

**МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
КИЇВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ ЕКОНОМІЧНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІМЕНІ ВАДИМА ГЕТЬМАНА**

**Навчально-науковий інститут
Інститут інформаційних технологій в економіці**

Кафедра математичного моделювання та статистики

Освітньо-професійна програма

Економічна кібернетика

Галузь знань

05 Соціальні та поведінкові науки

Спеціальність

051 Економіка

Форма навчання: очна (денна)
очна (денна) / дистанційна

КВАЛІФІКАЦІЙНА БАКАЛАВРСЬКА РОБОТА

на тему «Моделювання і прогнозування рівня інфляції в країнах
Європейського Союзу»
(назва теми)

здобувача Лук'янової Анастасії Павлівни
(ПІБ)

(підпис)

Науковий керівник: кандидат економічних наук, доцент
Іщук Ярослава Володимирівна

(підпис)

**Робота допущена до захисту перед екзаменаційною
комісією з атестації здобувачів вищої освіти (ЕК)**

В.о. завідувача кафедри: кандидат фізико-математичних наук,
професор Великоіваненко Г.І.

(підпис)

Київ 2024

ЗМІСТ

ВСТУП	3
РОЗДІЛ 1 ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ДОСЛІДЖЕННЯ ІНФЛЯЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ В КРАЇНАХ ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ	7
1.1 Економічна сутність інфляційних процесів	7
1.2 Аналіз впливу макроекономічних показників на інфляційний процес	17
1.3 Інформаційна база дослідження	24
РОЗДІЛ 2 ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ЧАСОВИХ РЯДІВ ДЛЯ МОДЕЛЮВАННЯ РІВНЯ ІНФЛЯЦІЇ В КРАЇНАХ ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ	25
2.1 Методичні засади дослідження часових рядів	25
2.2 Виділення основних компонент часових рядів	27
2.3 Застосування ARIMA-моделей	34
2.4 Оцінювання якості та адекватності моделей	37
РОЗДІЛ 3 ЗАСТОСУВАННЯ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ РІВНЯ ІНФЛЯЦІЇ НА ПРИКЛАДІ ОКРЕМИХ КРАЇН ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ	41
3.1 Класифікація країн Європи за рівнем інфляції	41
3.2 Моделювання та прогнозування рівня інфляції на прикладі окремих країн	48
ВИСНОВКИ	64
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	65
ДОДАТКИ	69
Додаток А	69
Додаток Б.....	70

ВСТУП

Європейський Союз (ЄС) має одну з найуспішніших економік світу. Об'єднавшись в єдиний альянс, європейські держави сформували потужний економічний хаб, що ґрунтується на принципах вільної торгівлі, митного союзу та спільного ринку. Вже протягом багатьох років ЄС демонструє стійку активність у міжнародній економічній системі та відіграє ключову роль у її формуванні. За даними [1] від 2021 року, на Європейський Союз припадає 14% світової торгівлі товарами, що робить його одним з трьох ключових гравців на міжнародній торговельній арені, поряд з Китаєм та Сполученими Штатами.

Вартим уваги є той факт, що три держави ЄС – Німеччина, Франція та Італія, – є членами групи «Великої сімки» (G7). Країни даного об'єднання виступають як взірці для наслідування та рушії глобальних економічних процесів.

Економічний феномен ЄС можна пояснити низкою факторів, зокрема конвергенцією моделей економічно-соціального зростання різних регіонів, фундамент яких складає сильна соціальна система, постійний розвиток освіти та науки, верховенство права та відкритість до торгівлі та інвестицій [2, с.2-3].

Однак економіки цих країн також стикаються із катастрофічними викликами, зокрема, економічними та борговими кризами, безробіттям, міграцією, а також пандемією COVID-19 та наслідками повномасштабного вторгнення росії в Україну. Всі ці негативні явища призводять до дестабілізації економік держав та посилюють інфляційні процеси.

Актуальність теми кваліфікаційної бакалаврської роботи зумовлена тим, що сьогодні інфляція постала гострою та актуальною проблемою для багатьох країн світу, включаючи ЄС. Індекс споживчих цін (ІСЦ) є одним із найважливіших показників макроекономічної стабільності країни. Інфляцію здатен відчувати кожен, адже зростання цін на товари та послуги безпосередньо впливає на купівельну спроможність та добробут населення [3, с.6].

В умовах ринкової економіки повністю усунути дане явище неможливо. Однак можливо його контролювати та регулювати, що стає реальним лише за умови системного та точного прогнозування інфляційних процесів.

Отже, проблема збереження стійкого та збалансованого рівня інфляції розглядається як запорука економічного процвітання країни, високого рівня життя населення, гарантованого економічного зростання, а також прибутковості підприємств [4, с.286].

Аналіз останніх досліджень і публікацій показав, що в нинішніх умовах, коли економічні кризи, війни та пандемії впливають на глобальну економіку, прогнозування інфляційних тенденцій набуває особливої важливості. Європейський центральний банк та Міжнародний валютний фонд регулярно публікують економічні прогнози для країн ЄС, зокрема прогнози інфляції. Статистичне агентство Євростат запровадило єдину методологію розрахунку індексу споживчих цін для всіх країн ЄС. Такий підхід дозволяє порівнювати та прогнозувати загальне зростання рівня цін у союзі, що є критично важливим для забезпечення економічної стабільності в регіоні.

Мета і завдання виконання дослідження. Мета виконання кваліфікаційної бакалаврської роботи полягає в розробці та застосуванні моделі прогнозування для оцінки рівня інфляції в країнах Європейського Союзу.

Для реалізації поставленої мети було визначено такі *завдання*:

- дослідити основні теоретичні аспекти даної теми;
- розглянути основні методи розрахунку індексу споживчих цін (ІСЦ);
- з'ясувати вплив основних макроекономічних показників країни на інфляційний процес;
- дослідити та проаналізувати динаміку рівня інфляції в країнах ЄС;
- розглянути методичні засади дослідження часових рядів, їх основні компоненти та моделі прогнозування;
- створити змінну, яка буде характеризувати рівень інфляції по всіх країнах ЄС;
- знайти країну з найвищим та найнижчим середнім рівнем інфляції;

- реалізувати моделювання та прогнозування рівня інфляції для цих країн за допомогою ARIMA моделей в програмному середовищі Rstudio;
- перевірити адекватність розроблених моделей.

Об'єктом дослідження виступають інфляційні процеси в країнах Європейського Союзу.

Предметом дослідження є методи та моделі аналізу рівня інфляції в країнах Європейського Союзу.

У ході виконання кваліфікаційної бакалаврської роботи були використані наступні *методи дослідження*: теоретичний аналіз при дослідженні економічної сутності явища інфляції та методології дослідження часових рядів; візуальний аналіз для дослідження динаміки інфляційних процесів; аналіз часових рядів для виявлення структури часового ряду та прогнозування; інші методи дослідження, вказані в роботі.

Теоретична, методична та практична значущість отриманих результатів. Під час дослідження була вивчена сутність інфляції та різні підходи до обчислення індексу споживчих цін (ІСЦ). Було вивчено вплив основних макроекономічних показників на інфляційні процеси та досліджено динаміку рівня інфляції в країнах Європейського Союзу. Застосовано економетричні методи для визначення специфікації моделей ARIMA для обраних країн, а також розроблено алгоритми для їх програмної реалізації. Проведена оцінка точності та ефективності моделей ARIMA на основі крос-валідації на різних підмножинах даних. Було виконано прогноз річного темпу зростання гармонізованого індексу споживчих цін для обраних країн.

Практичні результати дослідження полягають у можливості використовувати розроблені моделі для прогнозування рівня інфляції. Це дозволить економічним аналітикам передбачати економічні тенденції, сприяючи підтримці економічної стабільності.

Інформаційною базою дослідження слугували роботи вітчизняних та зарубіжних науковців та практиків у галузі економіки та аналізу часових рядів. У процесі дослідження використовувалися офіційні видання Європейської Комісії

та Міжнародного валютного фонду. Дані для прогнозування були взяті з відкритих джерел статистичної організації Європейської Комісії – Євростату (Eurostat) [5].

Структура роботи. Робота складається зі вступу, трьох розділів, висновків, переліку використаних джерел та додатків.

РОЗДІЛ 1

ТЕОРЕТИЧНІ ОСНОВИ ДОСЛІДЖЕННЯ ІНФЛЯЦІЙНИХ ПРОЦЕСІВ В КРАЇНАХ ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ

1.1 Економічна сутність інфляційних процесів

Термін "інфляція" походить від латинського слова "*inflatio*", що дослівно означає "роздування" або "набухання". Цей термін чітко описує суть цього економічного явища, адже інфляція характеризується стійким зростанням загального рівня цін на товари та послуги, що призводить до знецінення грошей.

Вперше термін "інфляція" був застосований для опису економічної ситуації під час війни 1861-1865 років у Північній Америці. В той час спостерігалось значне переповнення каналів грошового обігу паперовими грошми, яких було значно більше, ніж потребувала економічна система. Цей надлишок грошей призвів до стрімкого зростання цін, що стало яскравим прикладом інфляції.

Проблематика інфляції протягом століть досліджується видатними економістами. Різноманіття підходів до визначення сутності цього явища робить актуальним розгляд основоположних тлумачень, запропонованих класиками економічної теорії. Наведемо декілька з них:

- М. Фрідмен інфляцією визначав економічне явище, коли кількість грошей в обігу зростає швидше, ніж виробництво товарів та послуг;
- П. Самуельсон в другій частині підручника "Економіка" дав визначення інфляції як періоду загального зростання цін на товари та фактори виробництва;
- Дж. М. Кейнс був першим, хто проаналізував інфляцію як елемент макроекономічної теорії. Він розглядав інфляційні процеси як невід'ємну складову елементів макроекономічної системи. В кейнсіанських теоріях

наголошується, що причиною інфляційних процесів є надмірний попит відносно товарної пропозиції. Перевищення попиту над пропозицією Дж. Кейнс назвав "інфляційним розривом".

Важливо відзначити вагомий внесок українських економістів у дослідження інфляційних процесів. Серед вітчизняних вчених-економістів особливе місце у вивченні та дослідженні даної проблематики займають Базилевич К.С., Барановський О.І, Ніколенко Ю.В., Баластрик Л.О., Василик О.Д. та інші [6, с.153-154].

З метою глибшого розуміння феномену інфляції, доцільно ознайомитися з декількома основними дефініціями цього поняття:

– «у класичній економічній теорії інфляція – це процес підвищення загального рівня цін і, як наслідок, зниження купівельної спроможності грошей, або їхнє знецінення» [7, с.8];

– «інфляція – це багатопланове соціально-економічне явище, яке характеризує співвідношення між кількістю паперових грошей, обсягом вироблених товарів та послуг і темпами зростання рівня цін. Інфляційний процес означає знецінення грошей стосовно золота, товарів та іноземних валют» [8, с.282];

– «інфляція – це знецінення грошей, спричинене диспропорціями в суспільному виробництві й порушенням законів грошового обігу, яке виявляється у стійкому зростанні цін на товари і послуги» [9, с.181];

– «інфляція вимірюється динамікою цін. Вона є обернено пропорційною величиною до цінової динаміки» [10, с.94];

Враховуючи всі вищенаведені підходи до визначення інфляції, можна зробити висновок, що інфляція є складним і багатогранним економічним явищем, що виявляється у стійкому зростанні загального рівня цін та знеціненні грошей. Вона виникає через комбінацію таких факторів, як надмірний попит, збільшення кількості грошей в обігу та диспропорції у виробництві.

Згідно з [11, с.129], інфляційні явища не обмежуються одноманітним проявом, а набувають різноманітних форм. Найбільш науково обґрунтованою та оптимальною є класифікація видів інфляції за такими чотирма ознаками :

- залежно від можливості передбачити зростання цін: очікувана та неочікувана інфляція;
- залежно від типу економічної системи: прихована та відкрита інфляція;
- за темпами знецінення грошей: повзуча (до 10% на рік), галопуюча (до 100% на рік), гіперінфляція (для країн з розвинутою ринковою економікою порогом гіперінфляції вважають річне зростання цін понад 100%. У країнах з перехідною (несталою) економікою цей рівень значно вищий – понад 50% на місяць (критерій за Кейганом);
- за чинниками, що спричиняють інфляційний процес: інфляція попиту та інфляція витрат.

Відповідно до [9, с.180-181], можна зробити висновок, що інфляційні процеси мають складну етіологію, обумовлену комплексом взаємопов'язаних причин як внутрішнього, так і зовнішнього характеру. До внутрішніх чинників, що сприяють інфляції, можна віднести:

- диспропорції в суспільному виробництві – існує неузгодженість між грошовим попитом і товарною масою;
- надмірна емісія грошей – якщо держава вводить в обіг більше грошової маси без відповідного зростання виробництва товарів та послуг, то це веде до знецінення грошової одиниці та зростання цін;
- дефіцит державного бюджету, що фінансується шляхом збільшення грошової або запозичень, може сприяти інфляції;
- мілітаризація економіки – збільшення військових витрат відволікає ресурси від інших галузей, що може призвести до дефіциту товарів і зростання цін;
- зростання державного боргу – високий рівень боргів може призвести до збільшення податків або інфляційного фінансування;

- недосконала податкова система – несправедлива або неефективна податкова система може стимулювати тіньову економіку та інфляцію;
- кризові явища в фінансово-кредитній системі – нестабільність фінансової системи може призвести до втрати довіри до валюти та зростання цін;
- монополізація виробництва – концентрація економічної влади в руках монополій може призвести до зловживання домінуючим становищем на ринку та встановлення завищених цін.

Зовнішні чинники інфляції пов'язані з зростанням цін на імпортні товари, що може спричинити зростання цін на товари власного виробництва. Глобальні кризи, такі як енергетичні, продовольчі чи фінансові, також є вагомим зовнішнім фактором негативного впливу на національну економіку країни, що може виражатись у підвищенні цін [9, с.181].

Окрему увагу варто приділити розгляду інфляції через призму попиту та витрат (пропозиції), адже більшість економістів аналізують дане явище саме так.

Інфляція попиту, або монетарна інфляція – такий вид інфляції, де сукупний попит на товари та послуги перевищує сукупну пропозицію. Це призводить до зростання цін, адже продавці можуть вимагати більше грошей за товари, на які є більший попит. Причинами інфляції попиту є: дефіцит бюджету, борги держави, кредитна експансія, приплив іноземної валюти, стимулювальна політика уряду, інфляційні очікування зростання попиту та зростання чистого експорту.

Інфляція витрат, яку також називають інфляцією пропозиції, виникає, коли витрати на виробництво товарів та послуг зростають, що призводить до підвищення цін. Це змушує продавців збільшувати ціни, щоб покрити свої витрати. Причинами інфляції витрат є: спіраль «заробітна плата-ціна», підвищення процентних ставок, ріст цін на матеріальні ресурси, монополізм, інфляційні очікування зростання витрат [11, с.133-134].

Вплив інфляції на економіку та суспільство країни може бути багатограним, маючи як позитивні, так і негативні наслідки. З одного боку, помірно низька та очікувана інфляція може мати стимулюючий ефект, сприяючи

економічному зростанню. Проте, висока та несподівана інфляція несе в собі значні ризики, негативно впливаючи на добробут населення та стабільність економіки.

Незважаючи на можливі плюси, інфляція несе в собі значно більші ризики.

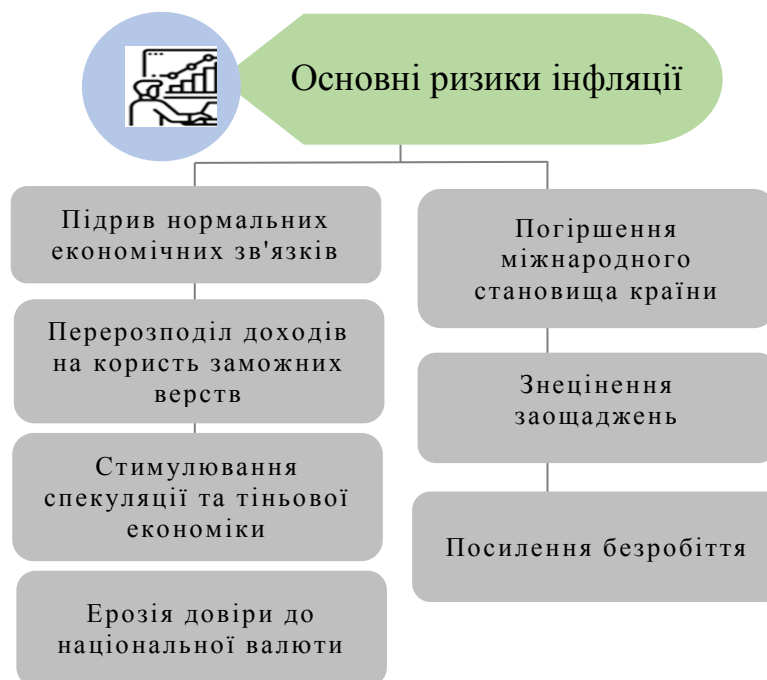


Рисунок 1.1 – Основні ризики інфляції

Джерело: розроблено автором на основі [9, с.184-185]

Як видно з рис.1.1, до основних ризиків інфляції відносяться:

- підри́в нормальних економічних зв'язків: непередбачуване зростання цін дестабілізує економіку, ускладнюючи планування та прийняття рішень для бізнесу та домогосподарств;
- перерозподіл доходів на користь заможних верств: інфляція шкодить людям з фіксованими доходами, адже ціни зростають швидше, ніж їхні заробітні плати;
- стимулювання спекуляції та тіньової економіки;
- ерозія довіри до національної валюти: знецінення грошей веде до втрати довіри до них;

– погіршення міжнародного становища країни: інфляція робить країну менш конкурентоспроможною на світовому ринку, стримуючи експорт та посилюючи імпорт, що негативно впливає на національний валютний курс;

Інфляція завдає шкоди не лише економіці, а й безпосередньо добробуту людей (знецінення заощаджень). Гроші, що зберігаються на депозитах, у цінних паперах з фіксованою доходністю, втрачають свою купівельну спроможність, роблячи людей біднішими.

Також одним з соціальних негативних наслідків інфляції є посилення безробіття та підрив мотивації до ефективної трудової діяльності, посилення диференціації населення і соціальної напруги в суспільстві. Всі ці вище перелічені наслідки інфляції за нездатності уряду контролювати інфляційні процеси в державі, можуть призвести до підриву довіри до влади, що в свою чергу призведе до дестабілізації політичної системи [9, с.184-185].

Для оцінки інфляційних процесів в світі використовуються два основних показники: темп інфляції та індекс інфляції [12, с.156-157].

Вони обидва є важливими індикаторами для аналізу економічної ситуації, але виконують різні функції. Розглянемо ці два показники детальніше. Відповідно до [11, с.136], індекс споживчих цін (ІСЦ), часто також званий індексом інфляції, є макроекономічним показником, що відображає динаміку загального рівня цін на товари та послуги, які купує населення для особистого споживання. Такий індекс виражається у відсотках або в частках одиниці. Цей показник розраховується на основі стандартизованого набору товарів і послуг, які включають у себе широкий спектр споживчих категорій, таких як продукти харчування, одяг, житло, транспортні послуги, освіта, книги, медичні послуги та предмети особистої гігієни. Цей набір є однаковим для всіх регіонів країни та ґрунтується на структурі витрат домогосподарств у міських поселеннях. У країнах з розвиненою економікою цей набір може включати до 300 різних товарів і послуг.

Індекс інфляції класифікується на індивідуальний та зведений. Найбільш вживаними підходами до визначення зведеного індексу споживчих цін є формули

Г. Пааше, Е. Ласпейреса, І. Фішера, Д. Карлі та А. Маршала. Усі вони відрізняються системою вагових коефіцієнтів у формулі [7, с.34-36].

Для індивідуального індексу цін (i_p), який характеризує відносну зміну ціни звітного періоду стосовно базового періоду, буде справедлива така рівність [7, с.34-35]:

$$i_p = \frac{p_1}{p_0}, \quad (1.1)$$

де p_1 – ціна звітного періоду;

p_0 – ціна базового періоду.

Для характеристики інфляції використовуються зведені (агрегатні) індекс цін (I_p). На практиці найчастіше застосовують індекс Леспейреса та індекс Пааше (дефлятор ВВП). Наведемо формули розрахунку для цих індексів:

1) Індекс Пааше

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}, \quad (1.2)$$

де q_1 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у звітному періоді;

p_0 – ціна базового періоду;

p_1 – ціна звітного періоду.

Індекс Пааше є найбільш всеосяжним показником, який характеризує інфляційні зміни всіх цін. Він використовує вагові коефіцієнти поточного періоду, тобто обсяги продажів кожного товару чи послуги в поточному періоді, для розрахунку загальної зміни цін. За розрахунку таким методом ціни виступають як об'єкт дослідження, що дозволяє індексу відображати динаміку цін на декілька видів товарів протягом звітного періоду порівняно з базовим. Різниця між чисельником та знаменником індексу показує реальну економію коштів

населення, якщо ціни на товари знизилися та збільшення витрат населення, якщо ціни на товари зросли. Індекс Пааше також називають дефлятором ВВП.

1) Індекс Ласпейреса

$$I_p = \frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0}, \quad (1.3)$$

де q_0 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у базисному періоді;

p_0 – ціна базового періоду;

p_1 – ціна звітного періоду.

В індексі цін Ласпейреса чисельник характеризує ціну «споживчого кошика» в звітному періоді, а знаменник – ціну «споживчого кошика» в базисному періоді [7, с.34-35]. Порівняння рівня інфляції за допомогою вищезазначених методів можуть показувати розбіжності в динаміці загального рівня цін. Згідно з [11, с.137], наведемо три ключові відмінності між індексом Ласпейреса та індексом Пааше:

- індекс Пааше використовує структуру споживання звітного періоду, де ваги товарів динамічно змінюються, відображаючи зміни в поведінці споживачів. Тоді як індекс Ласпейреса враховує фіксовану структуру споживання базового періоду, що означає, що ваги кожного товару залишаються незмінними, навіть якщо їх споживання змінюється з часом;

- індекс Пааше охоплює ширший асортимент товарів і послуг, які використовуються як для споживачів (кінцевого споживання), так і для інвестицій (капітальних благ), придбаних підприємствами та державою. Індекс споживчих цін, натомість, зосереджується виключно на тих товарах та послугах, які купують кінцеві споживачі для задоволення своїх потреб;

- індекс Пааше враховує лише вітчизняні товари та послуги, включаючи експортні, оскільки вони увійшли у формування ВВП. Імпорт не враховується, оскільки він не приносить додаткової вартості в межах країни. Тоді

як індекс споживчих цін включає як вітчизняні, так і імпортні товари до споживчого кошика. Відповідно до [7, с.35], для вимірювання рівня інфляції також використовується індекс І. Фішера, який відзначають як «ідеальний індекс цін», адже він являє собою середнє геометричне значення індексів Пааше і Ласпейреса. Даний спосіб комбінує переваги вищезгаданих підходів і його формула для розрахунку має такий запис:

$$I_p = \sqrt{\frac{\sum p_1 q_0}{\sum p_0 q_0} * \frac{\sum p_1 q_1}{\sum p_0 q_1}}, \quad (1.4)$$

де q_0 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у базисному періоді;

q_1 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у звітному періоді;

p_0 – ціна базового періоду;

p_1 – ціна звітного періоду.

Ще одним методом розрахунку рівня інфляції виступає індекс Д. Карлі, що розраховується за формулою:

$$I_p = \frac{1}{n} \sum \left(\frac{p_1}{p_0} \right), \quad (1.5)$$

де n – кількість товарів;

p_0 – ціна базового періоду;

p_1 – ціна звітного періоду.

Формула Карлі використовує темп зміни кожної ціни, а потім обчислює середнє арифметичне цих змін. Тобто, в основі цього методу розрахунку ІСЦ лежить принцип середніх відносних змін цін.

Іншим відомим способом розрахунку рівня інфляції постає метод А. Маршалла (Еджворта). В ролі вагових коефіцієнтів тут виступають середні

арифметичні обсяги між базисним і звітним періодами., формула для розрахунку має наступний вигляд:

$$I_p = \frac{\sum p_1 * \frac{q_0 + q_1}{2}}{\sum p_0 * \frac{q_0 + q_1}{2}}, \quad (1.6)$$

де q_0 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у базисному періоді;

q_1 – кількість проданого товару або виготовленої продукції в натуральному виразі у звітному періоді;

p_0 – ціна базового періоду;

p_1 – ціна звітного періоду.

Згідно з [12, с.139-140], темп інфляції визначається як процентний приріст цін за певний період порівняно з попереднім періодом. Темп інфляції показує наскільки швидко зростають ціни в економіці, тобто, по суті, визначається рівень (інтенсивність) інфляції. Для визначення темпу інфляції буде справедлива така рівність:

$$\text{Темп інфляції} = \frac{I_{p0} - I_{p1}}{I_{p0}} \times 100\%, \quad (1.7)$$

де I_{p0} – індекс цін поточного періоду;

I_{p1} – індекс цін попереднього періоду порівняно з поточним періодом.

1.2 Аналіз впливу макроекономічних показників на інфляційний процес

Макроекономічні показники та інфляція взаємозалежні: кожен з них може впливати на інші, створюючи складні економічні взаємозв'язки. Проаналізуємо вплив основних макроекономічних показників на перебіг інфляційних процесів:

1. Валовий внутрішній продукт (ВВП)

Важливо розрізняти реальний та номінальний ВВП: реальний ВВП коригується на інфляцію за допомогою індексів цін, що дозволяє отримати точнішу картину економічного зростання без впливу зміни цін. Номінальний ВВП, навпаки, відображає загальне зростання економіки в поточних цінах, включаючи інфляцію [12, с.54].

Інфляція попиту: коли ВВП зростає швидкими темпами, це може свідчити про підвищений рівень споживчих витрат і інвестицій. Якщо попит на товари та послуги зростає швидше, ніж їхнє виробництво, це може призвести до підвищення цін, викликаючи інфляцію.

Інфляція витрат: під час зростання економіки, зростає попит на ресурси, такі як праця і сировина. Це може призвести до підвищення їх вартості, що, в свою чергу, підвищує витрати на виробництво товарів і послуг, що також веде до інфляції [12, с.141-142].

2. Рівень безробіття

Основними завданнями макроекономічної політики держави є підтримка низького рівня інфляції та безробіття. Для їх вирішення необхідно враховувати криву Філіпса, сучасна версія якої вказує на зворотний зв'язок у короткостроковому періоді між динамікою інфляції та циклічним безробіттям, враховуючи очікувану інфляцію та інфляцію витрат.

Крива Філіпса демонструє, що у короткостроковому періоді уряд не може одночасно вирішити проблеми інфляції та безробіття. Заходи, спрямовані на зниження циклічного безробіття, можуть призвести до підвищення інфляції. І

навпаки, обмеження сукупного попиту для зменшення інфляції може викликати зростання безробіття. Урядові заходи щодо зниження інфляції та безробіття можуть не мати взаємно негативних наслідків лише в довгостроковому періоді. Це пояснюється тим, що у довгостроковій перспективі заробітна плата адаптується до інфляції: прискорення інфляції призводить до зростання номінальної заробітної плати, а уповільнення інфляції — до її зменшення [13, с.93].

3. Грошова маса та відсоткові ставки

Монетаристи переконані, що збільшення грошової маси залежить виключно від грошово-кредитної політики держави. Держава може спрямовувати цю політику на досягнення таких цілей, за яких грошова маса залишається стабільною, а інфляція стає неможливою. До таких цілей належать стабілізація цін та підтримка ринкової рівноваги.

Якщо монетарна політика орієнтована на досягнення високого рівня зайнятості та економічного зростання, це призведе до збільшення пропозиції грошей і їх обігу. У результаті цього зросте попит і ціни на товарних ринках, що спричинить інфляцію. Таким чином, монетарна політика стає інфляційною. Згідно з монетаристською теорією, щоб у країні почався інфляційний процес, монетарні органи повинні проводити ліберальну монетарну політику, зокрема політику грошового стимулювання зайнятості та економічного зростання. Відмова від такої політики допоможе зупинити інфляцію.

Основна відмінність кейнсіанського підходу від монетаристського полягає в тому, що кейнсіанці вважають ліберальну грошово-кредитну політику лише умовою для виникнення інфляції, а головними причинами інфляції вважають фактори, пов'язані зі зростанням витрат і пропозиції. Тому вони вважають, що ефективне вирішення проблеми інфляції неможливе лише за рахунок посилення монетарної політики, необхідно також виявляти та усувати її основні причини [14, с.163-166].

Також важливо враховувати взаємозв'язок між рівнем інфляції та процентними ставками. Зазвичай, при зростанні рівня інфляції, центральні банки

підвищують процентні ставки, щоб зменшити попит на позики та стримати інфляційний тиск. Проте це також може вплинути на ефективність кредитування та зростання реального ВВП [15, с.11].

Отже, монетарна політика та грошова маса грають ключову роль у формуванні рівня інфляції та економічної активності в країні. Розуміння цих взаємозв'язків є важливим для розробки ефективної політики управління економікою.

Вплив на інфляцію може відбуватись за допомогою державного цінового регулювання. Державне цінове регулювання – це спосіб державного регулювання, за допомогою якого держава впливає на економічні процеси та механізми формування і встановлення цін, використовуючи низку інструментів державного цінового регулювання.

Державне цінове регулювання застосовується з метою розвитку національної економіки та підприємницької діяльності, збалансованості ринку товарів та підвищення їх якості, розширення сфери застосування вільних цін, протидії зловживанню монопольним (домінуючим) становищем у сфері ціноутворення, надання соціальних гарантій населенню в разі зростання цін, тощо. Воно являє собою діяльність, спрямовану на встановлення і збереження такого рівня цін, який забезпечував би рентабельну діяльність суб'єктів господарювання, реальність заробітної плати, стійкість валюти та інші економічні параметри в державі. Впливаючи на ціну держава регулює можливості її громадян, підтримує власну економіку, а також поповнює державний бюджет за допомогою податків, які є складовою ціни [15, с.15].

Інфляція представляє собою складний феномен, який характерний для всіх країн у більшому або меншому обсязі, незалежно від їх ступеня розвиненості або етапу економічного розвитку. У 1990-х роках у більшості країн Центральної та Східної Європи, які переживали перехідну економіку, виникло чимало економічних проблем, таких як спад виробництва, тривала рецесія, значний зовнішній борг, висока доларизація економіки, погіршення платіжного балансу, зростання безробіття та прискорення інфляційних процесів. Однак на початку

XXI століття багатьом з цих країн вдалося не лише вирішити нагальні економічні проблеми та досягти цінової стабільності і макроекономічної рівноваги, а й стати повноправними членами Європейського Союзу [16, с.168].

З 1997 року в межах Європейського Союзу запроваджено гармонізований індекс споживчих цін (ГІСЦ), який покликаний дати порівнянну оцінку рівня інфляції в різних країнах-членах. Як видно з рис. 1.2, гармонізовані індекси поділяють на ГІСЦ для Валютного Союзу, а також Європейські та Національні індекси.



Рисунок 1.2 – Класифікація ГІСЦ

Джерело: розроблено автором на основі [17]

Гармонізований індекс споживчих цін відображає вартість кошика основних товарів і послуг для споживачів в Європейському Союзі. Національні статистичні інститути країн-членів ЄС розраховують власні ГІСЦ, які потім агрегуються Євростатом на рівні єврозони та ЄС загалом. Ці дані використовуються Європейським центральним банком (ЄЦБ) для оцінки цінової стабільності та формулювання монетарної політики [18, с.9-10].

Гармонізований індекс споживчих цін (ГІСЦ) розроблений як ланцюговий індекс типу Ласпейреса. Він показує середню зміну цін від базового періоду до поточного, з використанням ваг, які оновлюються на початку кожного календарного року і залишаються постійними протягом усього року. Відповідно до цього, справедливим буде такий запис [19]:

$$HICP^{0,t} = \sum \frac{p^t}{p^0} \times w^{0,b}, \quad (1.8)$$

де p^0 – ціна базисного періоду;

p^t – ціна звітного періоду;

w^{0b} – це частки витрат періоду (b), що передуює звітному періоду, і є скоригованим для відображення цін базисного періоду 0 .

За методикою Євростату, для кожного товару чи послуги споживчого кошика обчислюється індекс ціни як відношення поточної ціни до базисної ціни. Кожен індекс зважується відповідно до частки витрат домогосподарств на цей товар або послугу. Надалі зважені індекси окремих товарів і послуг агрегуються, щоб отримати загальний індекс споживчих цін для всього споживчого кошика. З 2016 року базовим періодом порівняння є 2015 рік, тобто всі індекси виражаються відносно цього року. Для щомісячних індексів базовим періодом є грудень попереднього року [19].

Аналіз динаміки інфляційних процесів та статистичних даних досліджуваної області є невід’ємною частиною при постановці задачі моделювання і прогнозування. Тому видається необхідним визначити ключові моменти в історії Європейського Союзу щодо явища інфляції.

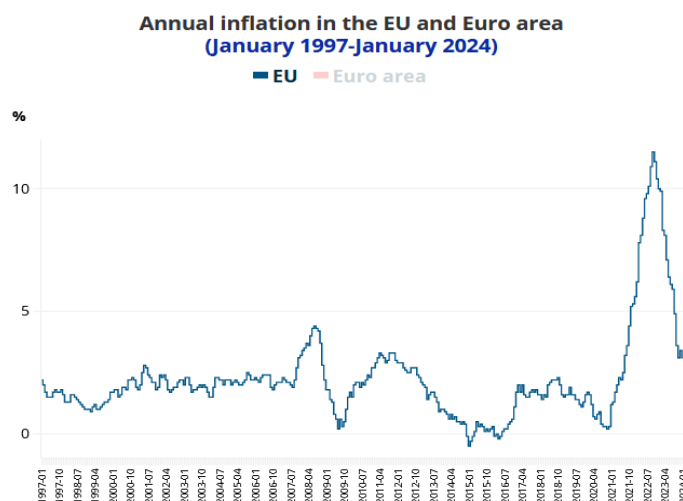


Рисунок 1.3 – Річна інфляція в Європейському Союзі

Джерело: [5]

Рисунок 1.3, що являє собою графік річної інфляції в ЄС в період з січня 1997 по січень 2024 року, дозволяє чітко окреслити ключові моменти, пов'язані з динамікою рівня цін. Згідно з [20] можемо сказати таке:

1. вплив глобальної кризи 2008 року: у липні 2008 році глобальна фінансова криза спричинила різкі коливання цін на енергоносії та сировину, що призвело до зростання інфляції в ЄС до рекордного на той час показника 4,4%;
2. період низької інфляції (2014-2016): між 2014 та 2016 роками інфляція в ЄС знизилася до історичного мінімуму, коли рівень інфляції становив 0,1-0,2%;
3. нестабільність після 2016 року: після 2016 року інфляція почала коливатися. Вона зросла до 1,9% у 2018 році, перш ніж знову знизитися до 1,5% у 2019 році. Пандемія COVID-19 у 2020 році порушила ланцюги поставок та тимчасово знизилася до 0,7%;
4. новий рекордний максимум (2021-2023): у 2021 році інфляція знову різко зросла до 2,9%. Повномасштабне вторгнення росії в Україну в 2022 році спричинило ще більший стрибок інфляції до рекордного максимуму 11,5% через вплив на ціни на енергоносії. З жовтня 2022 року інфляція почала знижуватися і становила 6,4% у 2023 році.

В питанні різкого зростання інфляції в ЄС не можна не оминати повномасштабне вторгнення росії в Україну від 24 лютого 2024-го року, яке стало значним геополітичним шоком. Війна росії проти України має далекосяжні наслідки для економіки Європейського Союзу. Як свідчать дані [21], в 2020-му році ЄС був головним партнером по торгівлі з росією: на нього припадало 37,3% загального обсягу торгівлі товарами росії зі світом. Імпортні товари з ЄС становили 36,5% від загального обсягу імпорту росії, а експорт з росії до країн ЄС становив 37,9% від загального обсягу експорту рф. З початком розгортання повномасштабної війни, оцінки економічного зростання ЄС були скориговані вниз, а рівень інфляції суттєво підвищився.

Відповідно до [22] та [23], головними тригерами цього стали:

- зростання цін на енергоносії – результат введення ЄС відповідних санкцій у відповідь на російську агресію проти України. Як наслідок, різке

скорочення пропозиції енергопалива та відповідне до цього зростання цін на енергозабезпечення призвели до інфляційного тиску;

- перебої в ланцюгах постачання та дефіцит товарів: росія та Україна були одним з головних постачальників сільськогосподарської в країни ЄС. Через пошкодження виробничих потужностей в Україні та накладення санкцій на російську сільськогосподарську продукцію ціна на товари, які складно замінити, буде вищою. Відповідно до цього, вартість споживчого кошика теж зросте, що негативно відобразиться на загальному рівні інфляції;

- підвищення вразливості підприємств: зменшення експорту, зниження прибутків через зростання цін на енергоносії та труднощі у знаходженні фінансування через небажання банків ризикувати – все це сприяє загальному зростанню цін. Особливо вразливими стали підприємства хімічної та фармацевтичної промисловості, сільськогосподарської та транспортної, адже вони є першочерговими для населення.

Зіткнувшись з новим рекордним максимумом інфляції в 2022-му, перед директивними органами Європи стояла важка задача зниження загального росту цін та підтримки економічного зростання. Додатковою складністю при вирішенні цієї проблеми постали наслідки світової пандемії COVID-19, після яких фірми ЄС, особливо малі підприємства, були ослаблені та зазнали фінансових втрат.

Як бачимо з рис.1.1, рівень інфляції в ЄС в січні 2024 року становив 3,5%. Ключовими умовами дефляції та економічного зростання поставали, насамперед, стимулювання позитивного впливу на пропозицію (зниження цін на енергоносії та вирішення проблем з ланцюгами постачання) та усунення негативного впливу з боку попиту (зростання доходів і заробітної плати). Досягнення цієї мети потребувало рішучих дій на макроекономічному, фінансовому та структурному рівнях. Все це стало можливими завдяки жорсткій монетарній політиці центрального банку, яка базувалась на підвищенні ключових облікових ставок в Єврозоні. Центральні банки інших країн ЄС мають також підвищувати ставки, якщо реальні ставки є низькими, а інфляція залишається на високому рівні [24, с.vii].

1.3 Інформаційна база дослідження

Як зазначено в [7, с.35], в більшості розвинених країн ІСЦ розраховується за формулою Ласпейреса. Для Європейського Союзу гармонізований індекс споживчих цін складається Євростатом та національними статистичними інститутами відповідно до гармонізованих статистичних методів.

Однією з задач Європейського центрального банку (ЄЦБ) є аналіз рівня інфляції для оцінки готовності країни до вступу в єврозону [30].

Згідно [7, с.35] та [11, с.137] в Україні ІСЦ традиційно розраховують за допомогою індексу Пааше, а відповідальність за розрахунок ІСЦ несе Державний комітет статистики України.

РОЗДІЛ 2

ЗАСТОСУВАННЯ МЕТОДІВ ПРОГНОЗУВАННЯ ЧАСОВИХ РЯДІВ ДЛЯ МОДЕЛЮВАННЯ РІВНЯ ІНФЛЯЦІЇ В КРАЇНАХ ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ

2.1 Методичні засади дослідження часових рядів

Сьогодні прогнозування відіграє критичну роль у сучасній економіці. Динамічність та нестабільність сучасного світу висуває вимоги до передбачення інформації для прийняття обґрунтованих рішень на всіх рівнях, від державної політики до окремих підприємств, спрямованих на антикризове регулювання та планування економічної діяльності. Ґрунтуючись на принципах економетрики, фінансової математики та статистики, воно надає чітке уявлення про майбутні тенденції та дозволяє компаніям та урядам бути готовими до будь-яких викликів [25, с.78].

Загалом, відповідно до [26, с.88], методи прогнозування можна розділити на три основні категорії:

- перший клас – це суб'єктивне прогнозування, що базується на експертних оцінках, інтуїції та глибоких знаннях у конкретній області. Прикладом такого прогнозування слугують метод Делфі, метод мозкового штурму тощо;
- другий клас – це методи прогнозування на основі часових рядів однієї змінної, такі як авторегресія, авторегресія з ковзним середнім (АРКС) та АРКС з трендом, експоненційне згладжування, моделі ARIMA;
- третій клас – це методи прогнозування, що використовують аналіз часових рядів декількох змінних.

Аналіз часових рядів, вперше представлений Дж. Боксом та Дж. Дженкінсом у їхній фундаментальній праці "Аналіз часових рядів, прогнозування

та контроль", являє собою потужний метод дослідження та моделювання даних, що залежать від часової змінної. Для складання прогнозів використовуються економетричні моделі динаміки, що дозволяють проаналізувати складні процеси, виявити закономірності та зробити обґрунтовані прогнози щодо того, що може очікувати попереду [27, с.6, 28, с.5].

Основними задачами аналізу часових рядів є:

- прогнозування майбутніх значень. Розглядається передбачення значень досліджуваного явища на майбутній період часу;
- прогнозування знаків приростів часових рядів. Ця задача полягає в передбаченні тенденції зміни досліджуваного явища;
- ідентифікація моментів локальних екстремумів. Відбувається визначення точок, в яких темп досліджуваної системи досягає локальних максимумів або мінімумів.

Метод аналізу часових рядів знайшов широке застосування в різних галузях економічного планування, та може застосовуватись при моделюванні макроекономічних показників країни, зокрема, рівня інфляції [25, с.78-79].

Динамічні процеси, що відбуваються в економіці, мають чітку часову структуру. Вони проявляються у вигляді послідовно розташованих у хронологічному порядку значень деякого показника [29, с.6].

Відповідно до [27, с.6], економетричну модель можна побудувати на основі двох типів вихідних даних:

- дані, які описують сукупність різних об'єктів у певний момент (період) часу. Такі дані дозволяють досліджувати взаємозв'язки між об'єктами в один момент часу;
- дані, які описують один об'єкт протягом ряду послідовних моментів (періодів) часу або часові ряди, що відображають зміну показників одного об'єкта (наприклад, індексу споживчих цін) протягом послідовних періодів часу. Ці дані дозволяють аналізувати тенденції, циклічність та інші динамічні властивості показників. Моделі, побудовані на основі цього типу даних, відомі як моделі часових рядів.

2.2 Виділення основних компонент часових рядів

Сформулюємо означення часового ряду. Часовий ряд – це послідовність спостережень (зазвичай числових значень) $y_1, \dots, y_2, \dots, y_n$ випадкової величини $\xi(t)$, отриманих в різні моменти часу $t_1, \dots, t_2, \dots, t_n$ [29, с.6].

Застосовують також терміни "ряд динаміки", "динамічний ряд", а в англomовній літературі використовують термін "time series" [27, с.7].

Кожне спостереження в такому ряді відповідає конкретному моменту часу. Елементи часового ряду називаються рівнями ряду, а кількість таких рівнів визначає його довжину. Часовий ряд представляє собою сім'ю випадкових величин $\{\xi(t)\}$, що залежать від часу t . Це означає, що ймовірнісний закон розподілу цих величин може змінюватися зі зміною часу.

Помилково ототожнювати поняття часового ряду та послідовності спостережень $z_1, \dots, z_2, \dots, z_n$ (випадкової вибірки). Головні відмінності між ними полягають у наступному:

- в часовому ряді члени не є статистично незалежними, оскільки кожне спостереження може бути залежним від попередніх членів ряду. У випадковій вибірці така залежність не має місця, оскільки кожне спостереження вважається незалежним від інших;
- члени часового ряду не мають однакового розподілу, тобто параметри розподілу можуть змінюватися з часом. Це означає, що властивості і правила статистичного аналізу, які застосовуються до випадкової вибірки, не можна застосовувати до часових рядів [29, с.6].

Відповідно до [29, с.7] та [30, с.7], формування часового ряду є складним процесом, що відбувається в наслідок взаємодії різноманітних факторів, а їхнє поєднання може призвести до моделей зі складною поведінкою системи. Для того, аби описати часовий ряд, використовуються такі терміни як тренд, сезонність, циклічність та випадкова величина. Розкриємо зміст цих чинників:

- тренд або довгочасові чинники (T_t) визначають загальну динаміку зміни ознаки у в часовому ряді та представлені не випадковою функцією, яка, як правило, повільно і поступово змінюється в часі. Тренд може бути лінійним, нелінійним, експоненціальним або логарифмічним;
- сезонність або сезонні чинники (S_t) у часовому ряді створюють періодичні коливання, які повторюються в певні періоди року. Ці чинники описують сезонні впливи явищ різної природи на часовий ряд досліджуваної системи протягом досліджуваного періоду;
- циклічність або циклічні чинники (V_t) обумовлюють зміни ознаки у в часових рядах протягом тривалого періоду. Їх формування ґрунтується на довгострокових циклах, які мають економічну, демографічну або астрофізичну природу;
- випадкова величина або випадкові чинники (ε_t) обумовлюють стохастичність значень часового ряду. Такі чинники набувають двох видів: несподівані (в часовому ряді відбувається раптова та кардинальна зміна усіх не випадкових компонентів ЧР у випадковий момент часу) та еволюційні (проявляються у незначних відхиленнях значень часового ряду від тих, що очікувалися б від дії всіх регулярних компонентів).

«Одним з основних завдань аналізу рядів у соціально-економічних системах є вивчення структури та класифікації основних факторів, під впливом яких формуються складові елементи часового ряду та його розкладання на ці складові. Дослідження рядів динаміки особливо важливо і для визначення темпів і пропорцій у розвитку економічних процесів, а також закономірностей і змін тих чи інших показників у майбутньому, тобто можливої поведінки їх у межах прогнозованого періоду» [31, с.297].

За допомогою лагового оператора в теорії аналізу часових рядів отримують значення часового ряду, який приймають за функцію, від його інших значень. Для його позначення використовують літеру L (від німецького *der Lagoperator*) [30, с.15].

Після застосування оператора L до змінної часового ряду y_t , ми отримаємо попереднє значення цієї змінної, тому справедливим буде такий вираз [30, с.15]:

$$Ly_t = y_{t-1} \quad (2.1)$$

Як було зазначено вище, лаговий оператор дозволяє отримати значення часового ряду як функцію від його попередніх значень, зокрема:

$$L^k y_t = y_{t-k}, L^{-k} y_t = y_{t+k}, L^0 y_t = y_t, \quad (2.2)$$

Для довільного полінома з дійсними коефіцієнтами:

$$P_n(x) = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + \dots + a_n x^n, \quad (2.3)$$

вплив поліноміального оператора зсуву на значення часового ряду буде виражатись так:

$$P_n(L)y_t = a_0 y_t + a_1 y_{t-1} + a_2 y_{t-2} + \dots + a_n y_{t-n}, \quad (2.3a)$$

Різницевий оператор є ще одним широкоживаним інструментом при аналізі часового ряду. Він позначається знаком Δ , і для нього буде справедливо таке визначення [32, с.8.2]:

$$\Delta = 1 - L, \quad (2.4)$$

так що $\Delta y_t = (1 - L)y_t = y_t - y_{t-1}$.

Різницевий оператор "диференціює" ряд даних, вираховуючи зміну між послідовними значеннями. Ряд d -у різниць є степенем різницевого оператора, тобто його застосуванням d разів. За умови $d=2$ маємо:

$$\Delta^2 = (1 - L)^2 = 1 - 2L + L^2, \quad (2.4a)$$

$$\Delta^2 y_t = (1 - 2L + L^2)y_t = y_t - 2y_{t-1} + y_{t-2}. \quad (2.4b)$$

Згідно з [33, с.35], часові ряди бувають стаціонарні та нестаціонарні. Стаціонарність часового ряду виражається в тому, що його ймовірнісні характеристики, такі як математичне сподівання, дисперсія та автоковаріація будь-якого порядку є сталими та скінченними для кожного періоду часу.

Тобто для кожного значення часового ряду y_{t+m} ці характеристики мають бути такими ж, як і для y_t . В нестаціонарному часовому ряді ці характеристики змінюватимуться з часом.

Серед найпоширеніших способів визначення стаціонарності ряду виділяють такі:

- побудова графіка: візуалізація спостережень є одним з найпростіших способів дослідження часового ряду на стаціонарність. Якщо на графіку можна прослідкувати тенденцію (тренд) чи сезонність, то ряд є нестаціонарним [34, с.305]

- автокореляція та корелограма: як було зазначено в п.2.1.2, члени в часовому ряді не є статистично незалежними. Тому для визначення типу часового ряду широко застосовується автокореляція та функція автокореляції.

Автокореляція – це міра кореляційної залежності між значеннями часового ряду y_t в різні моменти часу, що дозволяє визначити повторювані патерни в поведінці досліджуваного явища. Для визначення коефіцієнта автокореляції з лагом (затримкою) j буде справедлива така рівність [34, с.305]:

$$r_j = \frac{\sum_{t=j+1}^T (y_t - \mu_t)(y_{t-j} - \mu_{t-j})}{\sum_{t=1}^T (y_t - \mu_t)^2}, j = 1, 2, \dots, \quad (2.5)$$

де y_t – фактичне значення часового ряду в момент часу t ;

μ_t – середнє значення часового ряду в момент часу t ;

T – довжина часового ряду.

Автокореляційна функція часового ряду – це послідовність коефіцієнтів кореляції першого, другого і т.д. порядків рядів. Графік вибіркової автокореляційної (ACF) функції можна представити рівністю:

$$\rho_j = \frac{\text{cov}(y_t, y_{t-j})}{D(y_t)} = \frac{\gamma_j}{\gamma_0}, \quad (2.6)$$

де $D(y_t)$ або γ_0 – дисперсія часового ряду;

$\text{cov}(y_t, y_{t-j})$ або γ_j – автоковаріація часового ряду.

Корелограма – це графічне зображення автокореляції часового ряду. Вона показує залежність коефіцієнта автокореляції від лагу. За допомогою корелограм ми можемо дослідити, наскільки сильним є вплив значення часового ряду в певний момент часу на його значення в наступні моменти. Аналіз функції автокореляції та корелограми дозволяє зробити такі висновки про стаціонарність часового ряду:

- у стаціонарних часових рядах ACF зазвичай демонструє швидке спадання до нуля з зростанням лагу (j). Це свідчить про те, що значення ряду не мають сильної залежності одне від одного протягом часу;
- якщо ж ACF спадає повільно або коливається, то має місце припущення про нестаціонарність [29, с.15-16, 30, с.17].

Доповненням до автокореляційної функції є часткова автокореляційна функція (PACF). Вона фокусується на чистій кореляції, виключаючи вплив попередніх лагів та розраховує кореляцію між залишками (після вилучення впливу попередніх лагів) та значеннями ряду в наступних лагах. Для стаціонарного часового ряду графік окремої автокореляційної функції повинен бути різко спадним [34, с.305].

Візуального аналізу графіка часового ряду не достатньо для висновку про стаціонарність/нестаціонарність часового ряду. Одним з формальних критеріїв для перевірки рядів на стаціонарність та визначення порядку інтеграції є тест

Дікі-Фуллера (Dickey-Fuller test, DF) або розширений тест Дікі-Фуллера (augmented Dickey-Fuller test, ADF). В основі цього тесту є така регресія:

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 t + b y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (2.7)$$

де $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$;

t – часовий тренд;

ε_t – випадкова величина (білий шум);

a_0, a_1, b, c_i – невідомі коефіцієнти регресії.

Залежно від значень коефіцієнтів a_i можливі два випадки: якщо всі $a_i=0$, тоді достатньо застосувати DF-тест; якщо хоча б одне зі значень $a_i \neq 0$, тоді застосовують ADF-тест. Тобто, якщо процес є типу AR(1), тоді застосовують DF-тест, у всіх інших випадках — ADF-тест.

На основі базової моделі (номер) тестуються такі гіпотези: $H_0: b = 0$, або часовий ряд є нестационарним: $y_t \sim I(d), d > 0$; Та $H_0: b < 0$, або часовий ряд є стаціонарним: $y_t \sim I(d), d > 0$.

Нульова гіпотеза H_0 відкидається, якщо отриманий коефіцієнт $b < 0$ та розрахована τ – статистика за абсолютною величиною більша за абсолютну величину критичного значення статистики МакКіннона для тестування на наявність одиничного кореня при заданому рівні значимості α .

Статистика МакКіннона τ розраховується за формулою:

$$|\tau - stat| = \left| \frac{b}{S_e(b)} \right|, \quad (2.8)$$

де $S_e(b)$ – стандартна помилка (середнє квадратичне відхилення) оціненого параметра моделі.

Якщо нульова гіпотеза H_0 не може бути відхилена, тоді потрібно перейти від рівнів ряду до розрахунку перших різниць Δy_t та повторити перевірку на стаціонарність, використовуючи різниці другого порядку $\Delta^2 y_{t-i}$.

Якщо нульову гіпотезу не вдається відхилити для перших різниць, слід продовжувати тестування для других різниць і так далі, доки не буде отримано стаціонарний часовий ряд. На практиці зазвичай достатньо різниць не більше другого порядку ($d=2$), щоб зробити часовий ряд стаціонарним [35, с.142-143, 36, с.18-19].

Статистичний тест KPSS є ще одним методом перевірки часового ряду на стаціонарність. Згідно з [32, с.8.1], основна відмінність цього тесту від тесту Дікі-Фулера полягає в тому, що вони мають протилежні нульові гіпотези H_0 . Тест Дікі-Фулера перевіряє, чи є ряд нестационарним, тоді як тест KPSS перевіряє, чи є ряд стаціонарним. Тест Дікі-Фулера спрямований на виявлення одиничного кореня, тоді як тест KPSS оцінює стаціонарність навколо середнього або лінійного тренду.

Перед подальшим прогнозуванням на основі моделі класу ARIMA обов'язковою умовою є стаціонарність ряду. Тому часові ряди, які не задовольняють цю умову приводять до стаціонарного стану. Логарифмування або перетворення Бокса-Кокса може допомогти стабілізувати дисперсію часового ряду. А взяття послідовних різниць може допомогти стабілізувати середнє значення часового ряду. Взяття послідовних різниць видаляє зміни в рівні часового ряду і, отже, усуває (або зменшує) вплив тренду і сезонності [32, с.8.1].

Розглянемо метод оператора різниць за допомогою моделі випадкового блукання (Random walk). Ця модель задається так [34, с.304]:

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \approx N(0, \sigma^2), t = 1, \dots, n. \quad (2.9)$$

Модель випадкового блукання є нестационарною, оскільки дисперсія її значень змінюється з часом. Для зведення до стаціонарності скористаємось лаговим оператором $Ly_t = y_{t-1}$ і поліномами від оператора лагу $A(L) = 1 \pm v_1 L \pm$

$\dots \pm v_q L$. Перетворення процесу випадкового блукання до стаціонарного процесу за допомогою взяття послідовної різниці описується так:

$$u_t = \Delta y_t = (1 - L)y_t = y_t - y_{t-1}, u_t = \varepsilon_t. \quad (2.10)$$

Для того, аби звести до стаціонарності часовий ряд з квадратичним трендом $y_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma t^2$ необхідно взяти другу різницю:

$$\Delta^2 y_t = \Delta(\Delta y_t) = (y_t - y_{t-1}) - (y_{t-1} - y_{t-2}), \quad (2.11)$$

$$\Delta y_t = \beta + \gamma \cdot (2t - 1) + \Delta \varepsilon_t, \quad (2.11a)$$

$$\Delta^2 y_t = 2\gamma + \Delta^2 \varepsilon_t. \quad (2.11b)$$

В результаті чого отримали стаціонарний часовий ряд.

2.3 Застосування ARIMA-моделей

Сьогодні в сфері аналізу та прогнозування часових рядів великої популярності набули моделі ARIMA. Особливо корисними вони видаються для аналізу економічних процесів, адже їхня гнучкість та ефективність є ключовими перевагами над іншими моделями. Моделі ARIMA ґрунтуються на описі автокореляційних зв'язків у часових рядах, що відображають залежність поточних значень ряду від його попередніх значень. ARIMA моделі враховують не лише автокореляційні структури, але й сезонні коливання, якщо вони присутні в даних.

ARIMA (p,d,q) – це стандартне позначення для моделі прогнозування часових рядів, де:

- p – порядок авторегресії (AR), тобто кількість попередніх значень ряду, які використовуються для прогнозування наступного значення;
- d – ступінь диференціювання, тобто кількість разів взяття послідовної різниці ряду для приведення до стаціонарності;
- q – порядок ковзної середньої (MA), тобто кількість попередніх помилок прогнозування.

Тобто в наслідок об'єднання диференціювання з моделлю авторегресії та моделлю ковзної середньої отримали несезонну ARIMA модель, яка може застосовуватись до нестаціонарних часових рядів, і для якої справедливою буде наступна рівність [32, с.8.5]:

$$\Delta y_t = c + \varphi_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \varphi_p \Delta y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (2.12)$$

де Δy_t – перетворене значення часового ряду (диференційоване d разів) в момент t ;

c – постійна;

де $\varphi_1, \dots, \varphi_p$ – параметри авторегресії;

де $\theta_1, \dots, \theta_p$ – середньоквадратичні параметри моделі;

ε_t – випадкова величина (помилка), що є білим шумом.

p – порядок авторегресії;

q – порядок ковзного середнього.

Зручність моделі ARIMA полягає в тому, що покладання 0 для певного параметра в моделі ARIMA вказує на те, що цей аспект моделі не враховується. Тобто, модель ARIMA може бути налаштована як модель ARMA, AR або MA [37, с.120].

Розглянемо різні варіації налаштування моделі ARIMA:

Модель авторегресії AR (p) записується так [32, с.8.3]:

$$y_t = c + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (2.13)$$

де $\varphi_1, \dots, \varphi_p$ – параметри авторегресії;

c – постійна;

ε_t – випадкова величина (помилка), що є білим шумом.

Модель авторегресії може задаватись як ARIMA (p,0,0). Прогнозування цільової змінної здійснюється шляхом утворення лінійної комбінації її попередніх значень. Модель авторегресії використовує минулі значення змінної для прогнозування її майбутніх значень [32, с.8.3].

Модель ковзного середнього MA (q) записується так [32, с.8.4]:

$$y_t = c + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q}, \quad (2.14)$$

де $\theta_1, \dots, \theta_p$ – середньоквадратичні параметри моделі;

c – постійна;

$\varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}$ – випадкова величина (помилка), що є білим шумом.

Модель ковзного середнього може задаватись як ARIMA (0,0,q). Моделі ковзного середнього відрізняються від традиційних регресійних моделей тим, що вони базуються на минулих помилках прогнозування в межах регресійної моделі, а не на минулих значеннях прогнозованої змінної. За цією моделлю кожне значення часового ряду y_t можна розглядати як зважене ковзне середнє кількох останніх помилок прогнозування [32, с.8.3].

Модель авторегресії та ковзного середнього ARMA (p,q) визначається так [32, с.8.4]:

$$y_t = c + \varphi_1 y_{t-1} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t, \quad (2.15)$$

де y_t – значення часового ряду в момент t ;

c – постійна;

$\varphi_1, \dots, \varphi_p$ – параметри авторегресії;

$\theta_1, \dots, \theta_p$ – середньоквадратичні параметри моделі;

ε_t – випадкова величина (помилка), що є білим шумом.

Модель авторегресії та ковзного середнього може задаватись як $(p,0,q)$. ARMA модель виключає компоненту «I», що відповідає за крок, на якому відбувається взяття послідовних різниць часового ряду для усунення нестационарності. Це означає, що застосування даної моделі для прогнозування часового ряду може лише за умови стаціонарності останнього.

2.4 Оцінювання якості та адекватності моделей

Правильний вибір моделі для прогнозування є вкрай важливим завданням, адже від цього напряму залежить якість отриманих результатів. Згідно з [30, с.55], методика аналізу часових рядів Бокса-Дженкінсена задана у вигляді ARIMA-процесів. Ця методика передбачає поетапний процес аналізу даних, включаючи три основні етапи: ідентифікацію, оцінку та діагностику моделі.

Перший етап, а саме ідентифікація моделі, має на увазі обрання значень моделі p , d та q . Для того, аби детермінувати значення p та q , необхідно проаналізувати часовий ряд на стаціонарність, і в разі виявлення нестационарного характеру часового ряду застосувати метод різниць.

- Аналіз корелограми часткової автокореляційної функції (PACF): якщо PACF експоненційно зменшується та наближається до нуля або коливання навколо нуля поступово затухають, це може вказувати на модель $AR(p)$, де p - кількість лагів, що значимо впливають на поточне значення.

- Аналіз корелограми автокореляційної функції (ACF):

- 1) якщо ACF має один чи більше піків на лагу q , а інші точки близькі до нуля, це може вказувати на модель $MA(q)$, де q – кількість лагів, що значимо впливають на поточне значення;

- 2) якщо відбувається затухання після декількох піків, то це може вказувати на ARMA-модель;

3) якщо всі значення дорівнюють нулю або близькі до нього, то це свідчить про часовий ряд з випадковими даними;

4) якщо наявні великі значення, які періодично повторюються, то це свідчить про сезонність даних;

5) якщо відсутнє затухання до нуля, то це свідчить про нестационарність часового ряду.

Відповідно до [32, с.8.6], після того, як значення p , d та q ідентифіковані, відбувається другий етап, а саме оцінка параметрів $c, \varphi_1, \dots, \varphi_p, \theta_1, \dots, \theta_p$ моделі. В R це відбувається за допомогою методу максимальної правдоподібності (MLE). Такий метод робить підбір таких значень параметрів, за яких дані стають "найбільш ймовірними" для даної моделі. Для моделей ARIMA метод максимальної правдоподібності подібний до оцінок методом найменших квадратів, які були б отримані шляхом мінімізації суми квадратів залишків. На практиці, в R цей метод зводиться до того, що відбувається розгляд різних комбінації значень p , d та q , а потім оцінюється відповідна логарифмічна правдоподібність. Потім вибираються ті параметри, для яких ця величина максимальна.

Для якості оцінки моделей ARIMA широко застосовується інформаційні критерії. Ці критерії оцінюють якість економетричних моделей, враховуючи ступінь їх відповідності даним та кількість параметрів.

Критерій Шварца або Байєсівський інформаційний критерій (*Bayesian Information Criterion, BIC*) є асимптотично ваговим, тобто він включає штраф за кількість параметрів моделі, що збільшується з ростом обсягу вибірки. Тоді як критерій Акаїке (*Akaike Information Criterion, AIC*) схиляється до вибору перепараметризованої моделі (критерій Акаїке вважається найменш суворим, адже він найменше штрафує за збільшення кількості параметрів).

Важливо зазначити, що ці критерії використовуються тільки для порівняння моделей і не підходять для тестування статистичних гіпотез [35, с. 145].

Формула для критерію Шварца записується наступним чином [32, с.8.6]:

$$\text{BIC} = \text{AIC} + [\log(N) - 2](p + q + k + 1), \quad (2.16)$$

де N – кількість спостережень в часовому ряді;

p – порядок авторегресії;

q – порядок ковзного середнього;

k – кількість параметрів моделі.

Формула для обчислення критерію Акаїке виглядає так [32, с.8.6]:

$$\text{AIC} = -2\log(M) + 2(p + q + k + 1), \quad (2.17)$$

де M – функція правдоподібності моделі;

p – порядок авторегресії;

q – порядок ковзного середнього.

k – кількість параметрів моделі.

При чому $k = 1$ якщо $c \neq 0$ і $k = 0$ якщо $c = 0$.

Скоригований інформаційний критерій Акаїке для моделей ARIMA виглядає так [32, с.8.6]:

$$\text{AIC}_c = \text{AIC} + \frac{2(p + q + k + 1)(p + q + k + 2)}{(N - p - q - k - 2)}, \quad (2.18)$$

де N – кількість спостережень в часовому ряді;

p – порядок авторегресії;

q – порядок ковзного середнього;

k – кількість параметрів моделі.

Чим меншим є значення критеріїв AIC, AIC_c та BIC - тим краще модель відповідає даним [32, с.8.6].

Третій етап методології аналізу моделей ARIMA – це діагностика моделі. Після того, як ми відібрали найкращу модель, необхідно проаналізувати її залишки на відповідність характеристикам білого шуму. Це можна релізувати трьома способами:

- побудова графіка залишків: на такому графіку залишки повинні бути випадково розкидані навколо нульової лінії без будь-яких видимих патернів [30, с.58-59];
- формальний критерій для перевірки залишків на білий шум представлений Q-статистикою Бокса-Пірса-Льюнга (Box-Pierce-Ljung). Цей критерій перевіряє загальну гіпотезу про одночасну рівність всіх коефіцієнтів автокореляції нулю [36, с.46].

Для оцінки точності прогнозів моделі використовується перехресна валідація, або крос-валдіація (cross-validation). До основних метрик точності моделі відносять показники MAE, MSE, RMSE, MAPE . Формули та пояснення даних показників точності моделі наведено в табл.А1 (Додаток А).

РОЗДІЛ 3

ЗАСТОСУВАННЯ МОДЕЛІ ПРОГНОЗУВАННЯ РІВНЯ ІНФЛЯЦІЇ НА ПРИКЛАДІ ОКРЕМИХ КРАЇН ЄВРОПЕЙСЬКОГО СОЮЗУ

3.1 Класифікація країн Європи за рівнем інфляції

Для розробки та застосування моделі прогнозування для оцінки рівня інфляції в країнах Європейського Союзу було вибрано мову програмування R та програмне забезпечення Rstudio. R – це надзвичайно потужна та універсальна мова програмування, яка спеціально створена для аналізу даних. А завдяки широкому спектру статистичних пакетів, орієнтованих на роботу з часовими рядами, та можливості побудови складних економетричних моделей, R є незамінним інструментом для економістів-аналітиків.

Початкові дані для аналізу взяті з відкритої бази даних Організації економічного співробітництва та розвитку, а також з бази даних Європейського центрального банку. В обох випадках першоджерелом досліджуваних даних є Євростат. Набір даних містить гармонізований індекс споживчих цін Eurostat (HICP) для 27-ми країн ЄС (Австрія, Бельгія, Болгарія, Хорватія, Кіпр, Чехія, Данія, Естонія, Фінляндія, Франція, Німеччина, Греція, Угорщина, Ірландія, Італія, Латвія, Литва, Люксембург, Мальта, Нідерланди, Польща, Португалія, Румунія, Словаччина, Словенія, Іспанія, Швеція), темп зростання за 1 рік. Одиниця виміру: відсоток на рік. Базою для порівняння є відповідний місяць минулого року («year-on-year»). Дані щомісячні.

Дані відібрані в період з січня 2010 року по березень 2024 року. Попередньо в ПЗ MS Excel була створена 28-ма «країна» з назвою «Mean_EU», яка характеризує середній річний темп інфляції по всім 27-ми країнам. Це було реалізовано шляхом знаходження середнього значення темпу інфляції (функція СРЗНАЧ) по всім країнам за кожен місяць всього періоду. Тобто, змінна

«Mean_EU» характеризує річний темп інфляції для всього ЄС в зазначений період. Одже, як видно з рис.3.1, що являє собою фрагмент набору даних, вихідний дата сет для подальшого аналізу та прогнозування налічує темпи зростання ГІСЦ для 27 країн ЄС та однієї змінної, що характеризує темп зростання по всьому ЄС в цілому.

Country	2010-Jan	2010-Feb	2010-Mar	2010-Apr	2010-May	2010-Jun	2010-Jul	2010-Aug
Austria	1,20	0,90	1,80	1,80	1,70	1,80	1,70	1,60
Belgium	0,80	0,80	1,90	2,00	2,50	2,70	2,40	2,40
Bulgaria	1,80	1,70	2,40	3,00	3,00	2,50	3,20	3,20
Croatia	1,30	0,90	1,10	0,80	0,90	0,60	0,90	0,80
Cyprus	2,40	2,80	2,30	2,50	1,80	2,10	2,70	3,40
Czechia	0,20	0,30	0,30	0,90	1,00	0,90	1,60	1,50
Denmark	1,90	1,90	2,10	2,40	2,10	1,60	2,20	2,30
Estonia	-1,00	-0,30	1,40	2,50	2,80	3,40	2,70	2,80
Finland	1,60	1,30	1,50	1,60	1,40	1,30	1,30	1,30
France	1,20	1,40	1,70	1,90	1,90	1,70	1,90	1,60
Germany	0,70	0,40	1,20	1,00	1,20	0,90	1,20	1,00
Greece	2,30	2,90	3,90	4,80	5,30	5,20	5,50	5,60
Hungary	6,20	5,60	5,80	5,70	4,90	5,00	3,60	3,60
Ireland	-2,50	-2,40	-2,40	-2,40	-1,90	-2,00	-1,20	-1,20
Italy	1,30	1,00	1,40	1,80	1,50	1,40	1,80	1,70
Latvia	-3,30	-4,30	-4,00	-2,80	-2,40	-1,60	-0,70	-0,40
Lithuania	-0,30	-0,60	-0,40	0,20	0,50	0,90	1,80	1,80
Luxembourg	3,00	2,30	3,20	3,10	3,10	2,30	2,90	2,50
Malta	1,30	0,80	0,60	0,80	1,80	1,80	2,50	3,00
Netherlands	0,40	0,40	0,70	0,70	0,40	0,20	1,30	1,20
Poland	4,00	3,40	2,80	2,60	2,30	2,30	2,00	1,90
Portugal	0,10	0,20	0,60	0,70	1,10	1,10	1,90	2,00
Romania	5,20	4,50	4,20	4,30	4,40	4,30	7,10	7,60
Slovakia	-0,20	-0,20	0,30	0,70	0,70	0,70	1,00	1,10
Slovenia	1,80	1,50	1,70	2,60	2,40	2,10	2,30	2,40
Spain	0,70	0,40	2,70	2,40	2,50	2,10	1,80	1,60
Sweden	2,70	2,80	2,50	2,10	1,80	1,60	1,40	1,10
Mean_EU27	1,29	1,13	1,53	1,77	1,80	1,74	2,10	2,13

Рисунок 3.1 – Початковий фрагмент бази даних дослідження

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Для подальшої зручності аналізу часового ряду, дані були трансформовані в більш зручний формат, початковий фрагмент якого наведено на рис 3.2.

Date	Country	HICP
01.01.2010	Austria	1,20
01.02.2010	Austria	0,90
01.03.2010	Austria	1,80
01.04.2010	Austria	1,80
01.05.2010	Austria	1,70
01.06.2010	Austria	1,80
01.07.2010	Austria	1,70
01.08.2010	Austria	1,60
01.09.2010	Austria	1,70
01.10.2010	Austria	2,00
01.11.2010	Austria	1,80
01.12.2010	Austria	2,20
01.01.2011	Austria	2,50
01.02.2011	Austria	3,20
01.03.2011	Austria	3,30
01.04.2011	Austria	3,70
01.05.2011	Austria	3,70
01.06.2011	Austria	3,70
01.07.2011	Austria	3,80
01.08.2011	Austria	3,70
01.09.2011	Austria	3,90
01.10.2011	Austria	3,90

Рисунок 3.2 – Початковий фрагмент трансформованої бази даних дослідження

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Отже, після трансформації даних наш датасет набув трьох змінних – «Дата» («Date»), «Країна» («Country») та «ГІСЦ» («HICP»).

Інтеграція пунктів методики ARIMA в загальну схему аналізу та прогнозування часових рядів дозволить отримати своєрідну «інструкцію» для технічної реалізації мети дипломної роботи. Отже, передбачається виконати такі кроки:

1. провести попередню обробку даних;
2. знайти найвище та найнижче значення з серед 27-ми країн, а також окремо для змінної «Mean_EU»;
3. знайти найнижчий та найвищий середній рівень темпу зростання ГІСЦ серед 27-ми країн;
4. провести візуальний аналіз;

Далі, для країни з найвищим та найнижчим середнім рівнем річного темпу зростання ГІСЦ, а також для змінної «Mean_EU»:

1. провести трансформацію даних для стабілізації дисперсії (за необхідності);
2. виконати перевірку стаціонарності часових рядів: побудувати автокореляційні та частково автокореляційні функції (АКФ) та (ЧАКФ) та провести статистичні тести Дікі-Фулера та KPSS;
3. якщо ряд не стаціонарний – виконати взяття послідовних різниць та знов перевірити стаціонарність за допомогою графіків та тестів. Повторювати процедуру, доки не буде досягнена стаціонарність ряду. На цьому ж етапі визначається параметр d .
4. проаналізувати сезонну компоненту часового ряду (перевірити автокореляційні функції на наявність сезонних лагів, а також визначити необхідність взяття сезонної різниці) .
5. з графіків АКФ та ПАКФ на диференційованих даних стаціонарного часового ряду знайти значення параметрів p (порядок AR) та q (порядок MA);
6. підбір моделі з обраними параметрами використовуючи інформаційні критерії для вибору кращої моделі;
7. виконати перехресну валідацію для оцінки точності обраної моделі.

8. перевірити залишки моделі. Для цього побудувати АКФ залишків та провести портамнто тест Льюнга-Бокса.
9. якщо залишки виглядають як білий шум, зробити прогноз.
10. порівняти прогнози та визначити тенденції щодо темпів зростання ГІСЦ.

Перед тим як приступити до аналізу, необхідно підготувати робоче середовище Rstudio, завантаживши та встановивши необхідні бібліотеки. Зокрема, були підключені такі бібліотеки: *tidyverse*, *lubridate*, *forecast*, *tseries*, *ggplot2*, *gridExtra*, *xts*, *zoo*, *readxl*, *timetk*, *dplyr*, *tsibble*, *scales*, *feasts*, *fable*, *patchwork*, *lmtest*, *car*, *Metrics*. Ці пакети забезпечують широкий спектр функціональних можливостей для аналізу, моделювання та візуалізації даних, а також зручної роботи з часовими рядами.

Попередня обробка даних складалась з встановлення формату змінній «Date» – *yearmonth*, для відображення щомісячних даних та забезпечення коректної роботи з часовими рядами. Також, для подальшої зручності обрахунків, до значення змінної «НІСР» було додано 100. Це не змінює самих даних, а лише робить інтерпретацію темпу зростання інфляції більш наочною. Така модифікація дозволяє легше порівнювати значення за різні періоди, покладаючи значення 100 за відповідний місяць попереднього року. Це означає, що якщо значення темпу зростання ГІСЦ за січень 2014 року склало 104%, то ціни зросли на 4% в порівнянні з січнем 2013 року. Аналогічно, якщо значення змінної «НІСР» є меншим за 100, це свідчить про падіння цін у порівнянні з попереднім роком. Таким чином, значення «НІСР» відображає відносну зміну цін у відсотках, що робить аналіз інфляційних процесів більш зручним. Фрагмент вигляду даних та структура датасету зображено на рис.3.3 та рис.3.4 відповідно.

Date	Country	HICP
2010 Jan	Austria	101.2
2010 Feb	Austria	100.9
2010 Mar	Austria	101.8
2010 Apr	Austria	101.8
2010 May	Austria	101.7
2010 Jun	Austria	101.8
2010 Jul	Austria	101.7
2010 Aug	Austria	101.6
2010 Sep	Austria	101.7
2010 Oct	Austria	102.0
2010 Nov	Austria	101.8
2010 Dec	Austria	102.2

Рисунок 3.3 – Фрагмент вигляду даних

Джерело: розроблено автором на основі [5]

```
> str(data_28)
tibble [4,788 × 3] (S3: tbl_df/tbl/data.frame)
 $ Date   : mth [1:4788] 2010 Jan, 2010 Feb, 2010 Mar, 2010 Apr, 2010 May, 2010 Jun, 2010 Jul, 20...
 $ Country: chr [1:4788] "Austria" "Austria" "Austria" "Austria" ...
 $ HICP   : num [1:4788] 101 101 102 102 102 ...
```

Рисунок 3.4 – Структура датасету

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Так як пропусків в даних немає, можемо переходити до пошуку:

1) Для 27-ми країн ЄС: найвищого та найнижчого значення темпу зростання ГІСЦ , а також найбільшого та найменшого середнього значення темпу зростання ГІСЦ. Результати цього наведені в табл. 3.1.

2) Для змінної «Mean_EU»: найвищий та найнижчий темп зростання, а також середнє значення. Результати цього наведені в табл. 3.2

Таблиця 3.1 – Мінімальні та максимальні показники темпу зростання ГІСЦ серед 27-ми країн ЄС

Назва показника	Країна	Дата	НІСР
Найменше значення	Латвія	Лютий 2010 рік	95,7%
Найбільше значення	Угорщина	Січень 2023 рік	126,2%
Найменше середнє значення	Ірландія	Січень 2010- Березень 2024	101,4%
Найбільше середнє значення	Угорщина	Січень 2010- Березень 2024	104,7%

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Таблиця 3.2 – Мінімальні та максимальні показники темпу зростання ГІСЦ в змінній «Mean_EU»

Назва показника	Дата	НІСР
Найменше значення Mean_EU	Січень 2015	99,4%
Найбільше значення Mean_EU	Жовтень 2022	112,9%
Середнє значення Mean_EU	Січень 2010-Березень 2024	102,6%

Джерело: розроблено автором на основі [5]

На основі цих розрахунків та вихідного датасету можемо провести візуальний аналіз часових рядів (рис.3.5, рис.3.6, рис.3.7, рис.3.8).



Рисунок 3.5 – Графік річного темпу зростання ГІСЦ для всіх країн з екстремумами, січень 2014-березень 2024

Джерело: розроблено автором на основі [5]



Рисунок 3.6 – Графік річного темпу зростання ГІСЦ для всіх країн з мінімальним та максимальним середніми значеннями, січень 2014-березень 2024

Джерело: розроблено автором на основі [5]

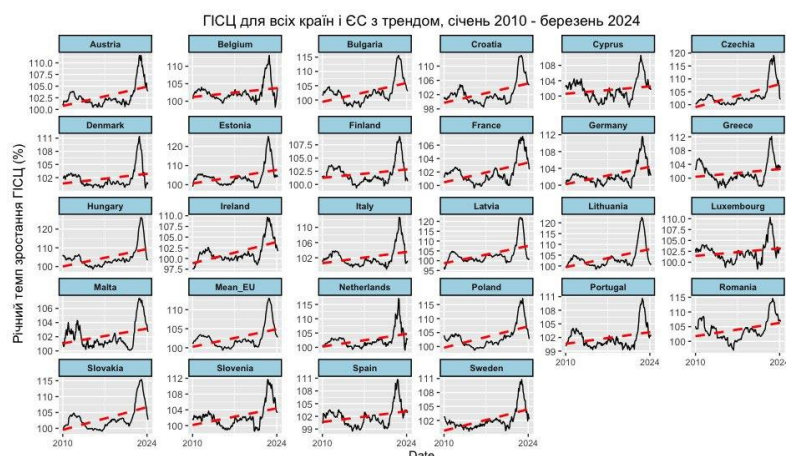


Рисунок 3.7 – Графіки річного темпу зростання ГІСЦ для всіх країн та ЄС з лінією тренду, січень 2014-березень 2024
Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рис. 3.7 видно, що в багатьох країнах ЄС спостерігається загальний висхідний тренд, що вказує на поступове зростання цін з часом. А в останні кілька років, зокрема, після 2020 року, графіки показують значення збільшення показника, що спричинено економічними наслідками пандемії COVID-19, а також повномасштабним вторгненням росії в Україну. Також варто відмітити, що загальні тенденції зростання цін в країнах ЄС можуть бути викликані спільними економічними факторами (дивись розд.1.2).

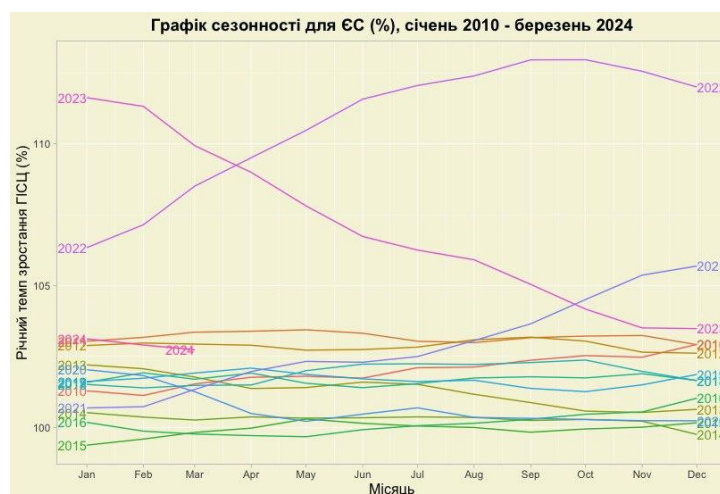


Рисунок 3.8 – Графік сезонності для ЄС, січень 2014-березень 2024
Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рис 3.8 видно, що роки з 2010 по 2016 показують відносно стабільні і нижчі темпи зростання ГІСЦ в ЄС, у порівнянні з останніми роками. ГІСЦ ЄС має як сезонні коливання, так і структурні зміни з плином часу.

3.2 Моделювання та прогнозування рівня інфляції на прикладі окремих країн

Щоб відповісти на питання, чи треба виконувати трансформацію часового ряду задля стабілізації дисперсії, було побудовано графіки залишків (різниця між фактичними і прогнозованими значеннями) для Угорщини, Ірландії та ЄС (рис.3.9).

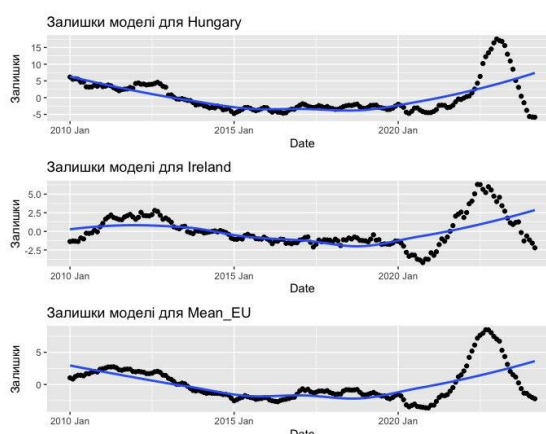


Рисунок 3.9 – Графіки залишків для Угорщини, Ірландії та ЄС, січень 2014-березень 2024

Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рис.3.9 видно, що графіки залишків для Угорщини, Ірландії та ЄС показують наявність гетероскедастичності, що проявляється у зміні дисперсії залишків з часом, особливо в останні роки. Тому, прийнято рішення про застосування трансформації для стабілізації дисперсії. Можливі варіанти трансформації – перетворення Бокса-Кокса або логарифмування. За результатами перевірки графіків залишків після обох варіантів трансформації, логарифмування

показало кращу стабілізацію дисперсію, в порівнянні з перетворенням Бокса-Кокса. Тому в подальшій моделі для прогнозування будемо вказувати дані річного темпу зростання ГІСЦ трансформовані за логарифмуванням.

Відколи в часових рядах Угорщини, Ірландії та ЄС дисперсія залишків стабілізована, можемо приступити до перевірки на стаціонарність. Для цього було проведено статистичні тести Дікі-Фулера та KPSS, а також побудовано графіки ACF та PACF цих країн (Додаток Б). З рис.Б1-Б3 можна зробити загальний висновок про не стаціонарність часових рядів, адже графіки ACF цих країн демонструють високі значення на початкових лагах, що поступово спадають. А графіки PACF також високі на початкових лагах, але спадають швидше, ніж ACF, що свідчить про автокореляцію.

Проведемо статистичні тести для підтвердження нестаціонарності.

Table: Результати тестів на стаціонарність для Угорщини, Ірландії та Середнього по ЄС (логарифмічні дані)

Country	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value
Hungary	-3.402804	0.0563104	1.178590	0.01
Ireland	-2.640774	0.3087233	1.308027	0.01
Mean_EU	-3.479247	0.0464365	1.045827	0.01

Рисунок 3.10 – Результати тестів Дікі-Фулера та KPSS для логарифмованих даних
Джерело: розроблено автором на основі [5]

Як показує рис.3.10, що являє собою об'єднані результати тестів для трьох країн, щодо стаціонарності можна зробити такі висновки:

- Угорщина (Hungary): ADF тест каже про те, що немає достатніх підстав відхилити нульову гіпотезу про нестабільність ряду на рівні значущості 5%, але ряд можна вважати стаціонарним на рівні значущості 10%. KPSS тест вказує на нестабільність.
- Ірландія (Ireland): Обидва тести вказують на нестабільність ряду.
- ЄС (Mean_EU): ADF тест на рівні значущості 5% вказує на стаціонарність, але KPSS тест вказує на нестабільність.

Одже, зважаючи на такі результати тестів та аналіз корелограм, виконаємо перше взяття послідовних різниць та перевіримо часові ряди на стаціонарність знов.

Table: Результати тестів на стаціонарність для Ірландії, ЄС та Угорщини (після диференціювання логарифмічних даних)

Country	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value
Hungary	-3.485055	0.0459144	0.0944717	0.1
Ireland	-3.130326	0.1043728	0.1328258	0.1
Mean_EU	-2.558771	0.3429930	0.1002783	0.1

Рисунок 3.11 – Результати тестів Дікі-Фулера та KPSS для логарифмованих даних після взяття першої різниці

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Як видно з рис.3.11, що являє собою об'єднані результати тестів для трьох країн, після взяття першої різниці:

- Угорщина (Hungary): дані після першого диференціювання є стаціонарними згідно з обох тестів.
- Ірландія (Ireland): значення статистики ADF становить -3.130326 з р-значенням 0.1043728. Це означає, що ми не можемо відхилити нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня на рівні значущості 10%, що вказує на можливу нестаціонарність ряду. KPSS тест підтверджує стаціонарність ряду
- ЄС (Mean_EU): значення статистики ADF становить -2.558771 з р-значенням 0.3429930. Це означає, що ми не можемо відхилити нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня, що вказує на нестаціонарність ряду. KPSS тест підтверджує стаціонарність ряду.

Одже, робимо висновок про те, що порядок диференціювання для Угорщини складе $d=1$. В цілому, на основі цих тестів можна зробити висновок, що після диференціювання логарифмічних даних ряди Угорщини, Ірландії та середнього по ЄС є, скоріше за все, стаціонарними. Але з огляду на суперечливість результатів для Угорщини та ЄС, проведемо для них друге диференціювання та наведемо результати тестів (рис.3.12).

Table: Результати тестів на стаціонарність для Ірландії та ЄС (після другої різниці логарифмічних даних)

Country	ADF Statistic	ADF p-value	KPSS Statistic	KPSS p-value
Ireland	-9.824859	0.01	0.0268161	0.1
Mean_EU	-6.457332	0.01	0.0301873	0.1

Рисунок 3.12 – Результати тестів Дікі-Фулера та KPSS для логарифмованих даних після взяття другої різниці

Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рис.3.12 можна зробити висновок, що після застосування другої різниці логарифмічні дані стали повністю стаціонарними, згідно з результатами обох тестів (Дікі-Фулера та KPSS). Тобто, порядок диференціювання для цих країн складе $d=2$. Але при подальшому аналізі та визначенні специфікації моделі будемо покладати порядок диференціювання для цих країн і $d=1$ і $d=2$.

Відколи ми знайшли порядки d , які забезпечують стаціонарність часових рядів згідно обох тестів, що означає, що тренд і автокореляція були ефективно усунені, ми можемо переходити до визначення параметрів p та q , що є порядками авторегресивної та ковзної середньої компоненти ARIMA-моделі. Для цього необхідно проаналізувати графіки ACF та PACF диференційованих часових рядів згідно з визначеного порядку d .

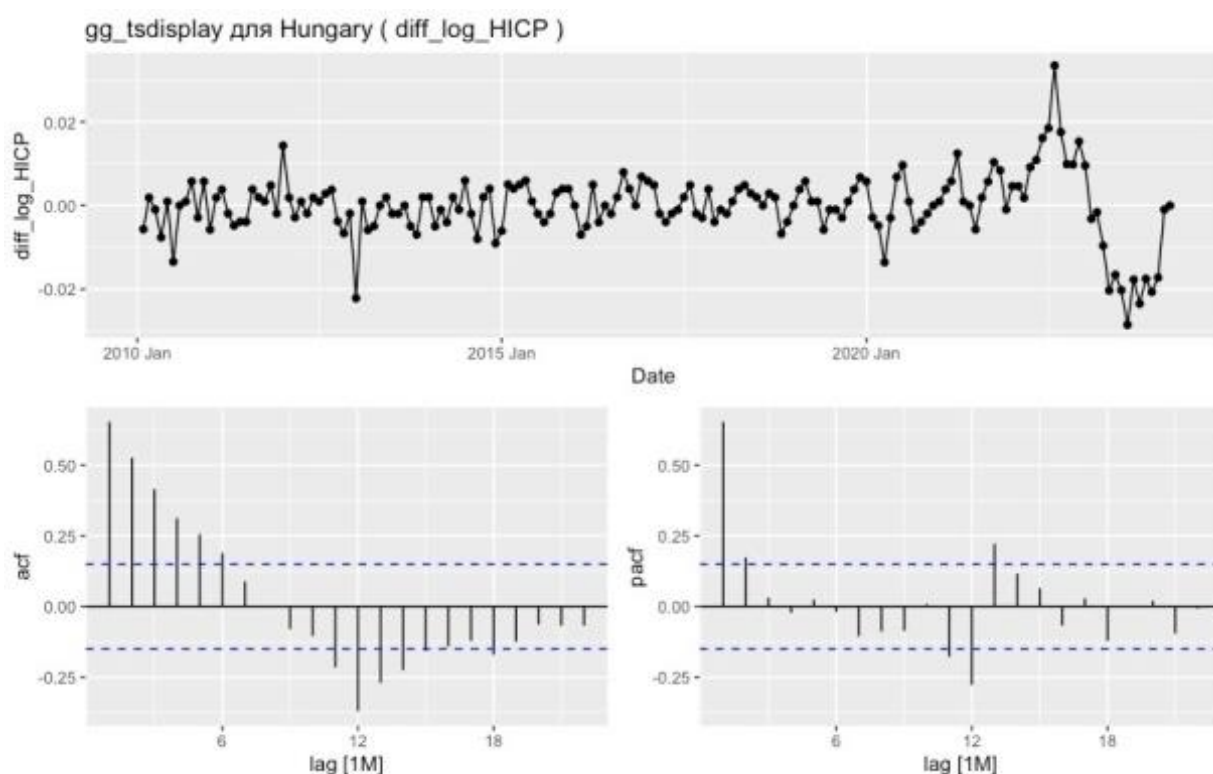


Рисунок 3.13 – Графіки ACF та PACF для Угорщини після взяття першої різниці

Джерело: розроблено автором на основі [5]

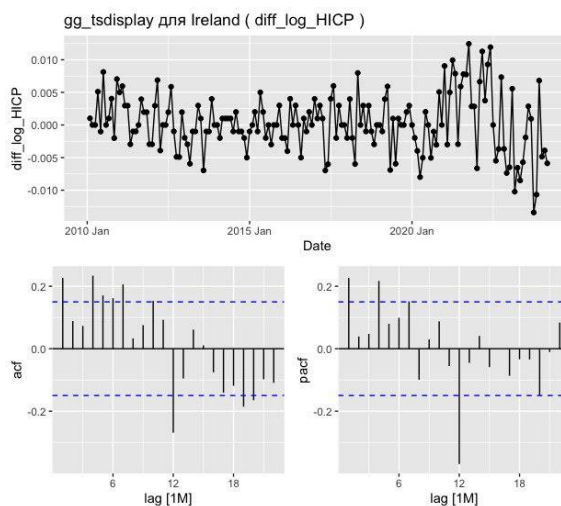


Рисунок 3.14 – Графіки ACF та PACF для Ірландії після взяття першої різниці
Джерело: розроблено автором на основі [5]

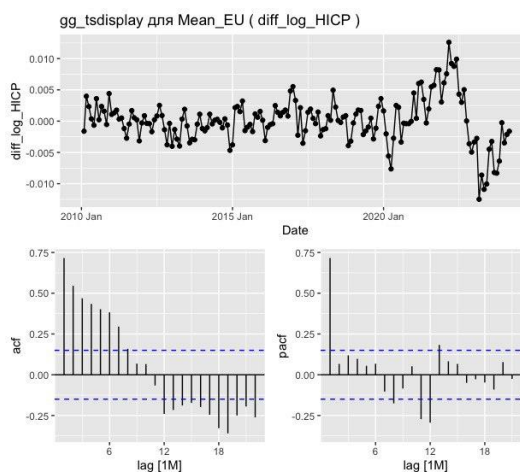


Рисунок 3.15 – Графіки ACF та PACF для ЄС після взяття першої різниці
Джерело: розроблено автором на основі [5]

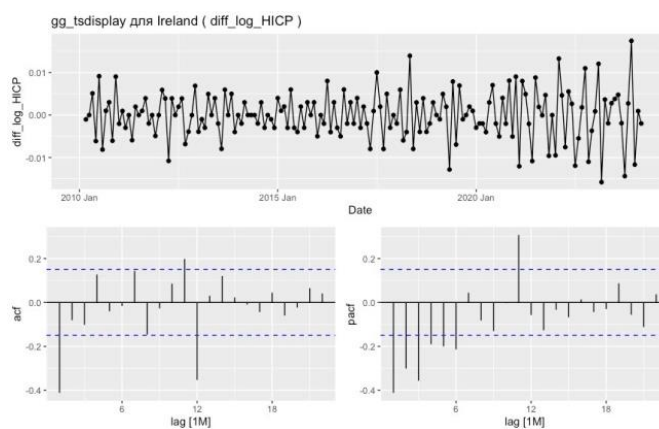


Рисунок 3.16 – Графіки ACF та PACF для Ірландії після взяття другої різниці
Джерело: розроблено автором на основі [5]

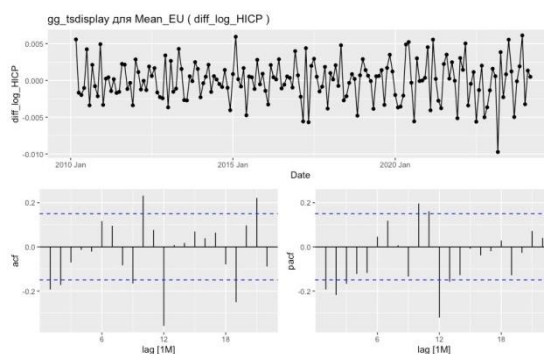


Рисунок 3.17 – Графіки ACF та PACF для ЄС після взяття другої різниці

Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рис.3.13, 3.14, 3.15 бачимо, що можна спостерігати певні ознаки сезонності, які виражаються у експоненційній формі ACF та значущому 12-ому лагу, що відповідає за сезонність. Це означає, що модель ARIMA може бути налаштована як сезонна модель – SARIMA. Згідно з [32, с.8.9] SARIMA (Сезонна ARIMA) модель подібна до ARIMA, але має додаткові компоненти для врахування сезонних варіацій. Ці додаткові параметри залежать від частоти сезонності, в нашому випадку сезонність = 12. SARIMA моделі дозволяють враховувати як сезонні, так і не сезонні зміни в даних. Тобто, в загальному вигляді модель SARIMA буде записана як [32, с.8.9]:

$$SARIMA = (p, d, q)(P, D, Q)_m \quad (3.1)$$

де p – порядок авторегресії;

d – порядок послідовних різниць;

q – порядок ковзного середнього;

P – порядок сезонної авто регресії;

D – порядок сезонного диференціювання;

Q – порядок сезонного ковзного середнього;

m – частота сезонного циклу.

Параметр m чинить вплив на сезонні компоненти моделі. Наприклад, якщо $P=1$ і $m=12$, тоді модель буде використовувати значення з того ж місяця

попереднього року для передбачення поточного значення. Наприклад, якщо $Q=1$ і $m=12$, тоді модель враховуватиме середні помилки з того ж місяця попереднього року.

Так як річний темп зростання ГІСЦ залежить від значення того ж самого місяця попереднього року, це означає, що є всі підстави для включення в наші моделі сезонні параметри. Як щодо визначення порядку сезонного диференціювання D , то графіки часових рядів не вказують на наявності сезонних коливань, а результат тесту `nsdiffs` (рис.3.18) підтверджує це значенням 0 у кількості взяття сезонних різниць.

```
# A tibble: 3 × 11
  Country nsdiffs trend_strength seasonal_strength_year seasonal_peak_year
  <chr>    <int>    <dbl>          <dbl>          <dbl>
1 Hungary     0     0.967         0.0227           3
2 Ireland     0     0.971         0.0178          10
3 Mean_EU     0     0.979         0.0183           3
# 6 more variables: seasonal_trough_year <dbl>, spikiness <dbl>, linearity <dbl>,
# curvature <dbl>, stl_e_acf1 <dbl>, stl_e_acf10 <dbl>
```

Рисунок 3.18 – Результат аналізу прядку сезонної різниці

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Зважаючи на складність визначення параметри вручну з отриманих корелограм, щоб вибрати оптимальні параметри для моделі, можна використовувати автоматизовані інструменти пошуку параметрів. Згідно з [38, 9.7] в R реалізація цього відбувається за допомогою функції `ARIMA()`. R використовує алгоритм, з об'єктів розроблений Гіндманом і Кандакаром (Hyndman & Khandakar, 2008) який поєднує тести на стаціонарність, мінімізацію критерію AICс і метод максимальної правдоподібності для побудови моделі ARIMA. Тож було виконано автоматичний підбір параметрів моделі для трьох країн. Для визначення оптимальних параметрів було використано метод `stepwise` та `search`. Покроковий метод (`stepwise`) додає або видаляє параметри поетапно, орієнтуючись на локально оптимальні рішення для налаштування моделі. Метод пошуку (`search`) проводить повний або частковий огляд усіх можливих комбінацій параметрів, щоб знайти глобально найкраще рішення.

Проілюструємо результати застосування ARIMA() для вибору оптимальних параметрів для кожної країни окремо. Прогноз для кожної моделі буде виконуватись на пів року вперед.

1) Угорщина

```
# Key:      Country, Model name [2]
Country `Model name`      Orders
<chr>   <chr>             <model>
1 Hungary stepwise    <ARIMA(1,1,1)(1,0,1)[12]>
2 Hungary search      <ARIMA(1,1,1)(1,0,1)[12]>
```

Рисунок 3.19 – Результат пошуку специфікації моделі для Угорщини

Джерело: розроблено автором на основі [5]

```
# A tibble: 2 × 6
  .model      sigma2 log_lik    AIC    AICc    BIC
  <chr>      <dbl>   <dbl>   <dbl>   <dbl>   <dbl>
1 stepwise 0.0000238   660. -1310. -1310. -1294.
2 search   0.0000238   660. -1310. -1310. -1294.
```

Рисунок 3.20 – Інформаційні критерії моделей для Угорщини

Джерело: розроблено автором на основі [5]

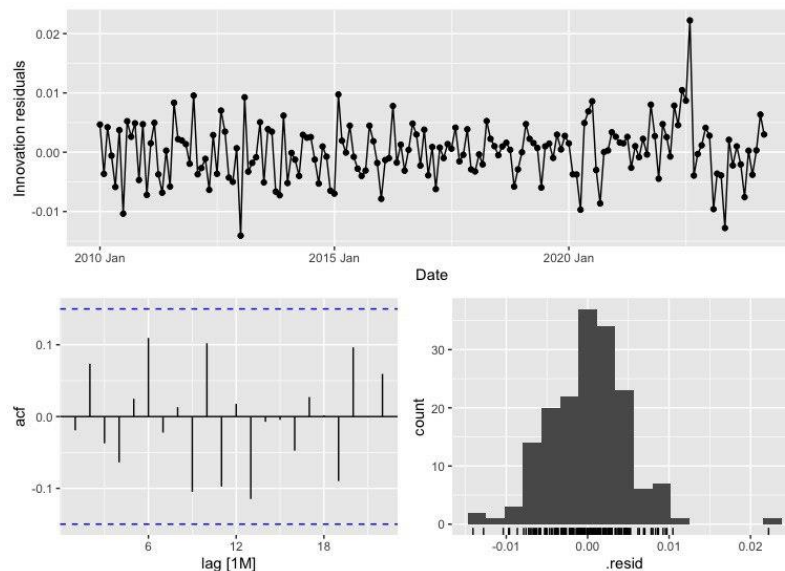


Рисунок 3.21 – Оцінка залишків моделі «search» для Угорщини

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Country	.model	lb_stat	lb_pvalue
<chr>	<chr>	<dbl>	<dbl>
1 Hungary	search	8.27	0.309

Рисунок 3.22 – Результат тесту Льюнга-Бокса моделі «search» для Угорщини

Джерело: розроблено автором на основі [5]

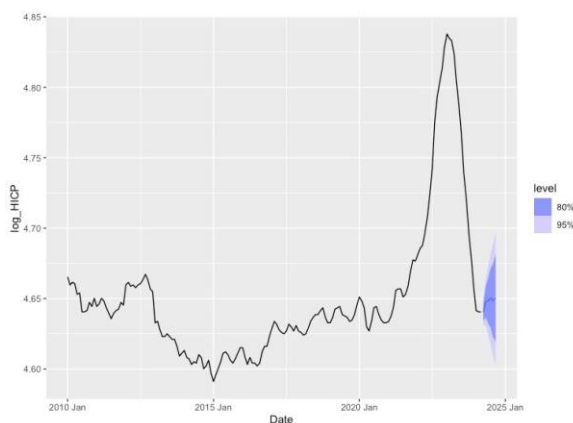


Рисунок 3.23 – Графік прогнозу темпу зростання ГІСЦ в Угорщині

Джерело: розроблено автором на основі [5]

```
# A tibble: 1 × 11
```

.model	Country	.type	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	MASE	RMSSE	ACF1
<chr>	<chr>	<chr>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>
1 search	Hungary	Test	-0.00939	0.0217	0.0134	-0.199	0.287	0.489	0.475	0.694

Рисунок 3.24 – Метрики точності тестової вибірки для Угорщини

Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рисунків 3.19-3.24 видно, що для Угорщини було застосовано дві різні стратегії для побудови моделі ARIMA: stepwise та search. Обидві моделі мають однакову специфікацію $ARIMA(1,1,1)(1,0,1)_{12}$, що вказує на те, що параметри (p, d, q) і сезонні параметри (P, D, Q) однакові для обох методів. Інформаційні критерії (AIC, AICs, BIC) для обох моделей також однакові, що свідчить про високу точність моделі.

Для моделі «search», значення статистики Льюнга-Бокса становить 8,27, а значення p-value складає 0,309. Це вказує на те, що залишки моделі не мають значної автокореляції, оскільки значення p-value більше 0,05.

Графічний аналіз залишків також підтверджує, що залишки моделі виглядають як білий шум.

Прогноз для НІСР Угорщини на наступні 6 місяців показує зростання. Прогнозовані значення перетворені з логарифмічних значень до натуральних, що дозволяє отримати реальні очікувані значення показника. Прогнозовані значення річного темпу зростання ГІСЦ в Угорщині, трансформовані до початкової величини, зазначені в табл. 3.3:

Таблиця 3.3 – Прогнозовані значення річного темпу зростання ГІСЦ в Угорщині, %

Місяць	04.2024	05.2024	06.2024	07.2024	08.2024	09.2024
Річний темп зростання ГІСЦ, %	103,5	104,3	104,4	104,6	104,4	104,6

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Також, для оцінки точності моделі «search» було проведено крос-валідацію. Крос-валідація була виконана з використанням функції, яка розбиває дані на підмножини за допомогою `stretch_tsibble` з початковим вікном в 12 спостережень та кроком у 6 спостережень. Потім для кожної підмножини будувалася модель $ARIMA(1,1,1)(1,0,1)_{12}$ і виконувалось прогнозування на 6 місяців вперед. Підсумовуючи результати крос-валідації, метрики вказують на непогану точність моделі з невеликими середніми помилками і відносними помилками. Дана модель має схильність трохи переоцінювати прогнози, але вона точніша за наївний прогноз. Значення $ACF1$ вказує на високу автокореляцію залишків, але загальний результат тесту Льюнга-Бокса показує, що залишки можуть вважатися білим шумом. Отже, модель «search» $ARIMA(1,1,1)(1,0,1)_{12}$ демонструє непогану точність. Вона оказує певну переоцінку прогнозів (ME, MPE), проте має відносно низькі середні абсолютні помилки (MAE, MASE, RMSSE), що свідчить про точність моделі. Дана модель є прийнятною для прогнозування річного темпу зростання ГІСЦ для Угорщини на найближчі 6 місяців.

2) Ірландія

```
# Key:      Country, Model name [2]
Country `Model name`      Orders
<chr>   <chr>             <model>
1 Ireland stepwise      <ARIMA(1,1,1)(1,0,2)[12]>
2 Ireland search        <ARIMA(1,1,1)(1,0,2)[12]>
```

Рисунок 3.25 – Результат пошуку специфікації моделі для Ірландії

Джерело: розроблено автором на основі [5]

.model	sigma2	log_lik	AIC	AICc	BIC
<chr>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>
1 stepwise	0.0000128	713.	-1413.	-1413.	-1395.
2 search	0.0000128	713.	-1413.	-1413.	-1395.

Рисунок 3.26 – Інформаційні критерії моделей для Ірландії

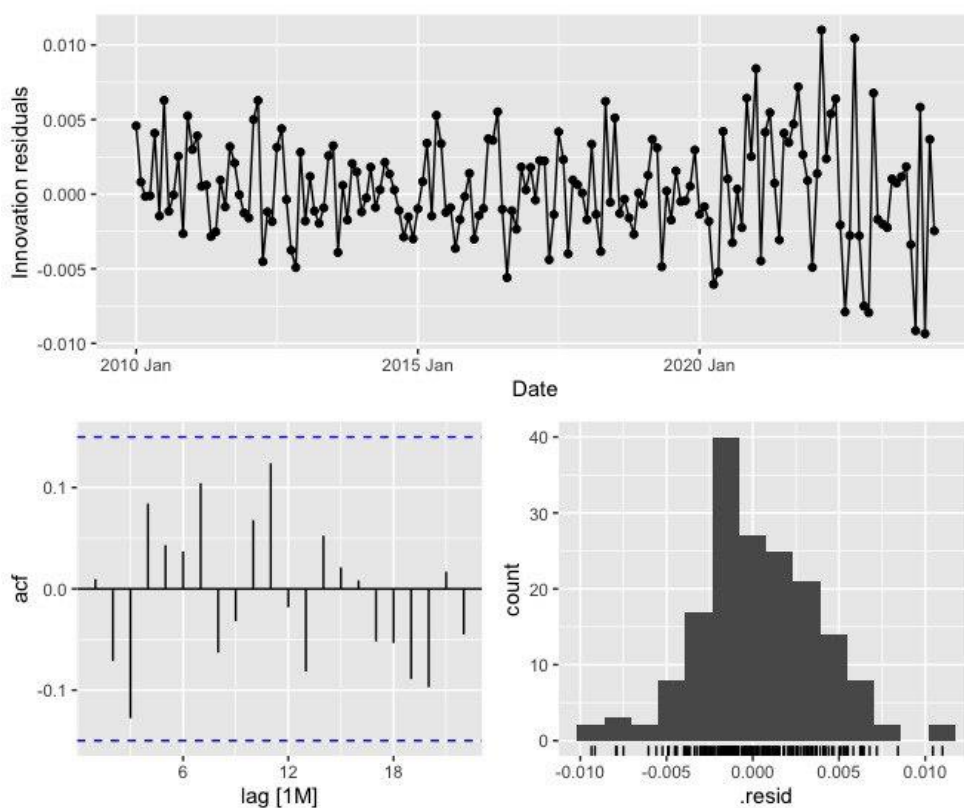
Джерело: розроблено автором на основі [5]

Рисунок 3.27 – Оцінка залишків моделі «search» для Ірландії

Джерело: розроблено автором на основі [5]

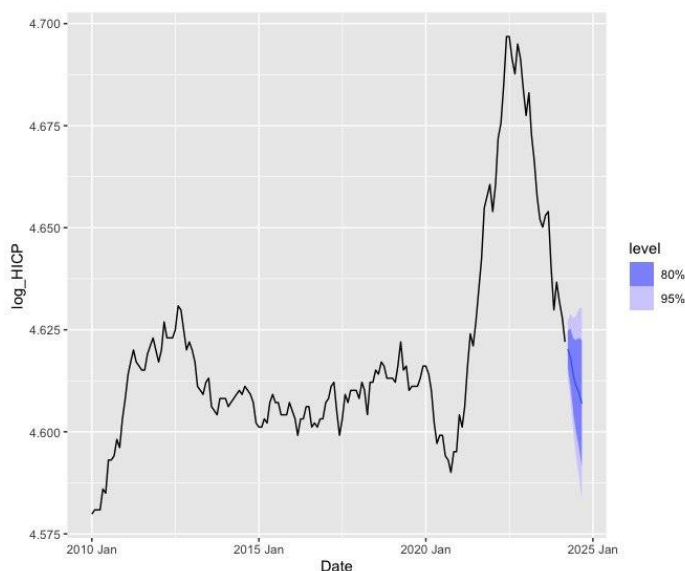


Рисунок 3.28 – Графік прогнозу темпу зростання ГІСЦ в Ірландії
Джерело: розроблено автором на основі [5]

```
A tibble: 1 × 11
```

.model	Country	.type	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	MASE	RMSSE	ACF1
<chr>	<chr>	<chr>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>
search	Ireland	Test	-0.000197	0.00762	0.00592	-0.00413	0.128	0.361	0.313	0.760

Рисунок 3.29 – Метрики точності тестової вибірки для Ірландії
Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рисунків 3.25-3.29 видно, що для Ірландії було застосовано дві різні стратегії для побудови моделі ARIMA: stepwise та search. Обидві моделі мають однакову специфікацію $ARIMA(1,1,1)(1,0,2)_{12}$, що вказує на те, що параметри (p, d, q) і сезонні параметри (P, D, Q) однакові для обох методів. Інформаційні критерії (AIC, AICs, BIC) для обох моделей також однакові, що свідчить про високу точність моделі.

Для моделі search, значення статистики Льюнга-Бокса становить 9,32, а значення p-value – 0,230. Це вказує на те, що залишки моделі не мають значної автокореляції, оскільки значення p-value більше 0,05.

Графічний аналіз залишків також підтверджує, що залишки моделі виглядають як білий шум.

Прогноз для НІСР Ірландії на наступні 6 місяців показує стабільне зниження. Прогнозовані значення перетворені з логарифмічних значень до

натуральних, що дозволяє отримати реальні очікувані значення індексу споживчих цін. Прогнозовані значення річного темпу зростання ГІСЦ в Ірландії, трансформовані до початкової величини, зазначені в табл. 3.4:

Таблиця 3.4 – Прогнозовані значення річного темпу зростання ГІСЦ в Ірландії, %

Місяць	04.2024	05.2024	06.2024	07.2024	08.2024	09.2024
Річний темп зростання ГІСЦ, %	101,5	101,3	100,8	100,6	100,4	100,1

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Також, для оцінки точності моделі «search» було проведено крос-валідацію. Крос-валідація була виконана з використанням функції, яка розбиває дані на підмножини за допомогою `stretch_tsibble` з початковим вікном в 12 спостережень та кроком у 6 спостережень. Потім для кожної підмножини будувалася модель $ARIMA(1,1,1)(1,0,2)_{12}$ і виконувалось прогнозування на 6 місяців вперед. Підсумовуючи результати крос-валідації, модель показує хороші результати з невеликою середньою помилкою (ME, MAE, RMSE) та низькими масштабованими помилками (MASE, RMSSE). Також, модель краще за наївний прогноз. Значення ACF1 вказує на автокореляцію залишків, але загальний результат тесту Льюнга-Бокса показує, що залишки можуть вважатися білим шумом.

Загалом, модель `search ARIMA(1,1,1)(1,0,2)12` демонструє високу точність і є адекватною для прогнозування НІСР для Ірландії на найближчі 6 місяців.

3) ЄС

```
# Key:      Country, Model name [2]
Country `Model name`      Orders
<chr>    <chr>            <model>
1 Mean_EU stepwise      <ARIMA(2,1,0)(0,0,1)[12]>
2 Mean_EU search        <ARIMA(1,1,2)(1,0,2)[12]>
```

Рисунок 3.30 – Результат пошуку специфікації моделі для ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [5]

.model	sigma2	log_lik	AIC	AICc	BIC
<chr>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>
1 search	0.00000493	799.	-1583.	-1582.	-1561.
2 stepwise	0.00000508	795.	-1582.	-1582.	-1570.

Рисунок 3.31 – Інформаційні критерії моделей для ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [5]

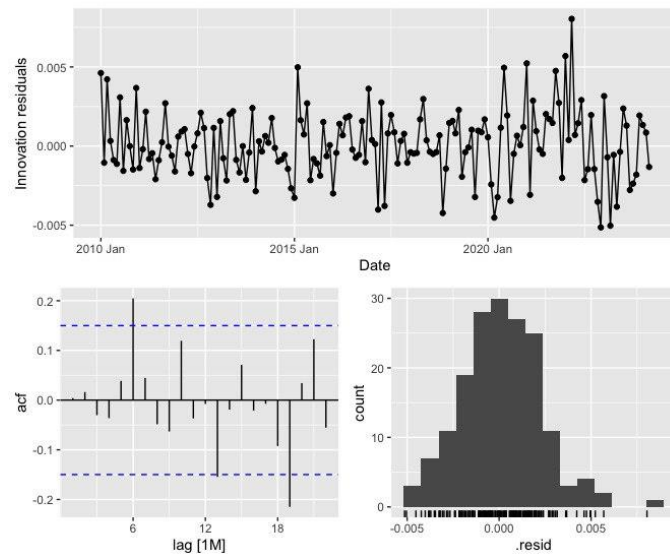


Рисунок 3.32 – Оцінка залишків моделі «search» для ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [5]

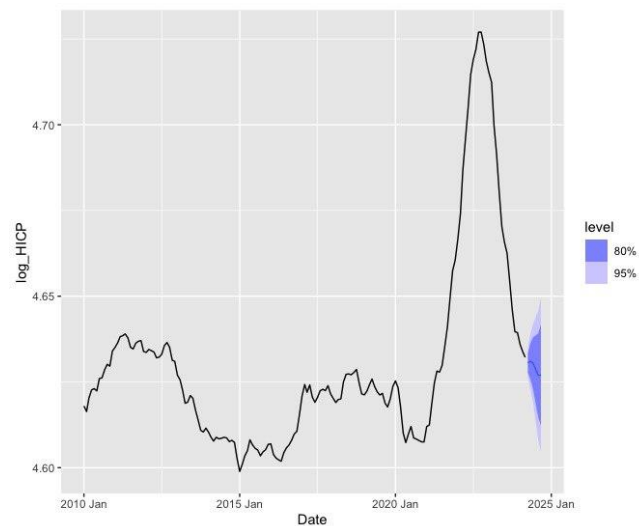


Рисунок 3.33 – Графік прогнозу темпу зростання ГІСЦ в ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [5]

```
# A tibble: 1 × 11
```

.model	Country	.type	ME	RMSE	MAE	MPE	MAPE	MASE	RMSSE	ACF1
<chr>	<chr>	<chr>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>	<dbl>
1 search	Mean_EU	Test	0.00244	0.00383	0.00296	0.0528	0.0640	0.165	0.134	0.334

Рисунок 3.34 – Метрики точності тестової вибірки для ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [5]

З рисунків 3.30-3.34 видно, що для ЄС було застосовано дві різні стратегії для побудови моделі ARIMA: stepwise та search. Модель stepwise має специфікацію $ARIMA(2,1,0)(0,0,1)_{12}$, а модель search має специфікацію $ARIMA(1,1,2)(1,0,2)_{12}$. Інформаційні критерії (AIC, AICc, BIC) для обох моделей також майже однакові, що свідчить про високу точність моделі обох моделей. Надалі було вирішено використовувати модель «search».

Для моделі «search» значення статистики Льюнга-Бокса становить 12,4, значення p-value - 0.0893. Це вказує на те, що залишки моделі не мають значної автокореляції, оскільки значення p-value більше 0,05, але менше 0,1. Це означає, що ми можемо відкинути гіпотезу про наявність автокореляції в залишках на рівні значущості 10%, але не можемо відкинути її на рівні значущості 5%.

Графік автокореляції залишків підтверджує це, але незважаючи на деяку автокореляцію на початкових лагах, більшість значень автокореляції все ж таки знаходяться в межах довірчих інтервалів

Гістограма залишків показує, що залишки розподілені близько до нормального розподілу, більшість з них скупчені навколо нуля, що є позитивною ознакою. Це свідчить про те, що модель загалом непогано враховує автокореляцію залишків.

Прогноз для HICP Mean_EU на наступні 6 місяців показує стабільне зниження. Прогнозовані значення перетворені з логарифмічних значень до натуральних, що дозволяє отримати реальні очікувані значення індексу споживчих цін. Прогнозовані значення річного темпу зростання ПІСЦ в ЄС, трансформовані до початкової величини, зазначені в табл. 3.5:

Таблиця 3.5 – Прогнозовані значення річного темпу зростання ГІСЦ в ЄС, %

Місяць	04.2024	05.2024	06.2024	07.2024	08.2024	09.2024
Річний темп зростання ГІСЦ, %	102,5	102,6	102,5	102,3	102,1	102,2

Джерело: розроблено автором на основі [5]

Було проведено крос-валідацію для оцінки точності моделі search. Крос-валідація була виконана з використанням функції, яка розбиває дані на підмножини за допомогою stretch_tsibble з початковим вікном в 12 спостережень та кроком у 6 спостережень. Потім для кожного підмножини будувалася модель $ARIMA(1,1,2)(1,0,2)_{12}$ і виконувалось прогнозування на 6 місяців вперед. Модель має високу точність, про що свідчать низькі значення RMSE, MAE, MAPE, MASE та RMSSE. Відсутність систематичної упередженості підтверджується низьким значенням ME. Автокореляція залишків на першому склала 0,334, що не є критичним.

Таким чином модель search $ARIMA(1,1,2)(1,0,2)_{12}$ є адекватною для прогнозування НІСР для ЄС на найближчі 6 місяців.

Отже, підбиваючи загальний підсумок щодо прогнозів річного темпу зростання рівня ГІСЦ, можна зазначити:

- в Угорщині, як країні з найвищим середнім рівнем темпу зростання ГІСЦ, до вересня 2024 прогнозується зростання цього показника;
- в Ірландії, як країні з найнижчим середнім рівнем темпу зростання ГІСЦ, прогнозується стабільне спадання. Це означає, що ситуація в країні стабілізується в порівнянні з минулим роком;
- в цілому по ЄС прогнозується поступовий спад рівня зростання ГІСЦ. Це означає, що в європейському альянсі з 27-ми країн в середньому ситуація вже стабілізувалася і буде покращуватися і надалі.

Усі три моделі є ефективними та придатними для адекватного прогнозу річного темпу зростання ГІСЦ в даних країнах.

ВИСНОВКИ

В ході виконання кваліфікаційної бакалаврської роботи було систематизовані знання про явище інфляції, визначено її взаємодію з основними макроекономічними показниками, проаналізовано головні підходи до визначення індексу споживчих цін. Окрему увагу було приділено дослідженню динаміки індексу споживчих цін в ЄС. Було визначено тригери різкого зростання інфляції в країнах ЄС за останні 2 роки, а також проаналізовано заходи основних директивних органів ЄС, спрямовані на боротьбу з загальним зростанням рівня цін. Для побудови моделі прогнозування річного темпу зростання гармонізованого індексу споживчих цін було розглянуто основні аспекти теорії економетричного моделювання часових рядів, з метою побудови моделі, що якнайточніше виконає прогноз цього показника.

В практичній частині роботи було проведено візуальний та статистичний аналіз динаміки темпу зростання ГІСЦ з метою виявити загальний тренд, а також країни з найвищим та найнижчим середнім рівнем цього показника. Пошук специфікації моделі, її побудова та прогноз відбувались для Угорщини, як країни з найвищим середнім рівнем темпу зростання ГІСЦ (%), для Ірландії, як країни з найнижчим показником (%), а також для загального рівня по всьому ЄС. За допомогою автоматизованих методів пошуку параметрів моделі було знайдено найкращі специфікації для кожної з країн. Провівши відповідну перевірку моделей на адекватність, що включала в себе аналіз залишків, проведення тестів портманто та перехресну валідацію, три моделі зарекомендували себе як ефективний метод прогнозу темпу зростання ГІСЦ. Практична значущість таких результатів полягає у тому, що за допомогою розроблених моделей економісти-аналітики зможуть передбачувати загальний рівень зростання цін, а також проводити аналітику, відслідковуючи динаміку зростання цін у порівнянні з попереднім роком того ж самого місяця. Наявність такого інструменту є критичним не тільки для розглянутих країн, а і для всього світу, адже контроль рівня інфляції є запорукою економічного розвитку та добробуту населення.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Facts and figures on the European Union economy. An official website of the European Union. URL: https://european-union.europa.eu/principles-countries-history/key-facts-and-figures/economy_en (date of access: 26.05.2024).
2. Шнирков О. І. Місце Європейського Союзу в світовій економіці : Матеріали лекцій. Київ : КНУ ім. Т.Шевченка, 2019. 15 с.
3. Індекс споживчих цін: сприйняття та реальність : посібник / за ред. Ю. М. Остапчука. Київ : Держ. ком. статистики України, 2006. 56 с.
4. Цвайг Х. І., Галайко Н. В. Економетрична модель впливу окремих економічних показників на індекс споживчих цін в Україні. *Науковий вісник Львівського державного університету внутрішніх справ*. 2017. № 1. С. 286–296.
5. HICP - monthly data (annual rate of change). Eurostat. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/databrowser/view/prc_hicp_manr/default/table?lang=en (date of access: 27.05.2024).
6. Білокінь Л. О. Теоретичні основи інфляції, її особливості в Україні та вплив на економіку. *Економіка та держава*. 2014. № 12. С. 153–156.
7. Круш П. В., Клименко О. В. Інфляція: суть, форми та її оцінка : навч. посіб. Київ : Центр учб. літ., 2010. 288 с.
8. Основи економічної теорії : підручник / за заг. ред. д-ра екон. наук, проф. Л. С. Шевченко. Харків : Право, 2008. 448 с.
9. Економічна теорія: політекономія : підручник / за ред. В. Д. Базилевич. 6-те вид. Київ : Знання-Прес, 2007. 719 с.
10. Вдовиченко Н. Є. Інфляція та її вплив на економіку України. *Зовнішня торгівля: економіка, фінанси, право*. 2015. № 1 (78). С. 93–102.
11. Михайловська І. М., Ларіонова К. Л. Гроші та кредит : навч. посіб. Львів : Новий Світ-2000, 2006. 442 с.
12. Савченко А. Г. Макроекономіка : підручник. Київ : КНЕУ, 2005. 441 с.

13. Макроекономіка: практикум / Федірко Н. В., Єфремов Д. П., Усик В. І та ін. Київ: КНЕУ, 2018. 265 с.

14. Гроші та кредит: підручник / М. І. Савлук, А. М. Мороз, І. М. Лазепко та ін. за наук. ред. М. І. Славука. 6-те вид., перероб і доп. Київ: КНЕУ, 2011. 589 с.

15. Шикіна Н. А. Інфляція в Україні та шляхи її стримування : автореф. дис. ...канд. економ. наук: 08.04.01. Одеса, 2004. 22 с.

16. Черкашина Т. С. Механізм таргетування інфляції в країнах вишеградської групи: досвід для України. *Економічний розвиток і спадщина Семена Кузнеця* : матеріали V науково-практ. конф., м. Харків, 26–27 листоп. 2020 р. 2020. С. 168.

17. Glossary:Harmonised index of consumer prices (HICP). Eurostat. URL: [https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Harmonised_index_of_consumer_prices_\(HICP\)](https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Glossary:Harmonised_index_of_consumer_prices_(HICP)) (date of access: 11.06.2024).

18. Harmonised Index of Consumer Prices (HICP) Methodological manual – 2024 edition : Methodological manual. Luxembourg : Publications Office of the European Union, 2024. 514 p. URL: <https://doi.org/10.2785/055028> (date of access: 27.05.2024).

19. HICP methodology. Eurostat. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=HICP_methodology#The_main_HICPs (date of access: 11.06.2024).

20. Consumer prices - inflation. Eurostat. URL: https://ec.europa.eu/eurostat/statistics-explained/index.php?title=Consumer_prices_-_inflation#Inflation:_price_changes_over_time_in_the_European_Union (date of access: 11.06.2024).

21. EU trade relations with Russia. Facts, figures and latest developments. An official website of the European Union. URL: https://policy.trade.ec.europa.eu/eu-trade-relationships-country-and-region/countries-and-regions/russia_en (date of access: 11.06.2024).

22. Каракуц А., Іващенко Б. Наслідки війни та санкцій проти РФ для економіки Європи – Центр міжнародної безпеки URL: <https://analytics.intsecurity.org/sanctions-consequences/> (дата звернення: 26.05.2024).
23. How bad is the Ukraine war for the European recovery?. Luxembourg : European Investment Bank, 2022. 34 p. URL: <https://doi.org/10.2867/945503> (date of access: 27.05.2024).
24. Regional economic outlook. Europe's balancing act : taming inflation without a recession. Washington, DC : International Monetary Fund, 2023. 40 p. URL: <https://doi.org/10.5089/9798400238154.086> (date of access: 27.05.2024).
25. Берзлев О. Ю. Сучасний стан інформаційних систем прогнозування часових рядів. *Управління розвитком складних систем*. 2013. № 13. С. 78–82.
26. Бідюк П. І. Системний підхід до прогнозування на основі часових рядів. *Системні дослідження та інформаційні технології*. 2003. № 13. С. 88–110.
27. Прогнозування та аналіз часових рядів : метод. вказівки до практ. занять та самост. роботи студентів спец. 051 «Економіка / уклад. М. Є. Юрченко. Чернігів : ЧНТУ, 2018. 88 с. URL: <http://ir.stu.cn.ua/bitstream/handle/123456789/16992/Прогнозув.%20та%20аналіз%20часових%20рядів.pdf?sequence=1&isAllowed=y> (дата звернення: 27.05.2024).
28. Якубін О. Застосування "аналізу часових рядів" у сучасній політичній науці : досвід і перспективи. *Трибуна*. 2009. № 3/4. С. 19–21. URL: https://moodle.znu.edu.ua/pluginfile.php/206495/mod_folder/intro/Наукова%20стаття_8.pdf (дата звернення: 27.05.2024).
29. Яровий А. Т., Страхов Є. М. Аналіз часових рядів : навч.-метод. посіб. Одеса : Освіта України, 2019. 109 с.
30. Часові ряди : підручник. Прикарпат. нац. ун-т ім. Василя Стефаника. 82 с. URL: <https://kstat.pnu.edu.ua/wp-content/uploads/sites/63/2018/04/Часові-ряди.pdf> (дата звернення: 27.05.2024).
31. Економіко-математичні методи і моделі: економетрика: підручник / В. В. Вітлінський, С. І. Наконечний, Т.О. Терещенко, Т. П. Романюк. Київ: КНЕУ, 2013. 502 с.

32. Hyndman R. J., Athanasopoulos G. Forecasting: principles and practice : 2nd edition. Melbourne: OTexts, 2018. URL: <https://OTexts.com/fpp2> (date of access: 27.05.2024).

33. Солодка Д. М. Поняття часового ряду, його пам'яті в технічному аналізі. *Наука і молодь. Гуманітарна серія*. 2012. № 11-12. С. 35–38. URL: <https://nau.edu.ua/site/variables/docs/docsmenu/studnauka/general.pdf> (дата звернення: 27.05.2024).

34. Моделі сталого розвитку : колективна монографія // за ред. О. М. Мартинюк. Тернопіль: Підручники та посібники, 2022. 400 с.

35. Піскунова О. В., Водзянова Н. К., Панченко К. С. Моделювання сценаріїв стрес-тестування ринкового ризику методами векторно-регресійного аналізу. *Моделювання та інформаційні системи в економіці*. Київ : КНЕУ, 2020. №100. С. 138–153. URL: http://nbuv.gov.ua/UJRN/Mise_2020_100_24 (дата звернення: 13.06.2024).

36. Лук'яненко І. Г., Городніченко Ю. О. Сучасні економетричні методи у фінансах : навч. посіб. Київ : Літера ЛТ, 2002. 352 с.

37. Використання часових рядів при прогнозуванні грошової вартості автомобілів / Д. К. Марчук та ін. *Вчені записки ТНУ імені В. І. Вернадського. Серія: Технічні науки*. 2023. Т. 34 (73), № 1. С. 119–125. URL: <https://doi.org/10.32782/2663-5941/2023.1/18> (дата звернення: 27.05.2024).

38. Hyndman R. J., Athanasopoulos G. Forecasting: principles and practice : 3rd edition. Melbourne: OTexts, 2021. URL: <https://OTexts.com/fpp3> (дата звернення: 27.05.2024).

39. Воробець І. Використання моделей ARIMA для прогнозування часових рядів із властивістю циклічності. Природничі та гуманітарні науки. актуальні питання : матеріали VI Міжнар. студент. науково - техн. конференції, м. Тернопіль, 27–28 квіт. 2023 р. Тернопіль, 2023. С. 122–123. URL: <https://elartu.tntu.edu.ua/bitstream/lib/41432/2/122-123.pdf> (дата звернення: 27.05.2024).

ДОДАТКИ

ДОДАТОК А

Таблиця А.1 – Метрики похибок моделі

Показник	Формула	Пояснення
Середня абсолютна похибка (Mean Absolute Error, MAE)	$MAE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N y_i - \hat{y}_i $	- Середнє абсолютне значення похибок прогнозу вимірюється в тих самих одиницях, що й значення часового ряду. - Відображає загальну помилку, що виникла під час прогнозування. - Найменше значення вказує на найточніший прогноз.
Середня квадратична похибка (Mean Squared Error, MSE)	$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2$	- Дає загальне уявлення про те, чи виникли помилки під час прогнозування. - Найменше значення характеризує найточніший прогноз.
Середньоквадратичне відхилення кореня (Root Mean Squared Error, RMSE)	$RMSE = \sqrt{\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N (y_i - \hat{y}_i)^2}$	- Корінь квадратний з MSE. - Нижчий RMSE означає, що модель в середньому має менші квадратні похибки. - Найменше значення характеризує найточніший прогноз.
Середня абсолютна процентна похибка (Mean Absolute Percentage Error, MAPE)	$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left \frac{y_i - \hat{y}_i}{y_i} \right \times 100\%$	Вимірюється як середнє значення абсолютних відсоткових похибок. Воно показує похибки у відсотках і є незалежним від одиниць вимірювання даних. Найменше значення характеризує найточніший прогноз. Висока точність моделі при <10.

Джерело: розроблено автором на основі [29, с.46,39]

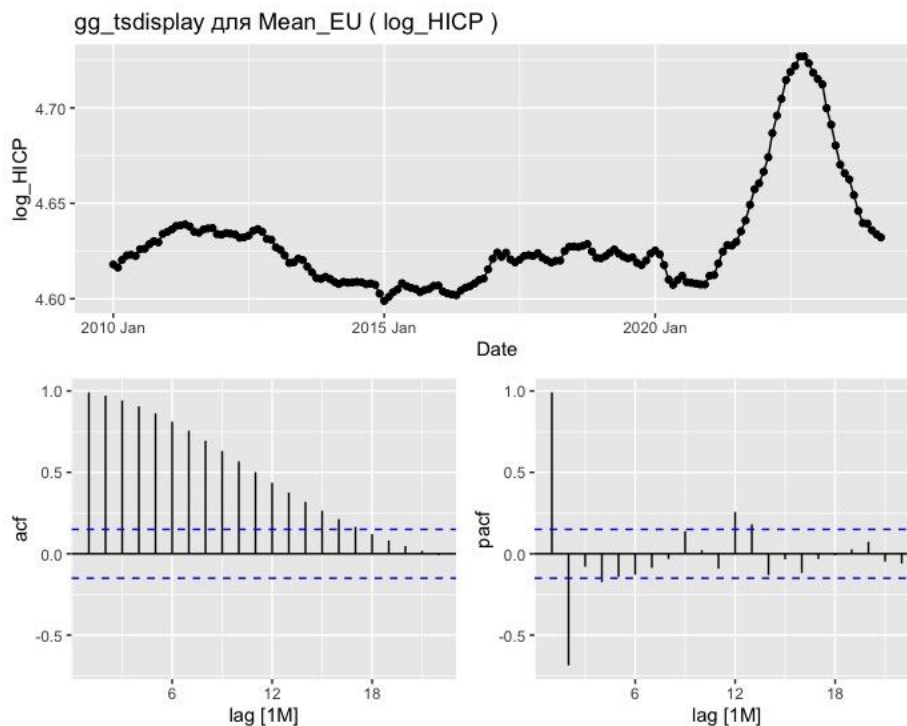


Рисунок Б.1 – Графіки ACF та PCF для ЄС

Джерело: розроблено автором на основі [50]

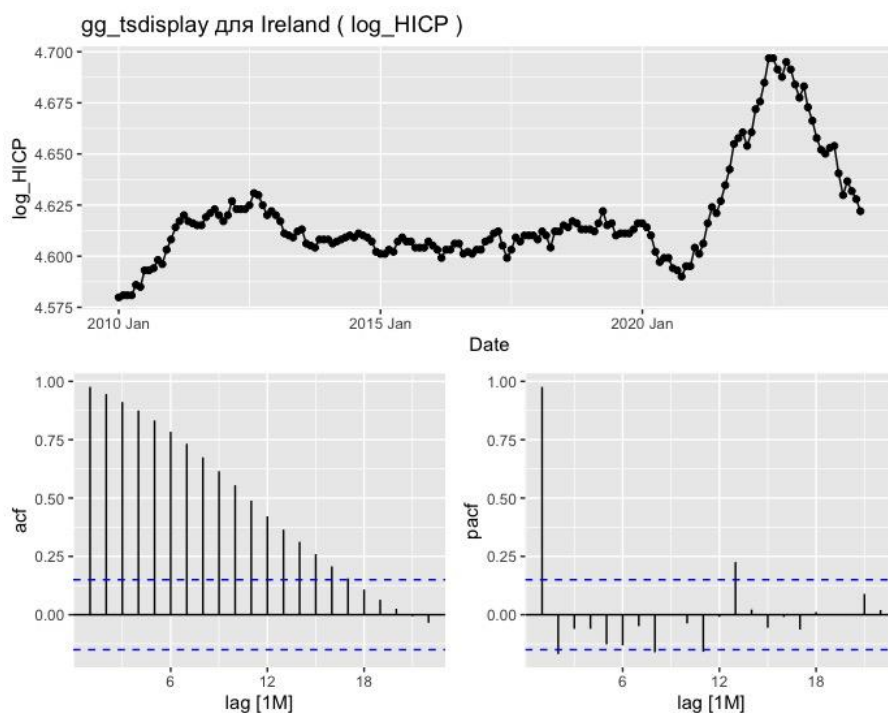


Рисунок Б.2 – Графіки ACF та PCF для Ірландії

Джерело: розроблено автором на основі [5]

продовження ДОДАТКУ Б

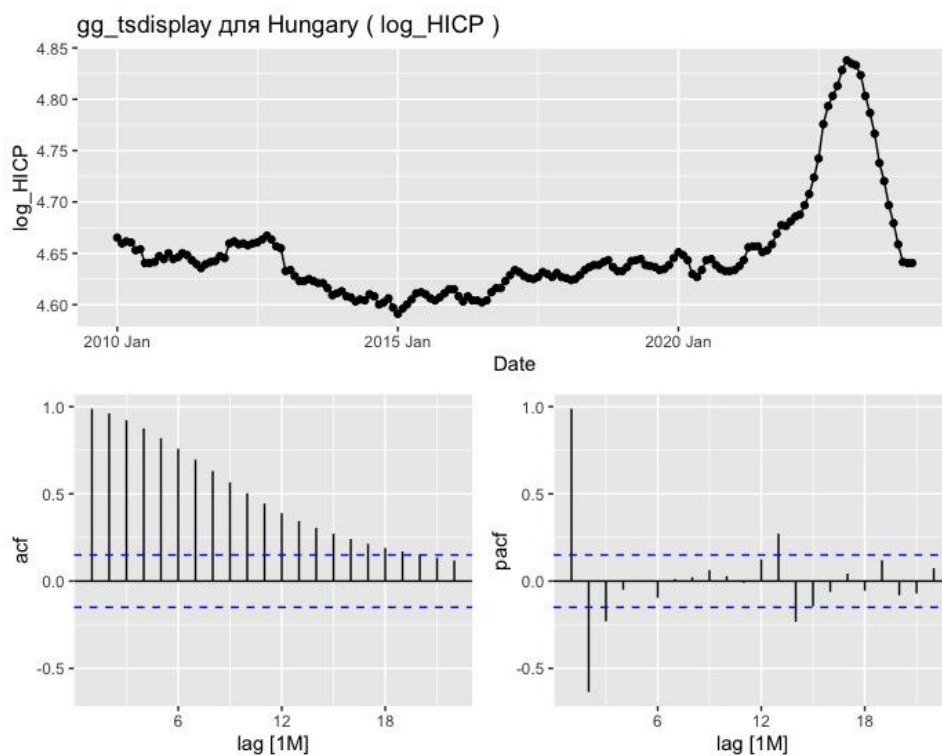


Рисунок Б.3 – Графіки ACF та PCF для Угорщина

Джерело: розроблено автором на основі [5]