	890,1	56,8	57
Нідерланди	Чехія	2017	164,25	21021	57	83	87	85,8	890,1	231,3	43
Нідерланди	Естонія	2017	252,39	375	71	81	87	85,7	890,1	23,8	29
Нідерланди	Угорщина	2017	244,03	54283	45	79	87	91,7	890,1	147,2	55
Нідерланди	Латвія	2017	187,38	163	58	85	87	86,5	890,1	28,9	42
Нідерланди	Литва	2017	155,61	1705	59	87	87	90,0	890,1	45,7	41
Нідерланди	Польща	2017	190,70	32489	60	76	87	84,7	890,1	572,1	40

Продовження таблиці Ж.5

Нідерланди	Румунія	2017	163,74	18344	48	87	87	83,6	890,1	200,2	52
Нідерланди	Словаччина	2017	269,60	8717	50	80	87	81,1	890,1	104,7	50
Нідерланди	Мальта	2017	1,98	5551	56	63	87	83,5	890,1	11,9	44
Нідерланди	Кіпр	2017	206,01	24573	57	73	87	83,3	890,1	24,3	43
Нідерланди	Україна	2017	240,36	7012	30	79	86	47,4	890,1	124,0	70
Британія	Болгарія	2017	294,72	135	43	91	87	83,3	2757,6	56,8	57
Вританія	Чехія	2017	313,02	834	57	83	87	85,8	2757,6	231,3	43
Британія	Естонія	2017	401,16	134	71	81	87	85,7	2757,6	23,8	29
Британія	Угорщина	2017	392,80	2613	45	79	87	91,7	2757,6	147,2	55
Вританія	Латвія	2017	336,15	38	58	85	87	86,5	2757,6	28,9	42
Британія	Литва	2017	304,38	23	59	87	87	90,0	2757,6	45,7	41
Британія	Польща	2017	339,47	6038	60	76	87	84,7	2757,6	572,1	40
Вританія	Румунія	2017	312,51	817	48	87	87	83,6	2757,6	200,2	52
Британія	Словаччина	2017	418,37	483	50	80	87	81,1	2757,6	104,7	50
Британія	Мальта	2017	2,03	87	58	63	87	83,5	2757,6	11,9	42
Вританія	Кіпр	2017	354,78	106	57	73	87	83,3	2757,6	24,3	43
Британія	Україна	2017	389,13	2008	30	79	86	47,4	2757,6	124,0	70

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	P	Q	R	S	T	U	V
1	Дає	Приймає	Рік	prop	inv	spi	fisc	torg	monet	gdpsource	gdptarget	corr	ВВППриймає/ВВПДає	Індекси	Привабливість	Привабливість/Пропускна	Сума по країнам	1/Сума по країнам	Індекс
2	Франція	Болгарія	2016	13.35	1645.00	41.00	91.00	88.00	82.60	2806.00	56.80	59	=L2/K2	=H2+I2+J2-N2	=P2*Q2	=R2/E2	=СУММ(S2:S13)	=1/T2	=U2*S2
3	Франція	Чехія	2016	10.31	17198.00	55.00	83.00	88.00	84.10	2806.00	231.30	45	=L3/K3	=H3+I3+J3-N3	=P3*Q3	=R3/E3	=T2	=1/T3	=U3*S3
4	Франція	Естонія	2016	129.38	130.00	70.00	82.00	88.00	82.20	2806.00	23.80	30	=L4/K4	=H4+I4+J4-N4	=P4*Q4	=R4/E4	=T3	=1/T4	=U4*S4
5	Франція	Угорщина	2016	86.62	5930.00	48.00	79.00	88.00	88.30	2806.00	147.20	52	=L5/K5	=H5+I5+J5-N5	=P5*Q5	=R5/E5	=T4	=1/T5	=U5*S5
6	Франція	Латвія	2016	73.44	192.00	57.00	85.00	88.00	84.80	2806.00	28.90	43	=L6/K6	=H6+I6+J6-N6	=P6*Q6	=R6/E6	=T5	=1/T6	=U6*S6
7	Франція	Литва	2016	41.88	262.00	59.00	93.00	88.00	84.60	2806.00	45.70	41	=L7/K7	=H7+I7+J7-N7	=P7*Q7	=R7/E7	=T6	=1/T7	=U7*S7
8	Франція	Польща	2016	28.48	25779.00	62.00	76.00	88.00	85.20	2806.00	572.10	38	=L8/K8	=H8+I8+J8-N8	=P8*Q8	=R8/E8	=T7	=1/T8	=U8*S8
9	Франція	Румунія	2016	14.91	8487.00	48.00	88.00	88.00	81.10	2806.00	200.20	52	=L9/K9	=H9+I9+J9-N9	=P9*Q9	=R9/E9	=T8	=1/T9	=U9*S9
10	Франція	Словаччи	2016	122.73	919.00	51.00	80.00	88.00	79.50	2806.00	104.70	49	=L10/K10	=H10+I10+J10-N10	=P10*Q10	=R10/E10	=T9	=1/T10	=U10*S10
11	Франція	Мальта	2016	2.49	1046.00	55.00	64.00	88.00	83.50	2806.00	11.90	45	=L11/K11	=H11+I11+J11-N11	=P11*Q11	=R11/E11	=T10	=1/T11	=U11*S11
12	Франція	Кіпр	2016	48.13	2535.00	55.00	76.00	88.00	85.30	2806.00	24.30	45	=L12/K12	=H12+I12+J12-N12	=P12*Q12	=R12/E12	=T11	=1/T12	=U12*S12
13	Франція	Україна	2016	88.63	938.00	29.00	79.00	86.00	66.90	2806.00	124.00	71	=L13/K13	=H13+I13+J13-N13	=P13*Q13	=R13/E13	=T12	=1/T13	=U13*S13

Рисунок Ж.1 – Принцип розрахунку індексу інвестиційної привабливості країн Європи

з точки зору інвестиційного джерела – Франції*

*для інших країн по 5 рокам принцип розрахунку аналогічний

Таблиця Ж.6 – Індекс інвестиційної привабливості для України та країн Європи по основним країнам інвесторам за 5 років

2013	Країна	Франція	Німеччина	Нідерланди	Британія
	Болгарія	0,046	0,058	0,046	0,049
	Чехія	0,258	0,472	0,193	0,209
	Естонія	0,008	0,005	0,014	0,014
	Угорщина	0,094	0,103	0,073	0,105
	Латвія	0,010	0,007	0,017	0,017
	Литва	0,027	0,018	0,033	0,033
	Польща	0,403	0,218	0,354	0,352
	Румунія	0,088	0,058	0,132	0,090
	Словаччина	0,024	0,024	0,052	0,050
	Мальта	0,003	0,006	0,005	0,005
	Кіпр	0,013	0,012	0,019	0,019
	Україна	0,027	0,018	0,061	0,057
2014		Франція	Німеччина	Нідерланди	Британія
	Болгарія	0,069	0,070	0,045	0,048
	Чехія	0,421	0,499	0,235	0,224
	Естонія	0,007	0,005	0,014	0,013
	Угорщина	0,060	0,119	0,071	0,104
	Латвія	0,013	0,010	0,019	0,018
	Литва	0,036	0,030	0,035	0,029
	Польща	0,223	0,170	0,345	0,336
	Румунія	0,102	0,038	0,102	0,100
	Словаччина	0,023	0,024	0,049	0,048
	Мальта	0,005	0,004	0,006	0,006
	Кіпр	0,015	0,012	0,021	0,016
	Україна	0,026	0,019	0,058	0,057
2015		Франція	Німеччина	Нідерланди	Британія
	Болгарія	0,069	0,058	0,035	0,040
	Чехія	0,452	0,625	0,178	0,198
	Естонія	0,005	0,003	0,010	0,012
	Угорщина	0,059	0,045	0,050	0,094
	Латвія	0,014	0,012	0,015	0,017
	Литва	0,016	0,016	0,029	0,031
	Польща	0,212	0,107	0,322	0,378
	Румунія	0,107	0,029	0,182	0,099
	Словаччина	0,016	0,018	0,034	0,042
	Мальта	0,011	0,045	0,094	0,029
	Кіпр	0,021	0,030	0,016	0,016

Україна	0,018	0,011	0,036	0,045
---------	-------	-------	-------	-------

Продовження таблиці Ж.6

2016	Франція	Німеччина	Нідерланди	Британія
Болгарія	0,059	0,047	0,036	0,027
Чехія	0,321	0,462	0,130	0,105
Естонія	0,003	0,003	0,009	0,009
Угорщина	0,024	0,061	0,047	0,048
Латвія	0,006	0,005	0,012	0,011
Литва	0,017	0,011	0,025	0,021
Польща	0,289	0,222	0,247	0,226
Румунія	0,187	0,103	0,098	0,099
Словаччина	0,012	0,047	0,031	0,032
Мальта	0,062	0,023	0,318	0,379
Кіпр	0,007	0,004	0,010	0,009
Україна	0,015	0,012	0,036	0,035
2017	Франція	Німеччина	Нідерланди	Британія
Болгарія	0,036	0,124	0,028	0,019
Чехія	0,124	0,196	0,107	0,077
Естонія	0,007	0,005	0,008	0,006
Угорщина	0,043	0,032	0,044	0,037
Латвія	0,013	0,014	0,012	0,009
Литва	0,028	0,058	0,023	0,016
Польща	0,240	0,248	0,222	0,171
Румунія	0,105	0,167	0,089	0,064
Словаччина	0,026	0,018	0,027	0,024
Мальта	0,340	0,112	0,405	0,547
Кіпр	0,009	0,008	0,008	0,007
Україна	0,030	0,019	0,026	0,022

Динаміка обсягу прямих іноземних інвестицій в країни Європи за 2013-2017 роки (млн.дол.)

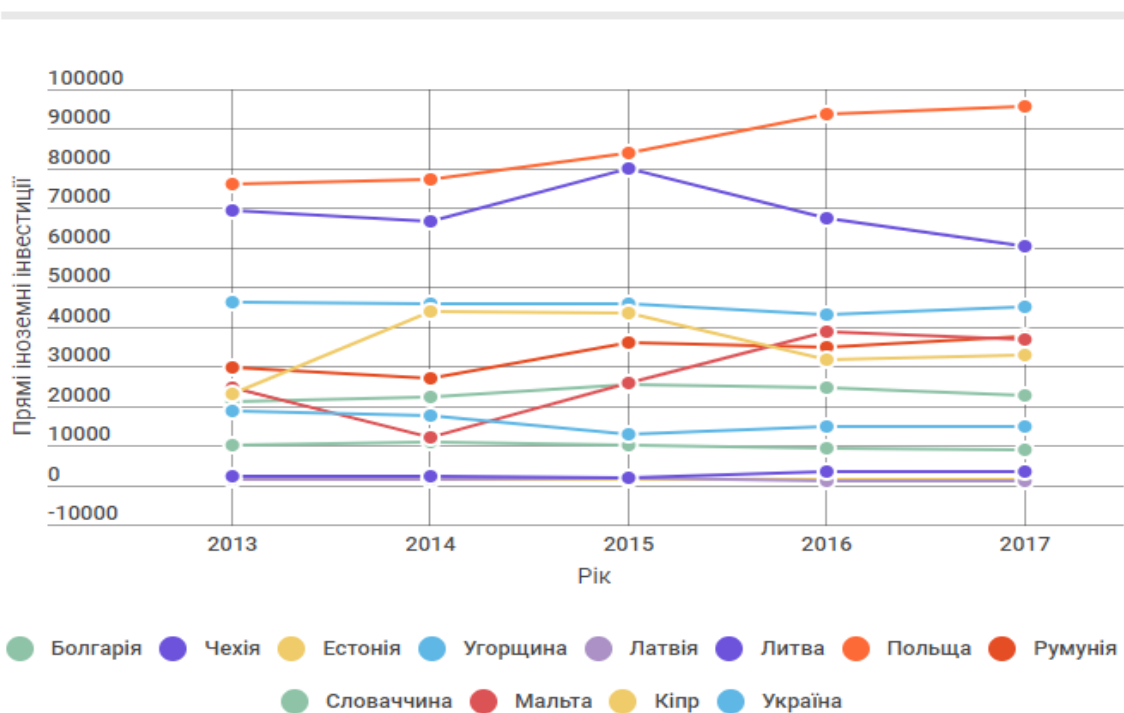


Рисунок Ж.2 – Динаміка обсягу прямих іноземних інвестицій в країни Європи за 2013-2017 роки (млн.дол.)

```

Fixed--effects GLS regression
Group variable (i): id
Number of obs      =      215
Number of groups   =       48

R-sq:  within = 0.0112
       between = 0.5956
       overall = 0.5692
Obs per group:  min =      2
                avg  =     4.5
                max  =      5

Random effects u_i ~ Gaussian
corr(u_i, x)      = 0 (assumed)
Wald chi2(8)     =     75.52
Prob > chi2      =     0.0000

```

	lninv	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
	lngdpsource	.7722081	.2760991	2.80	0.005	1.313352 3.2310638
	lngdptarget	.9849571	.1659178	5.94	0.000	.6597643 1.31015
	lndist	-.778161	.5144579	-1.51	0.130	-1.78648 .230158
	lncor	-.1842347	.5680248	-0.32	0.746	-1.297543 .9290736
	lnfisc	-4.284094	1.353384	-3.17	0.002	-6.936679 -1.631509
	lntorg	4.701251	3.520468	1.34	0.182	1.60124 12.19874
	lnmonet	.2597639	.6132041	0.42	0.672	.461622 .9420941
	lnprop	-.14987	.0643077	-2.33	0.020	-.2759108 -.0238291
	_cons	57.43669	18.46935	3.11	0.002	21.23742 93.63595
	sigma_u	.99173666				
	sigma_e	.55878671				
	rho	.75903195	(fraction of variance due to u_i)			

Рисунок Ж.3 – Визначення найбільш вагомих факторів впливу на індекс інвестиційної привабливості

lninv	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lnpdsource	3.560399	2.993436	1.19	0.236	.47214	2.351341
lnpdtarget	1.804465	1.392834	1.30	0.197	-.9462458	4.555175
lnidist	(dropped)					
lnincor	-.0491433	1.080807	-0.05	0.964	-2.183632	2.085345
lnfisc	-1.310012	2.207939	-0.59	0.554	-5.670475	3.05045
lntorg	.5609735	4.157424	0.13	0.893	6.771477	7.64953
lnmonet	.3858669	.7421069	0.52	0.604	.851455	1.079721
lnprop	-.0236751	.0779385	-0.30	0.762	-.177596	.1302459
_cons	37.41461	22.09144	1.69	0.092	-6.213813	81.04303
sigma_u	2.2316792					
sigma_e	.55878671					
rho	.94100432	(fraction of variance due to u_i)				
F test that all u_i=0:		F(47, 160) =	14.63	Prob > F = 0.0000		

Рисунок Ж.4 – Визначення рандомного ефекту впливів факторів на індекс інвестиційної привабливості

```

Fixed-effects (within) regression      Number of obs   =    215
Group variable (i): id                Number of groups =    48

R-sq:  within = 0.0112
       between = 0.5956
       overall = 0.5692
                                Obs per group: min =    2
                                                avg =    4.5
                                                max =    5

Random effects u_i ~ Gaussian        wald chi2(8)    =    75.52
corr(u_i, X) = 0 (assumed)          Prob > chi2     =    0.0000

```

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lninv						
lngdpsource	.7722081	.2760991	2.80	0.005	1.313352	3.2310638
lngdptarget	.9849571	.1659178	5.94	0.000	.6597643	1.31015
lndist	-.778161	.5144579	-1.51	0.130	-1.78648	.230158
lnincor	-.1842347	.5680248	-0.32	0.746	-1.297543	.9290736
lnfisc	-4.284094	1.353384	-3.17	0.002	-6.936679	-1.631509
lntorg	4.701251	3.520468	1.34	0.182	1.60124	12.19874
lnmonet	.2597639	.6132041	0.42	0.672	.461622	.9420941
lnprop	-.14987	.0643077	-2.33	0.020	-.2759108	-.0238291
_cons	57.43669	18.46935	3.11	0.002	21.23742	93.63595
sigma_u	.99173666					
sigma_e	.55878671					
rho	.75903195	(fraction of variance due to u_i)				

Рисунок Ж.5 – Визначення фіксованого ефекту впливів факторів на індекс інвестиційної привабливості

	Coefficients		(b-B) Difference	sqrt(diag(V_b-V_B)) S.E.
	(b) re	(B) fe		
lngdpsource	3.560399	.7722081	2.788191	2.980675
lngdptarget	1.804465	.9849571	.8195075	1.382917
lnincor	-.0491433	-.1842347	.1350914	.9195066
lnfisc	-1.310012	-4.284094	2.974081	1.744519
lntorg	.5609735	4.701251	-4.140278	2.211442
lnmonet	.3858669	.2597639	.126103	.4179752
lnprop	-.0236751	-.14987	.1261949	.0440333

b = consistent under H₀ and H_a; obtained from xtreg
B = inconsistent under H_a, efficient under H₀; obtained from xtreg

Test: H₀: difference in coefficients not systematic

chi2(7) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B)
= 30.77
Prob>chi2 = 0.0001
(V_b-V_B is not positive definite)

Рисунок Ж.6 – Розрахунок тесту Хаусмана на визначення того, який ефект найкраще описує розглядавану ситуацію