

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

Галузь знань

Спеціальність

Економічна кібернетика

05 Соціальні та поведінкові науки

051 Економіка

Форма навчання: очна (денна)

КВАЛІФІКАЦІЙНА БАКАЛАВРСЬКА РОБОТА

на тему «Моделювання впливу пандемії на показники економічного розвитку
регіонів України»

(назва теми)

здобувача

Левченко Альони Вячеславівни

(ПІБ, підпис)

Науковий керівник: кандидат фізико-математичних наук,
професор, Великоіваненко Галина Іванівна

(науковий ступінь, учене звання, ПІБ)

(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 АСПЕКТИ АНАЛІЗУ ВПЛИВУ ПАНДЕМІЇ (КРИЗОВИХ СИТУАЦІЙ) НА ЕКОНОМІЧНИЙ СТАН РЕГІОНІВ	6
1.1. Аналіз стану світової економіки у період пандемії.....	6
1.2. Визначення основних економічних показників, вразливих до пандемії	10
1.3. Аналіз математичних моделей, що застосовуються для моделювання наслідків кризових явищ	16
РОЗДІЛ 2 АНАЛІЗ ЕКОНОМІЧНОГО СТАНУ РЕГІОНІВ УКРАЇНИ У ПЕРІОД ПАНДЕМІЇ COVID-19 НА ОСНОВІ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МОДЕЛЕЙ	23
2.1. Статистичний аналіз показників захворюваності та економічних показників регіонів України у період пандемії	23
2.2. Побудова економетричних моделей впливу пандемії на економічні показники регіонів України.....	32
2.3. Оцінювання точності результатів моделювання та порівняння побудованих моделей	44
ВИСНОВКИ	50
ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	53
ДОДАТКИ	58
Додаток А.....	58
Додаток Б.....	60
Додаток В	61

ВСТУП

Людство постійно стикається і бореться не тільки з проблемами в охороні здоров'я викликаними наслідками пандемії, а й в інших сферах, наприклад економічній. Нещодавній досвід світу показав на прикладі COVID-19, що керівні партії країн світу не були підготовлені для здійснення вчасної регуляції і передбачення наслідків пандемії, аби призупинити або уникнути кризи, що наближалася. Україна не залишалася осторонь цього і зазнавала збитків через всесвітній локдаун. Надзвичайно важливо мати методи моделювання кризових подій, аби бути здатними швидше реагувати на такі серйозні зовнішні чинники впливу на економічний стан України. Оскільки в умовах глобалізації країни стають все тісніше пов'язаними одна з одною, що впливає і на економіку, то політикам країни стає все складніше прогнозувати економічні наслідки. Для полегшення аналізу варто спростувати побудову моделі, чого можна досягти шляхом розбиття аналізу для країни по регіонах. Через це моделювання впливу пандемії на економічні показники саме регіонів України є надзвичайно важливим для підготовки можливих деталізованих планів дій та ведення економічної політики в критичних ситуаціях.

Як вплив пандемії COVID-19 на зміну економічного стану в тому числі й економічних показників різних країн серед яких часто можна зустріти Україну, так і його моделювання було висвітлено в багатьох роботах дослідників, наприклад, Федик М.В., Сторонянська І. З., Беновська Л. Я., Заха Д., Мовчан В., Батракова Т.І., Бондаренко А.Г., Міхайлуца М.К., Pinilla J., Van Ky Long Nguyen, Qureshi F., Galian S. тощо. Однак узагальнення щодо конкретних рішень моделювання економічних показників конкретно для регіонів України на сьогодні в роботах не прослідковувалося.

Зважаючи на нестабільність економічної системи та відсутності можливості повного контролю чинників впливу на неї метою виступає аналіз впливу пандемії

COVID-19 на економічний стан регіонів України на підґрунті економетричних моделей. Завданнями цієї роботи виступають:

- визначення ступеня вразливості світової економіки до пандемії;
- визначення наслідків впливу пандемії на економічні показники регіонів з урахуванням теоретичних концепцій та факторів, що впливають на реакцію економіки;
- вибір моделей для моделювання впливу пандемії на зміну економічних показників регіонів України;
- проведення розвідувального статистичного аналізу часових рядів показників економічного розвитку для регіонів України;
- побудова моделей для деяких економічних показників регіонів України;
- проведення аналізу їх ефективності та точності для описової здатності наслідків впливу змін зовнішнього середовища на економічні показники регіонів України;
- порівняння адекватності моделей в межах економічного показника та регіону України.

Об'єктом дослідження кваліфікаційної роботи виступає економічний стан регіонів України, а предметом є методи та інструментарій моделювання впливу пандемії як кризової ситуації на економічний стан регіонів України.

Відповідно до мети, об'єкта, предмета та поставлених перед собою завдань кваліфікаційної роботи було обрано низку методів проведення наукового дослідження. Серед них в роботі мали місце методи якісного та кількісного аналізу, за допомогою яких можна виявити залежності між показниками економічного розвитку та захворюваності на пандемію COVID-19. До того ж у другому розділі було використано математичні методи моделювання часових рядів, такі як моделі ARIMA, ARIMA з екзогенною змінною, експоненціальне згладжування, та метод Хольта.

Теоретична значущість даної кваліфікаційної роботи полягає в тому, що дослідження змін економічних показників регіонів України, а також виявлення

характеристик таких часових рядів допомогло виокремити методи моделювання найбільш доцільні до застосування для конкретного регіону та економічного показника.

Практична значущість цієї дипломної роботи полягає у можливості подальшого застосування моделей для прогнозування змін економічних показників регіонів України користуючись виокремленими індивідуальними значеннями параметрів і порядків моделей кожного регіону.

Інформаційною базою дослідження проведеного в роботі послужили наукові статті наявні в відкритому доступі, інтернет-джерела, низка нормативно-правових актів, статистичні дані з веб-сайту МінФіну, статистичні дані, що відкриті для загального доступу на веб-сторінці Державної служби статистики України, а також статистичні дані Національного банку України.

Робота включає в себе два розділи та 52 сторінки. Перший розділ містить три підрозділи, кожен з яких відповідно містить інформацію про загальний опис економіки в часи пандемії, визначення економічних показників чутливих до зміни стану навколишнього середовища та інформації про можливі методи моделювання наслідків настання пандемії для економічних показників. Другий розділ зосереджений на проведенні попереднього аналізу підібраних даних по економічних показникам регіонів України та моделювання на їх основі.

РОЗДІЛ 1

ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ АНАЛІЗУ ВПЛИВУ ПАНДЕМІЇ (КРИЗОВИХ СИТУАЦІЙ) НА ЕКОНОМІЧНИЙ СТАН РЕГІОНІВ

1.1. Аналіз стану світової економіки у період пандемії

З теоретичної точки зору, пандемії мають особливий вплив на макроекономіку, оскільки вони викликають одночасну появу шоку як у пропозиції, так і попиті. З одного боку, локдауни заважають виробництву в «неосновних» галузях. Але це призводить до того, що деякі споживачі втрачають свій дохід, що, своєю чергою, призводить до падіння попиту на споживання. Деякі дослідники стверджують, що пандемії впливають на економіку через чотири канали: пряме скорочення зайнятості, збільшення витрат на міжнародні операції, зниження подорожей і зниження попиту на послуги, які вимагають фізичного контакту [1].

Один з дослідників вказує на підвищену швидкість реакції світової економіки на пандемію у 2020 році, порівнюючи її з реакцією на велику депресію та фінансову кризу 2008 року. Такі загальні наслідки як падіння фондових ринків на 50%, зростання рівня безробіття на 10%, скорочення ВВП на 10% та завмирання кредитних ринків можна було спостерігати після трьох років світової фінансової кризи. Пандемії COVID-19 вдалося досягти схожих фінансових результатів всього за три тижні [2].

COVID-19 має великий вплив на соціально-економічне становище країн. Це може включати такі наслідки [2]:

- втрата кваліфікованих і досвідчених працівників;
- зменшення пропозиції робочої сили;
- втрата ключового персоналу та активістів, що може призвести до поганої організації та збою в підтримці партнерства;

- появу бідності через загибель робочого класу;
- зниження продуктивності виробництва, що негативно впливає на економічне зростання країн.

Досвід показав, що кожен компонент сукупного попиту – споживання, капітальні витрати, експорт – знаходився в безпрецедентному вільному падінні під час пандемії. Хоча більшість еґоїстичних коментаторів передбачали V-подібний спад із різким падінням виробництва протягом одного кварталу, а потім швидким відновленням наступного – вже стало зрозуміло, що криза COVID-19 є іншим випадком. Скорочення, яке відбулося, було схоже, не на V- подібний спад, і навіть не на L-подібний (різкий спад з наступним застоєм). Картина економічних показників була більш схожа на букву I (вертикальну лінію, що представляла фінансові ринки та реальну економіку, що різко падає) [2].

Багато урядів у всьому світі рішуче відреагували на великий економічний вплив, що був спричинений карантинном у 2020 році, невизначеністю та пандемією. Існує велика кількість літератури, яка висвітлює цю реакцію. У розвинутих країнах масштаб дій монетарної політики був колосальним. Яскравим прикладом був період з лютого по травень 2020 року, коли Банк Англії збільшив свій кошторис на третину. Протягом тих самих місяців Федеральна резервна система (ФРС) – центральна банківська система США, майже подвоїла його. Такі рішучі дії мали вирішальне значення для послаблення фінансових умов у системі, яка переживала серйозну напругу, і допомогли уникнути фінансової кризи. Однак не всі країни змогли відповісти так рішуче. Країни з ринковою економікою, що розвивається, зазнали стрибків спредів облігацій, різкого знецінення валюти та відпливу капіталу, що ускладнювало реалізацію монетарної політики, яка мала б стабілізувати економіку [1].

Коли провідні країни світу мали змогу підтримувати домогосподарства і підприємницький сектор шляхом виділення значних коштів, країни, що розвиваються залежачи від зовнішніх надходжень зазнали втрат в значеннях показників добробуту, до цих країн також належала Україна [3, с. 97]. Як вже

зрозуміло економічні наслідки пандемії були особливо серйозними для цих країн, де втрати доходів, спричинені пандемією, виявили та погіршили деякі наявні раніше економічні проблеми. У міру розгортання пандемії у 2020 році стало зрозуміло, що багато домогосподарств і компаній були погано підготовлені протистояти шоку доходів такого масштабу та тривалості. Дослідження, засновані на докризових даних, показують, наприклад, що понад 50% домогосподарств у країнах з економікою, що розвивається, і розвинутими економіками не були в змозі підтримувати базове споживання протягом понад трьох місяців у разі втрати доходу. Подібним чином, середній бізнес міг би покривати менше ніж 55 днів витрат з резервами готівки. Багато домогосподарств і фірм у країнах з економікою, що розвивається, вже були обтяжені непосильним рівнем боргу до кризи та намагалися обслуговувати цей борг, коли пандемія та пов'язані з нею заходи охорони здоров'я призвели до різкого зниження доходів [4].

Світовий банк засвідчує, що криза пандемії мала величезний вплив на глобальну бідність і нерівність. Глобальна бідність зросла вперше за покоління, а непропорційні втрати доходів серед знедолених верств населення призвели до різкого зростання нерівності всередині та між країнами. Згідно з даними опитування світового банку, у 2020 році рівень тимчасового безробіття був вищим на 70% для всіх країн для працівників, які отримали лише початкову освіту.

Подібні закономірності виникли й серед бізнесів. Маленькі підприємства, неформальний бізнес і підприємства з обмеженим доступом до офіційних кредитів постраждали сильніше від втрат доходу внаслідок пандемії. Великі компанії застали кризу, маючи можливість покривати витрати на період до 65 днів, у порівнянні з 59 днями для фірм середнього масштабу і 53 та 50 днями для малих і мікропідприємств відповідно. Крім того, мікро-, малі та середні підприємства надмірно представлені в секторах, які найбільше постраждали від кризи, таких як послуги розміщення та харчування, роздрібна торгівля та особисті послуги [4].

Якщо спрямувати увагу на Україну та її становище в період кризи COVID-19, то порівняння значень економічних показників в останніх дослідженнях показують, що Україна мала загалом кращу динаміку зміни індикаторів

економічного розвитку на відміну від країн-сусідів в ЄС. Найскладнішим періодом у 2020 році для економіки був другий квартал, коли в дії були строгі обмеження локдауну аби запобігти розширенню хвороби коронавірусу. Вдала політика уряду щодо підвищення заробітних плат, збереження робочих місць та надання виплат по непрацездатності змогла запобігти зменшенню рівня споживання домогосподарств, що було ключовим фактором помірною спаду динаміки ВВП України у 2020 році. Стабільність попиту споживання була також викликана стабільністю рівня заробітної плати в деяких секторах таких як фармацевтичний, фінансовий, роздрібною торгівлі, а також ІТ. З іншого боку Україна стикнулася з іншими загрозами. Послаблення економіки було викликано падінням інвестиційного попиту, уникнути якого було майже неможливо. Не стала сприяти покращенню ситуації також експортоорієнтованість української економіки через те, що більшість партнерів відмовилися від співпраці на певний період задля протистояння епідемії коронавірусу. Значення показників експорту та імпорту звичайно зменшилися через це. Позитивним аспектом було те, що підприємства, які працювали більшою мірою на внутрішній ринок змогли вжити заходів, аби не загострювати ситуацію та адаптувалися до нових умов [5].

Для різних регіонів України можна було спостерігати різну динаміку зміни експорту та імпорту. В кращих умовах опинилися регіони, які спеціалізуються на експорті зернових, жирів та олій, не так пощастило ж тим регіонам, де більшу частину експорту займали машинобудування та легка промисловість. Набувало місця також приховане безробіття. Вимушені відпустки були значною проблемою для Запорізької, Дніпропетровської та Харківської областей. Крім того, значно постраждав малий бізнес, в другому кварталі 2020 року майже 300 тис. ФОП призупинили свою діяльність. Трошки більше ніж 200 тисяч з них працювали на ринках [6].

1.2. Визначення основних економічних показників, вразливих до пандемії

Для дослідження впливу нового захворювання коронавірусу та в цілому нової кризи більшість дослідників опираються на минулий досвід. В нашому випадку, коли у 2020 році світ накрила пандемія COVID-19 аналітики взяли за адаптацію моделей і методів, які існували до цього. Для цього в пригоді прийшлася інформація та здобутки дослідників часів світової фінансової кризи, великої депресії, пандемії грипу тощо.

На перший погляд, може здаватися, що в 2020 році тільки пандемія викликала занепад світової економіки. Але це не зовсім так. МФВ за три роки до коронавірусу спрогнозували кризу найближчим часом. Нове захворювання тільки допомогло набрати їй незвичайної швидкості [7].

У 2020 році пандемія вплинула не тільки на українську економіку, а й на економіку світу. Різні дослідники виділяють різні сфери впливу кризи коронавірусу на економіку. При аналізі наявної літератури утворюється зображення, що наслідки були не лише прямими як за зовнішніми (зменшення обсягу грошових переказів, падіння рівня експорту), так і внутрішніми чинниками (закриття бізнесів, призупинення роботи логістичних сполучень), а з них впливали ще деякі вторинні наслідки такі як, наприклад, падіння рівня іноземних інвестицій або низький рівень споживання тощо [8].

Описані вище чинники були викликані політикою урядів країн світу щодо впровадження карантинних обмежень аби зменшити розповсюдження вірусу, смертність від якого активно збільшувалася. Політики вдавалися до таких обмежень як дистанційна форма роботи або навчання, примусовий масковий режим, заборона відвідування громадських місць та скупчень населення, вимушений простій робітників, робота ресторанів лише на доставку, закриття магазинів одягу, скасування інших культурних заходів, обмеження використання громадського транспорту тощо [9].

Такі обмеження стали причиною різкого падіння обсягів експорту та імпорту країн. Однією з найбільших проблем стало зменшення цін в паливній індустрії. Наступним можна зазначити падіння попиту на туристичні послуги, через страх більшості людей захворіти на нову хворобу та залишитися в іншій країні на карантині без можливості повернутися додому найближчим часом.

Якщо говорити про причини падіння цін на нафту, то коронавірус можна було вважати основним каталізатором проблеми. На рис. 1.1 помітно, що в березні 2020 році розпочалося значне падіння цін, яке в середині квітня досягло свого максимуму і ціна ф'ючерсу впала до майже -40 дол./бар. Таке падіння було викликано не лише через зростання пропозиції паливної індустрії, падіння попиту на нафту під час пандемії, а й неспроможністю ОПЕК домовитися про продовження угоди про скорочення видобутку нафти. Країни сходу мали на меті зменшити добову норму видобутку для контролю пропозиції, один з учасників угоди – Росія, не хотіли зменшувати потужності і через що вийшли з угоди. Інші країни учасники в відповідь навпаки підвищили об'єм видобутку, що в поєднанні з кризою коронавірусу і падінням попиту призвело до значних збитків учасників ОПЕК [10].

Оскільки видобуток нафти є частиною видобувної промисловості, яка займала 17% всього експорту світу у 2019 році [11], таке падіння цін стало значним ударом для світової економіки. Це стосувалося не тільки експорту країн, а й індексу споживчих цін. Один з дослідників наслідків пандемії зазначає, що низькі ціни на нафту стали причиною великої негативної зміни загального індексу споживчих цін починаючи з березня 2020 року [12].



Рисунок 1.1 – Зміна цін марки WTI на нафту в дол./бар. в розрізі 2019-2020 років.

Джерело: *tradingeconomics.com* [13]

Значним впливовим чинником стало зростання рівня безробіття у світі. За даними одного з досліджень на момент другого кварталу 2020 року розмір робочого класу зменшився на 400 мільйонів робітників, це десь приблизно на 14%. Особливо від зростання безробіття страждають жінки, далі працівник країн з перехідною економікою або країн, що розвиваються [14]. Сильно постраждали також молоді працівники або ті, хто тільки почали своє професійне життя. Десь 17% всієї молоді припинило трудову діяльність з тих чи інших причин після настання пандемії.

Для України ріст рівня безробіття становив більші показники ніж для світу загалом (рис. 1.2). На рис. 1.2 видно, що процес збільшення почався в другому кварталі 2020 року. Для всього світу цей стрибок становив 3,19 відсоткові пункти. Для України менше ніж один відсотковий пункт. Ще одна відмінність в випадку України від світу була в тому, що рівень безробіття після другого кварталу й далі тримався на такому самому рівні, коли для всього світу просліджувалася тенденція до падіння даного показника.

Загальними причинами безробіття були звільнення частини працівників через брак коштів на виплату заробітних плат, неможливість переходу на дистанційну форму, вихід у відпустки за власним бажанням тощо.

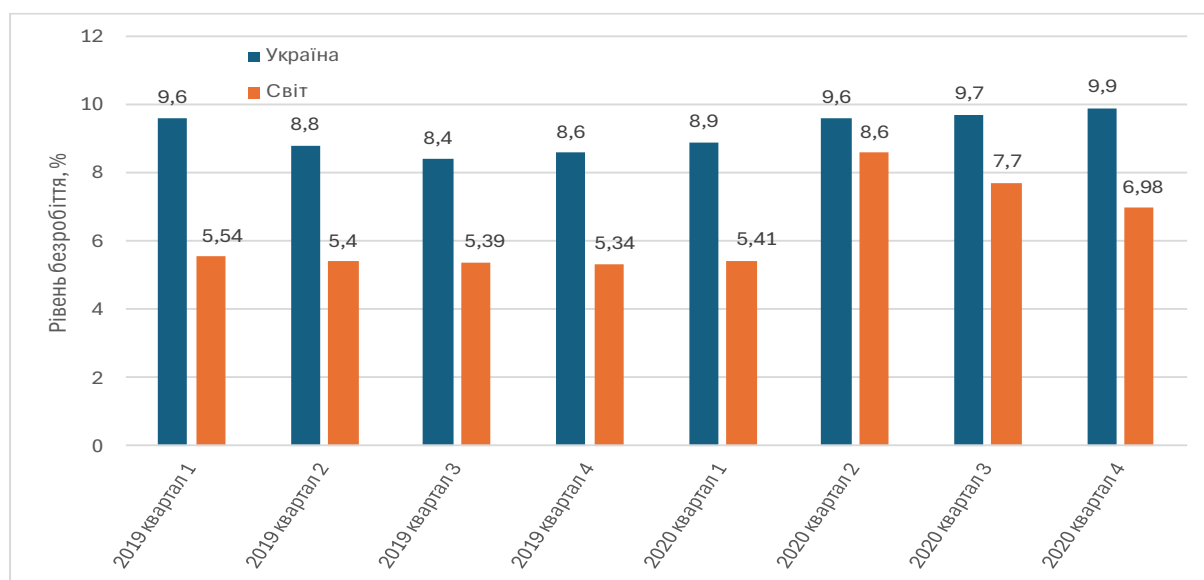


Рисунок 1.2 – Значення показника безробіття для України та світу в 2019-2020 роках за кварталами.

Джерело: розроблено автором на основі data.oecd.org [15]

Значних збитків зазнала також фінансова сфера. Автор однієї з праць зазначає, що в вибірці з 254 наукових статей 193 визначають легкі, помірні або сильні занепокоєння для сфери фінансів в часи пандемії. Автор зазначає, що до проблем цієї сфери входять занепад або стан депресії як для фінансового ринку, так і банківської системи й навіть для безпеки криптовалюти [16]. Що складає майже 76% і свідчить про необхідність концентрації уваги на наслідках, що з'являються для фінансової сфери.

Важливою частиною фінансового сектору є банківська система. Для визначення більш детальних наслідків можна розглянути приклад впливу COVID-19 на систему Індії. При чому варто зазначати, що Індія мала одні з найбільших показників захворюваності і смертності в від коронавірусу в світі. Рейтингове агентство Moody's визначило банківську систему Індії негативною якості, посиляючись на перебої в економічній діяльності, спричинені спалахом COVID-19 і зниженням якості активів. Було зазначено, що погіршення якості активів у корпораціях, малих і середніх підприємствах, а також роздрібних сегментах призведе до тиску на прибутковість і капітал для кредиторів. За даними Moody's, стрес серед небанківських фінансистів обмежував їхню здатність до кредитування, що все більше заважало економічному зростанню Індії, яке було помічене до спалаху COVID-19. За даними Moody's, саме різкий спад економічної активності та зростання безробіття призводитимуть до погіршення фінансового стану домогосподарств і компаній, що, своєю чергою, призведе до зростання невиплат зобов'язань. Рейтингове агентство заявило, що зростання резервів і падіння доходів вдарять по прибутковості банків. Для зменшення тиску капіталу на банки уряду було запропоновано зробити більше вливань капіталу в банки державного сектору. Уряд Індії та Резервний банк Індії запровадили різні заходи економічного та фіскального стимулювання, щоб подолати кризу. У світлі цих заходів банки повинні враховувати фінансові та звітні міркування щодо безперервної діяльності, оцінки ліквідності та кредитного ризику тощо. Експерти попереджають про можливість виникнення масштабних збоїв в бізнесі, які потенційно можуть спричинити проблеми з ліквідністю для певних організацій. Це також може мати непрямий

вплив на кредитну якість у всьому ланцюжку постачання. Страховики страждали від їхніх активів і зобов'язань, відображених у балансі. Це, як наслідок, стало загрозою безперервності їхнього бізнесу, а також майбутньому зростанню [17].

Значного впливу зазнали також основні макроекономічні показники як внутрішній валовий продукт, витрати та доходи. Для різних груп країн за доходами можна було виокремити різні зміни в цих економічних показниках. В табл. 1.1 зображено зміну показників між 2019 та 2020 роках для різних груп країн за рівнем доходу [18]. Табл. 1.1 демонструє, що пандемія призвела до значного падіння рівня ВВП для всіх країн. Найбільших втрат дістали країни з середнім рівнем доходу. Також були помічені зниження доходів та збільшення витрат, що як наслідок в сумі негативно відобразилося на всіх економіках. Якщо точніше описувати ситуацію, то найбільших витрат зазнали країни з високими рівнями доходу, що могло бути викликано соціальною політикою цих країн, яка зазвичай має на увазі фінансову допомогу безробітним та безкоштовну медицину. Ріст рівня безробіття міг спричинити також значні зменшення державних доходів, які фінансуються коштами податків, страхових, пенсійних та соціальних внесків тощо. Найбільше постраждали країни з середнім рівнем доходу.

Таблиця 1.1 – Змінна основних економічних показників для різних країн за станом доходу в 2019-2020 роках [18].

Рівень доходу	Зміна ВВП, в.п.	Зміна витрат в відношенні до ВВП, в.п.	Зміна доходів в відношенні до ВВП, в.п.
Низький	-5,2	0,01	-0,78
Середній	-8,7	4,41	-1,14
Високий	-6,4	6,61	-0,76
Загалом	-7,3	4,16	0,91

Однозначно пандемія вплинула на рівень споживання і виробництва країн. Різноманітні опитування показали, що зміна в часі перебування на карантині вплинула на витрати домогосподарств та макроекономічні очікування в Сполучених Штатах. Результат був наступний: десь 50% респондентів втратили

дохід через пандемію і їх витрати зменшилися десь на 32 відсоткових пункти [1]. Не тільки закриття фабрик на карантин в багатьох країнах слугувало недостатньому рівню виробництва деяких товарів, а й підвищений на них. Останній був викликаний тривожністю суспільства і як наслідком запасанням товаром, що є частим явищем в кризових ситуаціях. Не тільки виробництво та споживання були економічними показниками, на які вплинула пандемія. Covid-19 став також причиною значної фінансової нестабільності. Дослідники виявили, що щоденне зростання загальної кількості підтверджених випадків і загального показника смертності спричинило значний негативний вплив на прибутковість акцій китайського фондового ринку для всіх компаній.

Нещодавня пандемія Covid-19 викликала загалом падіння прямих іноземних інвестицій в контексті світової економіки та спричинила зростання рівня безробіття, зменшення експорту та імпорту товарів і послуг, похитнула фінансову систему та зменшила споживання домогосподарств. До інших макроекономічних явищ викликаних пандемією в 2020 році належать ще падіння рівня ВВП, збільшення видатків країн, зменшення державних доходів, зниження швидкості росту світової торгівлі та зменшення цін на нафту [14].

В статті [18] підтверджується регіональний вплив кризи на фінансові ринки. Крім того, можна спостерігати те, що деякі сектори порівняно краще працюють під час кризових потрясінь і менше постраждали на відміну від інших секторів. Гуделл також заявив, що пандемія COVID-19 є системним ризиком, який має фінансові та економічні наслідки, які потребують подальшого дослідження. Крім того, дослідники також натякнули на можливі побічні ефекти в різних секторах, галузях та економіках через глобалізацію та економічну інтеграцію. Крім того, протягом пандемії спостерігається неоднозначна реакція різних галузей. Деякі галузі отримували прибутки, що експоненціально збільшувалися, тоді як інші, на жаль, зіткнулися з величезними збитками.

1.3. Аналіз математичних моделей, що застосовуються для моделювання наслідків кризових явищ

Перед початком моделювання більшість дослідників проводять статистичний аналіз даних, де визначають мінімум, максимум, медіану, середнє значення, стандартне відхилення, коефіцієнт ексцесу тощо. Це допомагає визначити розподіл даних. Інформація про який стає в пригоді до моделювання, адже не всі методи можна застосовувати без підтвердженого нормального розподілу даних.

Для моделювання і прогнозування часових рядів існує багато різних моделей, які використовуються за різних умов. Одним з поширених методів статистичного аналізу та моделювання є побудова моделі ARIMA. Концептуальною основою моделей ARIMA є авторегресійні моделі (AR-моделі) і моделі ковзного середнього (MA-моделі). Модель AR передбачає майбутні значення на основі історичних значень тієї самої змінної. У моделі MA розглядаються вже збурення та помилки, які призвели до відхилень від очікуваних значень у минулих вимірюваннях. Відповідним чином моделюючи умови збурення або так званого білого шуму, можна робити точні прогнози щодо майбутніх значень. Моделі AR часто поєднують з іншими моделями AR для отримання найкращих можливих прогнозів. З цього випливають моделі авторегресії ковзного середнього (ARMA). Модель ковзного середнього вказується за допомогою одного або кількох параметрів. Вибраний параметр називається лагом або затримкою. Він вказує, скільки термінів минулої помилки слід включити, щоб обчислити прогнозоване значення. Наприклад, у моделі MA(1) для прогнозованих значень використовується лише останній записаний термін помилки, тоді як у моделі MA(2) обчислюється середнє значення останніх двох членів помилки [20]. Останнім елементом моделі, якого нам не вистачає є I – порядок інтегрування (d) – це кількість різниць, які ми враховуємо між поточним значенням і минулим значенням, щоб зробити часовий ряд стаціонарним [21].

Узагальнене рівняння моделі ARMA виглядає наступним чином (1.1):

$$Y_t = c + \varepsilon_t + \sum_{i=1}^p \varphi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \varepsilon_{t-i}, \quad (1.1)$$

де φ – параметри моделі авторегресії, θ – параметри моделі ковзного середнього, c – константа, ε – білий шум або помилка [22].

Розглянуту вище модель можна ускладнити, наприклад, додавши екзогенну змінну. У відкритих джерелах часто зустрічаються приклади такого застосування на основі додавання до моделі ARIMA лінійної перехідної функції (linear transfer function). Модель перехідної функції – це модель, що описує майбутнє прогнозоване значення часового ряду (вихідний ряд $\{Y_t\}$) на основі минулих значень самого ряду та одного або кількох часових рядів, пов'язаних із вихідним рядом (вхідний ряд $\{X_t\}$). Ця модель включає дві або більше змінних, що складаються з вихідної змінної $\{Y_t\}$, вхідної змінної $\{X_t\}$ та іншої вхідної величини, що називається залишковою $\{N_t\}$, яка має причинно-наслідковий зв'язок. Припустимо, що $\{X_t\}$ і $\{Y_t\}$ є стаціонарними рядами. В одному вхідному випадку $\{Y_t\}$ і $\{X_t\}$ можна записати у формі (1.2):

$$Y_t = v(B)X_t + N_t, \quad (1.2)$$

де $v(B) = \frac{\omega(B)B^b}{\delta(B)}$ – перехідна функція; $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s$,

$\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r$; B є оператором зворотного зсуву, який визначається як $B^l X_t = X_{t-l}$, а b – це параметр затримки, який показує часову затримку, коли вхідний ряд починає впливати на вихідний ряд, r вказує шаблон вагових коефіцієнтів імпульсної реакції, а s показує шаблон спаду для початку вагових коефіцієнтів імпульсного відгуку. $\{N_t\}$ – це загальна послідовність збурень (серія шумів), яка впливає на $\{Y_t\}$, яка не залежить від $\{X_t\}$. Передбачається, що вхідний ряд $\{X_t\}$ і шумовий ряд $\{N_t\}$ відповідають моделі ARIMA. Тоді (b, r, s) є основним порядком у визначенні найкращої моделі функції передачі. Оскільки ряди шуму слідує моделі ARIMA, модель функції передачі (1.3) можна записати як [23]:

$$\begin{aligned}
Y_t &= v(B)X_t + N_t \\
&= \frac{\omega(B)}{\delta(B)} B^b X_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t, \\
&= \frac{\omega(B)}{\delta(B)} X_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t
\end{aligned} \tag{1.3}$$

$$\text{де } \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q;$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p.$$

Перед початком роботи з моделлю треба перевірити вхідні і вихідні дані часового ряду (X_t і Y_t) на стаціонарність. Це можна зробити за допомогою тесту Дікі-Фулера, тесту Квятковського–Філіпса–Шмідта–Шина (KPSS) та/або візуально проаналізувавши графічні зображення часових рядів за трендом та сезонністю. Загалом стаціонарність часового ряду характеризується наступними пунктами: відсутністю тренду, постійністю дисперсії або її незмінності та постійною структурою функції автокореляції [24]. Якщо дані не стаціонарні, то треба привести їх до стаціонарності. Цього можна досягти різними способами, наприклад, побудовою рядів різниць першого або другого порядку, застосуванням логарифмування або декомпозиції.

Варто звернути на тест KPSS. Він визначає, чи часовий ряд є стаціонарним навколо середнього чи лінійного тренду, чи є нестаціонарним через одиничний корінь. Нульова гіпотеза для тесту KPSS полягає в тому, що дані стаціонарні. Альтернативна гіпотеза ж для перевірки полягає в тому, що дані не є стаціонарними. Тест KPSS базується на лінійній регресії. Він розбиває ряд на три частини: детермінований тренд (βt), випадкове блукання (r_t) і стаціонарну помилку (ε_t) за допомогою рівняння (1.4) регресії [25]:

$$X_t = r_t + \beta t + \varepsilon_t. \tag{1.4}$$

Альтернативою або інколи ще доповненням до перевірки на стаціонарність є розширений тест Дікі-Фулера (ADF). Його зазвичай використовують для перевірки наявності одиничного кореня в часовому ряді. Одиничний корінь – це характеристика процесу часових рядів, коли середнє значення та дисперсія ряду зростають з часом, а ряд не збігається до постійного значення, що робить його нестаціонарним. Тест ADF передбачає перевірку моделі часового ряду на його

значення лагів та перевірку нульової гіпотези про те, що ряд має одиничний корінь, що означає нестационарність часового ряду. Відмінність двох тестів полягає в нульових гіпотезах. Для тесту KPSS нульова гіпотеза для перевірки обернена: часовий ряд є стаціонарним [26].

Часто для часових рядів зустрічається явище автокореляції, яке може ускладнити майбутній аналіз графіку крос-кореляційної функції. Автокореляція у вхідних рядах може забруднити взаємну кореляцію між вхідними та вихідними рядами. Автокореляція є основною причиною хибних зв'язків. Наприклад, два непов'язаних часові ряди, які є внутрішньо автокорельованими, іноді випадково можуть створювати значні взаємні кореляції. Таким чином, для нейтралізації цієї автокореляції пропонується фільтр попереднього відбілювання (Prewhitening). Цей фільтр може перетворювати вхідний ряд у білий шум. Він розроблений на основі моделей ARIMA [26]. В середовищі R процедуру можна виконати за допомогою команди *filter*, для чого нам необхідно знати параметри ϕ для моделі ARIMA.

Після попереднього відбілювання обох рядів X_t і Y_t стає можливою пряма оцінка порядків перехідної функції за допомогою побудови та аналізу крос-кореляційної функції (CCF). Форма зображення на графіку крос-кореляції між двома серіями досліджує порядки $(b, r$ і $s)$ перехідної функції. Аби допустити загалом перехідну функцію до подальшого застосування нам необхідно впевнитися, що в нас відсутні негативні викиди. Бо за їх наявності виникає ситуація, коли наявна віддача від Y_t до X_t , що суперечитиме умові про незалежність показника X_t , який має бути екзогенним [27].

Якщо таких викидів не виявлено, то наступним кроком є визначення затримки, за якої виникає перший сплеск на діаграмі крос-кореляції. Цей лаг дорівнює b , кількості періодів до того, як X_t почне впливати на Y_t . Крім того, практика припускає, що після першого сплеску в CCF може існувати чітка картина згасання (експоненціальна або синусоїдальна). Значення s — це кількість лагів, які лежать між першим сплеском і початком шаблону згасання. Іноді s не є очевидним через те, що початок відмирання є сумнівним [27].

У деяких випадках значення s визначається дещо довільно. Крім того, значення r визначається шляхом вивчення шаблону згасання після лагу $b + s$. Зокрема, якщо взаємна кореляція вибірки згасає коливальним або складним експоненціальним способом, доцільно призначити $r = 2$. Якщо він згасає загасаючим експоненціальним способом, доцільно встановити $r = 1$. Значення r дорівнює нулю, якщо спаду немає. Точне налаштування процесу ідентифікації може вимагати певних проб і помилок з метою перевірки параметрів на значущість і мінімізації помилок [27].

Ще одним методом моделювання часових рядів є експоненціальне згладжування. Воно є технікою, що прогнозує дані часових рядів шляхом згладжування коливань у цих даних. Методика була вперше представлена Р.Г. Брауном у 1956 році, а далі вже була розвинена Чарльзом Хольтом у 1957 році. Основна ідея експоненціального згладжування полягає в тому, щоб надати більшого значення або ж ваги останнім спостереженням, ніж попереднім. Це досягається шляхом призначення вагових коефіцієнтів кожному спостереженню, причому ваги експоненціально зменшуються, коли спостереження стають старшими. Потім ваги використовуються для обчислення зваженого ковзного середнього даних, яке використовується як прогноз на наступний період. Експоненціальне згладжування базується на припущенні, що майбутні значення часового ряду є функцією його минулих значень. Цей метод добре працює, коли часовий ряд має тенденцію та/або сезонний компонент, але його також можна використовувати для даних, які є стаціонарними (тобто без тенденції чи сезонності) [28].

Одним з різновидів експоненціального згладжування є модель Хольта. Цей метод застосовується, коли в даних було зафіксовано тренд. Ця модель працює з даними, які мають тренд, але не мають сезонності. Щоб робити прогнози на основі таких даних, метод Хольта використовує два параметри згладжування, альфа та бета, які відповідають компонентам рівня та компонентам тенденції. У R, щоб застосувати метод Хольта, ми будемо використовувати функцію `holt()` [29]. Метод Хольта в узагальненому вигляді може бути представлений наступними рівняннями (1.5):

$$\text{Рівняння прогнозу } \hat{Y}_{t+h|t} = l_t + hb_t$$

$$\text{Рівняння рівня ряду } l_t = \alpha Y_t + (1 - \alpha)(l_{t-1} + b_{t-1}), \quad (1.5)$$

$$\text{Рівняння тренду } b_t = \beta^*(l_t - l_{t-1}) + (1 - \beta^*)b_{t-1}$$

де l_t позначає оцінку рівня ряду в момент часу t ;

b_t позначає оцінку тренду (нахилу) часового ряду в момент часу;

α є параметром згладжування для рівня, $0 \leq \alpha \leq 1$;

β^* – параметр згладжування тренду, $0 \leq \beta \leq 1$ [30].

На основі експоненціального згладжування можна побудувати різноманітні моделі, якщо враховувати варіації в поєднанні тренду та сезонної компоненти. Якщо взяти всі можливі комбінації, то можливе застосування дев'яти методів експоненціального згладжування, перелічених у табл. 1.2. Кожен метод позначається парою літер (Т, S), що визначає тип компонентів «Тренд» і «Сезонність». Наприклад, (A, N) – метод з адитивним трендом і без сезонності, (Ad, M) – метод із затухаючим адитивним трендом і з мультиплікативною сезонністю тощо [31].

Таблиця 1.2 – Представлення можливих комбінацій компонентів тренду та сезонності для моделі експоненціального згладжування [31]

Тренд	Сезонність		
	Відсутня	Адитивна	Мультиплікативна
Відсутній	(N,N)	(N,A)	(N,M)
Адитивний	(A,N)	(A,A)	(A,M)
Адитивний демпфований	(Ad,N)	(Ad,A)	(Ad,M)

Як тільки моделі побудовані з'являється необхідність виявлення найкращої з них. Для порівняння моделей існує декілька способів. Перший з відомих способів це розрахунок інформаційного критерію Акаїке (AIC). Він вимірює навантаження моделі в поєднанні з її якістю, чим він менший – тим є кращою модель. AIC обчислюється на основі максимальної ймовірності підігнаної моделі ($\mathcal{L}$) і кількості вільних параметрів у моделі (K) [32] за формулою (1.6):

$$AIC = -2 \ln(\mathcal{L}) + 2K. \quad (1.6)$$

Ще один часто застосований показник або метрика MAPE (середня абсолютна відсоткова похибка). Вона являє собою відсоткове відношення похибки результатів прогнозування до фактичного значення за певний період. Відсоткове значення цієї похибки можна розрахувати за допомогою рівняння (1.7) [33]:

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right| * 100\%. \quad (1.7)$$

Ще одним методом оцінки якості побудованої моделі є розрахунок значення показника RMSE. Він показує, наскільки далеко прогнози відхиляються від вимірних справжніх значень за допомогою евклідової відстані. Для обчислення RMSE розраховують залишки моделі (різницю між прогнозом і реальними значеннями) для кожної точки даних, далі обчислюється норма залишку для кожного спостереження часового ряду, і в кінці розраховується середнє значення залишків і береться квадратний корінь із цього середнього. RMSE зазвичай використовується для задач, які підпадають під навчання з вчителем, оскільки RMSE потребує справжніх вимірювань для розрахунку для кожної прогнозованого значення даних. У вигляді рівняння формула показника (1.8) виглядає наступним чином [34]:

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^N \|Y_t - \hat{Y}_t\|^2}{N}}, \quad (1.8)$$

де N – кількість спостережень, Y_t – реальне значення спостереження, $\hat{Y}_t$ – відповідний прогноз моделі для спостережуваної точки.

РОЗДІЛ 2

АНАЛІЗ ЕКОНОМІЧНОГО СТАНУ РЕГІОНІВ УКРАЇНИ У ПЕРІОД ПАНДЕМІЇ COVID-19 НА ОСНОВІ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МОДЕЛЕЙ

2.1. Статистичний аналіз показників захворюваності та економічних показників регіонів України у період пандемії

Хоч і пандемія коронавірусу почалася наприкінці 2019 року, Україна як і більшість країн Європи відчула необхідність введення карантину тільки в березні 2020 року. В цей момент в регіонах України почали виявляти випадки захворювання на коронавірус. Про перший випадок стало відомо саме в Чернівцях. Про це тоді повідомив заступник міністра охорони здоров'я України Віктор Ляшко. Підтверджений випадок було виявлено першого березня [35]. Як видно з рис. 2.1 Чернівецька область була однією з областей, які найбільше мали захворювань на 100 тисяч осіб в 2020 році.

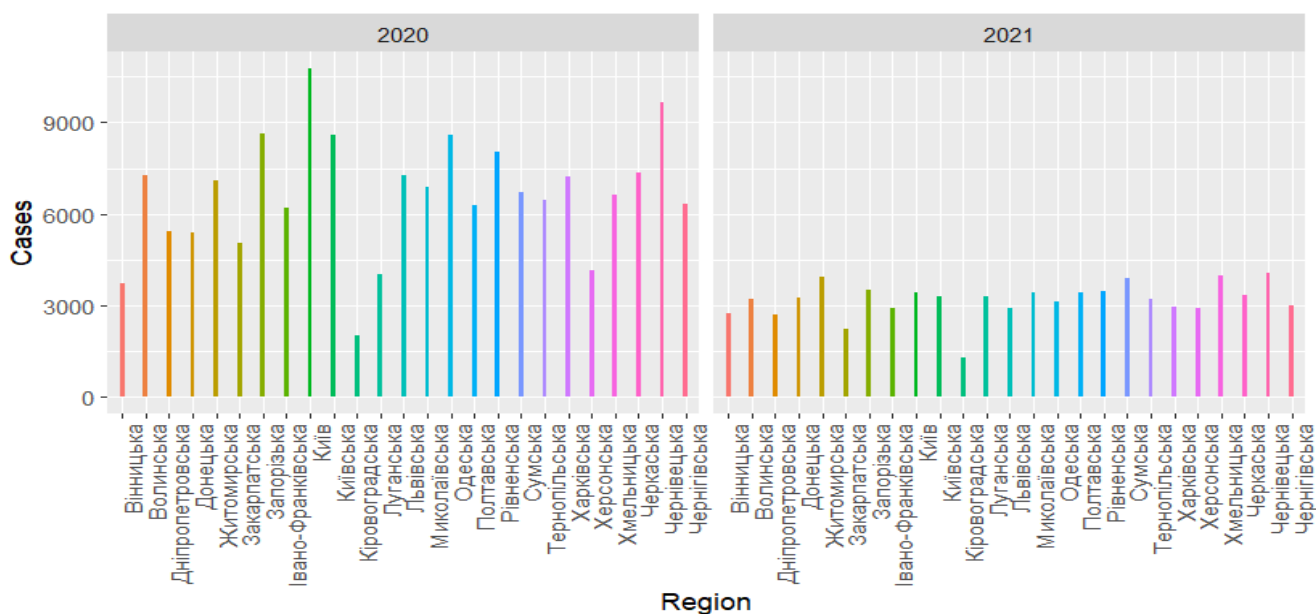


Рисунок 2.1 – Кількість випадків захворювання на коронавірус в розрізі регіонів України для 2020 та 2021 років, осіб на 100 тис. населення.

Джерело: розроблено автором на основі даних МінФіну [36]

Високими показниками захворюваності на 100 тисяч осіб населення у 2020 році вирізнялися також місто Київ та Київська область, Одеська та Запорізькі області. В цьому ж році краща ситуація складалася для Вінницької, Кіровоградської, Луганської та Херсонської областей. Їх показники захворюваності були інколи навіть вдвічі менше ніж в інших регіонах (рис. 2.1).

Загальний рівень захворюваності на 100 тисяч осіб за 2021 рік значно впав у порівнянні з попереднім роком. Якщо розглянути уважніше рис. 2.1, можна побачити, що захворюваність по регіонах була вже більш рівномірно розподілена. Тобто ситуація з розповсюдженням вірусу COVID-19 в країні не дуже відрізнялася від області до області.

За рис. 2.2 спостерігається зворотна ситуація для показників смертності від коронавірусної хвороби про регіонах. Коли в 2020 році спостерігалися високі показники нових випадків захворювання, були зафіксовані менші показники смертності від COVID-19 на 100000 тисяч населення. В 2021 році ситуація змінилася і значно більша частина хворих помирала від хвороби. Найвищі показники смертності також фіксувалися для Чернівецької області як в 2020, так і в 2021 році.

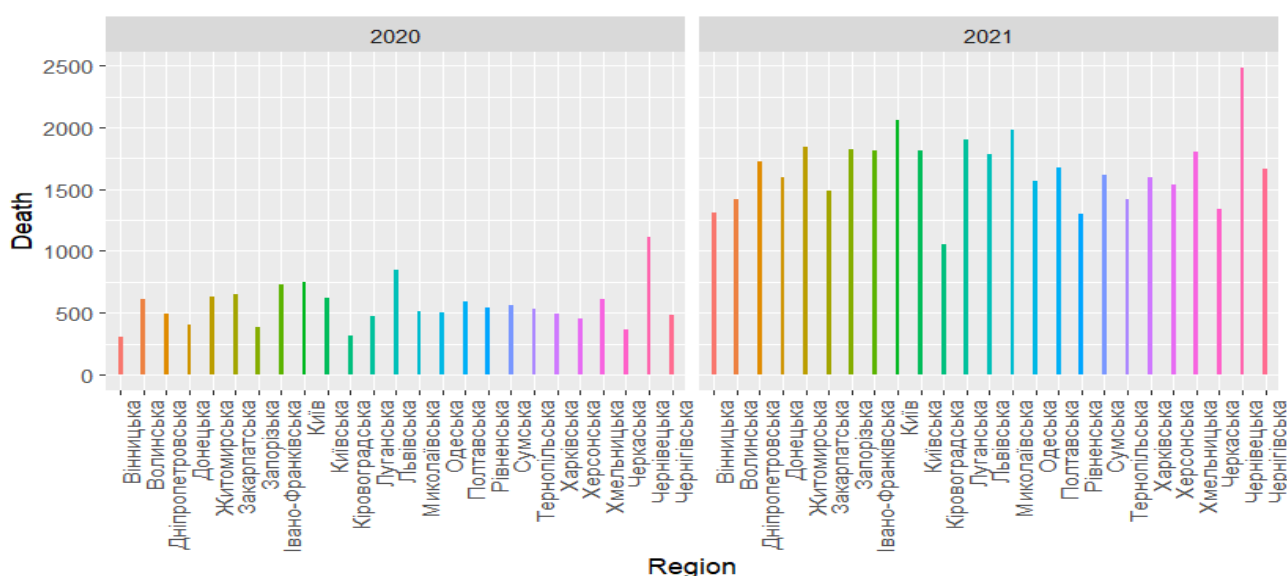


Рисунок 2.2 – Кількість летальних випадків від зараження коронавірусом в розрізі регіонів України для 2020 та 2021 років, осіб на 100 тис. населення.

Джерело: розроблено автором на основі даних МінФіну [36]

Звісно в Україні можна було спостерігати підйоми і падіння рівня захворюваності, а також смертності. З рис. 2.3 видно, що за період 2020-2021 років було десь 4 піків захворюваності по регіонах України, які по часу приблизно збігалися для кожного регіону. Початок стрімкого росту захворюваності почався в червні 2020 року. Це могло бути викликано послабленням карантину, що охоплювало на момент кінця травня – початку червня дозвіл пасажирських перевезень різного типу, дозвіл на відвідування закладів дошкільної освіти, діяльність готелів, відкриття з фітнес-клубів, діяльність закладів харчування [37].

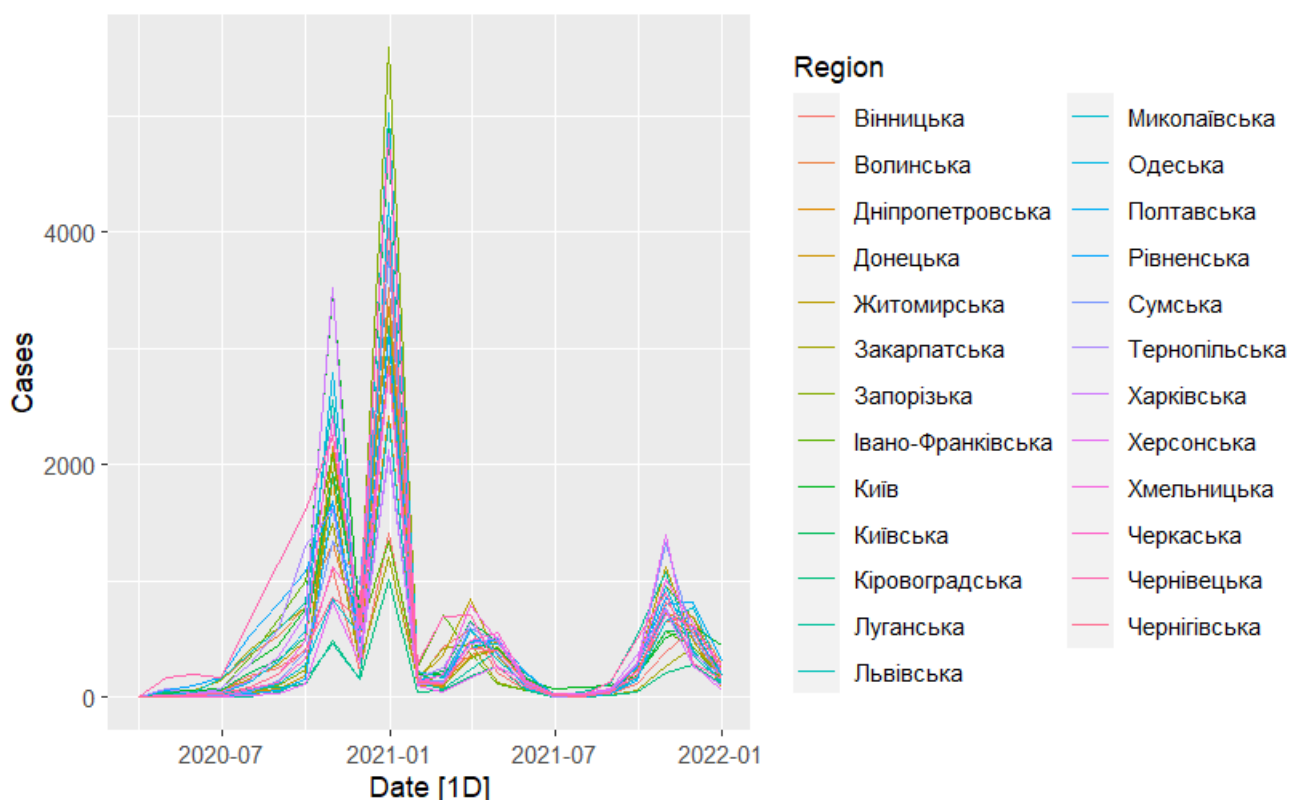


Рисунок 2.3 – Кількість нових випадків захворюваності на COVID-19, осіб на 100 тис. населення.

Джерело: розроблено автором на основі даних МінФіну [36]

Перший пік захворюваності припадав на листопад 2020 року. За ним одразу слідував наступний в січні 2021. Наступне зростання захворюваності припадало на квітень 2021 року, після чого на літній період можна було спостерігати зниження захворюваності. В жовтні місяці було помічено нове збільшення кількості зафіксованих випадків (рис. 2.3).

За два роки пандемії було виявлено постійне збільшення кількості смертельних випадків коронавірусу. Тим паче було виявлено період на початку 2021 року, коли показники смертності для регіонів були максимальними. В період десь з лютого місяця ситуація почала стабілізуватися, але кількість смертей продовжувала постійно зростати. Уникнути можливих піків смертності населення від хвороби скоріш за все вдалося за допомогою вакцинації, що почалася 24 лютого 2021 року, коли в Україну завезли перші 100 тисяч вакцин (рис. 2.4) [38].

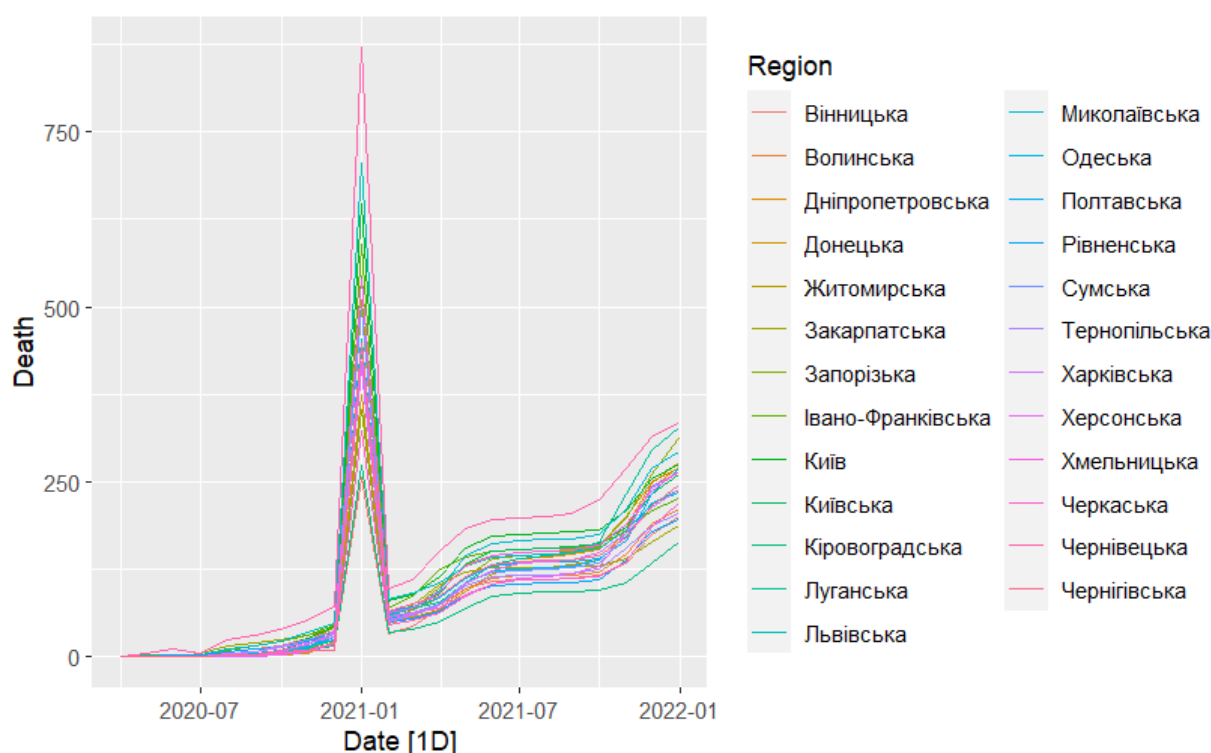


Рисунок 2.4 – Кількість летальних випадків від зараження COVID-19, осіб на 100 тис. населення.

Джерело: розроблено автором на основі даних МінФіну [36]

До розгляду в роботі було взято щорічні статистичні дані показників ВРП, витрат та доходів за 2013-2021 роки по 25 регіонах України, до списку яких входять усі області України та місто Київ. Також розглядалися щомісячні дані індексу споживчих цін за 2013-2021 роки. В аналіз також були включені щоквартальні дані експорту, імпорту за 2015-2021 роки та споживання регіонів за 2018-2021 роки.

На валовому регіональному продукті регіонів України такі значні показники захворюваності відобразилися не дуже яскраво. З рис. 2.5 видно що для областей

значення ВРП на одну особу продовжувало зростати в 2020-2021 роках, в гіршому випадку залишалося в 2020 році на показниках минулого року.

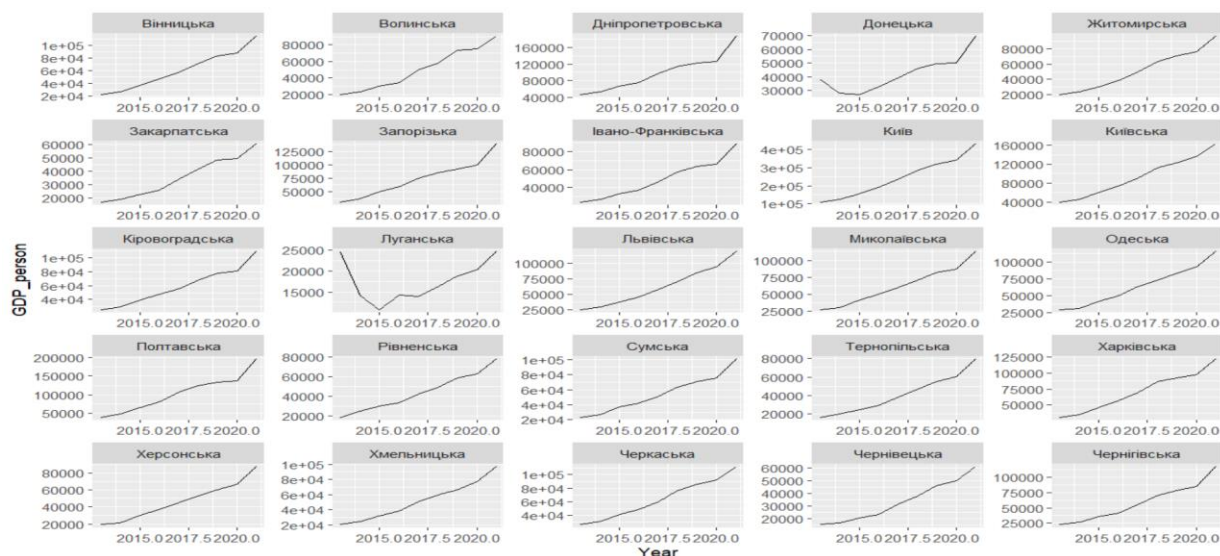


Рисунок 2.5 – Зміна рівня показника ВРП регіонів на одну особу за 2013-2021 роки, грн.

Джерело: розроблено автором на основі даних [39]

По-іншому виглядала ситуація з експортом товарів. В 2020 році значних втрат в розмірах експорту товарів зазнали низка областей України. До них належали: Волинська, Житомирська, Івано-Франківська, Черкаська та Чернівецька області. З рис. 2.6 видно, що в 2021 році вони вже повернулися до початкових показників, а деякі регіони навіть перевершили свої обсяги експорту до пандемії, наприклад, Дніпропетровська, Миколаївська або Дніпропетровська області. Показники імпорту мали схожу поведінку для періоду пандемії для регіонів України, що й експорт товарів.

Для більшості областей було також помічено падіння обсягу імпорту в 2020 році, що можна побачити на рис. 2.7. Значного падіння зазнали Закарпатська, Запорізька, Дніпропетровська, Миколаївська та Чернігівська області. Трошки менше зменшення обсягів імпорту товарів стало характерне для Вінницької, Волинської, Полтавської, Сумської, Чернівецької областей та міста Києва. В порівнянні з 2019 роком значних змін в обсягах імпорту не зазнали Київська, Кіровоградська, Рівненська, Харківська та Черкаська області.

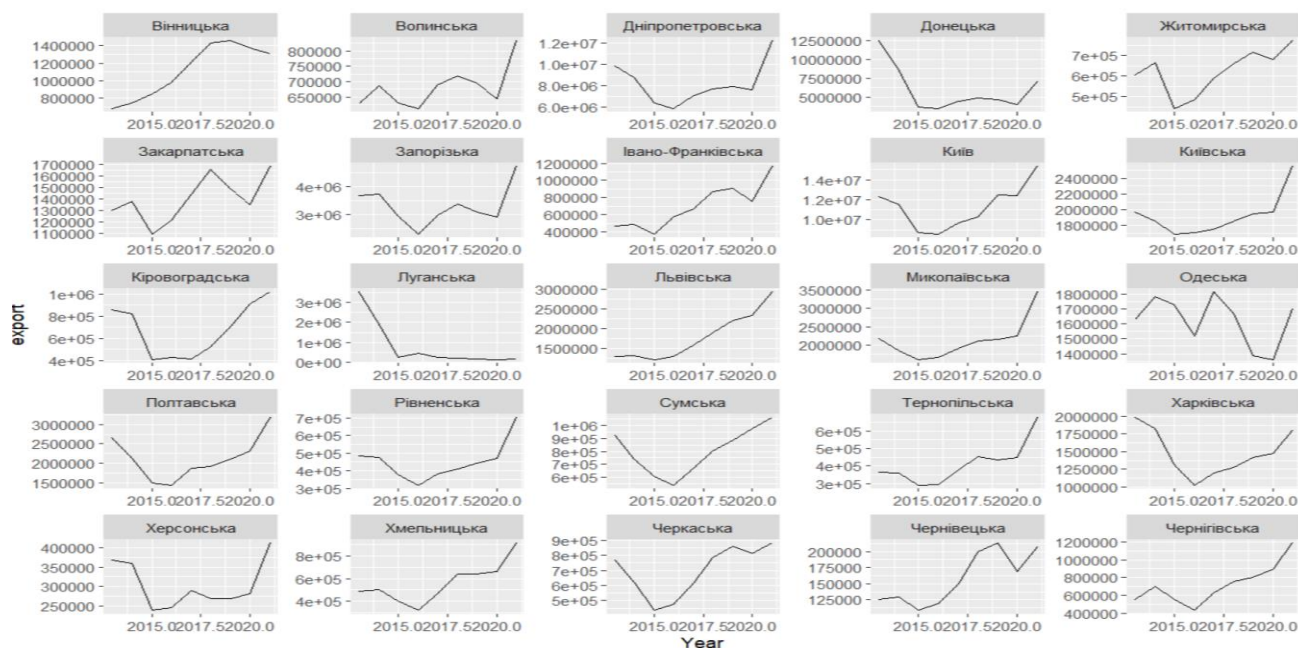


Рисунок 2.6 – Зміна обсягу експорту по регіонах за 2013-2021 роки, тис. грн.

Джерело: розроблено автором на основі даних [40]

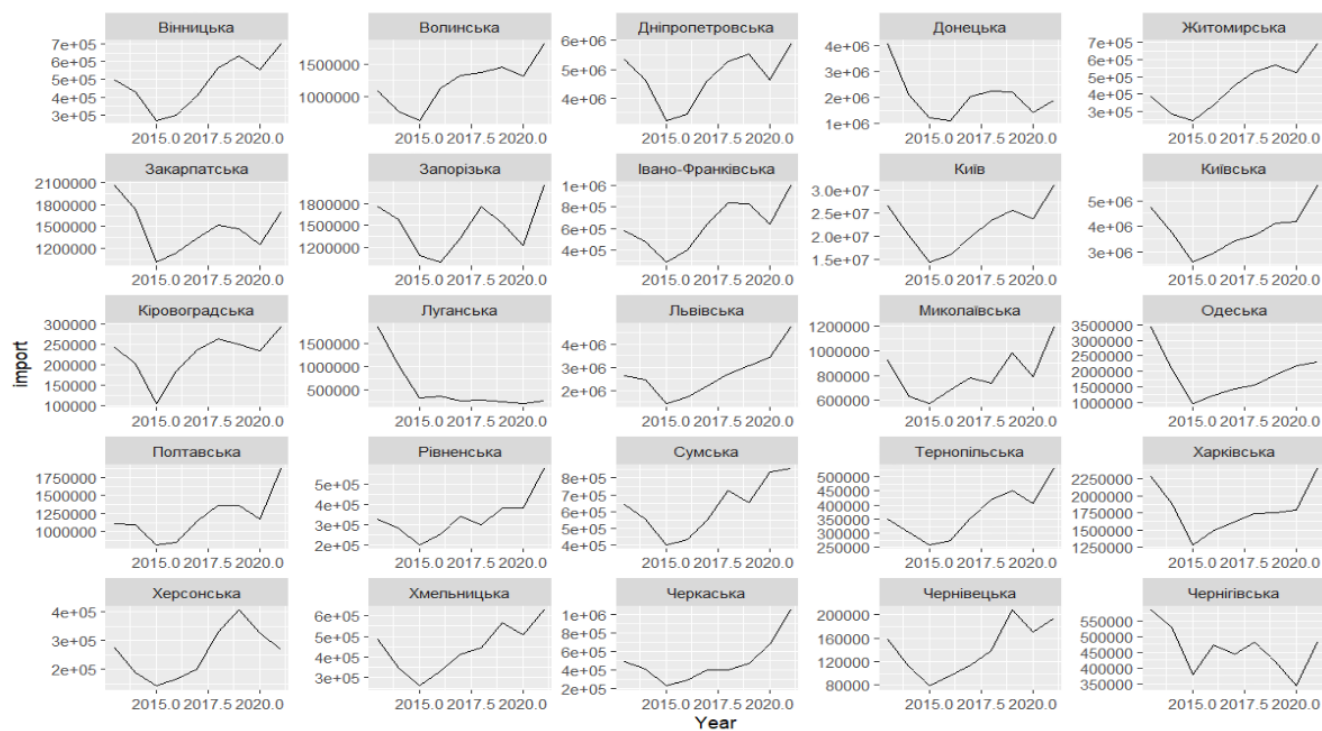


Рисунок 2.7 – Зміна обсягу імпорту по регіонах за 2013-2021 роки, тис. дол.

Джерело: розроблено автором на основі даних [40]

Державні витрати також зазнали змін в своїх значеннях за часів початку пандемії коронавірусу. Для всіх регіонів було помічено майже незмінність показника в 2020 році в порівнянні з 2019. Для 2021 року спостерігався ріст показника витрат (рис. 2.8).

Для доходів держави в розрізі регіонів ситуація була ідентична до витрат. В 2020 році спостерігався застій рівня цього показника, в наступному ж році відновлення росту. Тобто збереження тренду постійного росту рівня доходів для регіонів України (рис. 2.9).

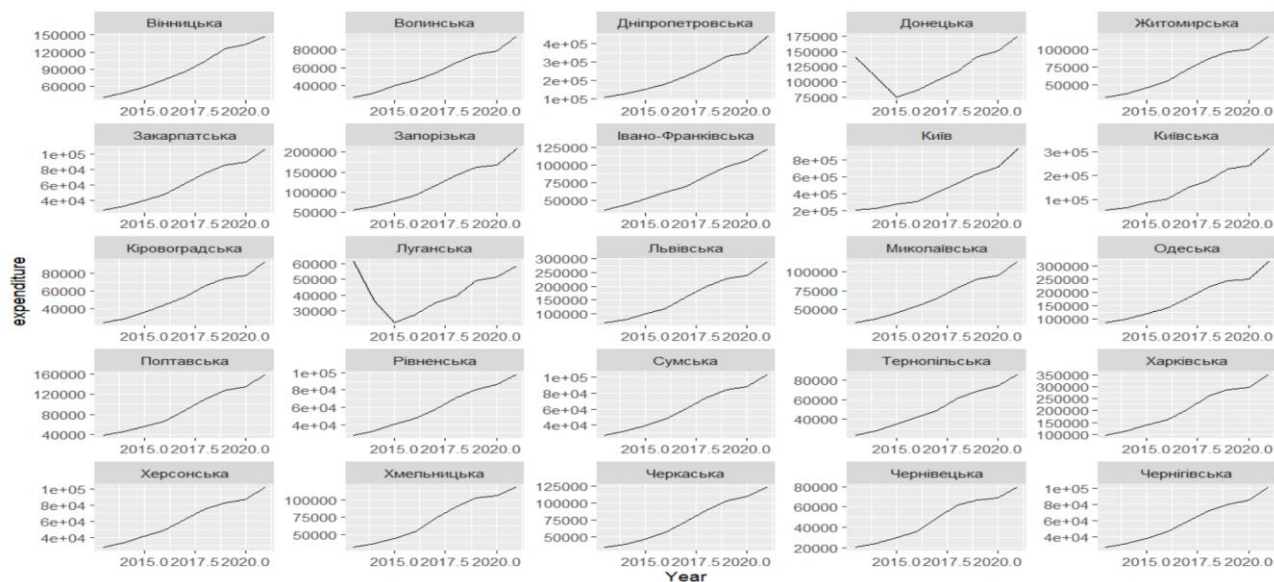


Рисунок 2.8 – Зміна рівня витрат по регіонах за 2013-2021 роки, грн.

Джерело: розроблено автором на основі даних [41]

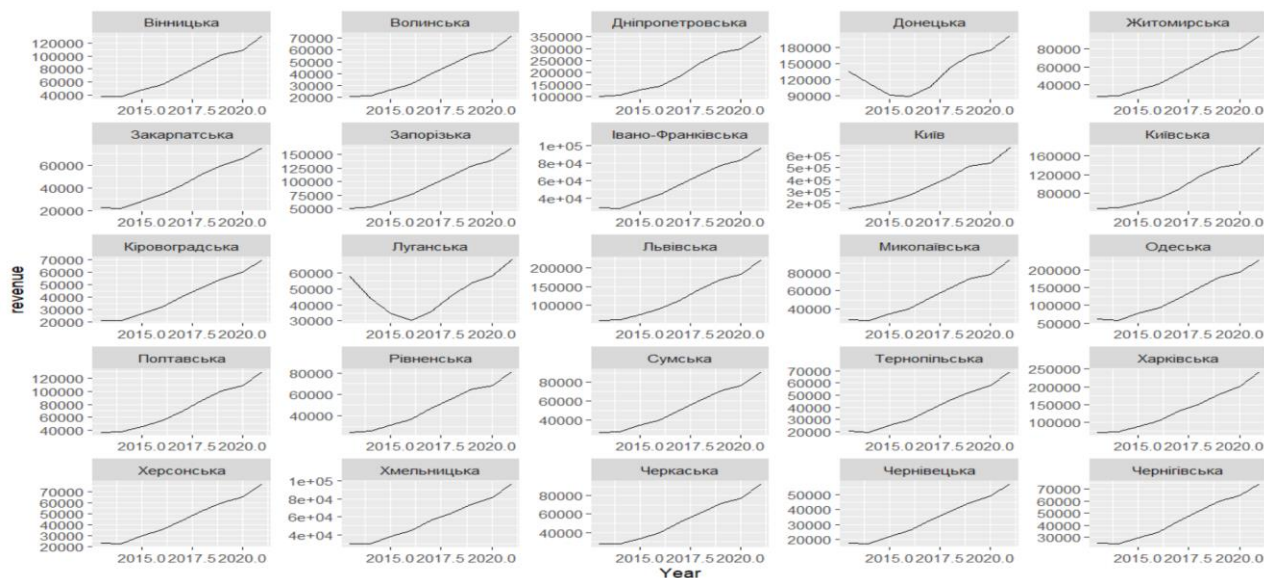


Рисунок 2.9 – Зміна рівня показника доходів по регіонах за 2013-2021 роки, грн.

Джерело: розроблено автором на основі даних [41]

В першому розділі було згадано про падіння споживання домогосподарств на прикладі США в період початку пандемії. Для регіонів України ситуація була схожою. Області та місто Київ значно зменшили своє споживання в другому

кварталі 2020 року. В третьому кварталі показники стали на своє місце і навіть почали зростати. Винятком була Чернігівська область, споживання якої не знизилося так явно, а навпаки продовжило плавно зростати, що підтверджується рис. 2.10.

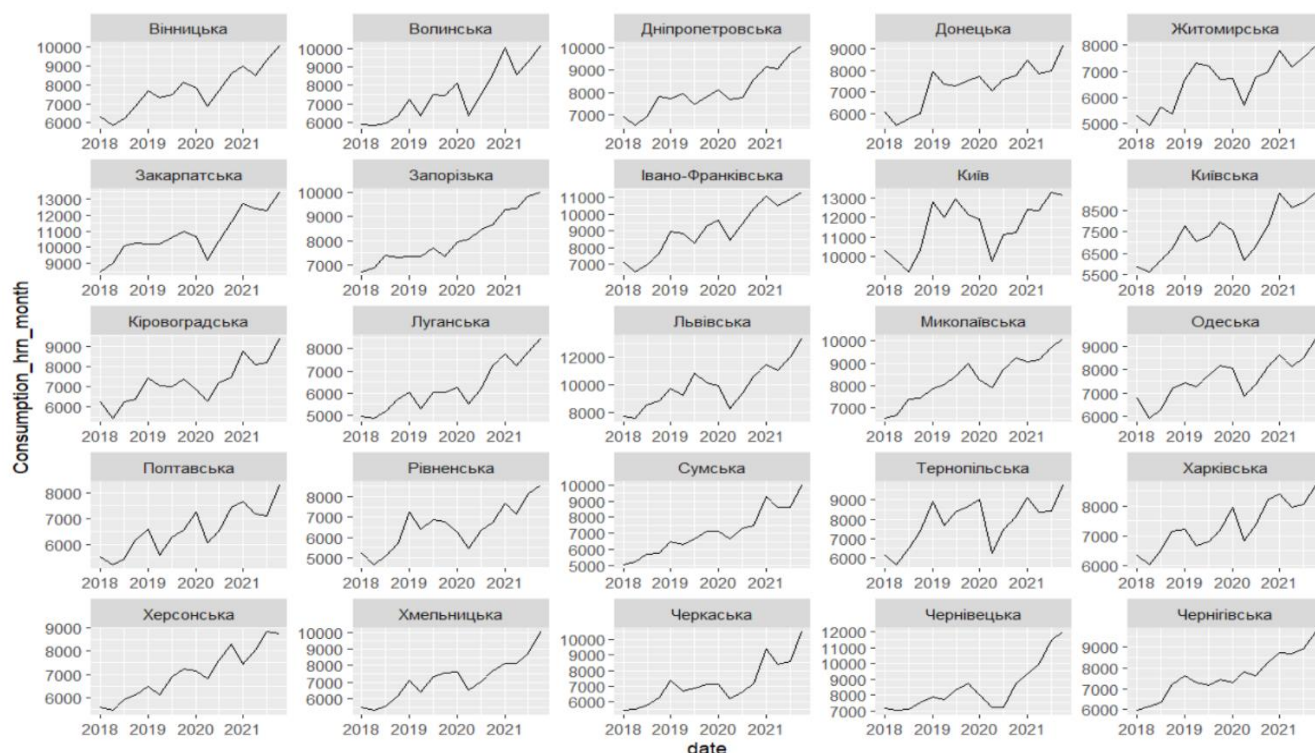


Рисунок 2.10 – Зміна середньомісячного обсягу споживання домогосподарств в гривнях по регіонах за 2018-2021 роки, грн.

Джерело: розроблено автором на основі даних [42]

Одним з важливих економічних показників, що було розглянуто для розвідувального аналізу це індекс споживчих цін. Хоч і рівень інфляції став значною проблемою для більшості країн світу, Україна та її регіони не зазнали такого шокового для економіки зростання індексу споживчих цін. Натомість значення показників інфляції хоч і збільшилося не так стрімко, як для Європи, але все одно залишалися на високому рівні. Як видно з рис. 2.11 зростання значень інфляції регіонів України продовжувалося і в 2021 році, досягнувши для більшості регіонів позначки близько 110%.

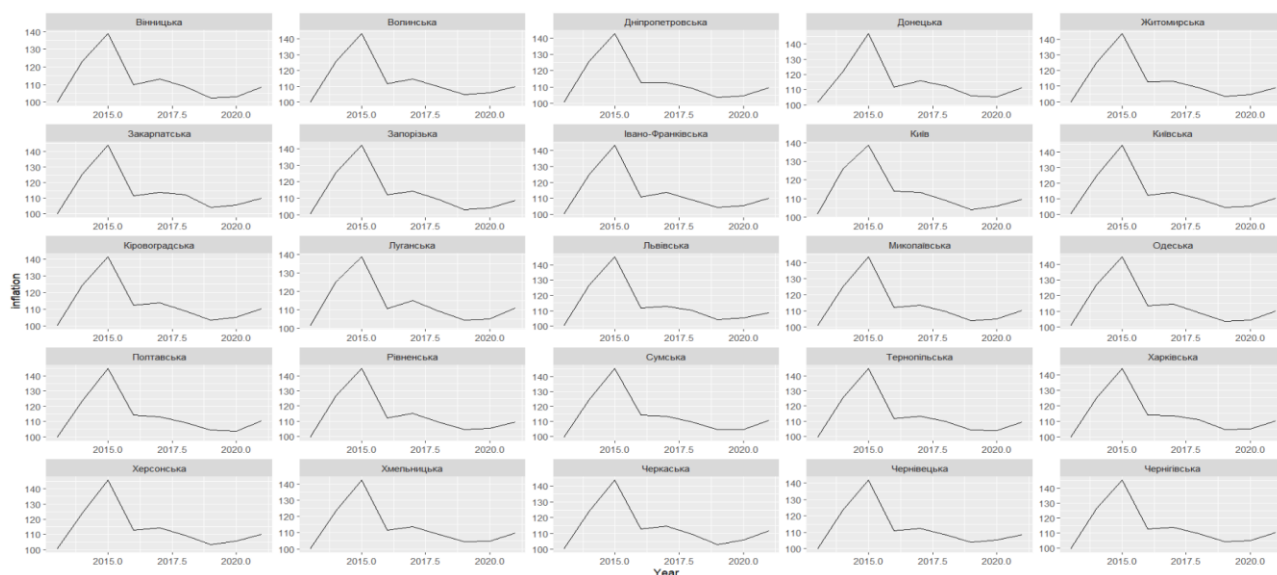


Рисунок 2.11 – Зміна значень показника індексу споживчих цін по регіонах за 2013-2021 роки, %.

Джерело: розроблено автором на основі даних [43]

Загальний стан значень показників представлений описовою статистикою. Вона для кожного з показників без поділу на регіони представлена в табл. 2.1. З табл. 2.1 отримуємо інформацію, про максимальні мінімальні значення часових рядів, а також середнє і медіану. Для споживання домогосподарств значення в проміжок часу з початку 2018 року до кінця вересня 2021 коливалися від 4683 грн/місяць до 13399 грн/місяць залежно від кварталу та регіону. Середнє та медіана були майже однаковими і становили більше за 7,5 тисяч гривень. Це свідчить про рівномірний розподіл значень споживання для регіонів. Для експорту та імпорту було визначено на основі порівняння медіани та середнього, що деякі регіони мали дуже малі значення показників в той час коли інші з регіонів значно більші. Розмах значень для експорту складає приблизно 410000, для імпорту ж 221000. Значення часового ряду знаходять в інтервалі часу від січня 2015 року до середини 2021 і є поквартальними. Останній показник – інфляція або індекс споживчих цін – є більш рівномірним порівняно до експорту та імпорту. З початку 2013 року до кінця 2023 показник інфляції коливався між 96 та 118,9 %. Середнє було близьким до медіана, що може свідчити про схожість поведінки показника в регіонах.

Таблиця 2.1 – Описова статистика показників економічного розвитку використаних для побудови моделей

Показник/дата	Мінімум	Максимум	Медіана	Середнє значення
Споживання	4683	13399	7561	7862
Експорт	1248	15237479	42824	420553
Імпорт	201	6527853	17144	221267
Індекс споживчих цін	96	118,9	100,8	101,1

Джерело: розроблено автором на основі даних [36, 40, 42-43]

2.2. Побудова економетричних моделей впливу пандемії на економічні показники регіонів України

Розвідувальний аналіз дав змогу засвідчити, що вплив пандемії відобразився на економічних показниках регіонів України в споживанні домогосподарств, експорті та імпорті товарів та індексі споживчих цін. Так як зміни були більш помітними, то скоріш за все моделювання цих показників потребує більшої уваги, а можливо і потребує більш складних методів.

Перед початком побудови моделі ARIMA та ARIMA з перехідною функцією варто визначити чи є часові ряди стаціонарними. Для цього будуються корелограми автокореляцій для чотирьох показників для кожного з регіонів. За наданими рис. А.1 та А.2 у Додатку А можна зробити висновок про нестаціонарність даних без перетворень. Про це свідчить характер зміни значень лагів на корелограмах, який є повільним і поступовим. Значення результатів KPSS тестів надають приблизно такі ж результати, $p\text{-value} < 0,05$, що говорить про те що ми маємо відхилити нульову гіпотезу і прийняти альтернативну про не стаціонарність даних по показникам споживанням домогосподарств, експорту та імпорту. Тест Дікі-Фулера також

зазвичай підтверджує наші припущення про нестационарність часових рядів для показників споживання, експорту та імпорту (результати тестів наведено в додатку Б). За допомогою тесту KPSS в середовищі Rstudio було виявлено, що для побудови моделі нам необхідно брати ряди перших різниць для деяких з показників. Тобто значення $d = 1$ для ARIMA моделей деяких економічних показників, що розглядаються. Для побудови моделі ETS було проведено декомпозицію часового ряду для виявлення характеру білого шуму, тренду та сезонності, для двох останніх також загалом їх наявності в часовому ряді. Для показників кожного регіону було також побудовано моделі ARIMA з перехідною функцією. В якості цієї функції було взято значення кількості нових випадків захворювання пандемії за періодами x_t (періодичність вварюється в залежності показника: поквартально або помісячно). Для періодів до появи вірусу SARS-CoV-2 було прийнято значення нуля. Значення порядків перехідної функції s , b , r було підібрано враховуючи особливості кожного часового ряду відповідно до регіону. Порядок ARIMA частини вибирається шляхом порівняння метрик моделей розглянутих в минулій табл. 2.1, а також підбором за необхідності для покращення результату прогнозування.

Далі моделі розглядатимуться для кожного регіону окремо за чотирма показниками: споживання домогосподарств, експорт, імпорт та індекс споживчих цін (структура даних наведена в табл. В.1 Додатку В). Для Вінницької області, як і для всіх інших регіонів вдалося побудувати наступні моделі за обраними показниками: ARIMA, ARIMA з перехідною функцією, ETS модель та експоненціальне згладжування методом Хольта. В середовищі R автоматично було підібрано для моделі показника споживання Вінницької області такі порядки моделі ARIMA: авторегресійна модель значення рівно нулю, ковзного середнього так само нуль, значення порядку різниць становить одиницю. Значення білого шуму (ε_t) становило 640,74. Загальний вигляд такої моделі подано в вигляді рівняння (2.1):

$$Y_t = \varepsilon_t. \quad (2.1)$$

Для моделі ARIMA з екзогенною змінною кількості нових випадків захворювання на коронавірусну хворобу (для років до пандемії було взято значення нуль) для показника споживання домогосподарств рівняння (2.2) мало вигляд:

$$Y_t = \frac{1+0,13B-0,33B^2-0,63B^3}{1} X_t + \frac{1}{1+0,25B} a_t, \quad (2.2)$$

де $a_t = \frac{\phi_x}{\theta_x} X_t$ – результат пре-відбілювання вхідної функції.

Порядки представленої вище моделі з перехідною функцією відповідали наступним значенням $p=1$, $d=1$, $q=0$, $b=0$, $r=0$ та $s=3$.

Оскільки для показника споживання сезонності в даних немає, що видно з графіків (рис. 2.10), то ми можемо застосувати метод Хольта. Середовище R пропонує нам такі оптимальні параметри моделі: альфа і бета на рівні 0,0001, значення b на рівні 200,95, l становить 6099,55, а значення похибки ε дорівнює 570,87. Для того самого показника регіону Вінницької області було побудовано також модель ETS(M,N,N), тобто з мультиплікативними залишками, де інші компоненти, такі як сезонність та тренд відсутні. Параметр згладжування альфа дорівнює 0,99, а початкове значення l становить 6290,7.

Далі для Вінницької області розглядається показник експорту. Першою побудованою моделлю є ARIMA (0,1,0) узагальнений вигляд рівняння якої зображено аналогічний рівнянню 2.1, а показник білого шуму та його середньоквадратичне відхилення становить 1 379 492,66. Іншим способом моделювання показника є модель з перехідною функцією рівняння (2.3) якої має вигляд:

$$Y_t = (1 - 2016,1B + 6472,1B^2 + 150,66B^3)X_{t-2} + \frac{1}{1+0,37B} a_t. \quad (2.3)$$

Щодо моделі на основі метода Хольта, то значення параметрів згладжування становлять як і для альфа, так і для бета 0,051. Початкові значення дорівнюють $l = 31007,41$ та $b = 2626,09$. Модель ETS, як і минула модель, враховує лише мультиплікативні залишки, без тренду та сезонності. Альфа для моделі є рівним 0,36, а значення l становить 36780,58.

Так само для Вінницької області були розроблені аналогічні моделі для показнику імпорту. Оптимальною виявилася модель ARIMA(0,1,0) зі значенням білого шуму зі стандартним відхиленням на рівні 10202,7. Значення параметра згладжування альфа становить 0,0001 для моделі Хольта, значення бета набуває

такого самого значення. Початкові значення для моделі l дорівнює 5787,1 та b – 567,1. Найбільшу адекватність має модель ETS(M,N,N) з параметром альфа на рівні 0,69 та коли l дорівнює 7916,9. Підібрана модель ARIMA з перехідною функцією порядку (1,1,0)(2,0,3) для показника імпорту Вінницької області має наступне рівняння (2.4):

$$Y_t = (1 - 937,65B + 3225,2B^2 + 75,04B^3)X_{t-2} + \frac{1}{1+0,48B} a_t. \quad (2.4)$$

Останнім показником, що розглядався для Вінницької області, є індекс споживчих цін. Найкращим варіантом моделі ARIMA стала для нього модель порядку (1,0,0), що означає побудова моделі на основі лише авторегресії від першого лагу. Диференціювання не здійснюється так як часовий ряд без змін вважається стаціонарним. Модель може бути записана таким рівнянням (2.5):

$$Y_t = 0,52Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.5)$$

Значення параметру альфа оптимальної моделі на основі метода Хольта для показника інфляції становить 0,54, бета ж 0,0001, початкові параметри b та l набувають значень 99,96 та 0,007 відповідно. Модель ETS(M,N,N) була визначена найоптимальнішою для цього часового ряду, її значення альфа рівне 0,7, а згладжене значення ряду l становить 99,98. Модель перехідної функції, що була побудована, можна представити наступним рівнянням (2.6):

$$Y_t = (1 + 0,0003B - 0,0004B^2 + 0,0001B^3)X_{t-3} + \frac{1}{1+0,99B} a_t. \quad (2.6)$$

Наступним регіоном для моделювання була Волинська область. Для показника споживання домогосподарств було побудовано модель ARIMA(0,1,0), модель на основі метода Хольта (альфа = 0,0012, бета = 0,0001, l = 5725,2, b = 229,2), модель ETS(M,A,N) з параметрами згладжування альфа і бета 0,0009, з початковим рівнем l = 5742,1 та градієнтом b = 226,9. Також для регіону було підібрано модель з перехідною функцією з додаванням значень показників захворюваності на пандемію, її рівняння (2.7) зображено нижче:

$$Y_t = (1 - 0,81B + 9,11B^2 - 51,29B^3 + 156,5B^4 + 14,4B^5)X_t + \frac{1}{1+0,59B} a_t. \quad (2.7)$$

Для показника експорту товарів для Волинської області було виконано моделювання на основі моделі ARIMA(3,1,3), її рівняння (2.8) набуло вигляду:

$$Y_t = -1,01Y_{t-1} - 0,996Y_{t-2} - 0,967Y_{t-3} + 0,81\varepsilon_{t-1} + 0,49\varepsilon_{t-2} + 0,06\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t. \quad (2.8)$$

Параметри моделювання показника експорту Волинської області для методу Хольта становлять для альфа 0,004, для бета 0,0001, початковий рівень l набуває значення 26821,9, градієнт b – 1289,9. Для моделі ETS рекомендується брати модель з адитивним залишками, а тренд і сезонність не враховувати. Для такої моделі значення альфа було взято на рівні 0,75, l становило 14955,65. Підібрана модель з перехідною функцією може бути записана таким рівнянням (2.9):

$$Y_t = (1 + 5,85B)X_t + \frac{1}{1+0,29B}a_t. \quad (2.9)$$

Для часового ряду показника імпорту Волинської області було побудовано модель ARIMA(0,1,0), значення білого шуму та середньоквадратичного відхилення якої становило 11260,5. Модель Хольта мала такі характеристики: $\alpha = 0,0036$, $\beta = 0,0001$, $l = 6711,96$, $b = 602,94$. Отримана модель ETS(M,N,N) володіла параметром альфа на рівні 0,77, а початковий рівень становив 3662,76. Модель ARIMA з урахуванням перехідної функції для цього часового ряду відповідає наступному рівнянню (2.10):

$$Y_t = (1 + 2,41B + 0,0013B^2)X_t + \frac{1}{1+0,304B}a_t. \quad (2.10)$$

Для показника індексу споживчих цін Волинської області модель ARIMA мала наступний порядок (2,0,1), а її рівняння моделі (2.11) набуває вигляду:

$$Y_t = 101,09 - 0,23Y_{t-1} + 0,377Y_{t-2} + 0,9\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.11)$$

Значення параметрів альфа та бета моделі на основі метода Хольта для показника інфляції становить 0,67 та 0,0001 відповідно, початкові параметри b та l набувають значень відповідно 100,11 та 0,0059. Модель ETS(M,N,N) була визначена побудована для часового ряду показника інфляції Волинської області, її значення альфа рівне 0,78, а початкове значення l становить 99,86. Модель перехідної функції, що була побудована для того самого ж часового ряду, можна представити наступним рівнянням (2.12):

$$Y_t = X_t + \frac{1+0,0001B}{1-0,023B-0,98B^2} a_t. \quad (2.12)$$

Для Дніпропетровської області були також побудовані різні моделі для показників економічного розвитку. Для показника споживання домогосподарств з можливих варіацій моделей ARIMA було вибрано модель порядку (0,1,0) з дрейтуванням, її значення відхилення білого шуму становить 445,5, а її рівняння (2.13) можна записати наступним чином:

$$Y_t = 207,63 + \varepsilon_t. \quad (2.13)$$

Для побудови моделі на основі метода Хольта для показника споживання на основі часового ряду значень для Дніпропетровської області було обрано такі параметри та початкові значення: $\alpha = 0,69$, $\beta = 0,0001$, $l = 6787,02$, $b = 178,2$. Також було обрано модель ETS(A,N,N), параметр альфа якої становив 0,999, а початкове значення рівня – 6943,6. Модель перехідною функції з ARIMA для того ж самого індикатора має наступне рівняння (2.14):

$$Y_t = (1 + 0,0725B)X_t + \frac{1}{1-0,26B} a_t. \quad (2.14)$$

Для показника експорту товарів Дніпропетровської області була змодельована модель ARIMA(0,0,0), яка має константу 105383 та середньоквадратичне відхилення білого шуму в розмірі 1 926 655. Для застосування метода Хольта на тих самих даних було обрано значення альфа та бета на рівні 0,0001, а значення початкове для рівня l рівного 152550,6 та градієнту, що дорівнює -2566,8. Для моделі ETS було обрано мультиплікативний характер для білого шуму та залишків моделі, а значення альфа рівним 0,78, l – 130887,4. Як і для всіх минулих показників і регіонів також було побудовано модель з перехідною лінійною функцією, де незалежною змінною була кількість нових підтверджених випадків на коронавірусну хворобу в регіоні, її рівняння (2.15) подано далі:

$$Y_t = 110272,8 + (1 + 1,97B)X_t + \frac{1}{1-0,14B} a_t. \quad (2.15)$$

Для показника імпорту Дніпропетровської області було обрано такі самі порядки моделі ARIMA як і для експорту (0,0,0), середньоквадратичне відхилення білого шуму моделі імпорту становило 2745359. Параметри для моделі методу

Хольта знов були однаковими і становили 0,0149, початкові значення для l і b становили 183949 та 1136,02 відповідно. Для побудови моделі ETS був обраний адитивний характер поведінки помилок моделі без врахування тренду та сезонності, а значення альфа дорівнювало 0,0001, l – 160533,1. Для часового ряду рівняння побудованої моделі ARIMA з перехідною функцією (2.16) має наступний вигляд:

$$Y_t = (1 + 11,64B - 4,33B^2)X_t + \frac{1}{1+0,39B} a_t. \quad (2.16)$$

Варто не забувати про моделювання показника індексу споживчих цін, який був дуже нестабільним на початку пандемії в 2020 році. Для Дніпропетровської області вдалося побудувати модель ARIMA(2,0,1) з таким рівнянням (2.17):

$$Y_t = 101,04 - 0,14Y_{t-1} + 0,365Y_{t-2} + 0,85\varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.17)$$

Для показника інфляції для Дніпропетровської області було отримано модель на основі методу Хольта з параметрами $\alpha = 0,85$, $\beta = 0,0001$ та початковими значеннями моделі $l = 100,39$, $b = 0,0001$. Для того самого часового ряду вдалося побудувати модель ETS(M,N,N), де значення альфа рівне 0,91, а початковий рівень становить 100,43, та модель перехідної функції з наступним рівнянням (2.18):

$$Y_t = (1 - 0,0001B - 0,0002B^2)X_t + \frac{1-0,84B}{1-0,12B-0,69B^2-0,18B^3} a_t. \quad (2.18)$$

Для Житомирської області так само було розглянуто для моделювання показники споживання домогосподарств, експорту, імпорту, а також індекс споживчих цін. Для часового ряду споживання домогосподарства було спочатку побудовано модель ARIMA(0,1,0), що відповідає рівнянню 2.1, середньоквадратичне відхилення білого шуму ε якої становило 665,1. Модель на основі методу Хольта отримала параметри альфа і бета на рівні 0,0001. Початкові значення цієї моделі для l були рівними 5238,6, для b – 166,1. Також вдалося побудувати модель ETS(A,N,N) з параметром альфа, що дорівнює 0,84, та початковим значенням рівня $l = 5250,9$. Побудована модель з врахуванням впливу часового ряду захворюваності на коронавірус або ж модель ARIMA з перехідною функцією має таке рівняння (2.19):

$$Y_t = (1 + 0,06B + 0,005B^2)X_t + \frac{1}{1+0,06B}a_t. \quad (2.19)$$

Експорт Житомирської області був змодельований за допомогою моделі ARIMA(0,1,0), де значення ϵ становило 25900,95; моделі на основі метода Хольта, де параметри альфа і бета дорівнювали 0,0038 кожен, а початкові значення для моделі l та b становили 13529,9 та 2019,3 відповідно; моделі ETS(M,A,N), альфа і бета якої становили 0,011, а значення початкового рівня дорівнювало 13530,1, початковий градієнт становив в свою чергу 2225,2; та моделі ARIMA з перехідною функцією, яка мала наступне рівняння (2.20):

$$Y_t = (1 + 51,2B - 370,9B^2)X_{t-1} + \frac{1}{1+0,35B}a_t. \quad (2.20)$$

Для часового ряду значень показників імпорту Житомирської області, диференціювання не було потрібним, тому була обрана модель ARIMA(0,0,0), яка записувалась таким рівнянням (2.21):

$$Y_t = 9464,3 + \epsilon_t. \quad (2.21)$$

Модель методу Хольта для показника імпорту має наступні параметри $\alpha = 0,19$, $\beta = 0,0001$, а початкові значення моделі становлять $l = 5469,9$ і $b = 126$. Модель ETS(M,N,N) для цього часового ряду має лише параметр альфа, який є рівним 0,83 та початкове значення рівня рівне 1835,9. Модель з врахуванням кількості нових захворювань на коронавірус може бути записана таким рівнянням (2.22):

$$Y_t = \frac{1+0,37B-0,88B^2}{1+1,02B}X_t + \frac{1}{1-0,75B}a_t. \quad (2.22)$$

Щоб змодельувати зміну значень показника індексу споживчих цін Житомирської області було використано модель ARIMA(1,0,0), що має таке рівняння (2.23):

$$Y_t = 101,03 + 0,577Y_{t-1} + \epsilon_t. \quad (2.23)$$

Параметри моделі на основі метода Хольта для того самого часового ряду становили $\alpha = 0,71$, $\beta = 0,0001$, початкове значення рівня $l = 99,7$, а початкове значення градієнта $b = 0,006$. Для моделювання також було взято ETS(M,N,N) модель, з параметром альфа, що дорівнює 0,81, та початковим значенням рівня

99,86. Рівняння моделі ARIMA з перехідною функцією, яка була обрана для порівняння, для показника інфляції представлено формулою (2.24) нижче:

$$Y_t = (1 - 0,0001B - 0,0001B^2 - 0,0002B^3)X_t + \frac{1}{1+0,999B}a_t. \quad (2.24)$$

Для Київської області було проведено моделювання показника споживання домогосподарств за допомогою методу Хольта. Для цього було обрано значення параметру $\alpha = 0,012$, параметру $\beta = 0,0001$, початкові значення моделі l та b становили відповідно 5987,1 і 181,7. Для показника було також побудовано модель ARIMA(0,1,0), значення білого шуму якої становило 778,2, і модель ETS(M,N,N) з параметром альфа рівним 0,999 та початковим значенням рівня $l = 5809,1$. Обрана модель ARIMA з перехідною функцією для моделювання показника споживання цього регіону отримала таке рівняння (2.25):

$$Y_t = (1 - 0,015B)X_t + \frac{1}{1-0,14B}a_t. \quad (2.25)$$

Щодо показників експорту та імпорту Київської області моделювання здійснювалося в обох випадках за допомогою моделі ARIMA(0,0,0), константи яких становили 159580,3 та 100155,7 відповідно. Для часового ряду експорту було побудовано модель на основі методу Хольта за допомогою параметрів альфа та бета, що становили 0,0059, а також початкових значень рівня та градієнту 111973,4 та 4535,8 відповідно. Для показника імпорту цей метод був використаний за умови вибору таких значень параметрів α і β рівних 0,0257 і початкових значень $l = 75017,4$ та $b = 4213,4$. Для показника експорту регіону було використано для моделювання експоненціальне згладжування з адитивними залишками без тренду та сезонності, де значення альфа дорівнює 0,0001, а початкове значення рівню l становить 159659,5. Для показника імпорту цього регіону було взято модель ETS(M,N,N) вже з мультиплікативними залишками, де альфа становило також 0,0001, а початковий рівень – 100176,7. Рівняння моделі ARIMA з перехідною функцією (2.26) для показника експорту Київської області представлено далі:

$$Y_t = \frac{1+4,28B-5,58B^2}{1-0,3B}X_t + \frac{1}{1+0,2995B}a_t. \quad (2.26)$$

Для показника імпорту рівняння цієї ж самої моделі для регіону Київської вигляд записується формулою (2.27):

$$Y_t = \frac{1+8,54B}{1+0,11B} X_t + \frac{1}{1+0,258B} a_t. \quad (2.27)$$

Часовий ряд індексу споживчих цін Київської області був змодельований за допомогою моделі ARIMA(1,0,0), рівняння (2.28) якої зображено нижче:

$$Y_t = 101,1 + 0,512Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.28)$$

Для моделювання показника інфляції Київської області за методом Хольта було взято параметр альфа на рівні 0,55, бета – 0,0001, початкові значення l та b дорівнювали відповідно 101,7 та 0,0044. Модель експоненціального згладжування ETS(M,N,N) мала параметр α , що дорівнює 0,76, та початкове значення рівня $l = 100,26$. Модель з врахуванням перехідною функції була побудована для показника на основі рівняння (2.29):

$$Y_t = (1 + 0,0001B + 0,0002B^2)X_t + \frac{1}{1+0,9997B} a_t. \quad (2.29)$$

Змодельовати показник споживання домогосподарств Одеської області вдалося за допомогою моделі ARIMA(0,1,0) з рівнем білого шуму ε , що дорівнює 632,6. Для моделювання цього показника за допомогою методу Хольта було обрано параметр альфа на рівні 0,0002, бета – 0,0001, початкові значення $l = 6276,2$ та $b = 158$. Для побудови ETS моделі було обрані лише адитивні залишки, значення параметра альфа для якої дорівнює 0,999, а початкове значення рівня $l = 6791,98$. В тому числі для показника були підібрані порядки моделі ARIMA з перехідною функцією, що відповідає рівнянню (2.30):

$$Y_t = \frac{1-0,289B+0,287B^2}{1+5,74B} X_t + \frac{1}{1+0,9B} a_t. \quad (2.30)$$

Часовий ряд показника експорту Одеської області був описаний за допомогою моделі ARIMA(0,0,0) з константою 478257,9, моделі на основі методу Хольта з параметрами альфа і бета рівними 0,0004, початковими значеннями рівня $l = 472253,7$ та градієнту $b = 2116,5$, і також моделі ETS(A,N,N), де $\alpha = 0,0001$, $l = 478366,5$. Модель ARIMA з перехідною функцією показника експорту враховує ряд

других різниць його значень, а також кількість нових захворювань на коронавірус, а рівняння цієї моделі зображено наступною формулою (2.31):

$$Y_t = (1 + 117,9B + 131,03B^2)X_t + \frac{1}{1+0,55B} a_t. \quad (2.31)$$

Моделювання значень показника імпорту Одеської області відбувалося на основі моделі ARIMA(2,1,2) з дрейтуванням, що можна записати таким рівнянням (2.32):

$$Y_t = 5990,9 - 0,11Y_{t-1} - 0,696Y_{t-2} - 1,27\varepsilon_{t-1} + 0,55\varepsilon_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (2.32)$$

Також імпорт вдалося змоделювати за допомогою моделі на основі метода Хольта, а також моделі ETS(M,N,N). Перша з них характеризувалася параметрами α і β рівними 0,0001 і початковими значеннями моделі $l = 62336,8$ та $b = 5292,7$. Друга модель – експоненціального згладжування – отримала значення параметру альфа, що дорівнює 0,33, та початкове значення рівня $l = 67592,2$. Обрана модель з перехідною функцією для показника імпорту враховувала ряд перших різниць цього показника та мала таке рівняння (2.33):

$$Y_t = (1 - 7,35B)X_{t-1} + \frac{1+1,01B-0,72B^2}{1+0,04B+0,83B^2} a_t. \quad (2.33)$$

Часовий ряд зміни показника індекса споживчих цін Одеської області був описаний моделлю ARIMA(2,0,0), що відповідає рівнянню (2.34):

$$Y_t = 101,08 + 0,678Y_{t-1} - 0,1296Y_{t-2} + \varepsilon_t. \quad (2.34)$$

Для цього часового ряду було побудовані моделі експоненціального згладжування: модель Хольта з параметрами альфа і бета рівними 0,796 та 0,0001 відповідно та з початковими значеннями $l = 99,96$ і $b = 0.002$ і модель ETS(M,N,N) з параметром $\alpha = 0,87$ та початковим значенням рівня $l = 100,15$. Модель ARIMA з перехідною функцією для показника інфляції Одеської області будувалася на оригінальних даних без застосування перетворень і може бути описана таким рівнянням (2.35):

$$Y_t = (1 - 0,0001B + 0,0003B^2)X_t + \frac{1}{1-0,93B-0,067B^2} a_t. \quad (2.35)$$

Для моделювання показника споживання домогосподарств Чернівецької області було підібрано модель ARIMA(0,1,0) з дрейтуванням, її рівняння зображено формулою (2.36):

$$Y_t = 325,3 + \varepsilon_t. \quad (2.36)$$

Для застосування методу Хольта для часового ряду регіону було підібрано параметри альфа рівне 0,99, а бета – 0,0001, початкові параметри l та b були відповідно рівні 7038,6 та 214,8. Також було побудовано модель ETS, для неї параметр альфа становив так само 0,99, а l був рівним 7091,2. Для показника споживання так само було підібрано порядки для моделі з перехідною функцією, де незалежна зміна це часовий ряд захворюваності на коронавірус. Рівняння (2.37) такої моделі представлено нижче:

$$Y_t = (1 - 0,12B - 0,24B^2 - 0,67B^3)X_t + \frac{1}{1+0,05B} a_t. \quad (2.37)$$

Для показника експорту Чернівецької області було підібрано модель ARIMA(3,1,3) із дрейтуванням, її рівняння (2.38) подано далі:

$$Y_t = 718,4 - 1,03Y_{t-1} - 1,02Y_{t-2} - 0,96Y_{t-3} + 0,67\varepsilon_{t-1} + \\ + 0,26\varepsilon_{t-2} - 0,33\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t. \quad (2.38)$$

Значення показника експорту вдалося також змоделювати за допомогою методу Хольта та його параметрів $\alpha = 0,0007$, $\beta = 0,0001$, та початкових значень моделі $l = 9448,98$, $b = 0,773,98$. Для побудованої моделі ETS(M,N,N) було взято значення альфа рівне 0,28, та початкове значення рівня 11252,97. Модель ARIMA з перехідною функцією отримала таке рівняння (2.39):

$$Y_t = (1 - 8,1B + 30,98B^2 - 115,3B^3)X_{t-1} + \\ + \frac{1-1,02B-0,79B^2+0,18B^3}{1+0,99B+1,001B^2+0,96B^3} a_t. \quad (2.39)$$

Для моделювання показника імпорту Чернівецької області було обрано також модель ARIMA(3,1,3) з дрейтуванням, для якої можна записати наступне рівняння (2.40):

$$Y_t = 113,98 - 1,13Y_{t-1} - 1,08Y_{t-2} - 0,91Y_{t-3} + 0,66\varepsilon_{t-1} + \\ + 0,07\varepsilon_{t-2} - 0,27\varepsilon_{t-3} + \varepsilon_t. \quad (2.40)$$

Модель зміни імпорту Чернівецької області за методом Хольта має параметр альфа рівним 0,065, бета – 0,05, початкове значення рівню становить 800,3, градієнту – -18,7. Також для часового ряду було обрано модель ETS(M,N,N), параметр альфа якої дорівнює 0,76, а значення рівню l початкове 232,7. Модель ARIMA показника експорту, що враховує також захворюваність на COVID-19, можна зобразити рівнянням (2.41):

$$Y_t = (1 - 0,37B)X_{t-1} + \frac{1-0,39B-0,13B^2+0,02B^3}{1+0,97B+0,94B^2+0,94B^3} a_t. \quad (2.41)$$

Для моделювання часового ряду зміни індексу споживчих цін Чернівецької області першою було обрано модель ARIMA(1,0,0), рівняння якої (2.42) можна розглянути далі:

$$Y_t = 101,02 + 0,56Y_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (2.42)$$

Модель для того ж часового ряду на основі метода Хольта мала такі характеристики: $\alpha = 0,69$, $\beta = 0,0001$, $l = 99,35$, $b = 0,02$. Якщо розглянути модель ETS, то було взято мультиплікативні залишки та помилки моделі без тренду або сезонності. Значення її параметру альфа дорівнювало 0,81, а початковий рівень – 99,98. Отримана модель з перехідною функцією для часового ряду мала таке рівняння (2.43):

$$Y_t = (1 - 0,0002B)X_{t-1} + \frac{1}{1+0,9998B} a_t. \quad (2.43)$$

2.3. Оцінювання точності результатів моделювання та порівняння побудованих моделей

За показником середнього місячного рівня споживання домогосподарств на основі порівняльного аналізу трьох метрик точності моделі AIC, RMSE та MAPE для усіх окрім одного з регіонів виявилися найточнішими побудовані моделі ARIMA з перехідною функцією, що можна розглянути в табл. 2.2. Для Дніпропетровської області найбільш адекватною стала модель на основі метода

Хольта. Однак варто зазначити, що для цього регіону найкраще підбраною за значенням AIC була б модель перехідної функції. Для таких регіонів як Житомирська та Одеська області оптимальним методом моделювання, розглядаючи лише метрику RMSE, був би метод Хольта. В той самий час цей метод найкраще б підходив для моделювання показника споживання домогосподарств Київської області, якби в розгляд бралися лише значення метрики MAPE. Загалом можна зазначити, що для більшості регіонів розрив якості моделей був невисокий, а відхилення змодельованих значень не було великим від реальних спостережень показника споживання домогосподарств деяких регіонів України.

Таблиця 2.2 – Показники оцінки якості моделей регіонів на основі показника споживання домогосподарств

Регіон	Модель											
	ARIMA			Перехідна функція			Метод Хольта			ETS		
	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE
Вінницька	238,5	620,4	7,2	193,9	494	4,5	253	494	4,9	255,9	621	7,2
Волинська	250,9	935,9	9,9	170,9	578	5,2	262	652	6,5	260,1	655	6,6
Дніпропетровська	228,5	416,7	4,3	216,2	425	4,5	247	411	3,9	246,7	463	4,7
Житомирська	239,6	643,9	8	211,8	590	6,6	256	549	6,7	256,8	634	7,8
Київська	244,3	753,5	8,5	228,1	651	7,8	263	669	6,9	261,9	754	8,6
Одеська	238,1	612,5	6,99	210,4	520	5,1	252	482	5,7	255,7	613	7
Чернівецька	240,2	615,8	5,5	191,6	449	4,5	261	626	5,7	258,5	692	6

Джерело: розроблено автором на основі [36, 40, 42-43]

Вибір найкращої моделі для моделювання розміру експорту регіонів став не таким однозначним як для минулого показника. Для наступних областей таких як Вінницька, Житомирська та Київська за метриками оцінки моделей наведеними в табл. 2.3 варто обрати моделювання на основі метода Хольта. Найкращі результати моделювання на основі моделей ARIMA різного порядку вдалося отримати від часових рядів показника Волинської, Київської та Одеської областей. Вибір моделі зупинився на перехідній функції для Дніпропетровської та Чернівецької областей. Для Київської області можна було б також обрати метод Хольта, бо різниця між метриками не є значною. Для показника розміру експорту регіонів під час моделювання зустрічалася така ситуація, що за інформаційним критерієм Акаїке модель є точнішою за інші, але інші два показники вказували на значно більші відхилення від реальних даних. Наприклад, для Вінницької, Житомирської, Київської та Одеської областей модель ARIMA з перехідною функцією лише за цим критерієм вважалася б найадекватнішою.

Таблиця 2.3 – Показники оцінки якості моделей регіонів на основі показника обсягу експорту

Регіон	Модель											
	ARIMA			Перехідна функція			Метод Хольта			ETS		
	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE
Вінницька	631	42812	83	514	38581	64	656	30405	53	650	34500	58
Волинська	563	7809	17	590	28163	70	638	21447	54	632	28755	77
Дніпропетровська	675	59789	66	653	58675	65	695	624434	79	686	75817	96
Житомирська	604	25417	81	538	24010	71	625	16892	53	619	17055,9	54

Продовження таблиці 2.3

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Київська	691	81629	64	634	105499	81	709	80004	65	706	81633	64
Одеська	746	225272	60	672	428941	120	765	225948	62	761	225283	60
Чернівецька	517	2973	14	447	2878,3	12	593	9353	55	590	10953	58

Джерело: розроблено автором на основі [36, 40, 42-43]

Щодо результатів моделювання розміру імпорту регіонів, то загалом отримані оцінки моделей особливо за метрикою MAPE не до кінця задовольнили очікування. Для моделювання обсягу імпорту регіонів Вінницької та Волинської області за результатами дослідження наведеними в табл. 2.4 варто взяти метод Хольта. Моделі ARIMA різних порядків є оптимальними для моделювання обсягів імпорту таких регіонів як Дніпропетровська, Житомирська та Київська області. Для Одеської та Чернівецької областей найкращим методом моделювання є ARIMA з перехідною функцією, що підтверджується значеннями трьох метри оцінки моделей. З табл. 2.4 також прослідковується тенденція моделі з врахуванням перехідної функції мати значно нижчі значення критерію Акаїке на відміну від інших моделей. Проте такі високі оцінки критерію не завжди підтверджуються показниками RMSE та MAPE, що відповідають за відхилення значень показника описаних моделлю від реальних.

Таблиця 2.4 – Показники оцінки якості моделей регіонів на основі показника імпорту

Регіон	Модель											
	ARIMA			Перехідна функція			Метод Хольта			ETS		
	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE
Вінницька	556	10012	100	449	8046,1	83	579	7250	76	565	9020,9	95

Продовження таблиці 2.4

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Волинська	561	11050	92	519	10019,6	73	581	7521,8	55,9	576	10283	81
Дніпропетровська	694	85190	72	635	110992	100	714	88136	82,8	708	85195	72
Житомирська	556	6665,4	101	529	7671,1	109	575	6784,4	104	555	7679,9	127
Київська	669	54377	77	639	71802,2	98	690	57116	85,7	684	54380	77
Одеська	644	41532	40	596	41840,6	30	693	60082	59,9	690	71278	63
Чернівецька	428	573	38	395	554,8	29	475	1053,7	73,5	460	1386,7	106

Джерело: розроблено автором на основі [36, 40, 42-43]

Результати моделювання часових рядів показника індекси споживчих цін деяких регіонів України наведено в табл. 2.5. Як і для показників експорту та імпорту регіонів оцінка здатності до моделювання моделей ARIMA з перехідною функцією за інформаційним критерієм Акаїке є найкращою для всіх регіонів, бо значення критерію найменше. Однак якщо звернути увагу ще й на інші метрики, то можна побачити що хоч для звичайної моделі ARIMA значення критерію трошки вище за минулу модель, але інші метрики як MAPE та RMSE мають значно менші значення, що є свідченням про кращий результат моделювання. Цікаво помітити, що моделі на основі метода експоненціального згладжування хоч і мають низькі значення метрик, що відповідають за відхилення прогнозованих значень моделі від реальних, як і моделі авторегресії ковзного середнього, але значення AIC цих моделей досягає інколи в два рази більшого ніж для моделі ARIMA. Для моделювання показника індексу споживчих цін можна загалом зупинитися на моделі авторегресії ковзного середнього, бо вона є найадекватнішою для всіх регіонів і не занадто ускладненою.

Таблиця 2.5 – Показники оцінки якості моделей регіонів на основі значень показника індексу споживчих цін

Регіон	Модель											
	ARIMA			Перехідна функція			Метод Хольта			ETS		
	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE	AIC	RMSE	MAPE
Вінницька	511	1,6	0,89	456	2,07	1,04	809	1,79	1,0	800	1,8	0,95
Волинська	494	1,5	0,89	456	1,88	0,93	797	1,7	0,9	778	1,72	0,88
Дніпропетровська	484	1,5	0,9	443	1,74	1,08	788	1,66	1,0	771	1,66	0,95
Житомирська	503	1,6	0,92	455	1,94	1,07	801	1,75	1,0	782	1,75	0,97
Київська	540	1,8	0,99	491	2,3	1,18	841	2,02	1,1	820	2,03	1,08
Одеська	486	1,5	0,91	431	1,76	0,96	786	1,65	1,0	768	1,65	0,96
Чернівецька	508	1,6	0,89	465	1,99	1,02	810	1,79	1,0	791	1,8	0,93

Джерело: розроблено автором на основі [36, 40, 42-43]

ВИСНОВКИ

За результатами проведеного в роботі дослідження теоретичних та практичних аспектів моделювання впливу пандемії COVID-19 на економічний стан регіонів України в розрізі деяких економічних показників та виокремлення адекватних моделей для ефективного моделювання показників споживання домогосподарств, експорту, імпорту та індексу споживчих цін областей України можна зробити наведені нижче висновки.

Світова економіка має тенденцію бурхливіше реагувати на пандемії ніж на фінансові кризи іншого походження в негативному значенні, що пов'язано з різкою зміною соціально-економічного становища як і населення держав, так і країн загалом. На основі як і світового досвіду, так і українського вдалося з'ясувати, що пандемія є дуже впливовим чинником на бідність, нерівність, роботу малих та середніх підприємств та інвестиційний попит.

Основними економічними показниками, що постраждали від пандемії коронавірусу виявилися розміри експорту та імпорту. Особливих збитків за показником експорту зазнали країни учасники ОПЕК через падіння цін на нафту. Що своєю чергою призвело частково до зростання індексу споживчих цін. Погіршення значень економічних показників стимулювалося загалом карантинними обмеженнями країн. Для багатьох країн пандемія призвела до зниження рівня ВВП та доходів держав, а також збільшення видатків. Для України ситуація з ВВП була більш контрольованою. Рівень споживання домогосподарств також зазнав значних втрат, що було викликано ростом безробіття і закриттям підприємств.

На основі проаналізованої літератури було обрано такі методи моделювання, що можуть підлаштовуватися під характер часового ряду, а також частково враховувати екзогенні впливи. Моделями, які підходять для моделювання часових рядів з врахуванням історичних значень та/або збурень та помилок лагів показника, були моделі авторегресії ковзного середнього. Також було виявлено можливість

моделювання значень економічних показників за допомогою перехідної функції. Такі моделі давали змогу враховувати лаги та помилки не лише обраного показника, а й лаги екзогенного чинника впливу. За умов наявності тренду або сезонності в даних було запропоновано також для розгляду моделі експоненціального згладжування з таким їх різновидом як метод Хольта. Основними методами оцінки таких моделей виявилися метрики та критерії такі як: AIC, RMSE, MAPE.

З розвідувального аналізу даних дослідження стало відомо, що хоч регіони України і зазнали значних проблем в сфері охорони здоров'я в часи пандемії коронавірусу, не всі економічні показники зазнали таких значних втрат як країни сусіди. Для показників ВРП, доходів і видатків регіонів України в 2020 році був поміченим скоріш застій ніж падіння чи зріст. Для показника інфляції було помічено повільне зростання. Значно постраждали в 2020 році показники споживання домогосподарств, експорту та імпорту.

Обрані методи моделювання мають бути підлаштованими до особливостей економічної активності регіонів України. Хоч інколи моделі регіонів мали однакові порядки або характеристики в розрізі методів моделювання, їх параметри та початкові значення різнилися від регіону до регіону, та від показника до показника. Також екзогенна змінна, яка була виражена кількістю захворювань на пандемію впливала в різних аспектах на значення показників. Інколи був поміченим прямий вплив її значень, інколи ж вплив значень деяких її лагів з врахуванням залишків та помилок. Отримані моделі підтвердили нашу початкову гіпотезу, що регіони варто розглядати окремо для підвищення якості і точності моделювання.

Аналіз ефективності та описової здатності моделей був проведений на основі розрахунку критерію Акаїке та метрик MAPE та RMSE. Не завжди метрики давали однозначні результати, що сформувало потребу орієнтуватися не лише на краще значення деякого критерію чи метрики моделі, а на їх узагальнену оцінку. Такий підхід допоміг ефективніше виявляти адекватні моделі для прогнозування.

Найкраще показували себе в моделюванні зазвичай моделі ARIMA та ARIMA з врахуванням перехідної функції. Можна зазначити, що всі моделі були адекватними в більшій чи меншій мірі, а також непогано описували реальні

значення економічних показників. Для моделювання споживання домогосподарств найкраще виявили себе підібрані моделі ARIMA з перехідною функцією. Якщо говорити про експорт та імпорт, то на основі цього показника, деяким регіонам підходило моделювання на основі моделі авторегресії ковзного середнього, деяким – методи експоненціального згладжування. Було виявлено, що для моделювання індексу споживчих цін рекомендується використовувати модель ARIMA з підбором порядку, що буде задовольняти часовий ряд.

ПЕРЕЛІК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Федик М.В. Макроекономічні наслідки впливу пандемії COVID-19 на світову економіку. *Економіка та держава*, 2021. № 7. С. 40-46.
2. Abodunrin O., Gbolahan O., Bola A. Coronavirus pandemic and its implication on global economy. *International Journal of Arts, Languages and Business Studies (IJALBS)*, 2020. Vol. 4. P. 13–23
URL: <https://www.stlouisfed.org/publications/regional-economist/third-quarter-2021/covid19s-economic-impact-world> (дата звернення: 10.04.2024)
3. Дерій Ж., Зосименко Т. Глобальні тренди світової економіки: вплив на українські інтереси. *Геополітика України: історія і сучасність*, 2021. № 1(26)
4. World Bank. 2022. World Development Report 2022: Finance for an Equitable Recovery. Washington, DC: World Bank. URL: <https://www.worldbank.org/en/publication/wdr2022/brief/chapter-1-introduction-the-economic-impacts-of-the-covid-19-crisis> (дата звернення: 15.04.2024)
5. Чечетова, Н.Ф., Лелюк, Н.Є. Наслідки впливу пандемії COVID - 19 на економіку України. Інформаційно-аналітичне забезпечення управління фінансово-економічною безпекою держави, регіону, суб'єктів господарювання в умовах COVID-19: матеріали X міжнар. наук.-практ. конф., м. Харків, 18–19 листоп. 2021 р. Харків, 2021. С. 288-294.
6. Сторонянська І.З., Беновська Л.Я. Економіка регіонів України під дією викликів пандемії COVID-19. *Регіональна економіка*, 2020. №2. С. 288-294.
7. Заха Д., Мовчан В., Кравчук В. та ін. Економічний вплив пандемії Covid-19 на Україну, 2020. URL: https://rpr.org.ua/wp-content/uploads/2020/05/GET_UKR_PS_01_2020_ua.pdf (дата звернення: 12.04.2024)
8. Батракова Т.І., Бондаренко А.Г., Міхайлуца М.К. Вплив карантинних обмежень на макроекономічні показники. *Молодий вчений*, 2021. №3 (91). С. 335-340.

9. Dr. Asif Perwej. The impact of pandemic COVID-19 on the indian banking system. *International Journal of Recent Scientific Research*, 2020. Vol. 11, Issue, 10 (B), P. 39873-39883.
10. World Trade Statistical Review 2023. URL: https://www.wto.org/english/res_e/booksp_e/wtsr_2023_e.pdf (дата звернення: 17.04.2024)
11. Pinilla J., Barber P., Vallejo-Torres L. The Economic Impact of the SARS-COV-2 (COVID-19) Pandemic in Spain. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 2021. Vol. 18 (9), 4708.
12. Peter Aun Maojun, Nur Aimi Abdul Ghani. COVID-19: Impact on Inflation. *Journal of International Business Economics and Entrepreneurship*, 2021. Vol.6(2). P. 82-95 URL: <https://www.bnm.gov.my/documents/20124/1067369/p3ba1.pdf> (дата звернення: 20.04.2024)
13. Crude Oil. Price – Chart – Historical Data – News. Trading Economics. URL: <https://tradingeconomics.com/commodity/crude-oil> (дата звернення: 12.04.2024)
14. Бояр А., Махновець К. Вплив глобальної пандемії на світову та вітчизняну економіку. *Міжнародні відносини, суспільні комунікації та регіональні студії*, 2021. №2 (10). С. 177-188.
15. Unemployment rate. OECD Data. URL: Unemployment - Unemployment rate - OECD Data (дата звернення: 17.04.2024)
16. Van Ky Long Nguyen, Thi My Hanh Le, Thi Minh Chau Tran, Thi Thu Hien Le, Thi Ngoc Mai Duong, Thi Hien Le, Tien Son Nguyen, & Nhu Hoa Vo. Exploring the Impact of Pandemic on Global Economy: Perspective from Literature Review. *Pertanika J. Soc. Sci. & Hum*, 2021. Vol.29 (3). P. 2033- 2087
17. Qureshi F. COVID-19 pandemic, economic indicators and sectoral returns: evidence from US and China. *Economic research-ekonomska istraživanja*, 2022. Vol. 35. No. 1. P. 2142–2172.
18. Galian S. Pandemic economics. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2020. Vol. 193. P. 269–275.

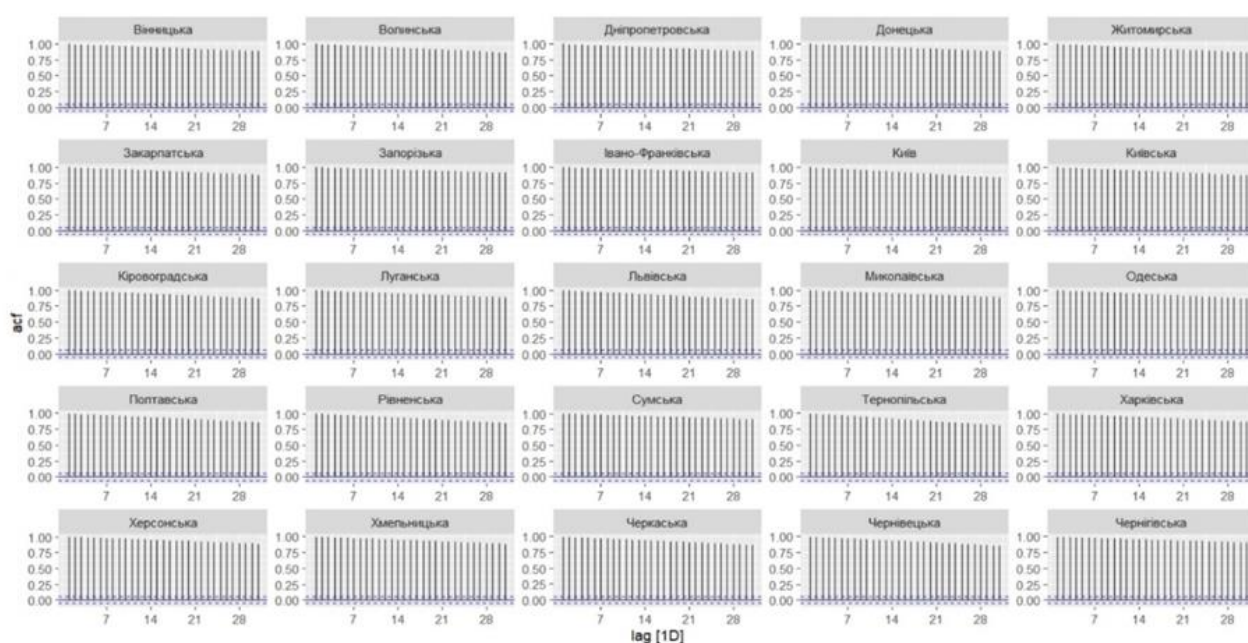
- 19.Волович О. Історичне падіння цін на нафту і його наслідки для світової економіки, 2020. URL: <https://bintel.org.ua/analytics/toplivo-energetika/istorichne-padinnya-cin-na-naftu/> (дата звернення: 13.04.2024)
- 20.ARIMA Model: So gelingen Vorhersagen, 2023. URL: <https://novustat.com/statistik-blog/arima-model-so-gelingen-vorhersagen.html> (дата звернення: 28.04.2024)
- 21.Santra R. Introduction to ARIMA Model, 2023. URL: <https://medium.com/@ritusantra/introduction-to-arima-model-c8925103f4c7> (дата звернення: 29.04.2024)
- 22.ARMA model. URL: <https://www.statisticshowto.com/arma-model/> (дата звернення: 29.04.2024)
- 23.Mukhaiyar U., Widyanti D., Vantika S. The time series regression analysis in evaluating the economic impact of COVID-19 cases in Indonesia. *Model Assisted Statistics and Applications*, 2021. Vol. 16. P. 197–210.
- 24.Stationarity of Time Series Data using R, 2024. URL: <https://www.geeksforgeeks.org/stationarity-of-time-series-data-using-r/> (дата звернення: 27.04.2024)
- 25.KPSS Test: Definition and Interpretation, 2021. URL: <https://www.statisticshowto.com/kpss-test/> (дата звернення: 23.04.2024)
- 26.Sharma T. Comparision study of ADF vs KPSS test. URL: <https://medium.com/@tannyasharma21/comparision-study-of-adf-vs-kpss-test-c9d8dec4f62a> (дата звернення: 23.04.2024)
- 27.Zhao L., Mbachu J., Liu Z. Modelling Residential Building Costs in New Zealand: A Time-Series Transfer Function Approach. *Mathematical Problems in Engineering*, 2020.
- 28.Exponential Smoothing: A Beginner's Guide to Getting Started, 2023. URL: <https://www.influxdata.com/blog/exponential-smoothing-beginners-guide/> (дата звернення: 25.04.2024)

29. Exponential Smoothing in R Programming, 2023. URL: <https://www.geeksforgeeks.org/exponential-smoothing-in-r-programming/> (дата звернення: 27.04.2024)
30. Tanna V. Time series forecasting – Holt’s method, 2021. URL: <https://www.datascienceprophet.com/time-series-forecasting-holts-method/> (дата звернення: 01.05.2024)
31. Hyndman R. J., Athanasopoulos G. Forecasting: Principles and Practice (2nd ed). Monash University, Australia. URL: <https://otexts.com/fpp2/index.html> (дата звернення: 22.04.2024)
32. Marco Del Giudice. All About AIC, 2019. URL: <https://doi.org/10.31234/osf.io/7hmgz> (дата звернення: 30.04.2024)
33. Khusnia Nurul Khikmah, Kusman Sadik, Indahwati. Transfer function and arima model for forecasting BI rate in Indonesia. *BAREKENG: Journal of Mathematics and Its Applications*, 2023. Vol. 17. Issue 3. P. 1359–1366.
34. What is Root Mean Square Error? URL: <https://c3.ai/glossary/data-science/root-mean-square-error-rmse/> (дата звернення: 01.05.2024)
35. В Україні – перший випадок коронавірусу. Українська правда: веб-сайт. URL: <https://www.pravda.com.ua/news/2020/03/3/7242332/> (дата звернення: 26.04.2024)
36. Коронавірус в Україні. URL: <https://index.minfin.com.ua/ua/reference/coronavirus/ukraine/> (дата звернення: 02.04.2024)
37. Про встановлення карантину з метою запобігання поширенню на території України гострої респіраторної хвороби COVID-19, спричиненої коронавірусом SARS-CoV-2, та етапів послаблення протиепідемічних заходів: Постанова Кабінету Міністрів України від 20 травня 2020 р. № 392. URL: <https://www.kmu.gov.ua/npas/pro-vstanovlennya-karantinu-z-metoyu-zapobigannya-poshirennyu-na-teritoriyi-ukrayini-gostroyi-respiratornoyi-hvorobi-covid-19-sprichinenoyi-koronavirusom-sars-cov-i200520-392> (дата звернення: 03.05.2024)

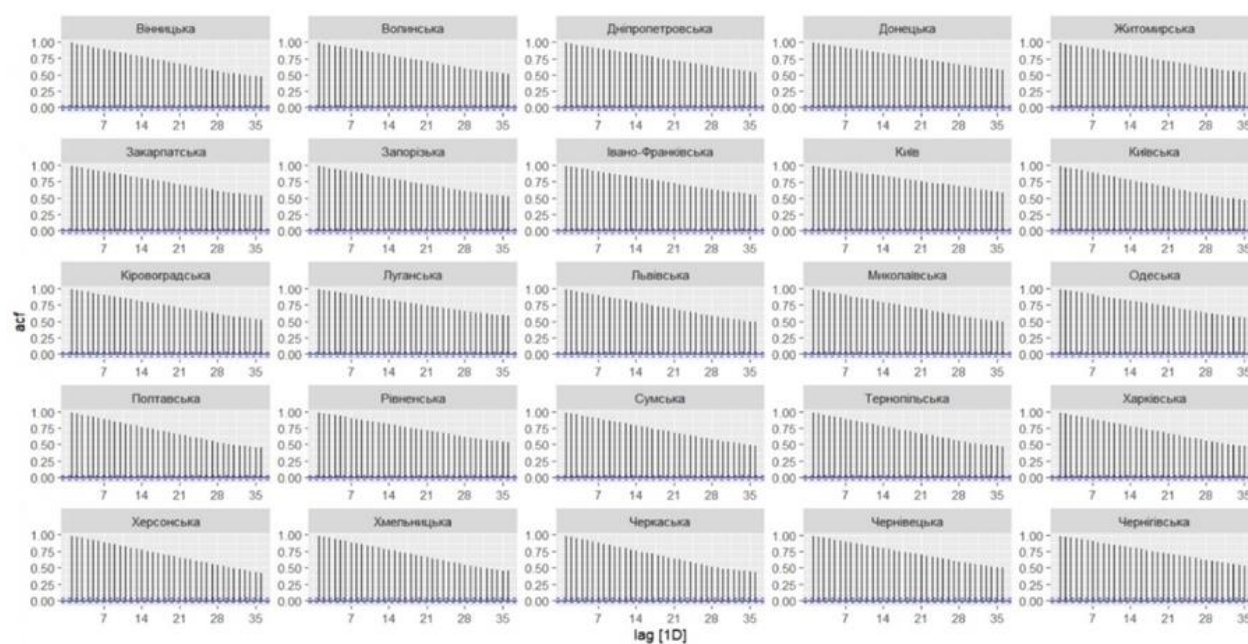
- 38.Рік з COVID-19 в Україні: початок вакцинації дає надію на повернення до нормального життя, 2021. URL: <https://phc.org.ua/news/rik-z-covid-19-v-ukraini-pochatok-vakcinacii-dae-nadiyu-na-povernennya-do-normalnogo-zhittya> (дата звернення: 02.05.2024)
39. Валовий регіональний продукт (2004-2021) з урахуванням перегляду даних платіжного балансу. URL: https://view.officeapps.live.com/op/view.aspx?src=https%3A%2F%2Fwww.ukrstat.gov.ua%2Foperativ%2Foperativ2021%2Fvvp%2Fkvartal_new%2Fvvp%2FVRP_%2520reg_04_20_II_ue.xls&wdOrigin=BROWSELINK (дата звернення: 04.04.2024)
- 40.Регіональні обсяги зовнішньої торгівлі товарами. Архів. URL: <https://ukrstat.gov.ua/> (дата звернення: 06.04.2024)
- 41.Статистичний збірник «Бюджет України». URL: <https://mof.gov.ua/uk/statistichnij-zbirnik> (дата звернення: 09.04.2024)
- 42.Витрати і ресурси домогосподарств України (за даними вибіркового обстеження умов життя домогосподарств України). URL: https://ukrstat.gov.ua/operativ/operativ2018/gdvvg/Arh_vrduB_u.htm (дата звернення: 07.04.2024)
- 43.Індекс інфляції в Україні.
URL: <https://index.minfin.com.ua/ua/economy/index/inflation/> (дата звернення: 08.04.2024)

ДОДАТКИ

Додаток А



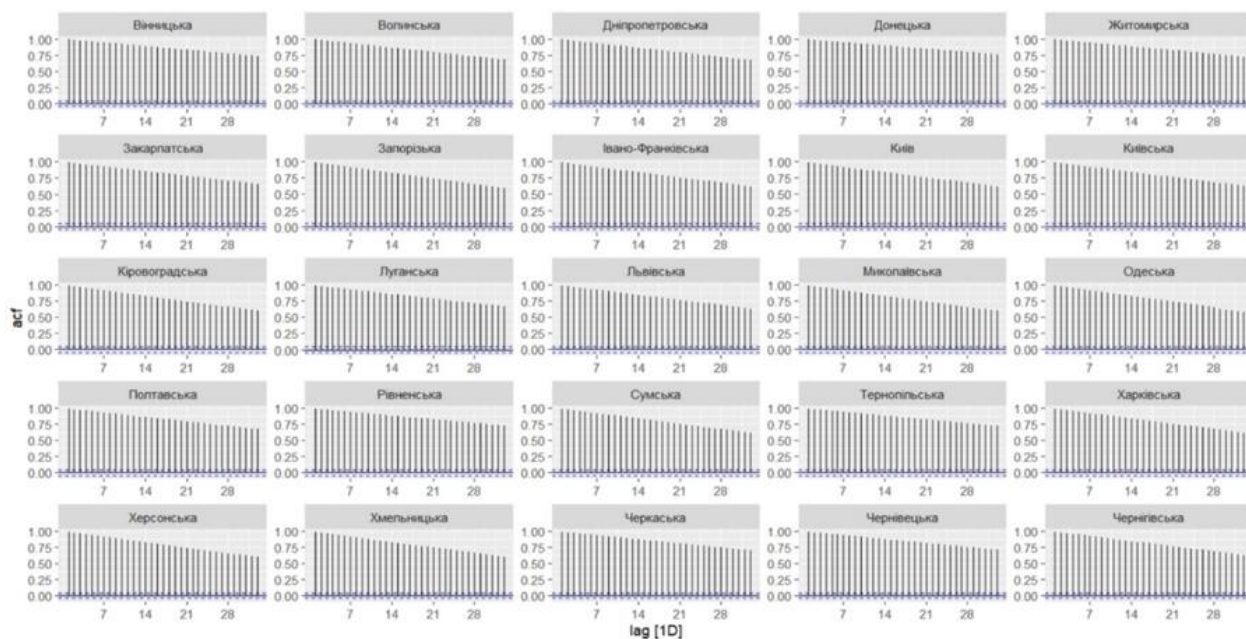
(а) Споживання домогосподарств



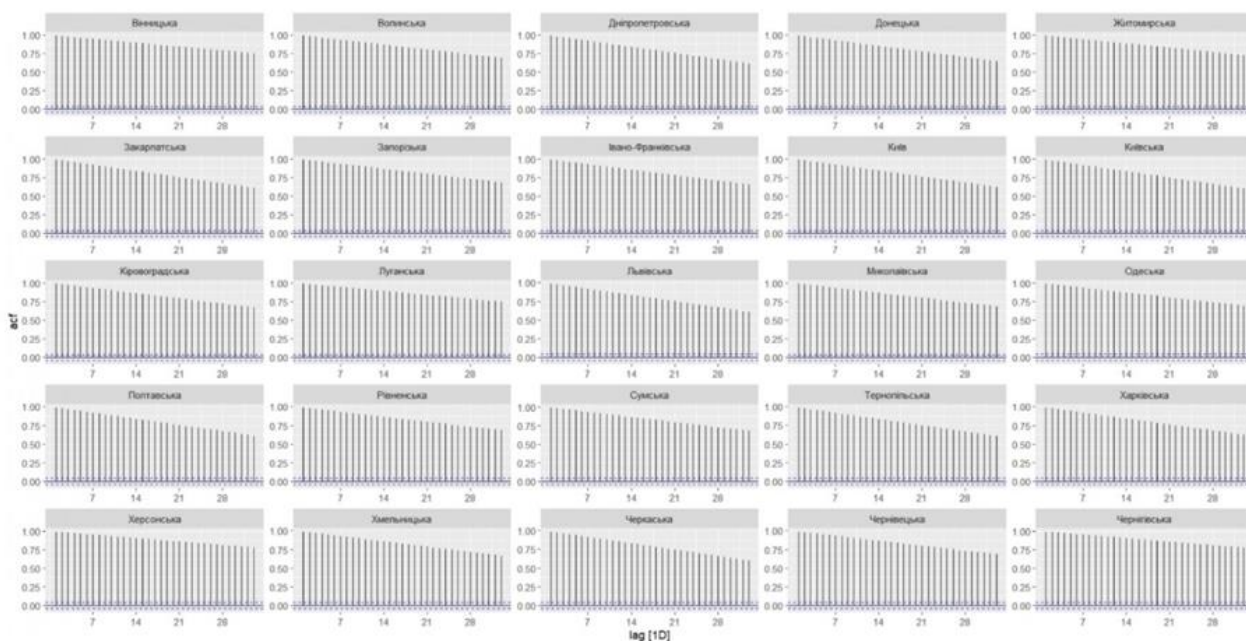
(б) Інфляція

Рисунок А.1 – Корелограми автокореляції часових рядів показників середньомісячного споживання домогосподарств (а) та індексу споживчих цін (б) регіонів України

Джерело: розроблено автором на основі [42-43]



(в) Експорт товарів



(г) Імпорт товарів

Рисунок А.2 – Корелограми автокореляції часових рядів показників обсягу експорту (в) та обсягу імпорту (г) регіонів України

Джерело: розроблено автором на основі [40]

Додаток Б

Таблиця Б.1 – Результати проведення тестів на стаціонарність Дікі-Фулера та KPSS за економічними показниками деяких регіонів України.

Показник	Регіон	p-value тесту ADF	p-value тесту KPSS
Споживання домогосподарств	Вінницька	0,4	0,02
	Волинська	0,048	0,02
	Дніпропетровська	0,59	0,02
	Житомирська	0,42	0,04
	Київська	0,47	0,038
	Одеська	0,31	0,03
	Чернівецька	0,97	0,04
Обсяг експорту	Вінницька	0,01	0,01
	Волинська	0,01	0,02
	Дніпропетровська	0,01	0,1
	Житомирська	0,01	0,01
	Київська	0,01	0,08
	Одеська	0,01	0,1
	Чернівецька	0,01	0,01
Обсяг імпорту	Вінницька	0,01	0,016
	Волинська	0,01	0,013
	Дніпропетровська	0,01	0,1
	Житомирська	0,036	0,1
	Київська	0,01	0,1
	Одеська	0,01	0,01
	Чернівецька	0,01	0,01
Індекс споживчих цін	Вінницька	0,01	0,1
	Волинська	0,01	0,1
	Дніпропетровська	0,01	0,1
	Житомирська	0,01	0,1
	Київська	0,01	0,1
	Одеська	0,01	0,1
	Чернівецька	0,01	0,1

Джерело: розроблено автором на основі [40, 42–43]

Додаток В

Таблиця В.1 – Структура датасету використаного в проведенні дослідження

Регіон	Дата	Обсяг експорту, тис. дол.	Обсяг імпорту, тис. дол.	Середньомісячне споживання домогосподарств, грн.	Індекс споживчих цін, %	Кількість захворювань на COVID-19, осіб на 100 тисяч населення
Вінницька	31/12/2013	679307,9	496105,5	NaN	100,2	0
Волинська	31/12/2013	628811,2	1089007,1	NaN	100,3	0
Дніпропетровська	31/12/2013	9795286,3	5346453,6	NaN	100,3	0
Житомирська	31/12/2013	606116,3	383772,5	NaN	100,2	0
Київська	31/12/2013	1973749,9	4734789,3	NaN	100,8	0
Одеська	31/12/2013	1628431,2	3438643,8	NaN	100,7	0
Чернівецька	31/12/2013	125316,4	158104,9	NaN	100,2	0
...	...	...	...	...	...	...
Вінницька	31/12/2015	16352,0	266668,6	NaN	100,5	0
Волинська	31/12/2015	13048,0	622087,5	NaN	100,7	0
Дніпропетровська	31/12/2015	52087,9	3225259,1	NaN	100,2	0
Житомирська	31/12/2015	7949,2	246377,7	NaN	100,4	0
Київська	31/12/2015	45089,3	2587043,9	NaN	100,6	0
Одеська	31/12/2015	177891,6	967276,0	NaN	100,5	0
Чернівецька	31/12/2015	7013,7	78384,1	NaN	100,4	0
...	...	...	...	...	...	...
Вінницька	31/12/2020	1377760,0	554508,1	8996,15	100,9	1417,0
Волинська	31/12/2020	642901,2	1315698,3	10013,91	100,9	3520,0
Дніпропетровська	31/12/2020	7591621,9	4634191,3	9145,07	100,9	2423,0
Житомирська	31/12/2020	681049,3	527356,2	7776,37	101,0	3361,0
Київська	31/12/2020	1967742,9	4178359,9	9274,62	100,9	4792,0
Одеська	31/12/2020	1360392,3	2183765,4	8640,80	101,0	4249,0
Чернівецька	31/12/2020	168433,2	170895,4	9351,62	100,8	2834,0
...	...	...	...	...	...	...
Вінницька	31/12/2021	1309318,9	699069,1	10054,77	100,9	155,5
Волинська	31/12/2021	832547,2	1814372,2	10111,37	101,6	283,1
Дніпропетровська	31/12/2021	12163791,9	5872329,9	10059,12	101,2	80,6
Житомирська	31/12/2021	771525,7	689129,7	7958,32	100,8	155,4
Київська	31/12/2021	2550544,2	5593420,1	9315,03	101,2	216,8
Одеська	31/12/2021	1697773,0	2311066,0	9341,16	101,3	143,9
Чернівецька	31/12/2021	207308,8	194529,3	12017,85	101,5	154,0

Джерело: розроблено автором на основі [36, 40, 42-43]