ЛЬВІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ
ІМЕНІ ІВАНА ФРАНКА

На правах рукопису

ЖУК МИКОЛА ОЛЕКСАНДРОВИЧ

УДК 519.86+330.4:339.137.2

МАТЕМАТИЧНЕ МОДЕЛЮВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ДОМОГОСПОДАРСТВ

08.00.11 – математичні методи, моделі
та інформаційні технології в економіці

ДИСЕРТАЦІЯ
на здобуття наукового ступеня
кандидата економічних наук

Науковий керівник
Лагоцький Тарас Ярославович,
кандидат економічних наук, доцент

Львів – 2015

ЗМІСТ

ВСТУП……3

РОЗДІЛ 1. ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ МОДЕЛЮВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ДОМОГОСПОДАРСТВ… ……10

1.1. Домогосподарство як складна соціально-економічна система…….10

1.2. Структура та функції системи домогосподарств України…….....37

1.3. Порівняльний аналіз підходів до моделювання економічної діяльності домогосподарств ……..54

Висновки до розділу 1……61

РОЗДІЛ 2. РОЗРОБКА МОДЕЛЕЙ ДОСЛІДЖЕННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ДОМОГОСПОДАРСТВ.…….……64

2.1. Математичні моделі економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному та макроекономічному рівнях…….64

2.2. Оптимальне управління економічною діяльністю домогосподарства……72

2.3. Економетричне моделювання управління кредитними операціями домогосподарства……89

Висновки до розділу 2……105

РОЗДІЛ 3. РЕАЛІЗАЦІЯ МОДЕЛЕЙ УПРАВЛІННЯ ЕКОНОМІЧНОЮ ДІЯЛЬНІСТЮ ДОМОГОСПОДАРСТВ……..108

3.1. Дослідження структури основних показників економічної діяльності домогосподарств.…….……108

3.2. Системне дослідження динаміки показників економічної діяльності домогосподарств.……127

3.3. Моделювання впливу економічної політики країн-сусідів на діяльність домогосподарств……154

Висновки до розділу 3…….……161

ВИСНОВКИ……..…….164

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ…….……169

ДОДАТКИ…….……..….189

ВСТУП

Актуальність теми. Економічна діяльність сектору домогосподарств значно впливає на формування внутрішнього валового продукту країни, внутрішніх валових заощаджень та інших макроекономічних показників, а також опосередковано на стабільність фінансової та банківської системи. Заощадження домогосподарств є одним із основних джерел інвестицій, які є альтернативним джерелом фінансування реального сектору економіки країни та забезпечують ресурсами фінансові ринки. Це свідчить про необхідність розробки і практичної реалізації нових підходів щодо розвитку економічної діяльності домогосподарств через визначення ефективних методів управління нею на місцевому та державному рівнях за допомогою сучасного інструментарію економіко-математичного моделювання.

Сучасна теорія розвитку економічної діяльності домогосподарств досліджена в працях таких провідних українських вчених, як Бандур С.І., Геєць В.М., Лібанова Е.М., Мандибура В.О., Соколик М.П. та інших. Дослідження проблем економіко-математичного моделювання економічної діяльності домогосподарств здійснено в працях відомих вітчизняних науковців: Благуна І.С., Вовка В.М., Дмитришин Л.І., Здрока В.В., Івахненко О.В., Лук’яненко І.Г., Сергєєвої Л.Н., Скрипниченко М.І. та зарубіжних: Г. Беккера, О. Донні, Ш. Лундберг, М. Мансера, М. Меллора, М. Картера, А. Сена, Р. Поллака, П. Чіаппорі та інших.

Не зменшуючи значущості результатів попередніх досліджень, варто відзначити, що питання щодо підходів до визначення ефективних чинників управління економічною діяльністю домогосподарств і впровадження математичних моделей для прогнозування показників цієї діяльності, зокрема в Україні, не отримали достатнього розвитку, що й обумовило мету та завдання цього дослідження.

Зв'язок роботи з науковими програмами, планами, темами. Дисертаційну роботу виконано відповідно до тематики наукових досліджень

кафедри економічної кібернетики Львівського національного університету імені Івана Франка як складову частину держбюджетної теми Ек-54Ф «Математичні методи в управлінні розвитком малого бізнесу на регіональному рівні» (номер державної реєстрації 0110U001361) та науково-дослідної роботи, що виконувалася в межах робочого часу викладачів, а також досліджень докторантів, аспірантів, студентів «Моделювання організаційно-економічних процесів у підприємництві» (номер державної реєстрації 0113U001903).

Мета і завдання дослідження. Метою дисертаційного дослідження є обґрунтування теоретичних положень розробки та реалізації комплексу економіко-математичних моделей аналізу і прогнозування економічної діяльності домогосподарств.

Для досягнення мети в дисертаційній роботі поставлено та вирішено такі завдання:

- дослідити особливості домогосподарства як економічної категорії та визначити основні види його економічної діяльності;
- дослідити еволюцію теоретичних поглядів щодо моделювання економічної діяльності домогосподарств;
- проаналізувати найвагоміші макроекономічні чинники, які впливають на формування основних показників економічної діяльності системи домогосподарств України;
- провести системне дослідження динаміки показників економічної діяльності домогосподарств;
- побудувати економетричні моделі прогнозування економічної діяльності домогосподарств України;
- дослідити вплив економічної політики сусідніх країн на діяльність домогосподарств в Україні;
- розробити економетричні моделі для оцінювання рівня платоспроможності та надійності домогосподарства під час залучення кредитних коштів;

- розробити моделі оптимізації економічної діяльності домогосподарств на основі методів теорії оптимального управління.

Об'єкт дослідження – процес економічної діяльності домогосподарств.

Предметом дослідження є розроблення теоретичних і науково-методичних засад та інструментарію математичного моделювання економічної діяльності домогосподарств.

Методи дослідження. Теоретичну та методологічну основу дисертаційного дослідження складають наукові праці зарубіжних і вітчизняних учених у галузі економічної теорії, макроекономіки, системного аналізу, математичного моделювання, теорії оптимального управління та економетрії. Для виконання поставлених у роботі завдань використано широкий комплекс методів та прийомів наукового дослідження: аналізу і синтезу – для визначення структури основних видів економічної діяльності домогосподарства (1.1); системного аналізу – для визначення функцій та структури системи домогосподарств України на макро- та мікроекономічному рівнях (1.2); багатофакторні моделі коригування похибки на основі методу Енгела-Грейнджера – для визначення найвагоміших макроекономічних чинників, які впливають на формування основних показників економічної діяльності домогосподарств України (3.1); методи аналізу часових рядів, авторегресійні моделі рухомого середнього та векторні моделі коригування похибки – для дослідження та прогнозування динаміки показників економічної діяльності домогосподарств (3.2); методи економетричного симультативного моделювання – для дослідження впливу економічної політики сусідніх країн на сектор домогосподарств (3.3); економетричні моделі дискретного вибору – для дослідження надійності та якості кредитних операцій домогосподарства (2.3); методи теорії оптимального управління – для аналізу впливу економічної політики на процес оптимізації економічної діяльності домогосподарства (2.2); графічний метод – для наочного представлення результатів модельних експериментів (1.1, 1.2, 2.2, 2.3, 3.1, 3.2, 3.3).

Інформаційну базу дослідження складають законодавчі та нормативно-правові акти України, наукові праці зарубіжних і вітчизняних дослідників економічної діяльності домогосподарств. Під час емпіричних досліджень використано статистичні дані Національного банку України, Світового банку, Центрального банку Російської Федерації та Народового банку Польщі.

Наукова новизна одержаних результатів полягає у наступному:

вперше:

- розроблено економетричну симультативну модель оцінки впливу макроекономічних чинників: зовнішнього боргу, облікової ставки, грошової маси М2, обмінного курсу національної валюти на долар США, реалізація якої дала змогу оцінити їх вплив на основні показники економічної діяльності домогосподарств;

удосконалено:

- економетричну модель бінарного вибору для оцінювання рівня платоспроможності позичальника – представника домогосподарства під час залучення кредитних коштів, з врахуванням фінансового стану всіх його учасників, яка, на відміну від існуючих, дає змогу спрогнозувати ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою своїх зобов’язань;
- методичний підхід щодо прогнозування категорії якості кредитних операцій домогосподарства з використанням економетричної моделі мультиваріантного порядкового вибору, який, на відміну від існуючих, дає змогу отримати надійніші прогнози належності якості кредиту до певної категорії якості відповідно до класифікації НБУ;
- модель оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства у неперервному часі, з врахуванням більш широкого спектру його функцій: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, робота на ринку праці, виробництво у домогосподарстві та розвиток людського капіталу, яка, на відміну від існуючих, дає змогу побудувати сценарії управління з врахуванням, як ендогенних, так і екзогенних чинників;

- комплекс економетричних моделей, з врахуванням впливу найвагоміших та статистично значущих макроекономічних чинників, які, на відміну від існуючих, дозволяють дослідити вплив структурних шоків екзогенних змінних на показники економічної діяльності домогосподарств;

отримали подальший розвиток:

- моделі прогнозування динаміки показників економічної діяльності домогосподарств з використанням авторегресійних моделей рухомого середнього (ARMA-моделі) та економетричних векторних моделей коригування похибки, які, на відміну від існуючих, дозволили зробити короткострокові прогнози динаміки показників споживчих видатків домогосподарств, внутрішніх валових заощаджень та внутрішніх кредитів приватному сектору;
- інструментарій дослідження економічної діяльності домогосподарства, розроблений на основі методів теорії систем, який, на відміну від існуючих, дозволяє комплексно визначити суть та структуру діяльності домогосподарства, як на макроекономічному, так і на мікроекономічному рівнях;
- методичні підходи до оптимізації економічної діяльності домогосподарств на основі методів теорії оптимального управління.

Практичне значення одержаних результатів полягає у тому, що результати досліджень, і в першу чергу рекомендації щодо управління кредитними операціями домогосподарств використовуються як дорадчий інструмент у процесі прийняття рішень щодо видачі кредитів клієнтам в ПАТ «ОКСІ БАНК» (довідка № 0000-966 від 21.10.2015 р.) та кредитній спілці «Крез-Капітал» (довідка № 472 від 19.10.2015 р.), а економетричні моделі коригування похибки показників економічної діяльності домогосподарств використовуються Департаментом економічної політики Львівської міської ради (довідка № 2303-12 від 25.09.2015 р.) під час процесу прийняття рішень щодо розвитку соціально-економічного стану домогосподарств у місті. Теоретичні положення, методи і моделі, що складають наукову новизну дисертації, використовуються в процесі викладання навчальних курсів “Економетрія”, “Прикладна економетрія” та

“Моделювання економіки” у Львівському національному університеті імені Івана Франка (довідка № 4745-Н від 21.10.2015 р.).

Особистий внесок здобувача. Дисертація є самостійною науковою працею, в якій висвітлено авторський підхід щодо моделювання економічної діяльності домогосподарств. Наукові результати та матеріали, наведені в дисертаційній роботі, є результатом самостійного дослідження дисертанта. З наукових праць, опублікованих у співавторстві, у дисертації використані лише ті положення, які отримані автором особисто.

Апробація результатів дисертації. Результати наукових досліджень доповідались і обговорювались на IX-ій Міжнародній науковій студентській конференції “Konsument, Przedsiebiorstwo, Gospodarka Swiatowa: Czlowiek, rodzina i spoleczenstwo w obliczu kryzysu zadluzeniowego” (9-10 грудня 2011 р., м. Вроцлав, Вроцлавський Університет); III-ій Міжнародній науково-методичній форум-конференції молодих економістів-кібернетиків “Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід” (4-5 жовтня 2012 р., м. Львів, Львівський національний університет імені Івана Франка); X-ій Міжнародній науковій студентській конференції “Konsument, Przedsiebiorstwo, Gospodarka Swiatowa – w poszukiwaniu nowych paradygmatow” (10-11 грудня 2012 р., м. Вроцлав, Вроцлавський Університет); I-ій міжнародній науковій інтернет-конференції студентів, аспірантів та молодих учених “Стратегічні орієнтири розвитку економіки України” (27 лютого 2013 р., м. Львів, Львівський національний університет імені Івана Франка); IX-ій Всеукраїнській науково-практичній конференції “Міжнародне науково-технічне співробітництво: принципи, механізми, ефективність” (14-15 березня 2013 р., м. Київ, НТУУ «Київський політехнічний інститут»); XX-ій Міжнародній науковій конференції студентів, аспірантів та молодих учених “Актуальні проблеми функціонування господарської системи України” (17-18 травня 2013 р., м. Львів, Львівський національний університет імені Івана Франка); IV-ій Міжнародній науково-методичній форум-конференції молодих економістів-кібернетиків “Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід” (24-26 жовтня 2013 р.,

м. Тернопіль, Тернопільський національний технічний університет імені Івана Пулюя); Міжнародній конференції “Imagining Development: Comparing Theory and Practice of Development in the Post-socialist World” (8-9 листопада 2013 р., м. Таллінн, Університет Таллінн); XI-ій Міжнародній науковій конференції “Człowiek, Przedsiębiorstwo, Gospodarka Światowa: II Dekada XXI wieku - Problemy і rozwiązania” (6-7 грудня 2013 р., м. Вроцлав, Вроцлавський Університет); Науково-практичній конференції з міжнародною участю “Методологічні та управлінські аспекти соціально-економічної сфери” (24-25 квітня 2014 р., м. Вінниця, Вінницький фінансово-економічний університет); V-ій Міжнародній науково-методичній форум-конференції молодих економістів-кібернетиків. “Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід” (2-3 жовтня 2014 р., м. Львів, Львівський національний університет імені Івана Франка); XV-ій Міжнародній науково-практичній конференції “Теорія і практика сучасної економіки” (19 листопада 2014 р., м. Черкаси, Черкаський державний технологічний університет); Міжнародній науково-практичній конференції “Ефективні соціально-економічні механізми розвитку в умовах кризового стану: зарубіжний та вітчизняний досвід” (27-28 травня 2015 р., м. Миколаїв, ДВНЗ «Національний гірничий університет»).

Публікації. За результатами досліджень опубліковано 30 наукових робіт, серед них 1 монографія у співавторстві, 14 статей у наукових фахових виданнях, 6 статей у провідних зарубіжних наукових виданнях та 9 тез доповідей у матеріалах науково-практичних конференцій. Загальний обсяг публікацій, які відображають основний зміст дисертації, становить 26 д.а., з них особисто дисертанту належать 21 д.а.

Структура дисертації. Рукопис дисертації складається із вступу, трьох розділів, висновків, списку використаних джерел і додатків. Дисертацію викладено на 292 сторінках друкованого тексту. Робота містить 26 таблиць, 35 рисунків, 5 додатків та список використаних джерел зі 193 найменувань на 127 сторінках.

РОЗДІЛ 1
ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ МОДЕЛЮВАННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ДОМОГОСПОДАРСТВ

1.1. Домогосподарство як складна соціально-економічна система

Дослідження економічної діяльності домогосподарств є симбіозом теорії виробництва та споживання. Економічна діяльність домогосподарств пов'язана не лише з купівлею товарів та послуг на ринку з метою їхнього споживання для задоволення потреб учасників домогосподарств (як пояснює неокласична теорія споживання), з інвестуванням в різноманітні активи (акції, облігації, іноземну валюту тощо) і людський капітал, а також з прийняттям рішень щодо використання учасниками домогосподарств свого часу на ринку праці, роботі у самому домогосподарстві (сімейний бізнес, праця на присадибній ділянці, у будинку тощо) та для іншої діяльності (наприклад, відпочинку).

Сучасні економічні дослідження розглядають такі проблеми діяльності домогосподарств, як вплив економічного середовища домогосподарств на рішення щодо одруження, народження дітей та розлучення.

Для українських реалій також актуальними є дослідження домогосподарств у контексті перехідної економіки, їхніх фінансів, проблем статистичного спостереження за їхньою діяльністю, еколого-економічних відносин домогосподарств та управління їхньою економічною діяльністю [4, 7, 9, 11, 39, 92].

Загалом домогосподарство – це невелика група людей, які використовують власні ресурси для досягнення спільних цілей. Домогосподарство може складатися лише з одного учасника (бути одноосібним), сім'ї (групи людей, пов'язаних традиційним чи громадянським шлюбом), декількох сімей чи зовсім не пов'язаних людей, за умови, що вони разом використовують наявні ресурси та намагаються досягнути однакових цілей [106].

Український економіст Ю. Станкевич пропонує таке визначення поняття домогосподарства: домогосподарство – це складна цілісна система, яка одночасно поєднує в собі такі риси:

1) є добровільним об'єднанням людей, які здебільшого перебувають у родинних або кровноспоріднених відносинах, об'єднані не тільки спільним бюджетом та цілями діяльності, але й місцем проживання (іноді домашнє господарство може складатися з однієї людини);

2) проявляє себе як важливий економічний суб'єкт ринкового господарства, який впливає не тільки на добробут та процвітання національної економіки, але й на морально-духовне становище населення;

3) може вільно розпоряджатися наявними правами власності на ресурси (грошові, трудові, інтелектуальні, майнові тощо);

4) охоплює усі види економічної діяльності, яка може мати як натуральний, так і товарний характер;

5) є не тільки головним постачальником фінансових ресурсів до бюджету сім'ї, але й дає змогу вирішувати проблеми відтворення населення та розвитку індивіда, особистості в межах власної сім'ї, тим самим суттєво впливаючи на розвиток соціального складника суспільства;

6) побудоване на принципах взаємодовіри, взаємодопомоги, співробітництва, навчання та переданні досвіду майбутнім поколінням тощо [82].

Українська дослідниця домогосподарств М. Литвак запропонувала своє трактування цього поняття: домогосподарство – це первинна поліфункціональна економічна система, що охоплює такі підсистеми:

1) економічну (розподіл доходу на споживання та заощадження, реалізація прав власності певного типу тощо);

2) господарсько-побутову (використання ресурсно-майнового потенціалу, здійснення виробничої діяльності тощо);

3) репродуктивну (нагромадження людського капіталу);

4) правову (розподіл обов'язків та відповідальності між членами домогосподарства);

5) первинного соціального контролю (соціалізація членів домогосподарства, економічна підтримка неповнолітніх, непрацездатних членів домогосподарства тощо);

6) рекреаційну (відтворення життєвих сил, забезпечення активного відпочинку тощо) [58].

На думку українського дослідника домогосподарств О. Кузика домогосподарство – це економічна одиниця, що складається з однієї або більше людей, котрі ведуть спільне господарство, і яка забезпечує економіку факторами виробництва та використовує зароблені на цьому кошти для поточного споживання товарів та послуг і заощадження з метою задоволення своїх майбутніх потреб [56].

Український економіст-фінансист Т. Кізима вважає, що домогосподарство – це невелика група осіб (або одна особа), які спільно проживають в одному житловому приміщенні, ділять спільний побут, постачають на відповідні ринки різноманітні ресурси (працю, капітал, підприємницький хист) і спільно приймають економічні рішення щодо формування своїх доходів та здійснення основних витрат з метою задоволення власних матеріальних і духовних потреб [48, 50].

Цілі діяльності домогосподарства, на нашу думку, умовно можна розділити на два рівні: загальнопобутовий та глобальний. До цілей домогосподарства на загальнопобутовому рівні можна віднести такі, як підтримання чистоти у домі, догляд дітей, споживання товарів та послуг для забезпечення життєздатності всіх учасників домогосподарства тощо. Серед цілей домогосподарства на глобальному рівні можна виділити максимізацію корисності діяльності або мінімізацію витрат під час забезпечення сталого рівня корисності.

Український вчений В. Леонов [57] запропонував таку класифікацію функцій домогосподарств, назвавши їх різновидами поведінки:

• дохідна поведінка, яка спрямована на формування та оптимізацію всіх можливих джерел доходів домогосподарств;

• фіскальна поведінка, яка пов'язана зі сплатою та мінімізацією (за наявності відповідних пільг і преференцій) податкових платежів;

• споживча поведінка, яка спрямована на здійснення витрат споживчого характеру (придбання споживчих товарів і послуг);

• заощаджувальна поведінка, яка спрямована на виведення певної частини доходів з особистого користування з метою задоволення майбутніх потреб;

• інвестиційна поведінка, яка пов'язана з вкладенням частини неспожитих доходів у фінансові (рідше – не фінансові) активи з метою отримання майбутніх вигод;

• кредитна поведінка, яка спрямована на залучення тимчасово вільних коштів інших суб'єктів: інституцій фінансового ринку, підприємств, інших домогосподарств на умовах поверненості, строковості та зазвичай платності і забезпеченості;

• доброчинна поведінка, яка пов'язана з безоплатним наданням коштів окремим особам чи організаціям з метою підтримання їхньої діяльності.

Водночас українська дослідниця домогосподарств О. Марець наголошує на тому, що в національній економіці домогосподарство виконує такі функції: відтворення людського капіталу, володіння виробничими ресурсами, виробництво благ, формування споживчого попиту, заощадження та інвестування [60]. Український економіст О. Тумакова запропонувала дещо іншу класифікацію функцій домогосподарства: споживча, ощадна, виробнича, функція відтворення робочої сили і людського капіталу та функція інституційного відтворення [86]. Крім цього, трактування функцій домогосподарства розглянуто у працях [44, 64, 65, 78].

На нашу думку, ресурси домогосподарства умовно можна поділити на три групи: грошові або монетарні, фізичні та людські. Монетарні ресурси включають щомісячний дохід домогосподарства, який складається зі щомісячних доходів усіх учасників домогосподарства та різних трансферних

платежів від держави, заощаджень, інвестицій у різні фінансові активи (якщо до них є доступ у домогосподарства), а також кредитних коштів, які домогосподарство може залучати через різні кредитні фінансові установи. Фізичні ресурси домогосподарства є дуже широким поняттям і включають у себе багато різноманітних позицій, починаючи від житлової площі, на якій розміщене домогосподарство, і транспортних засобів, які є у його володінні, закінчуючи меблями, побутовою технікою та різними інструментами. Людські ресурси домогосподарства – це не просто самі учасники домогосподарства (таке трактування було б дуже поверхневим), але й їхні знання, навички та час, яким володіє кожний учасник домогосподарства. Час можна вважати найціннішим ресурсом домогосподарства, оскільки він не відновлювальний і точно не можна передбачити, коли він закінчиться.

У сучасному суспільстві поведінка домогосподарства загалом та його економічна діяльність зокрема значно обмежуються різними юридичними та соціокультурними вимогами (рис. 1.1).

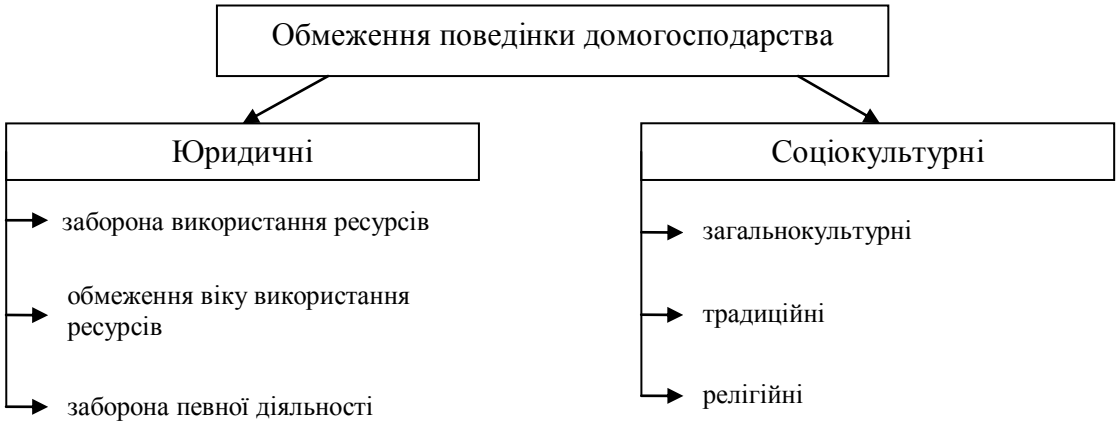


Рис. 1.1. Види обмежень поведінки домогосподарств

Джерело: побудовано автором

Юридичні обмеження можуть забороняти використовувати деякі ресурси (наприклад, користуватися вогнепальною бойовою зброєю) або обмежувати вік осіб, що можуть їх використовувати (наприклад, заборона вживання алкоголю неповнолітніми), а також забороняють певну діяльність (наприклад, вирощувати на присадибній ділянці наркотичні рослини чи не сплачувати податки). Значення соціокультурних обмежень для поведінки домогосподарства є дуже

глибоким: вони впливають на виконання дій учасниками домогосподарства часто на підсвідомому рівні, оскільки їхній вплив здійснювався на кожного окремого індивіда від самого народження. Соціокультурні обмеження можна розділити на загальнолюдські, тобто такі, що характерні всім людям, незалежно від місця народження; традиційні, що пов'язані часто з національністю учасників домогосподарства, а також релігійні, що пов'язані з релігійними сповідуваннями учасників домогосподарств. Релігійні обмеження часто мають дуже важливий вплив у питаннях, пов'язаних з народженням дітей, одруженням та розлученням.

Вплив домогосподарств на економічну систему країни проявляється через їхню діяльність. На нашу думку, доцільно виділяти такі види діяльності домогосподарств, як споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, розвиток людського капіталу, робота на ринку праці, виробництво у домогосподарстві (рис. 1.2).

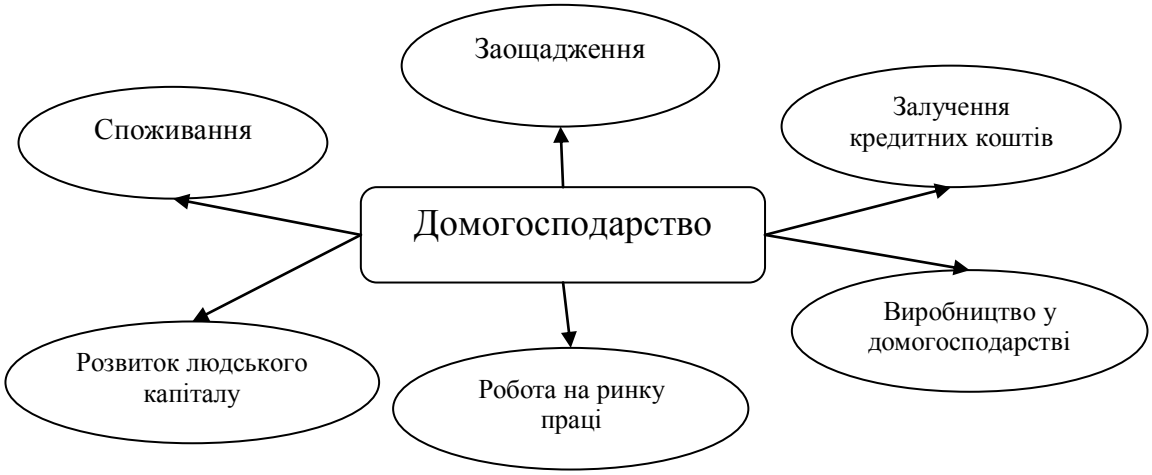


Рис. 1.2. Види економічної діяльності домогосподарств

Джерело: побудовано автором

Розглянемо головний вид діяльності домогосподарства – споживання. Загалом споживання – це використання домогосподарством товарів та послуг, придбаних на ринку чи вироблених у домогосподарстві. Проблеми споживання домогосподарств України досліджували такі українські вчені як В. Здрок, С. Іванов, Р. Мудрак, М. Оліскевич, Є. Черевикова та інші [43, 46, 66, 71, 90].

На перший погляд одне домогосподарство ніяким чином не впливає на економіку країни, але якщо розглядати агреговану сукупність всіх домогосподарств у країні, то вони разом відіграють одну із найголовніших ролей у формуванні економічної ситуації країни. Основним важелем впливу домогосподарств на економіку в цілому є сукупне споживання, яке є рушійною силою економічного розвитку країни, тому що створює ринок збуту для товарів і послуг підприємств, які завдяки цьому мають змогу розвиватися і збільшувати внутрішній валовий продукт країни.

Варто зазначити, що частка споживчих видатків домогосподарств України у валовому внутрішньому продукті країни зростала з кожним роком з 46 % у 1992 році до 73 % у 2013 році. Крім цього, абсолютне значення споживчих видатків домогосподарств України зросло майже у чотири рази з 34 млрд дол. США у 1992 році до 129 млрд дол. США у 2013 році. З 1992 року по 2004 рік значення споживчих видатків домогосподарств дещо знижувалося до абсолютного мінімуму 17 млрд дол. США, але після цього почало стрімко зростати, досягнувши 36 млрд дол. США у 2004 році і далі продовжує зростання. Статистичні дані показують вагомість впливу споживчих видатків домогосподарств України на формування внутрішнього валового продукту країни та постійне зростання цього впливу.

Згідно з Державною службою статистики України споживання – це процес, під час якого споживачі використовують товари або послуги для задоволення власних потреб та бажань. Споживання вимірюють на підставі вартості товарів та послуг, використаних повністю або частково за певний період часу, чи вартості товарів та послуг, куплених або придбаних будь-яким іншим шляхом для цілей споживання [188].

На нашу думку, процес споживання можна розділити на три етапи:

1) купівля або виробництво товарів та послуг, які будуть спожиті;
2) власне процес споживання цих товарів та послуг;
3) знищення відходів від процесу споживання.

Останньому етапу споживання ще донедавна приділяли мало уваги, але сучасні екологічні проблеми людства змусили надати цьому питанню першочерговості.

Загалом на рішення домогосподарства, які товари та послуги споживати, впливають два види чинників:

- ресурси, якими володіє домогосподарство для придбання необхідних товарів та послуг.
- чинники, які впливають на смаки членів домогосподарства, їхні переваги і потреби.

Значний вплив на ці два види чинників має навколишнє середовище, у якому здійснює діяльність домогосподарство [172].

Чинники, які впливають на уподобання членів домогосподарства, їхні переваги і потреби, можна поділити на дві групи: зовнішні (формуються за межами домогосподарства і, зазвичай, впливають на значну кількість домогосподарств одночасно) та внутрішні (соціальні, демографічні та культурні характеристики домогосподарства, які можуть дещо змінюватись під впливом зовнішніх чинників).

Прикладом дієвих зовнішніх чинників впливу на смаки членів домогосподарства, їхні переваги і потреби є реклама та сезонність. Завдяки широкій рекламній кампанії нового товару на ринку домогосподарство може придбати цей товар для проби і включити до списку бажаних товарів та послуг для регулярного споживання.

На нашу думку, серед внутрішніх чинників впливу на переваги і потреби домогосподарства доцільно виділити освіту, вік, етнічне походження членів домогосподарства, релігійні сповідування членів домогосподарства, розмір та структуру домогосподарства.

На сьогодні економістами найбільше вивчено вплив розміру та структури домогосподарства на їхній попит на різні товари і послуги. Наприклад, американський вчений Е. Бренч дослідив ефекти впливу розміру та структури домогосподарства на попит на електроенергію й отримав емпіричні докази

значної вагомості впливу цих двох факторів на зміни у попиті домогосподарства [103].

Український економіст Г. Коцюрубенко [53] запропонував таку класифікацію видатків домогосподарства:

- за функцією: споживчі (придбання товарів та послуг), виробничі (в просте або розширене відтворення особистого виробництва, творчості, промислів) та інвестиційні (в кредитну систему або фондовий ринок) видатки;
- за розміром: постійні та змінні, або фіксовані (постійні або умовно постійні), ті, що зростають, і ті, що зменшуються;
- за частотою здійснення: періодичні, одноразові, випадкові, циклічні, сезонні, або видатки пов'язані з конкретними датами;
- за метою: на життєзабезпечення (харчування, одяг, житло тощо), на забезпечення простого відтворення в особистому господарстві (сировина, матеріали, ремонт обладнання), на покращення умов життя (меблі, авто, дача), захист від ризиків (страхування, технічний захист) тощо;
- за видом потреб: першочергові (необхідні) витрати на харчування, одяг, медичне забезпечення; другорядні (бажані) – освіта, страхові платежі та інші видатки;
- за регулярностю: постійні витрати (на харчування, комунальні послуги тощо); регулярні (на одяг, транспорт тощо); одноразові (на лікування, товари довготривалого користування);
- за періодичністю: короткострокові (поточні витрати на продукти харчування, деякі непродовольчі товари, більшість послуг); середньострокові (сезонні придбання товарів: одяг, взуття тощо; довгострокові (витрати, здійснювані один раз в декілька років);
- за функціональним призначенням: особисті витрати на споживання; податки та обов'язкові платежі; грошові накопичення та заощадження.

Американські дослідники С. Робертс та Р. Дант [163] намагалися виділити категорії видатків домогосподарства за їхнім відношенням до споживчих потреб. Вони виділили п'ять категорій споживчих видатків домогосподарства:

1) рента, податки та інші обов’язкові платежі;

2) прожиткові видатки (видатки для забезпечення життєво необхідного прожиткового мінімуму);

3) видатки на тимчасові соціокультурні потреби (зазвичай, ці видатки залежать від актуальних модних тенденцій);

4) церемоніальні видатки (зазвичай, це видатки на забезпечення соціальних відносин з іншими домогосподарствами: видатки на сімейні свята, відпочинок, різні культурні події, релігію, подарунки тощо);

5) персональні видатки (видатки учасників домогосподарства для забезпечення особистих цілей).

Вчені зазначають, що частка трьох останніх видів витрат має тенденцію до зростання серед сукупних видатків домогосподарств.

Інші американські економісти В. Кохрейн та К. Белл [112] розглядали бажання домогосподарства як основний чинник, що впливає на споживчі рішення. На їхню думку, процес споживання складається з двох етапів. На першому етапі домогосподарство вирішує питання, які бажання необхідно задовольнити та у якій мірі. На наступному етапі домогосподарство приймає рішення щодо комбінації товарів і послуг для задоволення своїх бажань.

В. Кохрейн та К. Белл розділили бажання на два види: фізіологічні та соціальні. Основою фізіологічних бажань є їжа, захист, одяг тощо. Натомість соціальні – спричинені усталеними традиціями, бажанням виділитись з групи, бажаннями спричиненими модними тенденціями, бажанням бути схожими на когось, бажаннями створеними рекламою та медіа. На їхню думку соціальні бажання не мають меж і через це суттєво впливають на споживчі рішення.

Американський економіст Е. Хойт [135] виділив три категорії споживчих благ стосовно їхнього впливу на добробут домогосподарства:

- безпечні блага, які забезпечують сталий рівень добробуту домогосподарства;
- експансивні блага, які збільшують рівень добробуту домогосподарства;
- деструктивні блага, які зменшують рівень добробуту домогосподарства.

Безпечні блага задовольняють індивідуальні і загальноприйнятні потреби (потреби соціального устрою домогосподарства) та включають фізіологічно та соціально необхідні блага, а також компенсаторні блага (блага-замінники бажаних благ, які домогосподарство не може придбати за даних умов). Експансивні блага включають освіту, подорожі, вишуканий відпочинок, релігію тощо. Деструктивні блага спричиняють погіршення рівня життя учасників домогосподарства, хоча одночасно приносять задоволення під час їхнього використання (наприклад, алкогольні напої або ліки, що знаходяться у вільному продажі та викликають залежність).

Американський економіст Х. Кірк [146] виділив три групи, до яких можна віднести товари та послуги, що споживає домогосподарство: товари та послуги для виживання, престижу та приналежності до соціальної групи. Основою цього розподілу є бажання та потреби домогосподарства. Товари та послуги, необхідні для продовження життя та нормального функціонування домогосподарства, належать до першої групи; сюди можна віднести продукти харчування, житло та інші. Товари та послуги престижу необхідні домогосподарству для виділення серед інших домогосподарств, для того, щоб бути більш помітними серед інших. До цієї групи відносять предмети розкоші, наприклад, прикраси з благородних металів, дорогі автомобілі, брендові речі тощо. Бажання володіти такими предметами часто веде до ірраціональної поведінки домогосподарства на ринку. Товари та послуги останньої групи допомагають домогосподарству відчувати свою приналежність до певної соціальної групи, наприклад, відвідування богослужінь певної релігійної громади.

Згідно з рекомендацією Державної служби статистики України [188] товари та послуги, які споживають домогосподарства, поділяють на:

- товари довгострокового користування – це товари багаторазового або безперервного використання, які мають досить високу вартість;
- товари середньострокового користування – це товари, термін служби яких значно коротший за товари довгострокового користування (хоча може перевищувати один рік), а їхня вартість – значно нижча;

•товари короткострокового користування – це товари одноразового використання (в першу чергу, продукти харчування та напої, фармацевтична продукція);

•послуги – це економічна діяльність суб'єктів, яка не набуває матеріально-речової форми і задовольняє певні потреби замовників – особисті, колективні, громадські. Послуги є результатом різнорідної діяльності, яку здійснює виробник на замовлення будь-яких споживачів (окремих громадян, підприємств, організацій, підприємців). Послуги змінюють стан об’єктів, які їх споживають [187].

Варто зазначити, що збільшення у структурі споживання частки послуг над товарами свідчить про зростання добробуту, а витрати на придбання житла не відносять до споживчих витрат і розглядають як накопичення капіталу.

Споживча діяльність домогосподарства забезпечує його добробут. Споживання різноманітних товарів та послуг забезпечує також такі стани учасників домогосподарства, як стан доброго здоров’я, комфорту (щастя) і задоволення. Ці стани досягаються завдяки тому, що товари та послуги, які споживають учасники домогосподарства, задовольняють їхні потреби.

Дуже часто на основі рівня споживання судять про рівень добробуту домогосподарства. Під час цих міркувань критерієм кращого рівня доброту домогосподарства є правило: чим більше споживається товарів та послуг домогосподарством, тим вищим є рівень його добробуту. Це правило дуже часто використовують домогосподарства у практичному житті, а також державні установи під час проведення економічної політики.

Інший підхід, за яким визначають добробут домогосподарства, полягає у порівнянні фактичного рівня споживання із певним рекомендованим стандартом. Звісно, чим більший розрив між цими показниками, тим менший рівень добробуту домогосподарства. Прикладом такого підходу може бути відхилення спожитої їжі від рекомендованої дієти. Стандарт, з яким порівнюють фактичний рівень споживання для визначення добробуту домогосподарства,

може бути визначений науковими методами, як на прикладі з дієтою, або на основі репрезентативної групи домогосподарств [119].

Для того, щоб споживання забезпечувало високий рівень добробуту домогосподарства, воно повинно бути збалансованим по відношенню до складників, які до нього входять. Домогосподарства, які споживають в основному товари та послуги першої необхідності, безумовно, мають менший рівень добробуту, ніж домогосподарства, які споживають достатньо багато товарів та послуг розкоші [172].

Іншим надзвичайно важливим видом економічної діяльності домогосподарств є заощадження. Базова сутність заощаджень полягає у тому, що це різниця між доходом та витратами на споживання.

Український економіст Л. Ключник [51] пропонує своє бачення цього поняття: заощадження – це частина доходу, яку накопичують впродовж певного періоду і використовують для задоволення потреб у майбутньому, зокрема в інвестиційних цілях з метою отримання додаткового доходу.

Всесвітньо відомий американський економіст Дж. Кейнс [142] виділив вісім основних мотивів, які спонукають домогосподарство до заощадження:

1) створення резерву на випадок негативних непередбачуваних подій (мотив обережності);

2) стабільне забезпечення потреб на пенсії за умови зменшення доходу (мотив життєвого циклу);

3) отримання відсотків за рахунок заощаджень (мотив міжчасового заміщення);

4) можливість збільшення своїх видатків (мотив удосконалення);

5) відчуття незалежності і вільних можливостей, проте без конкретних ідей, намірів чи потреб (мотив незалежності);

6) можливість участі у потенційному бізнес-проекті (підприємницький або спекулятивний мотив);

7) формування спадку для нащадків (мотив спадку);

8) задоволення своєї скупості, яка є причиною небажання здійснювати витрати (мотив жадібності).

Шведський економіст К. Вернерід [177] виокремив чотири мотиви, що впливають на процес заощадження, та наголосив, що домогосподарство може переслідувати декілька мотивів одночасно, коли заощаджує. Перший мотив, який він назвав «заощадження за звичкою», полягає у тому, що домогосподарство може заощаджувати за звичкою і без конкретних намірів. Згідно з другим мотивом – обережності – домогосподарство заощаджує через невизначеність майбутнього. Суть третього мотиву – спадку – полягає у тому, щоб залишити ресурси для забезпечення добробуту майбутніх поколінь. Останній мотив – прибутку – полягає у бажанні отримати дохід від заощаджених коштів. Емпіричні дослідження за допомогою кореляційно-регресійного аналізу показали, що найбільш вагомими у поясненні варіації заощаджень є перші два мотиви.

Інший шведський економіст А. Ліндквіст [148] запропонував ієрархічну структуру мотивів заощаджень домогосподарства. Першочерговими мотивами, на його думку, є забезпечення достатніх готівкових коштів для короткострокових фінансових цілей. Наступними є мотиви володіння достатнім резервом, щоб убезпечити себе від різних негативних подій у майбутньому. Мотиви третього рівня полягають у тому, щоб заощадити кошти для купівлі дуже дорогих товарів довгострокового користування. Останніми вчений виділив мотиви акумулювання багатства.

Г. Коцюрубенко [53] класифікувала заощадження домогосподарства на організовані та неорганізовані. До організованих заощаджень відносять всі накопичені фінансові активи домогосподарства, що зберігаються у фінансових інститутах банківської та парабанківської системи (внески на депозитні рахунки, цінні папери, страхові поліси тощо). Неорганізовані заощадження – це заощадження у формі готівки, що зберігаються безпосередньо у населення в національній та іноземній валютах.

Враховуючи розподіл доходу між споживанням та заощадженням, домогосподарства умовно можна поділити на три групи: орієнтовані на сьогодення, орієнтовані на майбутнє та нейтрально орієнтовані щодо свого міжчасового вибору у розподілі доходу між споживанням та заощадженням [37].

Особливістю домогосподарств, орієнтованих на сьогодення, є те, що вони надають перевагу більшому споживанню у теперішньому періоді. Відповідно, такі домогосподарства можуть навіть позичати кошти у теперішньому періоді для збільшення свого споживання. Домогосподарства, орієнтовані на майбутнє, будуть заощаджувати за таких самих умов. Нейтрально орієнтовані домогосподарства не будуть брати позик або заощаджувати. Звісно, на практиці у чистому вигляді такі домогосподарства зустріти неможливо, є лише частково наближені до запропонованої класифікації. За допомогою такого умовного поділу можна виділити психологічний мотив для заощадження – мотив міжчасових переваг у виборі розподілу доходу між споживанням та заощадженням.

Дохід членів домогосподарства у довгостроковому періоді часу не однаковий і не завжди може забезпечити бажаний рівень споживання, що є основою економічного мотиву заощадження, який полягає у вирівнюванні споживання протягом усього періоду життя. Аналіз структури та емпіричні дослідження проблем формування доходів домогосподарств України проведено у [5, 6, 67, 79, 80]. Цей мотив дуже впливає на заощадження, оскільки на початку трудової діяльності дохід учасника домогосподарства досить низький, з часом зростає і різко знижується під час виходу на пенсію; тому за допомогою заощаджень і запозичень ці коливання можна згладити.

Однією з перших спроб дослідити зв’язок споживання та заощадження з доходом домогосподарства була гіпотеза відносного доходу, описана американським економістом Дж. Д’юзенбері [119]. Ця теорія була сформульована у двох варіантах: міжчасовому та міжоб’єктному. Спільною

основою двох варіантів було те, що споживання та заощадження залежали від теперішнього доходу, який порівнювали з певним стандартом доходу.

У міжчасовому випадку домогосподарство порівнює свій дохід з доходом, який було отримано у минулих періодах. Якщо дохід теперішнього періоду ставав нижчим ніж у попередньому, домогосподарство намагалося залишити своє споживання на попередньому рівні. Навіть, якщо споживання зменшувалось у наслідок зниження доходу, це зниження не було пропорційним.

У міжоб'єктному варіанті цієї теорії домогосподарство визначає рівень свого споживання та заощадження не лише від власного теперішнього доходу, а й від доходу соціальної групи, до якої воно належить, наприклад, від доходу сусідів. Домогосподарство з доходом, нижчим відносно доходу сусідніх домогосподарств, буде намагатись витрачати більшу частину свого доходу на споживання і менше заощаджувати, щоб зрівняти свій рівень споживання з сусідами. Домогосподарство з доходом, вищим порівняно з доходом сусідніх домогосподарств, буде споживати менше та заощаджувати більше. Ця теорія пояснює випадки, коли домогосподарства з однаковими доходами, але у різних соціальних групах, мають різні рівні споживання.

Підхід Дж. Д'юзенбері доволі успішно зміг пояснити парадокс Кузнєца. У 1946 році американський вчений С. Кузнєц, провівши емпіричні дослідження залежності споживання домогосподарств від доходу, дійшов висновку, що середня схильність до споживання домогосподарства не знижувалась через зростання його доходу [145].

Головними причинами відхилення гіпотези відносного доходу було те, що вона порушує припущення про раціональну поведінку, а також технічна складність математичних моделей, які використовували дослідники, оскільки функція корисності окремого домогосподарства залежить від функцій корисності інших домогосподарств.

Новий загальновідомий підхід до проблеми розподілу доходу на споживання та заощадження, який популярний і сьогодні, запропонували

Ф. Модільяні у своїй моделі життєвого циклу [159] та М. Фрідман у своїй гіпотезі перманентного доходу [123].

Ще одним вагомим мотивом для здійснення заощаджень є бажання залишити спадщину для нащадків, забезпечити їх ресурсами на деякий час.

Основним мотивом для заощадження є захист проти невизначеності майбутнього. Домогосподарство з метою захистити себе від потенційних негативних подій, які можуть виникнути у майбутньому – безробіття, втрата працездатності, серйозні проблеми із здоров'ям, створює грошовий резерв для убезпечення від цих подій.

Економіст В. Крупа виділив економічне, соціальне і політичне значення заощаджень для країни. Економічне значення заощаджень домогосподарств полягає у їхньому безпосередньому впливі на стан фінансового ринку та його забезпечення необхідними грошовими ресурсами. Соціальне значення заощаджень пов'язане з тим, що вони є джерелом додаткового доходу домогосподарств (наприклад у вигляді відсотків по депозиту), забезпечують збереження реальної купівельної спроможності доходів в умовах помірної інфляції, сприяють підвищенню життєвого рівня населення і його соціальної захищеності на випадок настання різного роду соціальних ризиків, підвищують якість задоволення потреб населення. Політичне значення заощаджень домогосподарств полягає у сприянні формуванню середнього класу суспільства та зміцненню його незалежності [55].

Загалом українські економісти вважають, що заощадження домогосподарств можуть стати альтернативою залучення іноземного капіталу, банківських кредитів, бюджетних коштів для фінансування реального сектору економіки України і мають значний потенціал в інвестуванні. М. Савлук наголошує, що першим цільовим призначенням заощаджень населення на макроекономічному рівні є забезпечення ресурсами фінансового ринку [15]. Основними проблемами, які стоять на шляху використання цих ресурсів, є недовіра населення до фінансових інституцій, державних гарантійних фондів та слабкий розвиток фінансового ринку в Україні. Додатковим негативним

чинником стала ще й світова фінансова криза 2008 року з її особливостями перебігу в Україні, а також політична нестабільність у країні протягом тривалого часу.

Іншою макроекономічною ціллю заощаджень домогосподарств М. Савлук вважає стимулювання продуктивності суспільної праці через психологічну впевненість «у завтрашньому дні», можливість задоволення домогосподарством ще неактуальних чи неусвідомлених сьогодні потреб [15].

Як бачимо, заощадження на мікроекономічному рівні відіграють важливу роль не лише для домогосподарств, вони також мають вагомий вплив на формування макроекономічної ситуації у країні і можуть бути одним із базових чинників економічного зростання.

На підставі аналізу вище описаних мотивів заощадження домогосподарством можна зробити висновок, що з таким видом діяльності домогосподарства як заощадження тісно пов’язана його діяльність під час залучення кредитних коштів, яка надає можливість домогосподарству розширювати своє теперішнє споживання за рахунок майбутніх доходів.

Р. Крамченко [54] вважає, що кредитування домогосподарства є формою економічних відносин між установами, які надають фінансові послуги, та окремими представниками домогосподарства, сутність яких полягає в отриманні додаткових коштів для задоволення своїх особистих потреб чи потреб домогосподарства.

Позитивні аспекти кредитування домогосподарств можна виділити як на мікроекономічному рівні, так і на макроекономічному рівні. На мікроекономічному рівні основна перевага залучення кредитних коштів домогосподарством полягає у збільшення власного добробуту вже сьогодні. Крім цього, варто зазначити, що збільшення домогосподарствами свого споживання у випадку придбання товарів та послуг національних виробників стимулює розвиток місцевих підприємств.

Відповідно вигода від використання домогосподарствами кредитних ресурсів для економіки країни вцілому полягає у збільшенні видатків сектору

домогосподарств на споживання. Зростання рівня споживання системи домогосподарств, спричинене додатковим кредитуванням, збільшує рівень внутрішнього валового продукту. Відповідно менша частка внутрішнього валового продукту повинна формуватись через інвестиції, державні видатки та чистий експорт.

Емпіричні дослідження у різних країнах показали, що ефект від заборгованості домогосподарств може мати як позитивний вплив на економічне зростання, так і негативний. Проте економісти погоджуються, що запозичення коштів для інвестування у розвиток людського капіталу домогосподарств може сприяти економічному зростанню [96, 115, 107, 125, 166].

Вивчення таких соціально-економічних видів діяльності домогосподарств, як прийняття рішень щодо одруження, розлучення, народження дітей та розвитку людського капіталу, набувають особливої актуальності в умовах збільшення впливу соціальної складової діяльності домогосподарства на розвиток економічної системи.

Розвиток людського капіталу є важливим видом економічної діяльності домогосподарства, який відносно недавно почав викликати науковий інтерес у світової наукової спільноти. Серед українських економістів дослідженням цього питання займались О. Гізело, О. Грішнова, С. Дмитрук, А. Колота, Д. Мельничук, М. Олієвська, Н. Перепелиця, О. Потьомкіна, А. Присяжнюк, О. Скібіцький, Г. Тітаренко, А. Турило та інші [10, 12, 13, 52, 61, 70, 72, 73, 74, 81, 85, 87].

На нашу думку, до людського капіталу можна віднести особливі та загальні знання людей, рівень їхнього ментального та фізичного здоров’я, рівень освіти, а інвестиції у людський капітал можна вважати особливим підвидом заощаджень домогосподарства.

Активне вивчення економістами поняття людського капіталу розпочалося у 50-их роках XX століття з робіт американського економіста Т. Шульца, який досліджував вплив інвестицій у людський капітал на економічне зростання національної економіки. Основою аналізу людського капіталу є припущення,

що індивіди приймають рішення про необхідний рівень освіти, професійних навичок, витрат на медичні обстеження та інших показників щодо знань та здоров'я, враховуючи можливі вигоди та втрати. Вигоди включають покращення у заробітках, культурний розвиток та інші нефінансові здобутки, а до втрат відносять вартість інвестицій та витраченого часу.

Людський капітал у формі здоров'я та у формі інтелектуального розвитку взаємозалежні і впливають один на одного. Люди з добрим здоров'ям мають кращі можливості розвивати свої навички, ніж люди з проблемним здоров'ям. Більш освідченні люди ведуть значно здоровіший спосіб життя.

Згідно з підходом американського вченого Г. Беккера людський капітал працівника прямо впливає на процес виробництва. Людський капітал відображає продуктивність працівника у будь-якій роботі, але у кожному випадку виконання різних робіт, завдань, залежно від ситуації буде часто мати різний результат. Г. Беккер вважав, що людський капітал є одновимірною характеристикою працівника [98].

Американський психолог Г. Гарднер наголошував на тому, що людський капітал є багатовимірною характеристикою, оскільки людина володіє багатьма навичками і по кожній з них має різну продуктивність. Найпростішим прикладом цього є розподіл умінь людини умовно на фізичні та розумові [126].

Американський економіст Т. Шульц розглядав людський капітал як здатність працівника до адаптації до змін у середовищі [168].

Американські економісти С. Бовлс та Г. Гінтіс вважали, що людський капітал забезпечує здатність людини до роботи в організаціях, виконання наказів, адаптації у суспільному житті. Вони вважали, що головне завдання освіти полягає у навчанні людини правильних підходів до життя [101].

Загалом поняття людського капіталу людини можна охарактеризувати як запас її знань або навичок (вроджених або набутих), який впливає на її продуктивність.

Людський капітал у різних людей значно відрізняється. Причини відмінності людського капіталу та здатності до його нагромадження такі:

1. Вроджені здібності: продуктивність праці працівників відрізняється часто за рахунок різних вроджених здібностей, які закладені у них на генетичному рівні.

2. Час, присвячений навчанню: один із найголовніших чинників, який враховують під час емпіричних досліджень людського капіталу. Часто на практиці відношення множинної кореляції цього чиннику з величиною заробітків значно менше ніж відповідні кореляційні відношення інших чинників та величини заробітків людини.

3. Якість освіти: однаковий час, присвячений освіті у різних навчальних закладах, приносить різний вклад у розвиток людського капіталу залежно від рівня освітнього закладу.

4. Розвиток професійно-кваліфікаційних навичок: цей елемент людського капіталу працівники найчастіше розвивають після загальної шкільної освіти, здійснюючи практичну діяльність на підприємствах чи професійно-технічних навчальних закладах. Дуже часто підприємства самостійно оплачують навчання своїх потенційних чи теперішніх працівників.

5. Вплив навколишнього середовища: тут найбільший вплив має соціальне оточення людини, у якому вона виросла та проживає [27].

Інвестування у членів домогосподарства, тобто у людський капітал, може приймати різні форми. Головний спосіб покращення людського капіталу полягає у використанні формальної освіти. За допомогою додаткової освіти можна отримати нові та покращити наявні знання щодо певної проблемної області. Людський капітал можна також покращувати і збільшувати за допомогою підтримки та розвитку власного здоров’я. Додаткові витрати на профілактичне відвідування лікаря, різні спортивні заняття та краще харчування може збільшити тривалість життя людини, зменшити кількість днів відсутності на роботі через хвороби та збільшити продуктивність праці.

Якість людського капіталу відіграє важливу роль у здійсненні іншого виду економічної діяльності домогосподарства – участі у ринку праці. Вища якість людського капіталу домогосподарства забезпечує кращу продуктивність праці і,

відповідно, більший рівень заробітної плати. Розвиток людського капіталу домогосподарства в першу чергу приносить користь самому домогосподарству на мікроекономічному рівні, а також сумарно економіці країни на макрорівні, оскільки стимулює її інтенсивне зростання.

Ще одним сучасним напрямом досліджень економічної теорії є вивчення таких соціально-економічних видів діяльності домогосподарств, як прийняття рішень щодо одруження, розлучення та народження дітей. Сьогодні економічна теорія намагається пояснити ці види діяльності домогосподарства з точки зору процесу раціонального прийняття рішень [106]. У більшості країн світу люди можуть вільно приймати рішення щодо таких питань: чи варто одружуватись, з ким одружуватись, коли одружуватись, чи необхідно розлучитись, а також планувати кількість дітей. Ці рішення прямо впливають на рівень задоволення та добробут учасників домогосподарства. Діяльність домогосподарства щодо одруження, розлучення та народження дітей також представляють науковий інтерес для економістів, оскільки пов’язані з часто значними витратами. Ці витрати можна поділити на два види [106]:

- організаційні витрати – це витрати, які виникають під час процесу організації весілля чи розлучення, сюди можна віднести витрати на юристів, церемонію, суди та інші витрати;
- витрати, пов’язані зі зміною стану, – це витрати, які учасники домогосподарства готові понести під час переходу у новий стан. До цього виду витрат можна включити втрачені вигоди від неодруженого або незаміжнього життя.

З економічної точки зору учасники домогосподарства будуть приймати рішення щодо зміни свого стану у випадку, якщо новий стан буде приносити їм більший рівень задоволення чи добробуту. Економісти наводять такі джерела надходження вигод від шлюбу та створення спільного домогосподарства:

- споживання учасниками домогосподарства благ спільного використання;
- спеціалізація учасників домогосподарства на певних функціях;
- економія від масштабу.

Благом спільного використання є благо, споживання якого однією особою не зменшує рівень його споживання іншими людьми. Класичним прикладом блага спільного використання є національна оборона, споживачем якої є кожен громадянин держави. Блага спільного використання у домогосподарстві мають подібну природу, але обмежені споживанням учасників цього домогосподарства. Прикладом такого блага у домогосподарстві є житлова площа, на якій проживають учасники домогосподарства. Блага спільного використання споживають всі учасники домогосподарства, тому кожен з них отримує додаткову вигоду, оскільки у випадку одноосібного споживання цього блага його вартість довелось би оплачувати самостійно.

Однією з основних причин створення сім'ї та спільного домогосподарства є спеціалізація учасників домогосподарства на виконанні різних робіт та отримана користь від такої співпраці. Протягом значного відрізку історії людства один із учасників домогосподарства спеціалізувався на роботі у домогосподарстві, зазвичай це був обов'язок жінок, а другий учасник домогосподарства спеціалізувався на роботі на ринку праці, зазвичай нею займалися чоловіки. Тому жінки, здебільшого, мають відносну перевагу у виконанні домашніх робіт, а чоловіки мають відносну перевагу у виконанні робіт на ринку праці. Гендерна спеціалізація була яскраво виражена до початку XX століття. Її причиною зазвичай була гендерна нерівність та природні чинники (чоловіки фізично сильніші за жінок). Внаслідок впливу науково-технічного прогресу природні чинники стали невизначальними, а проблеми гендерної нерівності з часом починають зникати, тому гендерна спеціалізація має тенденцію до зниження.

Ще одною перевагою домогосподарств, які складаються з кількох учасників, над одноосібними є економія від масштабу. Суть цього явища така ж, як і на підприємствах і полягає у тому, що під час збільшення чисельності учасників домогосподарства витрати на одну особу зменшуються.

Учасники домогосподарства розпочинають процес розлучення у випадку, коли їхні очікування щодо економічних умов у стані спільного

домогосподарства не виконані. Дуже часто процес пошуку партнера був не достатньо тривалим, що пов’язано із витратами на його пошук. Значні витрати на пошук партнера роблять шлюб менш привабливим і зменшують чисту вигоду, отриману від нього.

Дуже часто реальні вигоди від шлюбу значно менші, ніж очікувані. Це пов’язано з невизначеністю навколишнього середовища. Очевидно, що розлучення ймовірніше у випадку, коли очікувана вигода від шлюбу нижча, тому що реальна вигода буде значно нижчою через вплив невизначеності [106]. Крім цього, більша невизначеність веде до більшої дисперсії реальної вигоди від шлюбу навколо очікуваної вигоди, що також збільшує ймовірність розлучення.

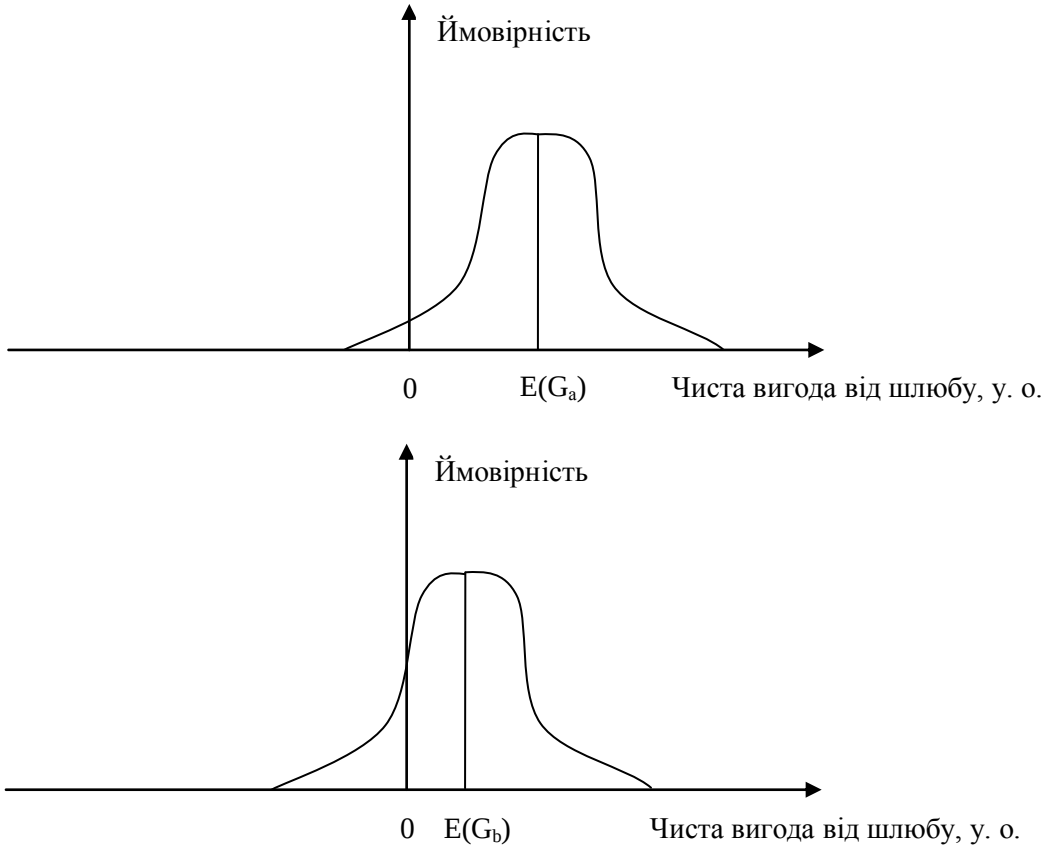


Рис. 1.3. Розподіли можливих чистих вигод від двох шлюбів з однаковою дисперсією, але з різними очікуваними чистими вигодами

Джерело: побудовано автором на основі [106].

На рис. 1.3 відображено розподіли можливих чистих вигод від двох шлюбів з однаковою дисперсією, але з різними очікуваними чистими вигодами

$E(G_a)$ та $E(G_b)$. Дзвоноподібна крива показує ймовірність отримання певної величини чистої вигоди від шлюбу. У двох випадках ймовірності отримання найменшої величини чистої вигоди від шлюбу та найбільшої – незначні. Точки максимуму дзвоноподібних кривих описують ймовірність отримання очікуваної чистої вигоди від шлюбу. У випадку шлюбу з вищою очікуваною вигодою $E(G_a)$ ймовірність отримання реальної чистої вигоди вища, ніж у випадку шлюбу з нижчою очікуваною вигодою $E(G_b)$ за умови однакового впливу невизначеності навколишнього середовища. У першому випадку площа області з від'ємною чистою вигодою від шлюбу менша, ніж у другому, тобто у першому випадку ймовірність вдалого шлюбу більша.

На рис. 1.4. відображено два види шлюбу А та В. У двох випадках очікувана вигода від шлюбу однакова. Вплив невизначеності на шлюб А більший ніж на шлюб В, що показано більшою дисперсією чистої вигоди від шлюбу. Більша невизначеність від навколишнього середовища у випадку А збільшує ймовірність отримання від'ємної вигоди від шлюбу та розлучення.

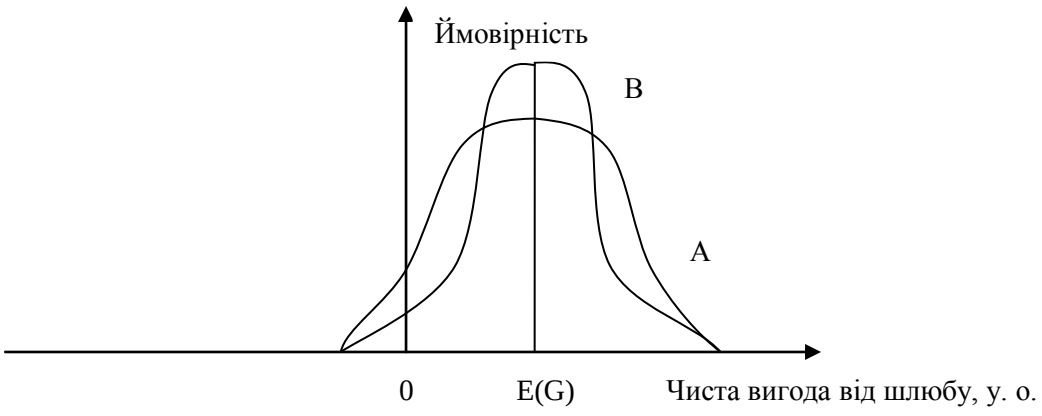


Рис. 1.4. Розподіл можливих чистих вигод від двох шлюбів з різною дисперсією, але з однаковими очікуваними чистими вигодами

Джерело: побудовано автором на основі [106].

Ці гіпотези формалізовано можна представити так:

$$P(D) = f[E(G), Var(G)],$$

де $P(D)$ – ймовірність розлучення;

$E(G)$ – величина очікуваної вигоди від шлюбу;

$Var(G)$ – дисперсія реальної вигоди від шлюбу.

Збільшення очікуваної вигоди від шлюбу $E(G)$ або зниження дисперсії реальної вигоди від шлюбу $Var(G)$ зменшує ймовірність розлучення:

$$\frac{\partial P(D)}{\partial E(G)} < 0;$$

$$\frac{\partial P(D)}{\partial Var(G)} > 0.$$

Як було зазначено вище, витрати на пошуки партнера зменшують чисту реальну вигоду від шлюбу. Відповідно, витрати на пошук партнера зменшують і очікувану вигоду від шлюбу:

$$\frac{\partial E(G)}{\partial C_s} < 0,$$

де C_s – витрати на пошук партнера.

Крім цього, витрати на пошуки партнера збільшують дисперсію реальних чистих вигод від шлюбу, оскільки більші витрати на пошуки зменшують кількість отриманої інформації, що збільшує невизначеність:

$$\frac{\partial Var(G)}{\partial C_s} > 0.$$

Шлюб та розлучення є економічними подіями у життєвому циклі домогосподарства. Навколишнє середовище має вагомий вплив на рішення учасників домогосподарства щодо шлюбу та розлучення.

Дослідження проблем народжуваності ще почались з робіт англійського економіста та демографа Т. Мальтуса [153]. Він вважав, що у майбутньому індустріальні країни очікує перенаселення. Помилка Т. Мальтуса полягала у тому, що він не врахував збільшення вартості часу, витраченого на догляд за дітьми в індустріальних країнах. Крім цього, зростає кількість необхідних навичок, які слід знати майбутнім членам суспільства, що додатково збільшує вартість догляду за дітьми.

Економічна суть народження та догляду дітей полягає у тому, що:

1) діти приносять задоволення та корисність батькам;
2) батьки можуть планувати кількість дітей та час їхнього народження;

3) виховання дітей вимагає значних витрат.

Деякі економісти порівнюють дітей з товарами довготривалого користування, оскільки вони приносять користь та задоволення на довгому проміжку часу. Обслуговування товарів довгострокового користування та дітей необхідне протягом усього часу. Різниця між ними полягає у тому, що витрати на обслуговування товарів необхідні для підтримання робочого стану, а витрати на дітей здійснюють для їхнього розвитку і до моменту їхньої незалежності від батьків. Основні витрати на товари довготривалого використання припадають на момент придбання, а більшість витрат на дітей прилягає на період їхнього виховання і розтягнені на дуже значному проміжку часу [106].

Г. Беккер у своїх дослідженнях розглядав дітей як довгострокову інвестицію, яка потребує великих грошових вкладень, але з часом повертає їх у повній мірі і може забезпечити батьків спокійною старістю [98].

Економісти виділяють два види чинників, які впливають на рішення домогосподарства щодо кількості дітей: освіта та релігія. Освітній чинник впливає трьома способами. По-перше, вчені вважають, що більш освідчені батьки надають перевагу освіті своїх дітей, а не їхній кількості. Освідченіші батьки намагатимуться збільшувати якість людського капіталу дитини і витрачатимуть більші кошти на одну дитину, ніж менш освідчені батьки. По-друге, зазвичай, час більш освідчених людей дорожчий, що збільшує вартість часу, витраченого на виховання дітей, і зменшує попит домогосподарства на кількість дітей. По-третє, економісти дослідили, що більш освідчені учасники домогосподарства планують народжувати дітей пізніше, ніж менш освідчені; народження дітей вони відкладають до моменту, коли їхні доходи зростуть до відносно високого рівня, що залишає менше часу для дітородного періоду. Релігійний вплив не завжди однозначний. Залежно від релігійного сповідання та його ставлення до народжуваності попит домогосподарства на дітей може бути різний [106].

Ю. Станкевич [83] виділяє такі економічні мотиви бажання членів домогосподарства мати дітей:

1. Потреба зробити внесок у суспільне відтворення сім'ї, показати здатність до виховання дітей. У таких відносинах діти виступають як споживче благо.

2. «Самострахування на старість». Незважаючи на те, що у розвинутих країнах люди більше покладаються на наявне пенсійне забезпечення, збереження ринком альтернативного пенсійного страхування все ще має місце.

3. Діти можуть бути важливим джерелом праці, особливо в домогосподарствах, які проживають у сільській місцевості або займаються фермерством. Спочатку батьки інвестують у розвиток дітей, а потім, коли останні отримують кваліфікацію й стають носіями робочої сили, батьки отримують дивіденди від своїх вкладень.

4. Перевищення можливих прибутків в майбутньому над витратами на виховання дітей.

Народжування дітей та догляд за ними є ще одним із способів розширення людського капіталу. За рахунок дітей батьки можуть забезпечити свою старість, цей мотив особливо актуальний у країнах, що розвиваються. Натомість у розвинутих країнах цей мотив може бути зовсім відсутнім, оскільки там діють хороші програми соціального захисту.

Загалом виділимо такі основні види економічної діяльності домогосподарства: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, розвиток людського капіталу, участь на ринку праці, виробництво у домогосподарстві. Перелічені види економічної діяльності усіх домогосподарств мають значний вплив на розвиток економіки країни вцілому.

1.2. Структура та функції системи домогосподарств України

Система домогосподарств є соціально-економічною системою, яка виконує функції як соціального, так і економічного характеру. Досить важко визначити, які функції домогосподарства більш важливі: економічні чи соціальні. Від початку створення інституту домогосподарства ці два види функцій тісно співіснували. Зазначимо, що соціальні функції домогосподарства

загалом залишились незмінними по своїй суті, проте економічні функції домогосподарства постійно піддаються впливу науково-технічного процесу, набувають змін, стають більш вагомими, тому їхнє дослідження стає більш актуальним.

На нашу думку, соціально-економічні системи, до яких відносять систему домогосподарств, – це складно організовані сукупності об'єктів, серед яких повинні бути окремі індивіди чи об'єднані групи індивідів, поєднані зв'язками різноманітної природи та взаємовідносинами, що формують цілісний комплекс та здійснюють взаємоузгоджені соціальні і економічні функції згідно із певними зазначеними закономірностями, характерними цій системі, та чітко сформованою ціллю функціонування.

Домогосподарську систему можна досліджувати з точки зору мікроекономіки та макроекономіки. На першому етапі дослідження структури та функцій системи домогосподарств України на макроекономічному рівні розглянемо відому структурну схему трьохсекторної економіки, до складу якої входять держава, фірми-виробники та домогосподарства (рис. 1.5).

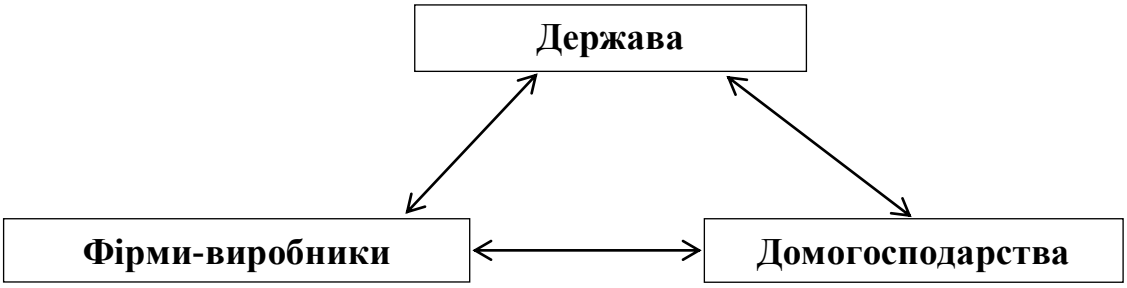


Рис. 1.5. Структурна схема трьохсекторної економіки

Джерело: побудовано автором

На нашу думку, держава в такій економіці виступає регулятором та основним суб'єктом управління у країні за допомогою створених владних, урядових та інших організацій, сформованої роками нормативно правової-бази та певних усталених традицій. За ступенем важливості функціонування всі компоненти цієї системи рівносильні, але при своїй взаємодії фірми-виробники та домогосподарства вважаються підлеглими відносно державного апарату, що є наслідком природньої потреби функціонування макроекономічної системи

загалом. Системи домогосподарств та фірм-виробників перебувають на одному рівні ієрархії. Ці три агрегованих сектори тісно взаємодіють між собою та залежать один від одного через матеріальні та інформаційні канали. За допомогою матеріальних каналів відбувається обмін матеріальними та фінансовими ресурсами, а за допомогою інформаційних каналів здійснюється передача інформації про стан, потреби, можливі зміни у кожній ланці та управлінських сигналів.

Розглянемо взаємодію держави та системи домогосподарств. В першу чергу, державний апарат створений з метою забезпечення функціонування, життєздатності, безпеки, захисту інтересів та гідного рівня життя своїх громадян. Одним із методів забезпечення цієї мети, на нашу думку, є здійснення трансферних платежів, надання субсидій та інших видів соціальної допомоги. У свою чергу домогосподарства беруть участь у виробництві благ, формуванні людського капіталу, сплачують різні податкові платежі, завдяки чому відбувається тісний взаємозв'язок цих двох елементів економічної системи.

Важлива роль, яку система домогосподарств відіграє в економіці країни при взаємодії із фірмами-виробниками, полягає у тому, що вони є постачальником факторів виробництва, зокрема робочої сили. Крім того, домогосподарства формують великий ринок збуту продукції, виробленої фірмами, оскільки є основними споживачами цієї продукції. Водночас домогосподарства можуть бути інвесторами (прямими чи опосередкованими), частина заощаджень яких вкладається у розширення виробництва вже існуючих підприємств чи на створення нових.

Всі три агрегованих сектори тісно взаємодіють між собою та залежать один від одного. Одна із перших спроб формалізованого представлення взаємодії трьох секторів економіки була здійснена британським математиком та економістом Ф. Ремзі у 1928 році [162].

Аналіз структури системи домогосподарства України продовжимо за допомогою детальнішого дослідження функціонування агрегованої сукупності усіх домогосподарств країни на макроекономічному рівні. У цьому випадку між

елементами системи відсутні взаємовідносини строгої підлеглості за ієрархією, що є характерним для сучасного розвиненого суспільства. Функціонально всі домогосподарства можна вважати однаковими із незначними відмінностями, якими можна знехтувати під час здійснення макроекономічних досліджень.

Усі домогосподарства у країні поєднані між собою матеріальними та інформаційними зв'язками, проте сила цих зв'язків різна і значно залежить від територіального розміщення і, особливо, від соціально-родинних відносин між домогосподарствами. За допомогою інформаційних зв'язків відбувається обмін інформації між домогосподарствами різного ступеня важливості, починаючи від звичайних новин, завершуючи обміном досвідом про здійснення ефективнішої економічної діяльності. Матеріальні зв'язки можуть слугувати засобом обміну фізичними чи монетарними ресурсами між домогосподарствами.

Під час дослідження системи домогосподарств країни на макроекономічному рівні, на нашу думку, доцільно розглядати територіальний поділ домогосподарств за їхньою приналежністю до певної територіальної громади. Домогосподарства територіальних громад також поєднані між собою матеріальними та інформаційними зв'язками, функціонування яких аналогічне до випадку, описаного вище. Варто відмітити, що термін «територіальна громада» використано для того, щоб можна було проводити аналіз системи домогосподарств різного рівня агрегування (область, район, населений пункт, вулиця, окремий будинок).

Зазначимо, що для системи домогосподарств на макроекономічному рівні характерні типові, досить прості за своєю структурою, поєднання елементів та зв'язків між ними. Щодо самих зв'язків слід відмітити, що вони спрямовані, але дуже часто залежно від особливостей домогосподарств можуть бути різноманітної сили, для них не характерне підпорядковування, а найважливішою ознакою є рівноправність.

За своїм походженням система домогосподарств на макроекономічному рівні належить до природних систем, які виникли та функціонують за участі людини. Завдяки участі людини у системі домогосподарств її можна

виокремити у категорію цілеспрямованих систем. Крім цього, за природою елементів та її підсистем система домогосподарств належить до класу реальних систем.

За складністю взаємозв'язків між елементами системи домогосподарств на макроекономічному рівні її можна віднести до великих простих систем. Їй притаманна розгалужена структура із значною кількістю взаємопов'язаних і взаємодіючих елементів – усіх домогосподарств у національному масштабі, що свідчить про значну величину системи. Проте система домогосподарств на макроекономічному рівні не відзначається надто тісними зв'язками, що свідчить про її структурну простоту. Наявність елементів управління у системі домогосподарств відносить її до класу кібернетичних систем.

За характером переходу з одного стану в інший система домогосподарств на макроекономічному рівні належить до динамічних, тому що переходи у нові стани цієї системи не відбуваються миттєво, а внаслідок деякого поступового процесу змін. Оскільки система домогосподарств є соціально-економічною системою і на її функціонування у значній мірі має вплив людський фактор, то з погляду взаємозумовленості подій, які відбуваються у системі домогосподарств, її відносять до стохастичних.

На нашу думку, відносно міри впливу навколишнього середовища і практичної значущості цього впливу систему домогосподарств на макроекономічному рівні відносять до відкритих:

- система домогосподарств цілковито відкрита для впливу навколишнього середовища;
- впливи навколишнього середовища на систему домогосподарств викликають у ній суттєві зміни характеру поведінки функціонування елементів системи;
- система домогосподарств взаємодіє двоїсто із навколишнім середовищем, тобто навколишнє середовище також отримує впливи зі сторони системи [20].

Науковий інтерес представляє дослідження ступеня організованості системи домогосподарств. З однієї сторони, це добре організована система, якій характерні чітко визначені елементи, їхня взаємодія, правила об'єднання та цілі функціонування, можна запропонувати її детермінований опис, але, з іншої сторони, у певні моменти часу, зазвичай при запланованих змінах стану системи, їй притаманні процеси самоорганізації. Самоорганізація притаманна усім системам, що мають здатність до розвитку, адаптації до змін умов функціонування, здатність формувати можливі варіанти діяльності і вибирати оптимальну серед всіх доступних альтернатив.

За тривалістю існування система домогосподарств на макроекономічному рівні належить до постійних систем. Деякі природні зміни (розділення, об'єднання, зникнення), що відбуваються у структурі та кількості домогосподарств, не мають помітного впливу на агреговані характеристики сектору домогосподарств.

За реакцією на збурюючі чинники систему домогосподарств на макроекономічному рівні класифікуємо до активних, оскільки при будь-якій зовнішній дії навколишнього середовища у системі домогосподарств виникає відповідна реакція і протидія. За відсутності будь-яких зовнішніх впливів зі сторони навколишнього середовища система домогосподарств може зберігати свій теперішній стан досить довгий період часу, що свідчить про властивість рівноваги системи. Крім цього, її характеризує така класифікаційна ознака, як стійкість, тобто здатність повертатись у стан рівноваги після виведення її з цього стану унаслідок впливу зовнішніх збурюючих чинників навколишнього середовища.

Система домогосподарств на макроекономічному рівні успішно функціонує у навколишньому середовищі завдяки пристосованості та узгодженості з ним. Основними характерними рисами зовнішнього середовища системи домогосподарств є його складність та невизначеність. Складність навколишнього середовища проявляється через неймовірно велику кількість можливих чинників впливу. Невизначеність навколишнього середовища

проявляється у неможливості повного прогнозування усіх чинників впливу та ступеня їхнього впливу на систему. Навколишнє середовище у вигляді державного апарату має можливість здійснювати управління системою домогосподарств на макроекономічному рівні, яке здійснюють за допомогою фіскальної та монетарної економічної політики.

Отже, класифікацію властивостей системи домогосподарств України на макроекономічному рівні представлено у табл. 1.1.

Таблиця 1.1

Класифікаційні ознаки системи домогосподарств на макроекономічному рівні

№	Класифікаційна ознака	Клас системи домогосподарств на макроекономічному рівні
1	За походженням	природна
2	За природою елементів	реальна
3	За видом об’єкта	соціально-економічна
4	За складністю взаємозв’язків	велика проста
5	За характером поводження	керована (кібернетична)
6	За характером переходу з одного стану в інший	динамічна
7	За характером взаємозумовленості подій	стохастична
8	За мірою впливу навколишнього середовища	відкрита
9	За ступенем організованості	добре організована, зі здатністю до самоорганізації
10	За тривалістю існування	постійна
11	За реакцією на збурювальні чинники	активна
12	За здатністю до рівноваги	рівноважна
13	За стійкістю	стійка

Джерело: побудовано автором

На мікроекономічному рівні багато різних економічних об’єктів та домогосподарства взаємодіють між собою. Рішення, які приймаються у домогосподарствах щодо споживання, заощадження, розвитку людського капіталу тощо, мають значний вплив на навколишнє середовище. Для кращого розуміння процесів, які відбуваються у домогосподарстві як системі на мікроекономічному рівні, необхідне детальне вивчення структури та функцій

цієї системи, а також її елементів та їхньої взаємодії з навколишнім середовищем.

На нашу думку, учасників домогосподарства можна розділити на дві групи:

1) члени домогосподарства, що беруть участь у процесах прийняття рішень;

2) інші (рядові) члени домогосподарства, які повинні підпорядковуватись особам, що приймають рішення.

Домогосподарства на чолі з одноосібним керівництвом відносять до унітарних [97]. У випадку більшої кількості осіб, що беруть участь у процесах прийняття рішень, для дослідження поведінки такої системи використовують колективні підходи моделювання [110].

Між учасниками домогосподарства, що беруть участь у процесах прийняття рішень, існують рівноправні зв'язки, які також притаманні рядовим учасникам домогосподарства. Учасники домогосподарства керівного складу та інші члени домогосподарства з'єднані між собою прямими та зворотними зв'язками підпорядковування та управління для забезпечення функціонування цілої системи. За допомогою цих зв'язків у домогосподарстві поширюються управлінські сигнали. Крім того, традиційно у цих взаємовідносинах ще також наявні зв'язки породження або генетичні. Всі учасники домогосподарства пов'язані між собою інформаційними та матеріальними каналами. По матеріальним каналам відбувається обмін певними фізичними об'єктами, предметами та фінансовими ресурсами між учасниками домогосподарства, тобто загалом це інструмент розподілу різноманітних ресурсів у домогосподарстві. Відповідно по інформаційним каналам проходять управлінські сигнали, команди, рішення, накази, тобто керівна інформація, а також інформація про стан кожного елемента домогосподарства. Характерною рисою всіх зв'язків домогосподарства на мікроекономічному рівні є їхня значна спрямованість та сила.

Узагальнену структурно-функціональну схему домогосподарства як системи на мікроекономічному рівні наведено на рис. 1.6.

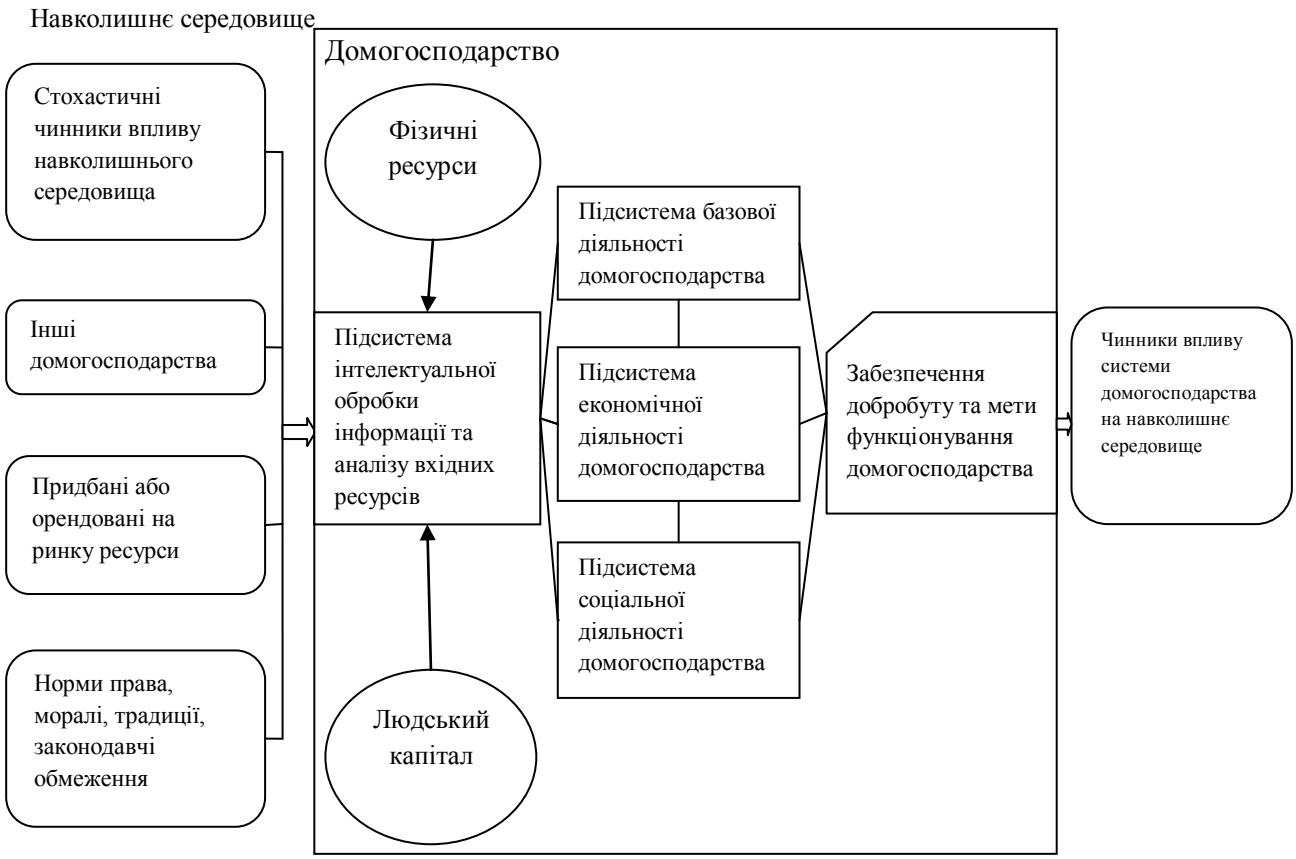


Рис. 1.6. Структурно-функціональна схема домогосподарства на мікроекономічному рівні

Джерело: побудовано автором

На мікроекономічному рівні можна виділити декілька чинників впливу навколишнього середовища на домогосподарство. В першу чергу, найбільшого впливу домогосподарство зазнає від стохастичної поведінки навколишнього середовища, яку майже неможливо цілковито передбачити. Ця поведінка може бути глобального характеру і впливати на всі домогосподарства одночасно, наприклад, вплив різних природних явищ, змін у природі, політичні, екологічні, техногенні катастрофи. Стохастичні чинники також можуть бути лише локальними і мати вплив безпосередньо на певне домогосподарство. У таких випадках локальні чинники впливу навколишнього середовища на домогосподарство змінюють, зазвичай, стан його людського капіталу (наприклад, через хвороби, втрату працездатності тощо) або на стан її власних фізичних ресурсів.

Ще одним вагомим чинником впливу на домогосподарство є інші домогосподарства, з якими необхідно взаємодіяти у соціумі. Зазвичай взаємодія між домогосподарствами відбувається шляхом обміну матеріальними та інформаційними ресурсами, а також звичайного соціального співіснування. Вплив одного домогосподарства на інше може бути як позитивним, так і негативним.

Наступним важливим чинником впливу навколишнього середовища на домогосподарство на мікроекономічному рівні є придбані чи орендовані ресурси на ринку. Тут більш важливо відмітити про силу впливу стану, змін і кон'юнктури ринку на домогосподарську систему, оскільки ресурси використовують за певних визначених умовах, а під час зміни ринкової ситуації, домогосподарство повинно змінювати свою стратегію поведінки.

Решта чинників навколишнього середовища, що впливають на домогосподарство, складаються із сформованих у державі норм права, законів, моралі, різноманітних традицій. Сюди ж варто віднести цілеспрямований вплив управлінських рішень уряду, державних органів влади та місцевого самоврядування, тобто результати проведеної макроекономічної політики владних структур, різні політичні, соціальні реформи та нововведення.

Якщо проаналізувати функціональну структуру самої системи домогосподарства на мікроекономічному рівні, то можна виділити декілька підсистем, які повинні забезпечувати добробут домогосподарства, досягнення всіх поставлених цілей, раціональне функціонування всієї системи домогосподарства загалом, тобто підтримувати систему у стані гомеостазу.

Гомеостаз системи – це можливість системи зберігати свої основні характеристики та функції під впливом навколишнього середовища під час взаємодії з ним і уникати деструктивних та безповоротних негативних змін у системі [8].

Серед підсистем домогосподарства на мікроекономічному рівні, на нашу думку, які забезпечують гомеостаз системи, виділено:

- підсистему інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів;
- підсистему базової діяльності домогосподарства;
- підсистему соціальної діяльності домогосподарства;
- підсистему економічної діяльності домогосподарства.

У підсистему інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів спрямовано два види ресурсів, якими володіє домогосподарство: фізичні ресурси та людський капітал. Ці два види ресурсів є власністю домогосподарства і виступають інструментами цієї підсистеми. Фізичні ресурси можуть включати різні технічні прилади, оргтехніку, інструменти, знаряддя праці, меблі, апартаменти та інші фізичні ресурси, якими користуються учасники домогосподарства. У ролі людського капіталу виступають самі учасники домогосподарства з різними навичками, управлінськими вміннями та вкладеною інтелектуальною або фізичною працею. Саме у підсистемі інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів відбуваються процеси прийняття рішень, які перетворюються на управлінські сигнали, що далі спрямовані у наступні підсистеми системи домогосподарства за допомогою інформаційних каналів. Підсистема інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів також забезпечує адаптацію поведінки домогосподарства на дію всіх зовнішніх чинників із навколишнього середовища.

Підсистема базової діяльності домогосподарства забезпечує виконання основних функцій по життєзабезпеченню домогосподарства. Сюди можна віднести такі базові дії, як приготування їжі, прибирання території, тобто забезпечення фізіологічних потреб членів домогосподарства.

Підсистема соціальної діяльності домогосподарства виконує соціокультурні та виховні функції домогосподарства і дуже тісно пов’язана з підсистемою економічної діяльності домогосподарства через свій вклад у розвиток людського капіталу. За допомогою підсистеми соціальної діяльності

домогосподарства відбувається також соціальна взаємодія з іншими домогосподарствами та суспільством загалом.

Підсистема економічної діяльності домогосподарства виконує економічні функції і буде більш детально досліджена нижче.

Усі підсистеми домогосподарства на мікроекономічному рівні пов'язані між собою сильними та спрямованими інформаційними зв'язками. За впливом на стан системи зв'язки між підсистемами базової діяльності, соціальної діяльності та економічної діяльності домогосподарства рівноправні. Ці підсистеми з'єднані з підсистемою інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів за допомогою зв'язків підпорядковування та управління, через які передаються керуючі сигнали щодо функціонування підпорядкованих підсистем.

Підсистема економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному рівні забезпечує виконання таких функцій: споживання, заощадження та залучення кредитних коштів, розвиток людського капіталу, участь на ринку праці, внутрішнє виробництво домогосподарства. Розглянемо структурно-функціональну схему підсистеми економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному рівні (рис. 1.7).

Функція споживання підсистеми економічної діяльності домогосподарства забезпечує пряме споживання товарів та послуг, які надходять у домогосподарство із навколишнього середовища або вироблені на внутрішньому виробництві домогосподарства. Ця функція також формує потреби та попит на товари і послуги, але, оскільки потреби завжди зростають під час їхнього задоволення, регулювання рівня цих потреб відбувається у підсистемі інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів. Функцію споживання підсистеми економічної діяльності домогосподарства вважаємо дещо вагомішою серед інших, оскільки агреговане споживання усіх домогосподарств є рушієм економіки та створює можливості для економічного зростання у країні.

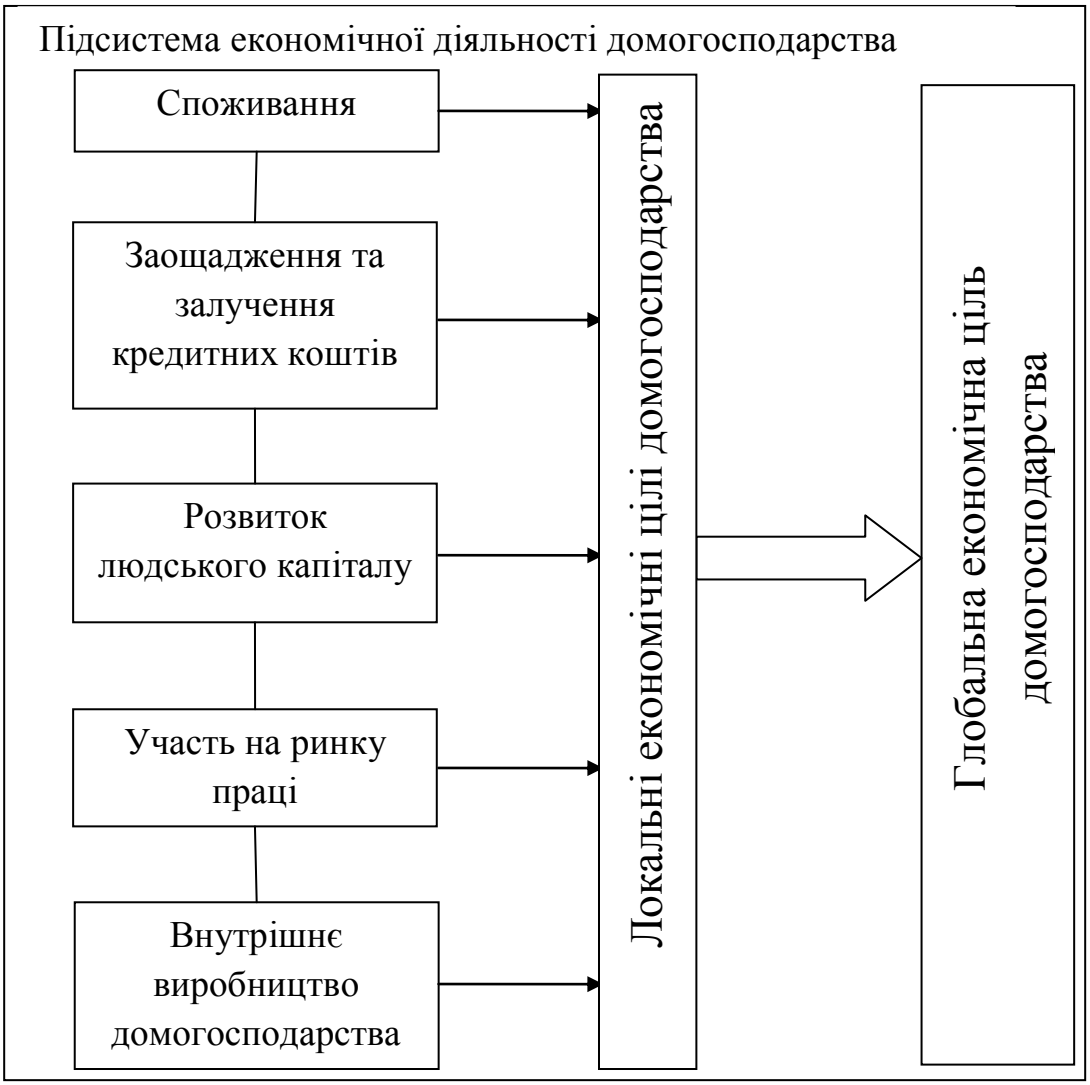


Рис. 1.7. Структурно-функціональна схема підсистеми економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному рівні

Джерело: побудовано автором

Функція заощадження та залучення кредитних коштів виконує дві тісно взаємопов'язані функції економічної діяльності домогосподарства. Перша функція полягає у заощадженні залишкових фінансових ресурсів після здійснення процесу споживання, а друга – у залученні додаткових фінансових ресурсів у тому випадку, якщо наявні фонди у домогосподарстві не можуть забезпечити необхідний рівень споживання, тобто це протилежні за своєю суттю функції, які дозволяють маневрувати системі домогосподарства для забезпечення виконання локальних цілей та глобальної цілі. Функція заощадження та залучення кредитних коштів підсистеми економічної діяльності домогосподарства може мати значний вплив на навколишнє середовище,

оскільки його функціонування впливає на розподіл фінансових ресурсів в економіці в цілому. Як відомо, заощадження домогосподарств у розвинених країнах світу становлять значну частку інвестиційних ресурсів. Залучення кредитних коштів прямо впливає на стан банківських та небанківських кредитних установ.

Наступна функція підсистеми економічної діяльності домогосподарства відповідає за розвиток людського капіталу у домогосподарстві. Функція забезпечення участі на ринку праці підсистеми економічної діяльності домогосподарства організовує процеси розподілу витрат часу і визначення місця праці на ринку у навколишньому середовищі, оскільки можливим альтернативним місцем та способом використання цього цінного ресурсу є внутрішнє виробництво домогосподарства та відпочинок для відновлення людського капіталу.

Функція внутрішнього виробництва домогосподарства тісно пов’язана із попередньою. Залежно від особливостей домогосподарства може відбуватись активніше функціонування одного або іншого напряму. Домогосподарствам, розміщеним на сільській території, притаманне активніше функціонування елемента внутрішнього виробництва. Ця функція активніше діє у домогосподарствах з власним родинним бізнесом. За допомогою цієї функції домогосподарство стає більш схожим на виробничу систему, особливо із залученням додаткового людського капіталу у вигляді найманої праці із навколишнього середовища.

Елементи підсистеми економічної діяльності домогосподарства взаємодіють між собою в основному за допомогою внутрішніх інформаційних рівноправних зв’язків, а також частково матеріальних. Відмітимо, що матеріальні канали відіграють важливішу роль під час зовнішньої взаємодії підсистеми економічної діяльності домогосподарства з іншими підсистемами загалом. Оскільки усі елементи підсистеми економічної діяльності домогосподарства пов’язані рівноправними зв’язками, для визначення пріоритетної на певний момент часу економічної функції підсистема

інтелектуальної обробки інформації та аналізу вхідних ресурсів надсилає управлінські сигнали.

Загалом підсистема економічної діяльності домогосподарства підпорядкована закономірностям систем. Набір елементів цієї підсистеми формує цілісний функціональний елемент системи домогосподарства із новими якостями, які не притаманні окремим елементам. Варто наголосити, що домогосподарство як система на мікроекономічному рівні наближається до абсолютної цілісності та прогресуючої систематизації на відміну від системи домогосподарств на макроекономічному рівні, яка тяжіє до абсолютної адитивності. Інша характерна закономірність підсистеми економічної діяльності домогосподарства – інтегративність, яка забезпечує системозберігаюче поєднання всіх важливих елементів підсистеми і дозволяє уникати суперечливість між ними. Властивість комунікативності підсистеми дозволяє їй взаємодіяти з іншими підсистемами.

За своїм походженням система домогосподарства на мікроекономічному рівні належить до природних систем, вона виникла та функціонує за участі людини. Завдяки участі людини у системі домогосподарства її можна виокремити у категорію цілеспрямованих систем. Крім цього, за природою елементів та її підсистем система домогосподарства належить до класу реальних систем.

За складністю взаємозв’язків між елементами системи домогосподарства на мікроекономічному рівні її можна віднести до досить великих складних систем, оскільки їй характерна розгалужена структура із значною кількістю взаємопов’язаних і взаємодіючих підсистем та елементів. У системі домогосподарства постійно відбувається посилення взаємовпливу складових елементів. Взаємодія елементів системи домогосподарства відзначається настільки тісними зв’язками, що уособлене дослідження цих підсистем може спричинити неправдиві висновки. Складність та присутність елементів управління у системі домогосподарства відносить її до класу кібернетичних систем. Важливою рисою складних кібернетичних систем є емерджентність,

тобто набуття нових специфічних ознак та властивостей у системі завдяки поєднанню і спільній взаємодії її складових елементів.

За характером переходу з одного стану в інший система домогосподарства на мікроекономічному рівні належить до динамічних, тому що переходи у нові стани цієї системи не відбуваються миттєво, а внаслідок деякого поступового процесу змін. Оскільки домогосподарство є соціально-економічною системою і на його функціонування у значній мірі має вплив людський фактор, то з погляду взаємозумовленості подій, які відбуваються у системі, її відносять до стохастичних.

Відносно міри впливу навколишнього середовища і практичної значущості цього впливу систему домогосподарства відносять до відкритих:

- система домогосподарства цілковито відкрита для впливу навколишнього середовища;
- впливи навколишнього середовища на систему домогосподарства викликають у ній суттєві зміни характеру поведінки функціонування елементів системи;
- система домогосподарства взаємодіє із навколишнім середовищем, тобто навколишнє середовище також отримує впливи зі сторони системи [38].

За ступенем організованості домогосподарству характерні такі ж властивості, як і системі домогосподарств на макроекономічному рівні. Завдяки можливостям пристосування, відновлення і самовідтворення домогосподарства можуть об’єднуватись, роз’єднуватись або породжувати нові системи шляхом відділення учасників домогосподарства і можливого об’єднання з учасниками інших домогосподарств за допомогою інструментів соціалізації. Ще однією важливою ознакою системи домогосподарства є властивість до самовдосконалення.

Дещо спірною є класифікація системи домогосподарства щодо тривалості існування. До постійних систем однозначно систему домогосподарства не можна віднести, оскільки тривалість існування цієї системи залежить від тривалості життєвого циклу учасників домогосподарства, але завдяки такому

соціальному явищу, як зміна поколінь учасників системи домогосподарства, у випадку, якщо вони не відокремились у нову окрему систему, а продовжують існування на основі попередньої, можна стверджувати одночасно і про відносну постійність системи, проте з іншими учасниками.

Характер реакції домогосподарства на мікроекономічному рівні на збурюючи чинники аналогічний до реакції системи домогосподарств на макроекономічному рівні. Системі домогосподарства на мікроекономічному рівні також властива рівно важність та стійкість.

Класифікацію властивостей системи домогосподарства на мікроекономічному рівні представлено у табл. 1.2.

Таблиця 1.2

Класифікаційні ознаки системи домогосподарства на мікроекономічному рівні

№	Класифікаційна ознака	Клас системи домогосподарства на мікроекономічному рівні
1	За походженням	природна
2	За природою елементів	реальна
3	За видом відображуваного об’єкта	соціально-економічна
4	За складністю взаємозв’язків	велика складна
5	За характером поводження	керована (кібернетична)
6	За характером переходу з одного стану в інший	динамічна
7	За характером взаємозумовленості подій	стохастична
8	За мірою впливу навколишнього середовища	відкрита
9	За ступенем організованості	добре організована, зі здатністю до самоорганізації
10	За тривалістю існування	умовно постійна
11	За реакцією на збурювальні чинники	активна
12	За здатністю до рівноваги	рівноважна
13	За стійкістю	стійка

Джерело: побудовано автором

Система домогосподарств, як соціально-економічна система, виконує функції як соціального, так і економічного характеру. ЇЇ можна досліджувати з точки зору мікроекономіки та макроекономіки. Властивості систем домогосподарств на мікро- та макрорівні загалом схожі, хоча мають деякі незначні відмінності.

1.3. Порівняльний аналіз підходів до моделювання економічної діяльності домогосподарств

Питання, пов’язані з діяльністю домогосподарства, вивчаються науковцями різних дисциплін таких як антропологія, соціологія, психологія та економіка. Представники економічної науки спершу не розглядали домогосподарство як об’єкт дослідження, натомість вони досліджували індивіда та його споживання. Сьогодні ж в основі економічного аналізу поведінки та діяльності домогосподарства лежить неокласична економічна теорія (споживання та виробництва).

Згідно з теорією споживання домогосподарство має на меті максимізувати свою корисність або рівень задоволення, споживаючи оптимальний набір товарів та послуг (у складних моделях такі оптимальні набори включають комбінації, які містять не лише товари та послуги, а, ще наприклад, вільний час та інші елементи). Загальна вартість товарів та послуг, які споживає домогосподарство, обмежена наявним рівнем доходу, який залежить від витраченого часу учасників домогосподарства на ринку праці за певної ставки заробітної плати. Оптимальний рівень споживання буде досягнуто у випадку, коли задоволення домогосподарства або гранична корисність кожного додаткового спожитого елемента буде однаковою для всіх видів елементів [108].

Ідея функції корисності домогосподарства та припущення про бажання домогосподарства максимізувати свою корисність є найважливішими внесками неокласичної теорії споживання у дослідження економічної діяльності

домогосподарства. Фактично усі математичні моделі, які досліджують економічну діяльність домогосподарства використовують ці базові концепції.

Неокласична теорія виробництва також внесла декілька важливих концепцій у дослідження та розуміння економічної діяльності домогосподарства.

По-перше, теорія виробництва надає теоретичну основу для розуміння розподілу ресурсів, якими володіє домогосподарство, для максимізації доходу.

По-друге, теорія виробництва надає теоретичну основу для розуміння проблем технологічної, розподільчої та економічної ефективності. Завдяки цьому є можливість досліджувати реакцію системи домогосподарств на зміну ринкових цін та технологій.

Одним із перших економістів, який спробував поєднати виробничу та споживчу діяльності у дослідженні домогосподарства, був російський дослідник аграрного сектору А. Чаянов [89].

У математичній моделі, яку А. Чаянов запропонував ще у 20-их роках XX століття, домогосподарство максимізує свою корисність від споживання благ, вироблених у власному господарстві, придбаних товарів та послуг на ринку та вільного часу. Будучи одним з перших, хто поєднав максимізацію корисності з теорії споживання та виробничу діяльність, А. Чаянов запровадив теоретичні основи для інтегрованих моделей прийняття економічних рішень у домогосподарстві.

Припущення моделі Чаянова пов’язані із взаємодією домогосподарства та ринку. Головне припущення його моделі полягає у тому, що аграрне домогосподарство має обмежений доступ до ринку праці і необмежений доступ до земельної площі, яку може обробляти.

Вдалу спробу удосконалити неокласичну теорію споживання зробив відомий американський дослідник домогосподарства Г. Беккер [97]. Завдяки Г. Беккеру вивчення домогосподарства вийшло на порядок денний сучасної західної економічної науки. Він запропонував альтернативну модель розподілу

часу у домогосподарстві. Напрямок досліджень Г. Беккера отримав назву «New Home Economics».

У математичних моделях цього напрямку домогосподарство отримує корисність не відразу після придбання товарів та послуг на ринку, а після споживання благ, які пройшли деякий процес внутрішнього виробництва. Відповідно до підходу, який запропонував Г. Беккер, ринкові товари після їхнього обробітку учасниками домогосподарства називають «Z-благами». Витрати часу на виробництво та споживання Z-благ є еквівалентом витраченого часу на ринку праці. Завдяки цьому припущенню зміни у заробітній платі учасника домогосподарства впливають не лише на інтенсивність його участі у роботі на ринку праці, але й на кількість часу, витраченого на виробництво та споживання Z-благ. Оскільки Z-блага розглядають як результат виробничої діяльності домогосподарства, моделі напрямку «New Home Economics» ще називають моделями домогосподарського виробництва.

Варто відмітити, що Z-блага призначені лише для споживання у домогосподарстві і не призначені для продажу, тобто учасники домогосподарства отримують дохід лише від роботи на ринку праці.

Виокремимо декілька характерних рис математичних моделей напряму досліджень «New Home Economics» [108]:

1. Вперше об’єктом дослідження чітко стає домогосподарство, а не індивідуальний споживач.
2. Важливою для наступних етапів досліджень стає теоретична концепція Z-благ, які призначені для власного споживання.
3. Вперше поєднано максимізацію корисності та розподіл часу між виробничою діяльністю або відпочинком.
4. Праця усіх учасників домогосподарства, навіть дітей, стає важливою для аналізу.
5. Рішення щодо розподілу часу участі всіх учасників домогосподарства на ринку праці, внутрішньому виробництві у

домогосподарстві та відпочинку залежать від ставок заробітних плат на ринку праці.

Математичні моделі, запропоновані Г. Беккером, отримали широке застосування у різних наукових напрямах. Його ідеї поведінки людей застосовують під час аналізу: інвестицій у людський капітал, поведінки домогосподарства чи сім'ї, кримінології, проблем дискримінації на ринку праці і ринку товарів та послуг.

Перелічені моделі описують домогосподарство як систему із спільною цільовою функцією корисності для всіх учасників домогосподарства, а також з наявністю альтруїстичних настроїв у них. У кінці XX століття набули популярності моделі внутрішнього рівня аналізу домогосподарства [109, 118, 154], в яких роблять припущення про наявність постійних конфліктів, торгів, компромісних ситуацій та нерівності у взаємовідносинах між учасниками домогосподарства. За допомогою цих моделей можна здійснювати аналіз відмінностей у розподілі часу, витрат, доступу до ресурсів та участі у внутрішньому виробництві його учасників.

Математичні моделі внутрішнього домогосподарського рівня аналізу можна поділити на два види, залежно від можливості використання членами домогосподарства наявного доходу [108].

До першого виду належать моделі, у яких роблять припущення, що учасникам домогосподарства притаманні різні цільові функції корисності, але їхній дохід є спільним, тобто модель містить єдине бюджетне обмеження і учасники домогосподарства проводять переговори та торги за можливість використовувати кошти зі спільного бюджету. Основне припущення цих математичних моделей полягає у тому, що учасники домогосподарства, зазвичай чоловік та дружина, будуть продовжувати свою участь у спільному домогосподарстві до того часу, поки рівень їхньої корисності за межами встановлених відносин потенційно не буде більший, ніж він є за теперішньої ситуації. Рівень корисності, за якого учаснику домогосподарства вигідніше залишити його, називають точкою відступу. Точка відступу виникає у випадку

відсутності компромісу, який задовольняє усіх учасників домогосподарства під час проведення торгів та переговорів. У точці відступу можливий менш деструктивний хід подій для домогосподарства, який полягатиме у простому зупиненні виробництва Z-благ протягом деякого часу.

В моделях другого виду роблять припущення, що у членів домогосподарства окремі цільові функції корисності та окремі бюджети. У моделях цього виду обумовлено, що учасники домогосподарства взаємодіють між собою за допомогою передачі грошових ресурсів та спільного споживання Z-благ.

Ці два види моделей у зарубіжній літературі [110, 118, 133] називають торговельними або переговорними моделями, оскільки конфлікти між учасниками домогосподарства урегульовують за допомогою кооперативних чи некооперативних торгів і переговорів. Кожен учасник домогосподарства намагається максимізувати свою функцію корисності через вибір найкращої комбінації товарів і послуг, Z-благ, розподілу власного часу між участю у роботі на ринку праці та виробництвом у домогосподарстві.

Вагомим внеском використання переговорних моделей у вивчені економічної діяльності домогосподарств є те, що з їхньою допомогою сформовано теоретичне підґрунтя для введення психофізіологічних властивостей учасників домогосподарства, які надають їм силу переконання під час переговорів для впливу на рішення, що стосуються домогосподарства. Різниця у силі переконання та впливу кожного учасника домогосподарства відображає відмінність точок відступу всіх учасників.

На точки відступу учасників домогосподарства впливає багато різних економічних (ситуація на ринку праці, фінансові, фізичні, людські ресурси учасників домогосподарства) та неекономічних чинників (законодавство регулювання розлучення, прав власності, ситуація на ринку шлюбу). Зміни усіх чинників впливу будуть мати різний вплив на кожного учасника домогосподарства.

Вперше використання математичних моделей внутрішнього домогосподарського рівня аналізу запропонували американські економісти О. Донні [103], М. Картер та Е. Катц [133], Ш. Лундберг та Р. Поллак [152], М. Макелрой та М. Хорні [154], П. Чіаппорі [109], та інші.

На відміну від моделей зі спільним бюджетом, у моделях другого типу з окремими бюджетами кожен учасник домогосподарства володіє власним бюджетом. Серед цих моделей науковий інтерес викликає математична модель окремих сфер, запропонована Ш. Лундберг та Р. Поллаком [152]. У цій моделі домогосподарство описане як система, елементи якої репрезентують економічні потреби, поведінку та діяльність кожного окремого учасника домогосподарства. Вони поєднані взаємними претензіями на дохід, землю, працю, товари та послуги.

Дослідження, проведені за допомогою цієї моделі, виявили, що учасники домогосподарства досить легко визначають оптимальні рівні трансферів фінансових ресурсів, але часто не можуть досягнути спільної думки щодо оптимального розподілу фізичних ресурсів і Z-благ. Причинами виникнення проблем з визначенням оптимальних рівнів розподілів фізичних ресурсів та Z-благ є явища комплементарності та субститутності товарів та послуг, які придбано на ринку та вироблено у домогосподарстві. У випадку, якщо один учасник домогосподарства добуває напівфабрикати не на ринку, а, наприклад, на власному господарстві, і які інший учасник домогосподарства перетворює у Z-блага, можна відмітити чітку комплементарність. Якщо ці напівфабрикати або готові товари-замінники Z-благ кожен з учасників домогосподарства може легко придбати на ринку, тоді слід відмітити чітку субститутність. Учасники домогосподарства постійно приймають рішення лише стосовно оптимізації власної цільової функції корисності з окремими ресурсними обмеженнями.

У математичній моделі, яку запропонував американський економіст П. Чіаппорі [109], чоловік та дружина обирають власні споживчі набори товарів та послуг і максимізують окремі цільові функції корисності. Передача

фінансових ресурсів між ними відбувається на основі певного правила розподілу ресурсів.

Американські дослідники домогосподарств М. Картер та Е. Катц [133] у моделі шлюбного контракту змоделювали ще сильнішу взаємодію між учасниками домогосподарства у процесі розподілу ресурсів. У запропонованій ними моделі, крім передачі фінансових ресурсів, між учасниками домогосподарства відбувається також чіткий поділ праці щодо виробництва Z-благ. У моделях шлюбного контракту зовнішні чинники можуть значно впливати на взаємодію та відносини між учасниками домогосподарства.

Варто відмітити математичні моделі економічної діяльності домогосподарства з врахуванням ризику [131]. У цих моделях основними поняттями є ймовірності настання подій і очікувана корисність. Ризик часто вимірюють у вигляді дисперсії доходу або ймовірності настання негативної події і отримання певних збитків [8]. Якщо учасники домогосподарства мають справу з ризиком та невизначеністю, тоді їхню цільову функцію корисності замінюють на цільову функцію очікуваної корисності для аналізу процесів прийняття рішень.

Важливою ознакою учасників домогосподарства під час моделювання їхніх рішень в умовах невизначеності навколишнього середовища є їхня схильність до ризику. Зазвичай домогосподарства, які знаходяться на межі виживання, є зовсім не схильні до ризику, натомість заможні домогосподарства готові та мають бажання ризикувати для можливого отримання додаткових доходів чи настання певних позитивних подій. Зрозуміло, що ризик є невід’ємним складником існування домогосподарства, який вагомо впливає на його економічну діяльність.

Проблемним випадком, коли найчастіше застосовують моделі прийняття економічних рішень учасників домогосподарств з урахуванням ризику, є побудова портфеля активів домогосподарства. На структуру портфеля активів домогосподарства впливають три групи чинників.

Перший чинник – генетичний, тобто унаслідок різноманітності людського капіталу у домогосподарстві, через різний рівень освіти, рівень здоров'я, психологічні особливості у кожного учасника домогосподарства своє власне ставлення до ризику.

Друга група чинників полягає у різноманітності цілей домогосподарства, з якими формують портфель активів, наприклад, для згладження рівня споживання протягом усього часу, формування заощаджень на старість, формування спадщини для наступних поколінь та інші.

Третя група чинників – це незалежні зовнішні чинники, зазвичай економічного характеру (податкове навантаження на різні види активів та діяльність з ними, ліквідність активів, доступність кредитних коштів тощо).

В загальному випадку під час моделювання вибору портфеля активів домогосподарства використовують опуклу вверх функцію корисності споживання. Домогосподарство обирає такий портфель активів, який максимізує очікувану корисність кінцевого споживання з використанням стандартних аксіом прийняття рішень за умов невизначеності, запропонованих американським математиком Дж. фон Нейманном та американським економістом О. Морґенштерном [175]. Опуклість вверх функції корисності характеризує схильність учасників домогосподарства до ризику. Збільшення схильності до ризику збільшує попит на ризикові активи [131].

Висновки до розділу 1.

1. З точки зору системного аналізу система домогосподарства на мікроекономічному рівні – це складна, динамічна, кібернетична, соціально-економічна, відкрита, стохастична система, яка активно взаємодіє з навколишнім середовищем, елементами якої є учасники цього домогосподарства, пов'язані між собою сімейними чи громадянськими відносинами, що проживають на спільній території, можуть володіти основними чинниками виробництва: працею, капіталом, землею, підприємницьким хистом, комплексно взаємодіють за допомогою інформаційних та матеріальних зв'язків

для життєзабезпечення свого існування, репродуктивного відтворення та досягнення інших цілей, з умовною наближеністю до абсолютної цілісності та проявами емерджентності.

2. Сутність поняття системи домогосподарств на макроекономічному рівні у контексті кібернетичного дослідження можна представити так: система домогосподарств країни – це одна із важливих підсистем складної динамічної економічної системи країни, елементами якої є усі домогосподарства, розміщені на території цієї країни, які взаємодіють між собою як цілісний комплекс за допомогою рівноправних інформаційних та матеріальних зв’язків, визначених закономірностей, з умовною наближеністю до абсолютної адитивності елементів та яка володіє агрегованими властивостями всіх окремо взятих домогосподарств.

3. Встановлено, що сучасні підходи до моделювання економічної діяльності домогосподарств враховують не лише споживання, але й виробництво у самому домогосподарстві. Також дуже важливими для економічного аналізу є такі функції домогосподарства, як участь на ринку праці, розвиток людського капіталу, заощадження та залучення домогосподарством кредитних коштів.

4. Під час аналізу поведінки домогосподарства на мікроекономічному рівні або агрегованої системи домогосподарств на макроекономічному рівні доцільно застосовувати підхід з використанням унітарної функції корисності, яка описує діяльність усіх учасників домогосподарства, або, у випадку макроекономічного моделювання, агрегованого сектору домогосподарств країни. Альтернативним підходом до вивчення функціонування домогосподарства на внутрішньому рівні аналізу діяльності його учасників є використання окремих функцій корисності, які моделюють бажання та потреби окремих учасників домогосподарства. Якщо учасники домогосподарства мають справу з ризиком та невизначеністю, тоді їхню цільову функцію корисності замінюють на цільову функцію очікуваної корисності.

5. Визначено, що актуальними досі залишаються питання, пов’язані з емпіричними дослідженнями структури основних економічних видів діяльності домогосподарств в Україні, визначення найефективніших чинників управління ними, а також прогнозування основних показників економічної діяльності домогосподарств на макроекономічному рівні.

Основні результати дисертаційного дослідження, які розкрито у цьому розділі, представлено у працях [20, 23, 27, 37, 38, 43].

РОЗДІЛ 2
РОЗРОБКА МОДЕЛЕЙ ДОСЛІДЖЕННЯ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ ДОМОГОСПОДАРСТВ

2.1. Математичні моделі економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному та макроекономічному рівнях

Узагальненим прикладом моделі економічної діяльності домогосподарства на мікроекономічному рівні, яка враховує одночасно домогосподарство як систему, що здатна виробляти блага та одночасно бути їхнім споживачем, є модель аграрного домогосподарства. Модель цього виду дуже легко можна адаптувати і для дослідження інших видів домогосподарств, зокрема тих, які виробляють інші блага, а також домогосподарств, учасники яких беруть участь лише у роботі на ринку праці, при цьому не витрачаючи значний час на виробництво у домогосподарстві. Загалом така модель відображає систему домогосподарства, яка отримує дохід для існування через комбінацію витрат часу своїх учасників для роботи на ринку праці та виробництво у домогосподарстві. Учасники домогосподарства розподіляють наявний у них час між участю у роботі на ринку праці, роботі на виробництві у домогосподарстві та вільним часом для відновлення своєї працездатності. Метою діяльності домогосподарства є максимізація корисності від споживання товарів, послуг та вільного часу [36].

Корисність – це величина, яка показує рівень задоволення від споживання будь-якого блага. Корисність вимірюють в умовних одиницях, які отримали назву «ютилей». Набір благ, які споживає домогосподарство, узагальнено називають споживчим набором. Функція корисності визначає загальний рівень корисності, яку отримує домогосподарство від свого споживчого набору. Вид та форма функції корисності є дуже суб’єктивним і значно відрізняється у різних домогосподарств, а також може змінюватись з часом за рахунок зміни смаків та переваг у споживанні в одному і тому ж домогосподарстві.

Під час моделювання функцію корисності часто задають однією із таких форм (x_i – чинники, які впливають на корисність):

- функція Кобба-Дугласа: $U(x)=\prod_{i=1}^{N} x_i^{a_i}$, альтернативно цю форму можна подати у такому виді: $U(x)=\sum_{i-1}^{N} a_i \log(x_i)$;
- функція сталої еластичності заміщення (CES): $U(x)=(\sum_{i=1}^{N} a_i^{\frac{1}{\sigma}} x_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}})^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}$;
- система лінійних витрат (LES): $U(x)=\prod_{i=1}^{N}(x_i-\gamma_i)^{a_i}$;
- ізоеластична функція корисності: $U(x)=\begin{cases}\sum_{i=1}^{N}\frac{x_i^{\lambda}-1}{\lambda}, & \lambda<1,\ \lambda\neq 0,\\ \sum_{i=1}^{N}\ln(x_i), & \lambda=1.\end{cases}$

Цільова функція моделі економічної діяльності аграрного домогосподарства для одного виробничого циклу має вид:

$$U=U(X_a,X_m,X_l)\to\max, \qquad (2.1)$$

де X_a – вектор обсягу спожитої сільськогосподарської продукції, яка вироблена у аграрному домогосподарстві; X_m – вектор обсягу спожитих домогосподарством товарів та послуг, які придбані на ринку; X_l – кількість вільного часу учасників домогосподарства.

Вектор змінних X_a, що описує спожиту сільськогосподарську продукцію, вироблену у аграрному домогосподарстві, можна замінити на більш узагальнений вектор змінних X_h, який задає обсяги всієї загалом виробленої продукції у домогосподарстві.

Функція (2.1) неперервно-диференційована, її перша похідна строго додатна $U'>0$, а друга похідна строго від'ємна $U''<0$. Під час емпіричних досліджень економічної діяльності домогосподарства дуже часто використовують ізоеластичну функціональну форму цільової функції корисності.

На цільову функцію (2.1) накладено обмеження доходу аграрного домогосподарства:

$$P_a(Q_a - X_a) - w(L - H) = P_m X_m, \quad (2.2)$$

де P_a – вектор цін на продукцію, яка вироблена у аграрному домогосподарстві; P_m – вектор цін на товари та послуги, які придбані на ринку; Q_a – вектор обсягу продукції, виробленої аграрним домогосподарством загалом, тобто різниця $Q_a - X_a$ вказує на профіцит виробленої домогосподарством продукції, якщо вона додатна (домогосподарство може продавати надлишок) і на дефіцит у протилежному випадку (домогосподарство більше купуватиме товарів на ринку); w – ставка заробітної плати на ринку праці; L – загальний час праці, який витрачено на роботу у домогосподарстві; H – час праці учасників домогосподарства у внутрішньому виробництві та на ринку праці.

Якщо різниця $L - H$ додатна, то домогосподарство використовує найманих працівників, у протилежному випадку учасники домогосподарства більше працюють на ринку праці.

Учасники домогосподарства обмежені у часі. Вільний час та час, витрачений на роботу, не може бути більшим за доступний час:

$$X_l + H = T, \quad (2.3)$$

де T – загальна кількість часу, яка доступна учасникам домогосподарства.

Оскільки домогосподарство є як споживачем, так і виробником продукції, необхідно врахувати виробниче (технологічне) обмеження на обсяг продукції, виробленої аграрним домогосподарством:

$$Q_a = Q_a(L, A, K), \quad (2.4)$$

де A – площа земельних ділянок, яка доступна для обробітку; K – величина людського капіталу домогосподарства.

Виробничі функції різних домогосподарств відрізняються залежно від діяльності та особливостей доступних технологій. Під час емпіричних досліджень економічної діяльності аграрного домогосподарства найчастіше застосовують виробничу функцію Кобба-Дугласа [95, 170, 171, 180].

Обмеження (2.2) – (2.4) можна об’єднати та замінити одним рівнянням. Для цього підставимо праві частини рівнянь виробничого обмеження (2.4) та

часового обмеження учасників домогосподарства (2.3) у рівняння обмеження доходу домогосподарства (2.2). В результаті отримаємо єдине рівняння обмеження наступного виду:

$$D + w(H - L) = P_m X_m + P_a X_a + wX_l, \qquad (2.5)$$

де $D = P_a Q_a(L, A, K) - wL$ – дохід аграрного домогосподарства від виробничої діяльності.

Ліва частина рівняння (2.5) визначає загальний дохід домогосподарства, який складається з двох частин:

1) доходу, отриманого від продажу на ринку власної надлишкової продукції;
2) доходу, отриманого від участі у роботі на ринку праці.

Права частина рівняння (2.5) моделює формування загальних витрат домогосподарства та враховує:

1) товари та послуги, які придбані на ринку;
2) споживання власної продукції, яку альтернативно можна продати на ринку за цінами P_a;
3) вільний час учасників домогосподарства, який альтернативно можна використати для роботи на ринку праці.

У моделі варто додатково врахувати обмеження на час відпочинку учасників домогосподарства для відновлення продуктивних сил та збереження здоров'я. Кількість часу, витраченого на відпочинок, не може бути меншою за допустиму норму $L^{\min}$:

$$X_l \geq L^{\min}. \qquad (2.6)$$

Згідно з рівняннями моделі (2.1), (2.5), (2.6) домогосподарство максимізує корисність за допомогою вибору рівня споживання товарів і послуг, які придбані на ринку, власної виробленої сільськогосподарської продукції, вільного часу, а також визначення загального часу праці, використаного на виробництві у домогосподарстві, відповідно до допустимої норми часу, який необхідний для відновлення працездатності.

Умова першого порядку існування екстремуму функції для змінної кількості часу праці, витраченого на виробництво у домогосподарстві, має вид

$$P_a \frac{\partial Q_a}{\partial L} = w. \tag{2.7}$$

Відповідно до (2.7), домогосподарство повинно зрівняти рівень доходу граничної продуктивності праці з рівнем ставки заробітної плати на ринку праці. Змінні вектора обсягу спожитих домогосподарством товарів та послуг, які придбані на ринку X_m, вектора обсягу спожитої сільськогосподарської продукції, яка вироблена у домогосподарстві X_a та кількості вільного часу, призначеного для відновлення працездатності X_l, не впливають на вибір домогосподарством кількості затраченого часу L. Невідоме значення L можна представити у вигляді функції від цін на продукцію, яка вироблена у аграрному домогосподарстві P_a, ставки заробітної плати на ринку праці w, площі земельних ділянок A, людського капіталу K та технологічних особливостей виробничої функції домогосподарства:

$$L^* = L^*(P_a, w, A, K). \tag{2.8}$$

Якщо (2.8) підставити у рівняння (2.5), то отримаємо величину загального доходу домогосподарства, максимізованого через оптимальний розподіл часу для роботи на ринку праці, у домогосподарстві та на відпочинок. У цьому випадку рівняння (2.5) набуде виду:

$$Y^* = P_m X_m + P_a X_a + wX_l, \tag{2.9}$$

де Y^* – величина загального доходу.

Максимізація цільової функції (2.1) з урахуванням обмежень (2.6), (2.9) формує такий набір умов першого порядку:

$$\frac{\partial U}{\partial X_m} = \lambda P_m; \tag{2.10}$$

$$\frac{\partial U}{\partial X_a} = \lambda P_a; \tag{2.11}$$

$$\frac{\partial U}{\partial X_l} = \lambda w. \tag{2.12}$$

Розв'язком рівнянь (2.10) – (2.12) є набір стандартних кривих попиту:

$$X_m = X_m(P_m, P_a, w, Y^*); \tag{2.13}$$

$$X_a = X_a(P_m, P_a, w, Y^*); \tag{2.14}$$

$$X_l = X_l(P_m, P_a, w, Y^*). \tag{2.15}$$

Відповідно до (2.13) – (2.15) попит домогосподарства залежить від цін, ставки заробітної плати на ринку праці та доходу. Дохід та рівень споживання аграрного домогосподарства залежать від власної виробничої діяльності.

Розглянемо вплив ефекту доходу від виробництва на споживання домогосподарством власної продукції. Припустимо, що ціна продукції, виробленої у домогосподарстві, збільшилась, тоді з рівняння (2.14) отримаємо:

$$\frac{dX_a}{dP_a} = \frac{\partial X_a}{\partial P_a} + \frac{\partial X_a}{\partial Y^*}\frac{\partial Y^*}{\partial P_a}. \tag{2.16}$$

Рівняння (2.16) описує дію двох класичних ефектів теорії споживання (доходу і заміщення) та ефекту доходу від виробництва власної продукції на її споживання домогосподарством через зміну ціни на цю продукцію. Перший доданок правої частини рівняння (2.16) визначає ефект заміщення, а другий доданок – ефект доходу. З рівняння (2.16) ефект доходу від виробництва становить:

$$\frac{\partial Y^*}{\partial P_a} dP_a = \frac{\partial D}{\partial P_a} dP_a, \tag{2.17}$$

$$\frac{\partial D}{\partial P_a} dP_a = Q_a dP_a. \tag{2.18}$$

Згідно з (2.18) ефект доходу від виробництва дорівнює добутку величин виробленої продукції та змін у ціні на цю продукцію і є додатним. Додатна величина впливу ефекту доходу від виробництва завжди буде зменшувати величину від'ємного впливу класичних ефектів теорії споживання від зміни ціни на продукцію, яка вироблена у домогосподарстві.

Основна відмінна риса моделі, яка описує домогосподарство як систему з виробництвом, полягає у тому, що бюджет домогосподарства може змінюватись від виробничих рішень та впливу зовнішнього середовища. Завдяки цьому стандартний ефект доходу теорії споживання у домогосподарстві як системі з виробництвом має дещо складніший вплив. У цьому випадку ефект доходу, доповнений додатковим впливом доходу від виробничого процесу, може мати додатний вплив, якщо ціни на товари та послуги, вироблені домогосподарством, зростають. Цей ефект матиме від'ємний вплив, якщо ставки по заробітній платі на ринку праці зростатимуть. Згідно з теорією споживання зростання цін на нормальні товари та послуги зменшує попит на них завдяки від'ємному впливу ефектів заміщення та доходу. Оскільки аграрне домогосподарство є не лише споживачем, а й виробником, то необхідно враховувати вплив ефекту доходу від виробництва, який може значно перевищити величину від'ємного впливу класичних ефектів теорії споживання. Емпіричні докази такого впливу ефекту доходу від виробництва в аграрних домогосподарствах наведено у [170].

Функціонування агрегованого сектору домогосподарств країни та його взаємодію з іншими секторами економіки можна представити за допомогою моделі Ремзі. Ця математична модель розглядає закриту економіку у неперервному часі. Припускається, що домогосподарства володіють капітальними благами і віддають їх в оренду фірмам-виробникам на ринку по рентній ставці $\hat{r}$. На кожному короткому інтервалі часу $(t,\ t+\Delta t)$ фірма-виробник наймає працівників із ринковою ставкою праці w_t та орендує капітальні блага по рентній ставці $\hat{r}_t$. За допомогою комбінації праці та капіталу фірми виробляють однорідний товар, який можна використовувати з метою споживання або інвестування. Загалом в економіці завжди активні три види ринків: ринок продажу виробленого товару, ринок праці та ринок капітальних благ. На всіх ринках діє досконала конкуренція, тобто ціни на них задані екзогенно для домогосподарств та фірм-виробників. Модель не містить стохастичних елементів, а всі учасники економічної системи діють на основі своїх раціональних очікувань щодо поведінки ставок на ринках.

Агрегована система домогосподарств країни містить сталу кількість однакових домогосподарств. Домогосподарства діють на необмеженому часовому проміжку як династичні групи, учасники яких турбуються про отримання корисності від власного споживання, а також про корисність майбутніх поколінь. Кожне домогосподарство має L_t учасників, які змінюються протягом часу зі сталим темпом n:

$$L_t = L_0 e^{nt}, \quad L_0 > 0. \tag{2.19}$$

Кожен учасник домогосподарства репрезентує одиницю праці на ринку праці, тому рівняння (2.19) описує не лише ріст населення, а також і робочої сили. Мета діяльності агрегованої системи домогосподарств країни представлена за допомогою адитивної функції корисності зі сталою ставкою міжчасових переваг ρ:

$$U = \int_0^\infty U(c_t) L_t e^{-\rho t} dt \to \max, \tag{2.20}$$

де c_t – величина споживання одного учасника домогосподарства.

Цільова функція (2.20) задовольняє такі вимоги: $U' > 0,\ U'' < 0.$

Домогосподарства володіють активами A_t, які здають в оренду фірмам-виробникам у вигляді капітальних благ. Рівняння, за допомогою якого змодельований процес акумуляції капітальних благ A_t, таке:

$$A_t' = r_t A_t + w_t L_t - c_t L_t. \tag{2.21}$$

Умова платоспроможності домогосподарського сектору задається рівнянням

$$\lim_{t\to\infty} A_t e^{-\int_0^t r_s ds} \geq 0. \tag{2.22}$$

Ця умова вказує, що теперішня вартість активів системи домогосподарства країни повинна бути додатною.

Діяльність фірм-виробників представлена неокласичною виробничою функцією зі сталим ефектом від масштабу:

$$Y_t = F(K_t, T_t, L_t), \tag{2.23}$$

де Y_t – кількість виробленої продукції у момент часу t; K_t – кількість капіталу у країні у момент часу t; T_t – величина, яка показує рівень технологічного розвитку економіки, у момент часу t.

Технологічний розвиток відбувається зі сталим темпом зростання g:

$$T_t = T_0 e^{gt}, \quad T_0 > 0. \tag{2.24}$$

Акумуляція капітальних благ в економічній системі описується рівнянням

$$K_t' = Y_t - C_t - \delta K, \tag{2.25}$$

де C_t – агрегований рівень споживання усіх домогосподарств в економіці; δ – ставка амортизації капітальних благ.

Державний сектор економіки у моделі (2.19) – (2.25) відіграє роль «соціального планувальника», який регулює обмінні процеси на ринках та може розв'язувати задачу визначення оптимального рівня споживання системи домогосподарств та заощадження її активів з метою забезпечення можливостей для виробництва у майбутньому. Модель (2.19) – (2.25) дозволяє досліджувати наслідки альтернативних видів економічної політики на основні сектори національної економіки, а також дозволяє вивчати їхню взаємодію у закритому середовищі на макроекономічному рівні.

Запропоновані моделі управління економічною діяльністю домогосподарств надають можливість аналізувати вплив економічних рішень влади та зовнішніх чинників на діяльність домогосподарства на мікроекономічному рівні та агрегованої системи домогосподарств на макроекономічному рівні.

2.2. Оптимальне управління економічною діяльністю домогосподарства

Основна проблема, яку вирішують домогосподарства під час своєї діяльності, полягає у розподілі отриманого доходу між споживанням та заощадженнями. Однією з перших спроб дослідити зв'язок споживання та заощадження з доходом домогосподарства була гіпотеза абсолютного доходу,

описана Дж. М. Кейнсом [142]. Дещо пізніше інший американський економіст Дж. Д'юзенбері запропонував гіпотезу відносного доходу [119]. Новий загальновідомий підхід до проблеми розподілу доходу на споживання та заощадження, який використовується у сучасних дослідженнях, запропонували Ф. Модільяні у своїй моделі життєвого циклу [159] та М. Фрідман у своїй гіпотезі перманентного доходу [123].

Багато науковців досліджують економічну діяльність домогосподарства, яка полягає у споживанні та інвестуванні заощаджених коштів. Зокрема американський економіст Р. Мертон [158] був одним із перших, хто запропонував оптимізаційні динамічні моделі щодо проблеми споживання та побудови портфеля активів домогосподарства у неперервному часі з урахуванням невизначеності. Натомість інший американський економіст Д. Лав [150] у своєму дослідженні визначив найефективніші практичні правила прийняття рішень домогосподарствами щодо свого споживання та визначення структури портфеля активів.

Розглянемо можливості оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства, зокрема вибір розподілу доходу між споживанням та заощадженням. Під час побудови моделі планування оптимального споживання домогосподарством у дискретному часі зроблено такі припущення. На всіх ринках, куди має доступ домогосподарство, діє досконала конкуренція, тобто на ринку є багато продавців та покупців однакового та взаємозамінного товару і жоден із учасників цього ринку не здатний вплинути на ціну та обсяги продажу товару. На фінансовому ринку ставки по кредитах та депозитах однакові, тобто існує досконалий ринок позик. Відсутні будь-які адміністративні та трансакційні витрати.

Ризики, яким піддається домогосподарство у реальному житті, відсутні. Час розглядаємо дискретно. Домогосподарство діє як система, в якій всі учасники мають однакові бажання та цілі, тому за цим підходом поведінку всього колективу людей, об'єднаних у домогосподарство, визначає єдина функція корисності.

Розглянемо задачу вибору домогосподарством оптимального рівня споживання, у якій припускаємо, що домогосподарство споживає лише один вид продукції вартістю x_t протягом $t \in [0,T]$ періодів. Переваги домогосподарства щодо споживання цієї продукції у часі представлені сепарабельною міжчасовою періодичною функцією корисності $u(x_t)$ зі сталою ставкою дисконтування корисності ρ.

Сепарабельність міжчасової періодичної функції корисності означає адитивність всіх доданків функції корисності, які моделюють споживчі переваги домогосподарства та отримання корисності від споживання продукції кожного періоду [176]. Вважаємо, що стала ставка дисконтування корисності може набувати тільки значення $\rho > -1$. Рівень корисності від споживання продукції $u^{(t)}(x_t)$ у момент часу t можна подати у такому виді:

$$u^{(t)}(x_t) = u(x_t)(1+\rho)^{-t}.$$

Величина $1+\rho$ показує, яку кількість додаткової корисності в наступному періоді домогосподарство потребує для компенсації зменшення одиниці корисності у теперішньому періоді. У випадку, коли $\rho > 0$ та рівень споживання у двох періодах однаковий, домогосподарство отримуватиме більший рівень задоволення за споживання у періоді, який наступить раніше. Через це величину ρ називають відношенням (ставкою) часових переваг (ставкою нетерпеливості). Загалом особу вважають не схильною до відкладання більшого рівня споживання на майбутні періоди, тому ставка нетерпеливості зазвичай є додатною: $\rho > 0$. Емпіричні дослідження американських економістів Дж. Ловенштейна та Р. Талера [149] показали, що ставка нетерпеливості є додатною для більшості домогосподарств США і для більш віддалених періодів вона має схильність до зниження.

Міжчасова періодична функція корисності неперервно-диференційована, її перша похідна строго додатна (функція зростаюча), а друга похідна строго від'ємна (функція опукла вверх).

Домогосподарство отримує дохід із двох джерел: заробітна плата w_t за виконану роботу на ринку праці, яка задана екзогенно, тобто домогосподарство своїми діями не може впливати на ставку заробітної плати, та фінансові активи домогосподарства a_t, які зростають через заощадження та приносять дохід з відсотковою ставкою r_t. У початковому періоді значення фінансових активів домогосподарства a_0 може бути додатним або від'ємним. У випадку від'ємного значення фінансових активів домогосподарства воно має борги на початку періоду, який розглядається.

Із врахуванням усіх припущень модель вибору домогосподарством оптимального рівня споживання має вид:

$$U(x) = \sum_{t=0}^{T-1} u(x_t)(1+\rho)^{-t} \to \max, \tag{2.26}$$

$$a_{t+1} = (1+r_t)a_t + w_t - x_t, \tag{2.27}$$

$$x_t \geq 0, \tag{2.28}$$

$$a_T \geq 0. \tag{2.29}$$

Рівняння (2.27) моделює процес нагромадження чи витрат фінансових активів домогосподарства у часі. Нерівність (2.28) забезпечує невід'ємність рівня споживання у будь-який момент часу t. Нерівність (2.29) є обмеженням платоспроможності домогосподарства і забезпечує відсутність боргу домогосподарства у визначений момент часу T.

Модель (2.26) – (2.29) можна реалізувати за допомогою методів динамічного програмування, зокрема на основі принципу Беллмана [176].

Розглянемо проблему планування оптимального рівня споживання домогосподарством у неперервному часі. За умови неперервного часу цільова функція моделі (2.26) – (2.29) буде називатись цільовим функціоналом (розв'язком функціоналу є не просто числа, а функції) та матиме вид:

$$U(x) = \int_0^T u(x(t))e^{-\rho t}dt. \tag{2.30}$$

Для цільового функціоналу (2.30) також припускаємо, що $u' > 0,\ u'' < 0$.

На рішення домогосподарства стосовно вибору рівня споживання накладено міжчасове бюджетне обмеження:

$$\int_0^T x(t)e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau}dt \le a_0 + h_0, \qquad (2.31)$$

де h_0 – теперішня вартість заробітної плати, отриманої домогосподарством на проміжку $[0,T]$.

Ліва частина нерівності (2.31) визначає теперішню вартість споживчого плану домогосподарства на часовому проміжку $[0,T]$ за допомогою експоненційної ставки дисконтування. Вираз показника степеня експоненти під знаком інтеграла моделює зміну відсоткової ставки в економічній системі на часовому проміжку $[0,t]$. Теперішня вартість споживчого плану домогосподарства не може бути більшою за суму фінансових активів домогосподарства у початковому періоді a_0 та теперішньої вартості заробітної плати, отриманої домогосподарством на проміжку часу $[0,T]$:

$$h_0 = \int_0^T w(t)e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau}dt. \qquad (2.32)$$

Завдання домогосподарства полягає у виборі такого плану споживання, щоб максимізувати цільовий функціонал (2.30) з урахуванням бюджетного обмеження (2.31).

У моделі (2.30) – (2.31) домогосподарство розглядають на обмеженому проміжку часу. Науковий інтерес для аналізу поведінки домогосподарства представляє вивчення домогосподарства як системи, що діє на безмежному проміжку часу, тобто нове покоління змінює старе і домогосподарство розглядають як постійно діючу династію. У цьому випадку задача вибору домогосподарством оптимального рівня споживання полягає у максимізації цільового функціоналу

$$U(x) = \int_0^\infty u(x(t))e^{-\rho t}dt \qquad (2.33)$$

при бюджетному обмеженні

$$\int_0^{\infty} x(t)e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau} dt \le a_0 + h_0. \qquad (2.34)$$

Під час планування домогосподарством оптимального рівня споживання необхідно врахувати обмеження його платоспроможності, щоб уникнути можливості домогосподарством безмежно кредитуватись для витрат коштів на споживання. Обмеження платоспроможності домогосподарства можна змоделювати за допомогою такої нерівності:

$$\int_0^{\infty} (w(t) - x(t))e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau} dt \ge d_0, \qquad (2.35)$$

де d_0 – величина обмеження можливого доступного боргу для домогосподарства. Ліва частина нерівності (2.35) визначає теперішню вартість усіх очікуваних заощаджень домогосподарства.

Під час моделювання вибору домогосподарством оптимального рівня споживання у неперервному часі за допомогою методів теорії оптимального керування бюджетне обмеження домогосподарства у теперішній вартості необхідно відобразити у формі потокового нагромадження фінансових активів:

$$a'(t) = r(t)a(t) + w(t) - x(t), \quad a(0) = a_0. \qquad (2.36)$$

Диференціальне рівняння (2.36) показує на скільки та у якому напрямку змінюється вартість фінансових активів домогосподарства у часі за рахунок зміни між теперішнім доходом та споживанням, тобто воно не накладає обмежень на рівень споживання. Для того, щоб рівняння (2.36) стало повноцінним обмеженням, у моделі слід врахувати умову обмеження платоспроможності домогосподарства:

$$\lim_{t\to\infty} a(t)e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau} \ge 0, \qquad (2.37)$$

тобто теперішня вартість фінансових активів домогосподарства у безмежно далекому майбутньому повинна бути додатною. Умова (2.37) не забороняє домогосподарству мати борг узагалі, вона накладає обмеження на швидкість

зростання боргу у довгостроковому періоді – темп зростання боргу домогосподарства не може перевищувати або дорівнювати відсотковій ставці.

Отже, задача вибору домогосподарством оптимальної траєкторії споживання у неперервному часі у випадку обмеженого часового періоду полягає у знаходженні такого плану споживання $(x(t))_{t=0}^{T}$, який максимізує цільовий функціонал

$$U(x) = \int_0^T u(x(t))e^{-\rho t}\,dt, \tag{2.38}$$

з урахуванням обмежень:

$$x(t) \geq 0, \tag{2.39}$$

$$a'(t) = r(t)a(t) + w(t) - x(t), \quad a(0) = a_0, \tag{2.40}$$

$$a(T) \geq 0. \tag{2.41}$$

Обмеження (2.41) моделі (2.38) – (2.41) є аналогічним до обмеження (2.29) моделі (2.26) – (2.29): воно забезпечує відсутність боргу домогосподарства у визначений момент часу T.

У випадку необмеженого часового періоду у моделі (2.38) – (2.41) обмеження (2.41) необхідно замінити умовою платоспроможності домогосподарства (2.37).

Розглянуті моделі планування оптимального рівня споживання домогосподарства мають кілька важливих недоліків. Насамперед, у цих моделях домогосподарство розглядають як систему, яка лише споживає товари та послуги. Більш доцільним є розгляд домогосподарства як системи, яка також здійснює виробничу діяльність. Дуже часто домогосподарства, особливо у сільській місцевості, поєднують у своїй діяльності споживчу та виробничу функції, вирощуючи якісну аграрну продукцію у достатній кількості, яку можуть поставляти на ринки товарів і послуг за цінами ринку або і завищеними, якщо проведуть вдале маркетингове позиціонування своєї продукції у порівнянні з конкурентами. Крім аграрних домогосподарств, певну виробничу діяльність, в тій чи іншій мірі, здійснюють всі домогосподарства, забезпечуючи

різні незначні власні потреби, не використовуючи можливості придбання аналогічних товарів чи послуг на ринку. Саме тому виробнича діяльність повинна розглядатись у моделях, за допомогою яких досліджують економічну діяльність домогосподарства. У цільовому функціоналі корисності домогосподарства варто враховувати отриману корисність від споживання товарів та послуг, які вироблені у домогосподарстві.

Наступним важливим доповненням змінних у цільовому функціоналі корисності домогосподарства повинне бути врахування вільного часу учасників домогосподарства. Вільний час є важливим елементом діяльності домогосподарства, оскільки необхідний для відновлення функціональних можливостей учасників домогосподарства, крім цього, за його допомогою можна регулювати час участі у роботі на ринку праці, враховуючи мінімальні норми, необхідні для забезпечення здоров'я всіх учасників домогосподарства. Наявність змінної, яка відображає вільний час, також значно наближає модель до реальності, адже час є одним із основних невідновлювальних ресурсів домогосподарства і його ефективне використання є дуже важливим.

Під час побудови удосконаленої моделі необхідно врахувати також ринкові ціни на товари і послуги, ставки по заробітній платі та виокремити ціни на товари та послуги, вироблені у домогосподарстві.

Останнім доповненням до більш досконалої моделі економічної діяльності домогосподарства має стати врахування створення і збільшення людського капіталу у домогосподарстві. Припускаємо, що людський капітал домогосподарства у часі зростає завжди, тобто моральне старіння знань завжди менше, ніж новий досвід, отриманий та накопичений у домогосподарстві, що загалом не суперечить загальній тенденції суспільного розвитку.

Цільовий функціонал корисності економічної діяльності домогосподарства у неперервному часі на необмеженому часовому проміжку має вид:

$$U = \int_0^{\infty} u(X_m(t), X_h(t), l(t)) e^{-\rho t} dt \to \max, \qquad (2.42)$$

де $X_m(t)-$ вектор кількостей спожитих домогосподарством товарів та послуг, які придбані на ринку, у момент часу t; $X_h(t)-$ вектор кількостей спожитих домогосподарством товарів та послуг, які вироблені у домогосподарстві, у момент часу t; $l(t)-$ кількість проведеного вільного часу учасників домогосподарства у момент часу t.

У цільовому функціоналі корисності (2.42) перейдено до кількісних величин для того, щоб у моделі можна було врахувати зміни цін на ринку, які враховані у обмеженнях моделі.

На діяльність домогосподарства накладене таке бюджетне обмеження:

$$\int_0^{\infty}(P_m(t)X_m(t)+P_h(t)X_h(t)+w(t)l(t))e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau}dt \le a_0+h_0, \quad (2.43)$$

де $P_m(t)-$ вектор цін на товари та послуги, які придбані на ринку, у момент часу t; $P_h(t)-$ вектор цін на товари та послуги, які вироблені у домогосподарстві, у момент часу t; $w(t)-$ ставка заробітної плати за участь у роботі на ринку праці у момент часу t.

Ліва частина бюджетного обмеження домогосподарства (2.43) містить теперішню вартість витрат домогосподарства на споживання товарів та послуг, які придбано на ринку, товарів та послуг, які вироблені у домогосподарстві, але альтернативно могли бути продані за відповідною ціною та витрат на проведення вільного часу, який альтернативно міг бути використаний для робіт на ринку праці. Права частина обмеження (2.43) враховує суму a_0 фінансових активів домогосподарства у початковому періоді та теперішньої вартості h_0 всіх можливих доходів домогосподарства (дохід від роботи на ринку праці та дохід від реалізованих товарів та послуг, вироблених у домогосподарстві):

$$h_0=\int_0^{\infty}(w(t)l_w(t)+P_h(t)(Q(l_h(t),h(t))-X_h(t)))e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau}dt, \quad (2.44)$$

де $l_w(t)-$ кількість часу учасників домогосподарства, витраченого на роботу на ринку праці у момент часу t; $Q(l_h(t),h(t))-$ неокласична виробнича функція

домогосподарства, яка залежить від часу учасників домогосподарства, витраченого на роботу у домогосподарському виробництві $l_h(t)$ у момент часу t, та людського капіталу домогосподарства $h(t)$ у момент часу t.

Обмеження платоспроможності домогосподарства, яке забороняє йому мати борг більший, ніж допустимий рівень d_0, у модифікованій моделі має вид:

$$\int_0^{\infty} (w(t)l_w(t) + P_h(t)(Q(l_h(t), h(t)) - X_h(t)) - \\ - P_m(t)X_m(t) - P_h(t)X_h(t) - w(t)l(t))e^{-\int_0^t r(\tau)d\tau} dt \geq d_0. \quad (2.45)$$

Ліва частина нерівності (2.45) визначає теперішню вартість усіх очікуваних заощаджень домогосподарства.

Додатково у моделі слід врахувати обмеження наявного часу учасників домогосподарства. Сумарна кількість часу, витраченого для роботи на ринку праці, кількість часу, витраченого на роботу у домогосподарському виробництві, та кількість витраченого часу на відпочинок фізично обмежена однаковою величиною I у кожен момент часу t:

$$l_w(t) + l_h(t) + l(t) = I. \quad (2.46)$$

Кількість часу, витраченого на відпочинок, не може бути меншою, ніж допустима норма $L^{\min}$:

$$l(t) \geq L^{\min}. \quad (2.47)$$

Відповідно до внесених змін рівняння потокового нагромадження фінансових активів набуває виду:

$$a'(t) = r(t)a(t) + w(t)l_w(t) + P_h(t)(Q(l_h(t), h(t)) - X_h(t)) - \\ - P_m(t)X_m(t) - P_h(t)X_h(t) - w(t)l(t). \quad (2.48)$$

Без змін залишаємо умову забезпечення платоспроможності домогосподарства у безмежно далекому майбутньому (2.37).

Рівняння потокового нагромадження людського капіталу представимо так:

$$h'(t) = h(0)e^{\delta t}, \quad (2.49)$$

де $\delta -$ сталий темп зростання людського капіталу ($\delta > 0$).

Ще одним важливим аспектом моделювання управління економічною діяльністю домогосподарства у неперервному часі є вибір форми цільового функціоналу моделі. У теорії та практиці моделювання найчастіше застосовують ізоеластичну функціональну форму. Наприклад, американський економіст Д. Ромер [164] застосував ізоеластичну функцію корисності (інша назва цієї функції – функція корисності сталої еластичності міжчасового заміщення) для аналізу зростання споживання на макроекономічному рівні у США. Застосування цієї функціональної форми є допустимим, оскільки її перша похідна строго додатна (функція зростаюча), а друга похідна строго від'ємна (функція опукла вверх). Перевагою використання цієї функції також є її відносна простота у вирішенні проблем максимізації корисності. Найважливішою перевагою застосування функції корисності сталої еластичності міжчасового заміщення є можливість зручно змінювати властивості функції під час аналізу діяльності домогосподарства за допомогою вибору параметра λ, який вимірює схильність домогосподарства до заміщення споживання благ у часі.

Аналіз та перевірку ефективності можливих підходів до управління економічною діяльністю домогосподарства на прикладі оптимізації рівня споживання здійснимо за допомогою спрощеної моделі. Додаткові припущення, які взято за основу під час моделювання та проведення аналізу, такі:

- діяльність домогосподарства розглянуто на обмеженому та короткому проміжку часу;
- домогосподарство не здійснює виробничої діяльності;
- без виробничої діяльності зникає необхідність враховувати людський капітал;
- під час аналізу використано функцію корисності сталої еластичності міжчасового заміщення з параметром $\lambda = 1$, тобто функція корисності домогосподарства набуває логарифмічної форми;
- час, витрачений домогосподарством на відпочинок та роботу, не враховується;

- цільова функція корисності домогосподарства залежить лише від споживання одного умовного товару;
- оскільки розглядається короткостроковий період економічної діяльності домогосподарства, то відсоткова ставка r, заробітна плата w, ціна на умовний товар p є константами;
- з огляду на короткостроковий період не буде накладено обмеження на значення активів домогосподарства у кінці періоду.

Враховуючи усі припущення, спрощена модель для аналізу ефективності управління економічною діяльністю домогосподарства набуває виду:

$$U = \int_0^T (\ln x(t)) e^{-\rho t} dt \to \max, \tag{2.50}$$

$$a'(t) = ra(t) + w - px(t),\ a(0) = a_0, \tag{2.51}$$

$$x(t) \geq 0. \tag{2.52}$$

Модель (2.50) – (2.52) можна реалізувати за допомогою принципу максимуму Понтрягіна [176]. Алгоритм реалізації моделі включає два основні етапи:

1. Побудова функції Гамільтона:

$$H = \ln x(t) + \lambda(t)[ra(t) + w - px(t)], \tag{2.53}$$

де $\lambda(t)$ – змінна, спряжена до змінної стану $a(t)$, або множник Гамільтона.

2. Застосування умов оптимальності:

$$\frac{\partial H}{\partial x} = 0,\ -\frac{\partial H}{\partial a} = \frac{d\lambda}{dt},\ \frac{\partial H}{\partial \lambda} = \frac{da}{dt} \tag{2.54}$$

та побудова на їхній основі рівняння Ейлера. Для моделі (2.50) – (2.52) рівняння Ейлера має такий вид:

$$\frac{x'(t)}{x(t)} = r - \rho. \tag{2.55}$$

Рівняння Ейлера (2.55) для економічних задач такого виду ще також називають правилом Кейнса-Ремзі [99]. Правило Кейнса-Ремзі визначає

оптимальний рівень зміни споживання протягом часу, який можна інтерпретувати так:

- рівень споживання буде зростати з перебігом часу, якщо відсоткова ставка r буде вищою, ніж відношення часових переваг ρ;
- рівень споживання буде незмінним з перебігом часу, якщо відсоткова ставка r буде дорівнювати відношенню часових переваг ρ;
- рівень споживання буде зменшуватись з перебігом часу, якщо відсоткова ставка r буде нижчою, ніж відношення часових переваг ρ.

За цим правилом лежить така логіка, що за досконалих ринкових умов при більшій відсотковій ставці r та при попередньому рівні споживання будуть формуватись додаткові активи, які можна використати у споживанні.

Якщо б ціни та відсоткова ставка не були константами, правило Кейнса-Ремзі мало б такий вигляд:

$$\frac{x'(t)}{x(t)} = r(t) - \frac{p'(t)}{p(t)} - \rho. \tag{2.56}$$

Правило Кейнса-Ремзі (2.56) показує, що за зміни відсоткової ставки споживання буде змінюватись у тому ж напрямку, тобто за зростання цін рівень споживання буде зменшуватись, а у випадку зниженя цін рівень споживання буде зростати.

Правило Кейнса-Ремзі (2.55) можна записати у вигляді диференціального рівняння

$$x'(t) = x(t)(r - \rho). \tag{2.57}$$

Аналітичний розв’язок рівняння (2.57) має вид:

$$x(t) = x(0)e^{(r-\rho)t}. \tag{2.58}$$

Початкове значення споживання для задачі (2.50) – (2.52) таке:

$$x(0) = \frac{\rho(a_0 + \frac{w}{r})}{p}. \tag{2.59}$$

Аналітичний розв’язок рівняння (2.51) запишемо у виді:

$$a(t) = (a(0) + w - px(t))e^{rt}. \tag{2.60}$$

За допомогою спрощеної моделі проведено ряд модельних експериментів для перевірки ефективності можливих підходів до управління економічною діяльністю домогосподарства, зокрема проведено три модельні експерименти для випадків, коли відсоткова ставка дорівнює відношенню часових переваг ($r = \rho$), відсоткова ставка більша, ніж відношення часових переваг ($r > \rho$) та відсоткова ставка менша, ніж відношення часових переваг ($r < \rho$).

Вхідні дані першого модельного експерименту такі:

- початкові активи – 3000 (у. о.);
- відсоткова ставка – 0,3;
- відношення часових переваг – 0,3;
- ціна – 5 (у. о. за одиницю умовного товару);
- заробітна плата – 2000 (у. о.);
- часовий період – 5 місяців.

Оптимальну траєкторію споживання та значення активів домогосподарства під час першого сценарію зображено на рис. 2.1:

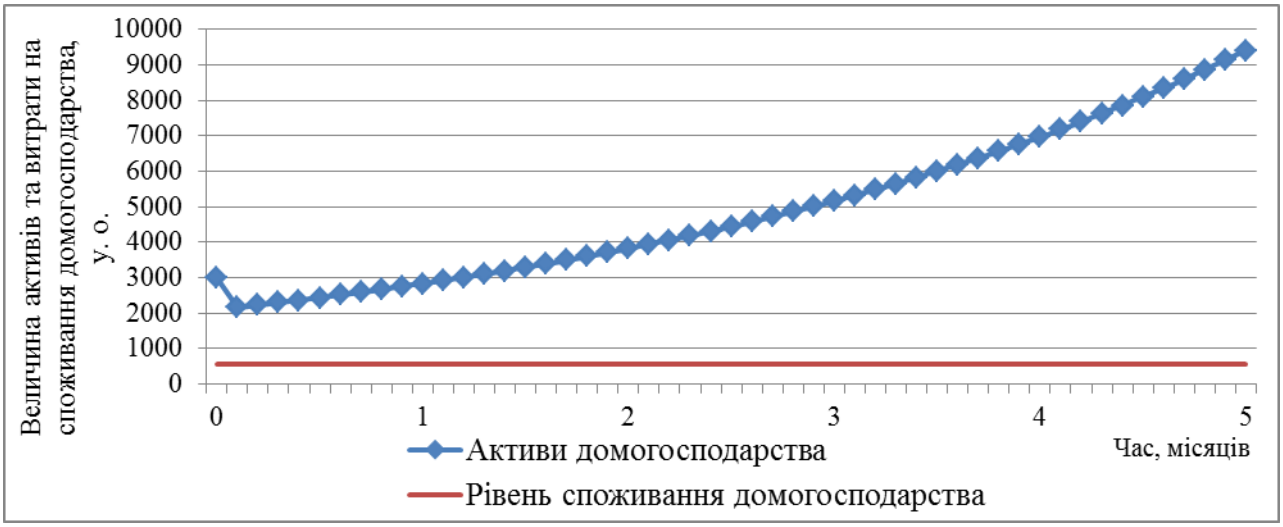


Рис. 2.1. Результати першого модельного експерименту ($r = \rho$)

Джерело: побудовано автором

Графічне підтвердження гіпотези, закладеної у правило Кейнса-Ремзі (2.54) щодо незмінного рівня споживання у випадку, коли відсоткова ставка на ринку r та відношення часових переваг домогосподарства ρ однакові, показано на рис. 2.1. У цьому випадку рівень споживання становив 580 одиниць умовного

товару. Крім цього, на рис. 2.1 також показано зміну активів домогосподарства протягом короткого періоду тривалістю п’ять місяців. Графіку активів домогосподарства характерне різке зниження, після якого відбувається експоненційне зростання протягом усього наступного часу.

Під час другого модельного експерименту величину відсоткової ставки r збільшено до 0,45 за інших рівних умов. Оптимальну траєкторію споживання та значення активів домогосподарства під час другого сценарію зображено на рис. 2.2:

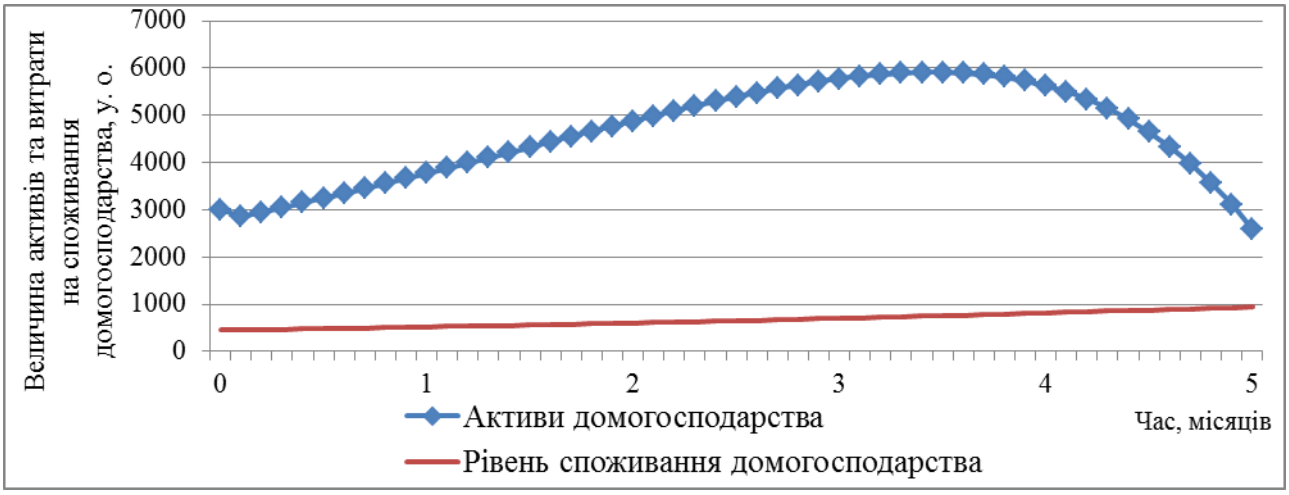


Рис. 2.2. Результати другого модельного експерименту ($r > \rho$)

Джерело: побудовано автором

Другий модельний експеримент підтвердив зростання рівня споживання у часі у випадку, коли відсоткова ставка на ринку r більша, ніж відношення часових переваг ρ (рис. 2.2). У кінці першого місяця рівень споживання становив 519 одиниць умовного товару, а у кінці п’ятого місяця – 946 одиниць умовного товару. Під час цього сценарію рівень активів домогосподарства загалом зростав до четвертого періоду. Максимальне значення рівня активів домогосподарства постерігалося у середині четвертого місяця і становило 5916 у. о. Далі нагромаджені активи домогосподарства використовувались у споживанні і різко почали зменшуватись.

Під час третього модельного експерименту величину відсоткової ставки r зменшено до 0,15 за інших рівних умов. Оптимальну траєкторію споживання та

значення активів домогосподарства під час третього сценарію зображено на рис. 2.3:

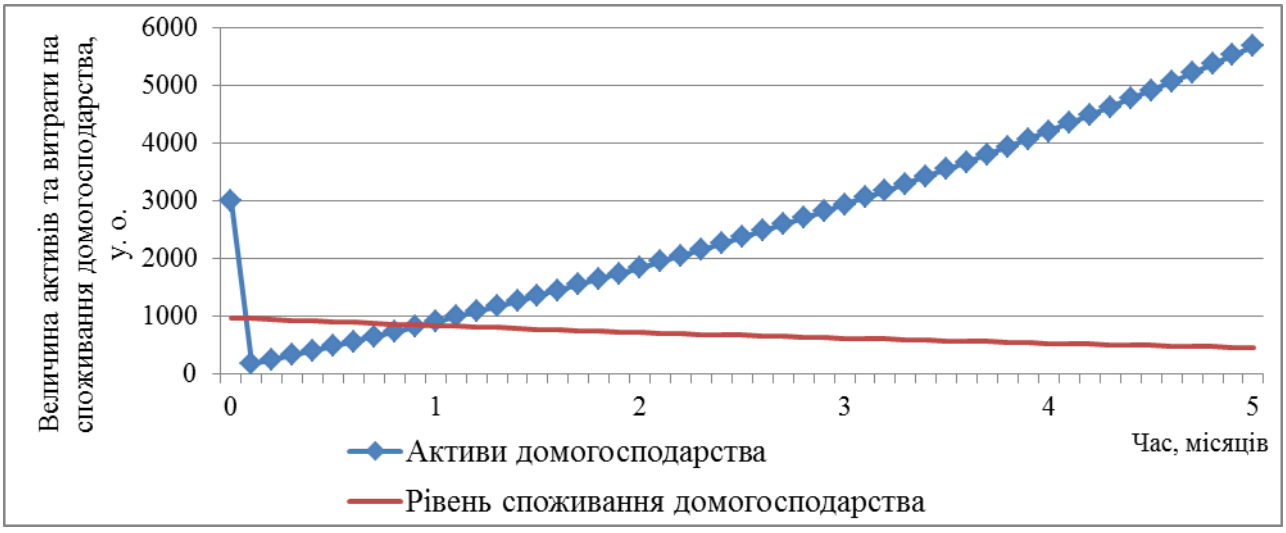


Рис. 2.3. Результати третього модельного експерименту ($r < \rho$)

Джерело: побудовано автором

У третьому модельному експерименті (рис. 2.3) отримано підтвердження того, що у випадку, коли відсоткова ставка на ринку r менша, ніж відношення часових переваг домогосподарства ρ, рівень споживання домогосподарства буде зменшуватись із перебігом часу. У цьому випадку рівень споживання зменшувався від 980 одиниць умовного товару до 463 одиниці умовного товару. Під час цього сценарію рівень активів спочатку різко знизився з 3000 у. о. до 175,57 у. о., після чого почав зростати і досягнув значення 5685 у. о. у кінці п'ятого місяця.

У всіх трьох експериментах не було накладено обмежень на значення активів в останньому періоді. У наступних модельних експериментах розглянемо дещо інший сценарій:

- величина активів домогосподарства задана як у початковому періоді, так і в останньому;
- економічна діяльність домогосподарства змодельована на проміжку тривалістю дванадцять місяців;

- цільова функція корисності залежить не від кількості одиниць умовного товару, спожитих домогосподарством, а від вартості спожитого умовного товару.

Наступні модельні експерименти можна розділити на чотири серії, які будуть відрізнятись початковими і кінцевими значеннями активів домогосподарства. Кожна серія буде містити по три експерименти, у яких буде проаналізовано зміну оптимальної траєкторії споживання домогосподарства та зміну його активів залежно від співвідношень відсоткової ставки на ринку r та ставки часових переваг домогосподарства ρ. Модельні експерименти реалізовано за допомогою програмної системи Mathematica. Код програми подано у Додатку А.1. Результати модельних експериментів подано у Додатку А.2.

Результати модельних експериментів підтвердили висновки, отримані за допомогою рівняння Ейлера (2.55), побудованого для моделі (2.50) – (2.52), а саме:

- рівень споживання домогосподарства буде зростати з перебігом часу, якщо відсоткова ставка на фінансовому ринку r буде вищою, ніж відношення часових переваг домогосподарства до споживання ρ;
- рівень споживання домогосподарства буде незмінним з перебігом часу, якщо відсоткова ставка на фінансовому ринку r буде дорівнювати відношенню часових переваг домогосподарства до споживання ρ;
- рівень споживання домогосподарства буде зменшуватись з перебігом часу, якщо відсоткова ставка на фінансовому ринку r буде нижчою, ніж відношення часових переваг домогосподарства до споживання ρ.

За допомогою запропонованого підходу змодельовано досить широкий набір функцій економічної діяльності домогосподарства у неперервному часі: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, робота на ринку праці, виробництво у домогосподарстві та розвиток людського капіталу. Побудовані оптимізаційні моделі дозволяють аналізувати зміни оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства під дією різноманітних чинників.

На практиці за допомогою запропонованих моделей можна досліджувати зміни функціонування домогосподарства як системи через зміну відсоткових ставок, величини заробітної плати, ринкових цін на товари та послуги. Результати дослідження можна використати для оцінювання впливу економічної політики держави на поведінку домогосподарства та оптимізації управління ним.

2.3. Економетричне моделювання управління кредитними операціями домогосподарства

Однією з головних функцій домогосподарства є споживання. Для забезпечення певного рівня споживання домогосподарство може використовувати не лише власні наявні кошти (заробітна плата, трансфери, заощадження тощо), а й залучені за допомогою такого фінансового інструменту, як кредитування.

Під час криз 2008 та 2014 – 2015 років український банківський сектор зіткнувся з проблемою затримки сплати зобов’язань своїми позичальниками, що призвело до значних проблем в економіці.

На нашу думку, серед моделей управління кредитними операціями домогосподарства доцільно розглядати моделі управління надійністю кредитних операцій та моделі управління категорією якості кредиту.

Отже, однією з головних проблем діяльності банківських установ сьогодні є визначення рівня надійності потенційного позичальника за достатньо короткий проміжок часу з врахуванням конкурентної ситуації на ринку. Відповідальна особа, яка приймає рішення щодо надання кредиту чи відхилення заявки, повинна використовувати формалізовані методи для його прийняття.

Під надійністю позичальника будемо розуміти його платоспроможність. Платоспроможність – здатність позичальника (контрагента банку) своєчасно здійснювати розрахунки за всіма видами своїх зобов'язань [2].

Найпопулярнішим методом оцінювання платоспроможності потенційного позичальника є кредитний скоринг на підставі даних про нього, занесених у

спеціальну анкету-опитувальник. Серед показників, які використовують під час опитування позичальника в одному з комерційних банків України можна виділити: коефіцієнт платоспроможності позичальника, коефіцієнт платоспроможності сім'ї позичальника, коефіцієнт забезпечення кредиту (сюди входять показники: майнові права на депозити в однорідній валюті кредиту, майнові права на депозити у валюті, відмінній від валюти кредиту, банківські метали, державні цінні папери, недержавні цінні папери, нерухоме майно житлового фонду та ін.), наявність страхування застави, наявність додаткової поруки, вік позичальника, рівень освіти, місце праці, посада, стаж роботи на підприємстві, сімейний стан, кредитна історія. Кожен з вище наведених показників містить рубрики з різними ваговими коефіцієнтами, які після заповнення формують підсумковий бал потенційного позичальника, за яким, залежно від затвердженої адміністрацією банку шкали, присвоюють відповідний рейтинг. Завдяки простоті застосування цей метод широко використовують у багатьох банківських установах, проте часто оцінювання кредитоспроможності позичальника за цією методикою є неефективною.

Основоположниками методу кредитного скорингу були англійський вчений Р. Фішер [122] та американський вчений Д. Дюранд [120], які у 30-х роках XX століття запропонували використовувати для оцінювання кредитоспроможності позичальника дискримінантний аналіз. Канадський економіст Дж. Вігінтон [179] був одним з перших дослідників, який опублікував у 1980 році результати використання методу логістичної регресії у кредитному скорингу. Серед останніх досліджень з цієї тематики можна виокремити роботу італійських вчених К. Ліберати, Ф. Камілло та Г. Сапорта [147], які використали методи дискримінантного аналізу. Грецькі економісти М. Псілакі, І. Тсолас та Д. Маргарітіс [161] оцінювали ймовірність дефолту позичальника за допомогою логістичної регресії, італійські вчені Дж. Антоніні, Дж. Палеолого та А. Елісееф [93] використовували методи дерева рішень, а китайські математики Ч. Цай та Ч. Ганг [173] активно застосовували методи нейронних мереж. Серед українських дослідників цього питання можна виокремити В. Єлейка та

Б. Кишакевича [17], Р. Іванова [45], Л. Сергєєву [62, 63], Н. Шовгуна [91] та інших.

Математичні моделі оцінювання ймовірності виникнення проблем під час сплати зобов'язань необхідні не лише комерційним банкам, вони також можуть бути корисними в управлінні економічною діяльністю домогосподарств. За допомогою цих моделей члени домогосподарства можуть оцінювати реальні можливості своєї платоспроможності, визначати розмір кредиту, який буде мати помірне навантаження на бюджет домогосподарства, та уникати негативних записів у кредитній історії, що може мати дуже негативні наслідки для цього домогосподарства (наприклад, у США, якщо позичальник потрапляє у «чорний список», то він може позбутись можливості залучати додаткові кредитні кошти до кінця свого життя).

Ситуація в домогосподарстві може спричиняти значний вплив – як позитивний, так і негативний – на можливість позичальника розраховуватись за своїми борговими зобов'язаннями, тому дослідження залежності надійності позичальника не лише від його індивідуальних показників фінансового стану, а й від додаткових параметрів, які характеризують домогосподарство, до якого входить цей позичальник, є дуже важливим. Отже, дослідження кредитних взаємовідносин позичальника як представника домогосподарства та банківської установи є дедалі актуальнішим та важливішим в управлінні економічною діяльністю домогосподарства.

Для дослідження управління надійністю кредитних операцій домогосподарства доцільно застосовувати економетричні моделі бінарного вибору, які є підвидом економетричних моделей дискретного вибору. Моделі бінарного вибору отримали свою назву від того, що результуюча змінна може приймати лише два значення: 1, якщо під час спостереження явище, яке досліджують, виникало, та 0 – у протилежному випадку [104]. Крім цього, у [68] рекомендують застосування моделей дискретного вибору для прогнозування кризових ситуацій у соціально-економічних системах.

Загальний вигляд економетричної моделі бінарного вибору такий:

$$P(y=1)=F(X,B), \tag{2.61}$$

де $X=(x_1,x_2,...,x_k)$ – вектор значень факторних ознак; $B=(\beta_1,\beta_2,...,\beta_k)$ – вектор значень параметрів моделі; F – функція розподілу випадкової величини ε.

Якщо за F обрати функцію щільності нормального розподілу, отримаємо пробіт-модель:

$$P(y=1)=\Phi(X,B)=\frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}e^{-\frac{(\beta_0+\beta_1x_1+...+\beta_kx_k+\varepsilon)^2}{2\sigma^2}}, \tag{2.62}$$

де $x_1,x_2,...,x_k$ – факторні ознаки; $\beta_0,\beta_1,...,\beta_k$ – параметри рівняння регресії; ε – випадкова величина; σ^2 – дисперсія розподілу.

Завдяки нормальному розподілу функція $\Phi(X,B)$ обмежує значення, які може приймати результуюча змінна, на проміжку від 0 до 1:

$$\lim_{\beta_0+\beta_1x_1+...+\beta_kx_k+\varepsilon\to+\infty}\Phi(\beta_0+\beta_1x_1+...+\beta_kx_k+\varepsilon)=1, \tag{2.63}$$

$$\lim_{\beta_0+\beta_1x_1+...+\beta_kx_k+\varepsilon\to-\infty}\Phi(\beta_0+\beta_1x_1+...+\beta_kx_k+\varepsilon)=0. \tag{2.64}$$

Якщо за F обрати функцію щільності логістичного розподілу, отримаємо логіт-модель:

$$P(y=1)=\Lambda(X,B)=\frac{1}{1+e^{-(\beta_0+\beta_1x_1+\beta_2x_2+...+\beta_kx_k+\varepsilon)}}. \tag{2.65}$$

Для оцінювання параметрів моделей бінарного вибору використовують метод максимуму правдоподібності, який є універсальним методом оцінювання невідомих параметрів генеральної сукупності [42].

Згідно з Постановою НБУ «Про затвердження Положення про порядок формування та використання банками України резервів для відшкодування можливих втрат за активними банківськими операціями» від 25 січня 2012 року, № 23 фінансовий стан фізичної особи оцінюють за допомогою таких кількісних показників: сукупний чистий дохід (щомісячні сукупні доходи, зменшені на сукупні витрати та зобов'язання, крім зобов'язань перед банком, що здійснює оцінювання фінансового стану боржника-фізичної особи з метою формування резерву), накопичення на рахунках у банках, коефіцієнти, що характеризують поточну платоспроможність боржника – фізичної особи і його фінансові

можливості виконати зобов'язання за кредитом (зокрема співвідношення сукупних доходів і витрат до зобов'язань боржника – фізичної особи, співвідношення обсягу боргу за кредитом до вартості об'єкта кредитування (застави), співвідношення щомісячних витрат боржника на обслуговування боргу до обсягу його щомісячних доходів тощо) та якісних показників: загальний матеріальний стан клієнта (наявність у власності майна, крім майна, переданого в заставу), соціальна стабільність клієнта (наявність постійної роботи, ділова репутація, сімейний стан тощо), вікова категорія клієнта [2].

На нашу думку, для аналізу платоспроможності позичальника – представника домогосподарства доцільно взяти такі факторні ознаки: валюта кредиту, термін кредиту, відсоткова ставка за кредит, коефіцієнт платоспроможності позичальника, коефіцієнт платоспроможності інших членів домогосподарства, співвідношення суми кредиту до заставної вартості забезпечення, сімейний стан позичальника, наявність дітей у позичальника, стаж роботи позичальника на останньому місці праці, сума кредиту, чистий дохід позичальника, чистий дохід інших членів домогосподарства, величина застави [19].

Під час економетричного аналізу цих факторних ознак за допомогою методу виключення [42] було визначено найвагоміші: термін кредиту, коефіцієнт платоспроможності позичальника, чистий дохід інших членів домогосподарства, сума кредиту, сімейний стан позичальника, наявність дітей у позичальника та стаж роботи позичальника на останньому місці праці. Перші чотири факторні ознаки є кількісними, наступні три – якісними. Характеристики якісних змінних наведено у Додатку Б.1.

Для аналізу платоспроможності позичальника – представника домогосподарства було побудовано дві економетричні моделі: логіт-модель та пробіт-модель. Оцінювання параметрів моделей здійснено методом максимуму правдоподібності на підставі статистичних даних діяльності ПАТ «ОКСІ БАНК». До вибірки включено позичальників по авто-кредитам та заставним споживчим кредитам, обсяг вибірки складає 30 спостережень. Оцінювання

параметрів моделей і перевіряння моделей на адекватність та стійкість здійснювались за допомогою програмної системи Eviews.

Умовні позначення факторних ознак та результуючої змінної, яка відображає ймовірність виникнення проблем з оплатою кредиту у позичальника, наведені у табл. 2.1.

Таблиця 2.1

Умовні позначення змінних моделі

Змінна	Позначення змінної у вибірковій моделі.
Ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань	S
Термін кредиту, місяців	x_1
Коефіцієнт платоспроможності позичальника	x_2
Чистий дохід інших членів домогосподарства, грн	x_3
Сума кредиту, грн	x_4
Сімейний стан позичальника	x_5
Наявність дітей у позичальника	x_6
Стаж роботи позичальника від 1-го до 2-ох років	x_7
Стаж роботи позичальника від 2-ох до 4-ох років	x_8
Стаж роботи позичальника більше 4-ох років	x_9

Джерело: побудовано автором

Базовою моделлю для проведення аналізу вибрано логіт-модель, оскільки вона має кращі економетричні характеристики у порівнянні з пробіт-моделлю: більше значення відношення детермінації Макфадена, менше значення стандартної похибки, більше значення функції найбільшої правдоподібності, менші значення інформаційних критеріїв Акаіка, Шварца та Ханнана-Квіна (табл. 2.2).

Крім цього, з побудованими моделями було проведено тестування точності прогнозу, яке полягало у тому, що дані спостережень, на підставі яких оцінювали параметри моделей, підставляють у ці моделі і отримують прогнозні

значення ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань. Якщо значення ймовірності менше, ніж 0,5, то кредитну операцію вважають надійною (S = 0). Якщо значення ймовірності більше або рівне, ніж 0,5, то кредитну операцію вважають ненадійною (S = 1). В ідеалі ці значення мають співпадати з фактичними. Результати тестування моделей на точність прогнозу наведено у табл. 2.3.

Таблиця 2.2

Економетричні характеристики моделей управління надійністю кредитних операцій домогосподарства

Характеристики	Пробіт-модель	Логіт-модель
Відношення детермінації Макфадена	0,24423	0,249657
Значення інформаційного критерію Акаіка	1,659987	1,652854
Значення інформаційного критерію Шварца	2,127053	2,11992
Значення інформаційного критерію Ханнана-Квіна	1,809406	1,802273
Стандартна похибка моделі	0,493268	0,487079
Сума квадратів випадкових відхилень	4,86627	4,74492
Значення функції правдоподібності	–14,89981	–14,79282

Джерело: побудовано автором

Таблиця 2.3

Результати тесту точності прогнозу

Значення бінарної змінної	Фактична кількість	Пробіт-модель		Логіт-модель	
		Вірних прогнозів	Хибних прогнозів	Вірних прогнозів	Хибних прогнозів
0	11	7	4	8	3
1	19	17	2	17	2

Джерело: побудовано автором

Відповідно до результатів тестування модель, побудована на основі логістичного розподілу, показала кращий результат: 83,33 % точності прогнозу (з них 72,73 % вірних прогнозів значень результуючої змінної, що дорівнюють «нулю», та 89,47 % вірних прогнозів значень «одиниця»). Натомість модель,

побудована на основі нормального розподілу, показала 80 % точності прогнозу (з них 63,64 % вірних прогнозів значень «нуль» та 89,47 % вірних прогнозів значень «одиниця»).

Побудована вибіркова логіт-модель управління надійністю кредитних операцій домогосподарства має вид:

$$S = \frac{1}{1+e^{-(25{,}5807+0{,}0021x_1-0{,}4141x_2-0{,}0001x_3+0{,}0000004x_4-1{,}7966x_5+1{,}6882x_6-25{,}1861x_7-24{,}0130x_8-24{,}2453x_9)}}. \quad (2.66)$$

Граничний вплив факторних ознак моделі (2.66) не можна інтерпретувати аналогічно до граничного впливу факторних ознак лінійних кореляційно-регресійних моделей. Для того, щоб отримати залежність впливу змінної $x_j, j=\overline{1,9}$ на ймовірність P, необхідно продиференціювати функцію P по змінній x_j. Фактично зростання факторної ознаки x_j на одну одиницю приведе до збільшення P на величину $\beta_j P(\bar{x}_1, \bar{x}_2, \ldots, \bar{x}_9)$ (табл. 2.4).

Таблиця 2.4

Граничний вплив факторних ознак на ймовірність виникнення проблем у позичальника з оплатою зобов'язань

Змінна	Параметр	Середнє значення	Граничний вплив
x_1	0,0021	36,1	0,0015
x_2	–0,414	1,83	0,2905
x_3	–0,0001	9876,6	0,0001
x_4	0,0000004	772014	0,0280
x_5	–1,7966	0,7	–
x_6	1,6882	0,87	–
x_7	–25,1861	0,1	–
x_8	–24,0130	0,27	–
x_9	–24,2453	0,6	–

Джерело: побудовано автором

Наприклад, зростання терміну кредиту на один місяць збільшить ймовірність виникнення проблем при сплаті своїх зобов'язань у позичальника по цьому кредиту на $0{,}701452 \cdot 0{,}0021 \approx 0{,}0015$. Хоча навантаження на бюджет позичальника за зростання терміну кредиту зменшується, за рахунок непередбачуваних зовнішніх обставин (втрати роботи, тяжкої хвороби близьких,

втрати працездатності та інших форс-мажорних обставин) ймовірність виникнення проблем зі сплатою зобов’язань все-таки зростає. Подібна інтерпретація граничного впливу якісних змінних на ймовірність виникнення у позичальника проблем під час сплати своїх зобов’язань неможлива, оскільки якісна ознака або має вплив, або не має впливу.

Аналогічно можна отримати величину граничного впливу на ймовірність виникнення проблем під час сплати своїх зобов’язань у позичальника по кредиту інших факторних ознак (Додаток Б.2).

З моделлю (2.66) проведено модельні експерименти для дослідження зміни ймовірності виникнення у позичальника – представника домогосподарства проблем з оплатою зобов’язань. Результати експериментів подано у Додатку Б.3. На основі поведених модельних експериментів можна зробити висновки, що за інших рівних умов ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань:

1) зростає у випадку:
   - зростання терміну кредиту;
   - збільшення суми кредиту;
2) зменшується у випадку:
   - зростання коефіцієнта платоспроможності позичальника;
   - зростання чистих доходів інших членів домогосподарства позичальника.

Ефект від реалізації моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства представлено у Додатку Б.4. Для визначення рівня надійності позичальника – представника домогосподарства (оцінювання ймовірності виникнення у позичальника проблем при сплаті своїх зобов’язань) реалізовано програму на об’єктно-орієнтованій мові Object-Pascal в середовищі програмної системи Delphi 7. Код програми подано у Додатку Б.5. Інструкція користування та вікно програми для введення і виведення даних подано у Додатку Б.6.

У подальших дослідженнях модель можна покращити, використовуючи статистичну вибірку більшого обсягу за рахунок даних, отриманих від інших

банків. Доцільно також розділити спостереження за авто-кредитами та споживчими кредитами і побудувати для кожного з них окрему модель. Перспективним для аналізу платоспроможності позичальника є застосування економетричних моделей, побудованих на основі зміщених розподілів, наприклад гомпіт-моделей.

Крім задачі управління ймовірністю виникнення проблем у позичальника – представника домогосподарства під час сплати своїх зобов'язань виникає проблема формування у банківській установі резервного капіталу за кредитною операцією домогосподарства. Діяльності банків притаманна велика кількість різноманітних ризиків, розуміння та оцінювання яких є важливим для управління банками. Найвагомішим ризиком, характерним банківській установі, є кредитний ризик; саме тому кредитний ризик-менеджмент є одним з головних завдань сучасної фінансової системи та центральним у взаємодії домогосподарств з банками.

Світова наука здебільшого вивчає кредитні операції в розрізі оцінювання ймовірності дефолту позичальника. В той же час дослідження проблеми класифікації кредитних операцій позичальника, тим більше домогосподарства, практично не проводяться. Саме тому вивчення впливу характеристик домогосподарства на ризик кредитних операцій банку з цим домогосподарством та розроблення методу прогнозування категорії кредитної операції є дуже актуальним.

Визначення категорії якості кредиту – це оцінювання рівня ризику за кожною кредитною операцією з урахуванням фінансового стану позичальника, стану обслуговування позичальником кредитної заборгованості та рівня забезпечення кредитної операції [1].

Згідно з Постановою НБУ «Про затвердження Положення про порядок формування та використання банками України резервів для відшкодування можливих втрат за активними банківськими операціями» [1] якість кредиту залежно від рівня ризику класифікують за такими п'ятьма категоріями:

- I (найвища) – немає ризику або ризик є мінімальним;

- II – помірний ризик;
- III – значний ризик;
- IV – високий ризик;
- V (найнижча) – реалізований ризик.

Отже, виокремимо ще одне актуальне питання управління економічною діяльністю домогосподарства – прогнозування та управління категорією якості кредиту домогосподарства з метою підвищення ефективності управління якістю кредитних операцій домогосподарства у банківських установах.

Прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства запропоновано здійснювати за допомогою економетричних моделей мультиваріантного порядкового вибору. В моделях цього виду результуюча змінна y репрезентує упорядковані категорії; у нашому випадку це п’ять категорій якості кредитних операцій. Результуючу змінну моделюють за допомогою латентної змінної y^*, яка лінійно залежить від факторних ознак $x_1, x_2,...,x_k$:

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + ... + \beta_k x_k + \varepsilon, \tag{2.67}$$

де ε – незалежна та однаково розподілена для всіх спостережень випадкова величина. Результуючу змінну y отримують з y^* за такими правилами:

$$y = \begin{cases} 1, & якщо \quad y^* \le \gamma_1; \\ 2, & якщо \quad \gamma_1 < y^* \le \gamma_2; \\ 3, & якщо \quad \gamma_2 < y^* \le \gamma_3; \\ \quad \vdots & \\ m, & якщо \quad \gamma_m < y^*, \end{cases} \tag{2.68}$$

де $\gamma_1, \gamma_2,...,\gamma_m$ – величини, які задають межі класифікації (визначають приналежність змінної y^* до певної категорії).

Ймовірності приналежності значень результуючої змінної y до однієї з категорій оцінюють так:

$$\begin{cases} P(y=1 \mid X, B, \Gamma) = F(\gamma_1 - y^*), \\ P(y=2 \mid X, B, \Gamma) = F(\gamma_2 - y^*) - F(\gamma_1 - y^*), \\ P(y=3 \mid X, B, \Gamma) = F(\gamma_3 - y^*) - F(\gamma_2 - y^*), \\ \qquad\qquad \vdots \\ P(y=m \mid X, B, \Gamma) = 1 - F(\gamma_m - y^*), \end{cases} \tag{2.69}$$

де $X = (x_1, x_2, ..., x_k)$ – вектор значень факторних ознак; $B = (\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k)$ – вектор значень параметрів моделі (2.67); $\Gamma = (\gamma_1, \gamma_2, ..., \gamma_m)$ – вектор значень меж класифікації; F – функція щільності розподілу випадкової величини ε.

Значення меж класифікації $\gamma_1, \gamma_2, ..., \gamma_m$ та параметрів моделі (2.67) $\beta_1, \beta_2, ..., \beta_k$ оцінюють за умови максимізації логарифмічної функції правдоподібності:

$$L(B, \Gamma) = \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{m} \ln(P(y_i = j \mid X_i, B, \Gamma)) \cdot P^*(y_i = j), \tag{2.70}$$

де $P^*(y_i = j)$ – індикатор функції, який приймає значення 1, якщо $P(y_i = j \mid X_i, B, \Gamma)$ відмінне від 0, та 0 у протилежному випадку.

У нашому випадку результуюча змінна y може приймати п’ять значень залежно від категорії якості кредиту домогосподарства:

- 1, якщо мінімальна категорія якості кредиту домогосподарства є I (немає ризику або ризик є мінімальним),
- 2 – II (помірний ризик),
- 3 – III (значний ризик),
- 4 – IV (високий ризик),
- 5 – V (найнижча) – реалізований ризик.

Серед факторних ознак, які впливають на категорію кредитної операції домогосподарства, виділимо такі: термін кредиту, чистий дохід домогосподарства, сума кредиту, величина застави, валюта кредиту та робочий стаж на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит [33].

Перші чотири факторні ознаки є кількісними, валюта кредиту та робочий стаж на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит, є якісними ознаками. Характеристики якісних змінних наведено у Додатку Б.7.

Умовні позначення змінних в моделі представлено у табл. 2.5:

Таблиця 2.5

Умовні позначення змінних моделі

Змінна	Позначення змінної у вибірковій моделі
Категорія якості кредиту домогосподарства	Q
Валюта кредиту	v_1
Термін кредиту, місяців	v_2
Чистий дохід домогосподарства, грн.	v_3
Сума кредиту, грн.	v_4
Величина застави, грн.	v_5
Стаж роботи позичальника від 1-го до 2-ох років	v_6
Стаж роботи позичальника від 2-ох до 4-ох років	v_7
Стаж роботи позичальника більше 4-ох років	v_8

Джерело: побудовано автором

Для прогнозування категорії якості кредитної операції банку з представником домогосподарства побудовано дві моделі мультиваріантного порядкового вибору: на основі нормального розподілу (пробіт-модель) та логістичного розподілу (логіт-модель). Оцінювання параметрів моделей здійснювалось за допомогою програмної системи Eviews на підставі статистичних даних про діяльність ПАТ «ОКСІ БАНК»; обсяг вибірки склав 26 спостережень. Основні економетричні характеристики кожної моделі наведено у табл. 2.6.

Логіт-модель має кращі характеристики за всіма показниками: більше значення функції правдоподібності, більше значення псевдовідношення

детермінації та менші значення інформаційних критеріїв (Акаіка, Шварца, Ханнана-Квіна) (табл. 2.6).

Таблиця 2.6

Характеристики моделей прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства

Характеристики	Пробіт-модель	Логіт-модель
Значення функції правдоподібності	–24,26806	–24,15426
Псевдовідношення детермінації	0,387826	0,390696
Значення інформаційного критерію Акаіка	2,789851	2,781097
Значення інформаційного критерію Шварца	3,37051	3,361757
Значення інформаційного критерію Ханнана-Квіна	2,95706	2,948306

Джерело: побудовано автором

З побудованими моделями проведено тестування сподівання прогнозу, яке полягало у тому, що дані спостережень, на підставі яких оцінювали параметри моделей, підставляють у ці моделі і отримують прогнозні значення результуючої змінної (в ідеалі ці значення мають співпадати з фактичними). Результати тестування моделей на сподівання прогнозу наведено у табл. 2.7.

Таблиця 2.7

Результати тесту точності прогнозу

Категорія якості кредиту	Фактична кількість кредитів кожної категорії	Пробіт-модель		Логіт-модель	
		Прогноз	Відхилення	Прогноз	Відхилення
1	6	6	0	6	0
2	6	9	–3	6	0
3	2	0	2	0	2
4	4	1	3	4	0
5	8	10	–2	10	–2

Джерело: побудовано автором

Тестування моделей показало, що прогностичні якості логіт-моделі кращі: на підставі цієї моделі зроблено 22 точних та 4 хибних прогнози (точність

прогнозування складає приблизно 85%), а на підставі пробіт-моделі – 16 точних та 10 хибних прогнозів (точність прогнозування складає приблизно 62%).

Для проведення модельних експериментів будемо використовувати логіт-модель. Оцінені параметри цієї моделі та межі класифікації наведені у табл. 2.8.

Таблиця 2.8

Оцінки параметрів та межі класифікації логіт-моделі мультиваріантного упорядкованого вибору

Змінна	Параметр	Стандартна похибка
v_1	6,911732	2,289890
v_2	0,014209	0,012217
v_3	0,000141	4,71E-05
v_4	–4,15E-06	1,80E-06
v_5	1,18E-06	6,99E-07
v_6	28,71349	39259,72
v_7	28,96444	39259,72
v_8	27,34295	39259,72
Межі класифікації		
γ_1	31,47367	39259,72
γ_2	34,82260	39259,72
γ_3	35,58139	39259,72
γ_4	37,03691	39259,72

Джерело: побудовано автором

Отже, вибіркова логіт-модель управління якістю кредитних операцій домогосподарства має такий вид:

$$Q^* = 6{,}9117v_1 + 0{,}0142v_2 + 0{,}00014v_3 - 0{,}0000042v_4 + 0{,}0000012v_5 + \\ + 28{,}7135v_6 + 28{,}9644v_7 + 27{,}34295v_8. \quad (2.71)$$

Ймовірності належності кредитної операції домогосподарства до кожної категорії якості визначають за формулами:

$$\begin{cases} P(Q=1)=\dfrac{1}{1+e^{-(31{,}4737-Q^*)}}, \\ P(Q=2)=\dfrac{1}{1+e^{-(34{,}8226-Q^*)}}-\dfrac{1}{1+e^{-(31{,}4737-Q^*)}}, \\ P(Q=3)=\dfrac{1}{1+e^{-(35{,}5814-Q^*)}}-\dfrac{1}{1+e^{-(34{,}8226-Q^*)}}, \\ P(Q=4)=\dfrac{1}{1+e^{-(37{,}0369-Q^*)}}-\dfrac{1}{1+e^{-(35{,}5814-Q^*)}}, \\ P(Q=5)=1-\dfrac{1}{1+e^{-(37{,}0369-Q^*)}}. \end{cases} \quad (2.72)$$

Для перевірки моделі на адекватність проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу (рис. 2.4).

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. При цьому вигляд гістограми має бути дзвоноподібний, як на рис. 2.4, а значення статистики Джарка-Бера не повинне бути статистично значущим, тобто значення обчисленої під час тестування ймовірності повинне бути більшим, ніж 0,05 для того, щоб нульову гіпотезу можна прийняти з довірчою ймовірністю 0,95. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. В нашому випадку значення ймовірності становить 0,7705, тобто воно значно більше, ніж 0,05 і, отже, випадкові відхилення моделі (2.71) – (2.72) нормально розподілені з довірчою ймовірністю 0,95.

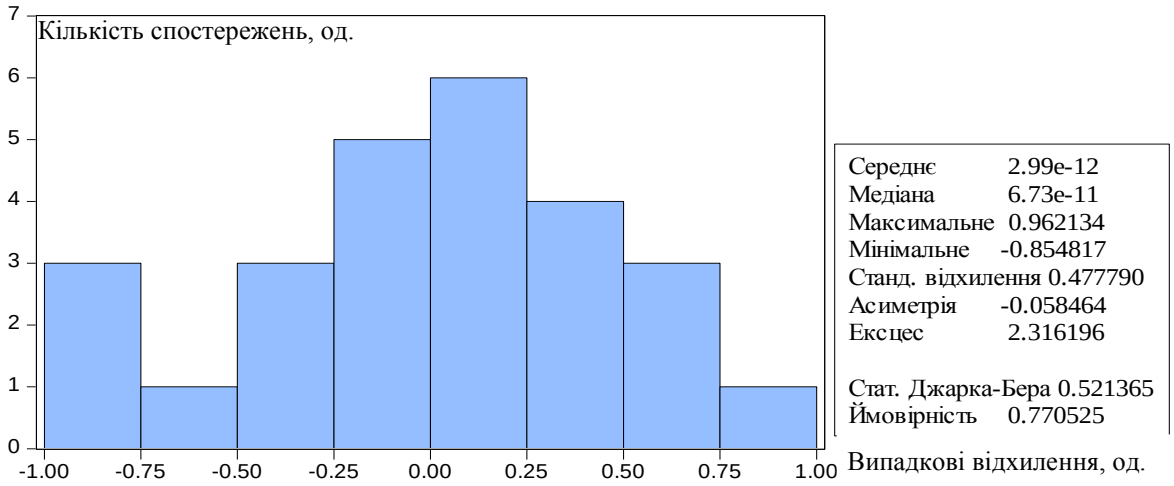


Рис. 2.4. Гістограма перевірки випадкових відхилень на нормальність розподілу

Джерело: побудовано автором

Для того, щоб дослідити вплив кількісних факторних ознак, які характеризують домогосподарство та його кредитну операцію, на ймовірності належності цієї операції до певної категорії, проведено модельні експерименти з побудованою логіт-моделлю мультиваріантного упорядкованого вибору. Модельні експерименти з економетричною моделлю управління якістю кредитних операцій домогосподарства (2.71) – (2.72) полягають у дослідженні зміни оцінки ймовірності належності кредитної операції домогосподарства до кожної категорії якості від зміни кількісних факторних ознак: терміну кредиту, чистого доходу домогосподарства, суми кредиту та величини застави. Результати представлено у Додатку Б.8.

Ефект від реалізації моделі управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства подано у Додатку Б.9. Для прогнозування категорії якості кредитної операції банку з представником домогосподарства реалізовано програму на об’єктно-орієнтованій мові Object-Pascal в середовищі програмної системи Delphi. Код програми подано у Додатку Б.10. Інструкцію користування та вікно програми подано у Додатку Б.11.

Запропонований підхід дозволяє вивчати процеси управління якістю кредиту домогосподарства та вплив показників кредитної операції і фінансового стану позичальника (валюта кредиту, термін кредиту, величина чистого доходу домогосподарства, суми кредиту, величини застави та робочого стажу на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит) на ймовірність належності якості кредиту цього домогосподарства до певної категорії.

Висновки до розділу 2

1. За допомогою моделі оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства у неперервному часі змодельовано досить широкий набір функцій економічної діяльності домогосподарства: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, робота на ринку праці, виробництво у домогосподарстві та розвиток людського капіталу. Побудовані оптимізаційні

моделі дозволяють аналізувати зміни оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства під дією різноманітних чинників. На практиці за допомогою запропонованих моделей можна досліджувати зміни функціонування домогосподарства як системи через зміну відсоткових ставок, величини заробітної плати, ринкових цін на товари та послуги. Результати дослідження можна використати для оцінювання впливу економічної політики держави на поведінку домогосподарства та оптимізації управління ним.

2. Запропоновано економетричні моделі управління кредитними операціями домогосподарства. Модель управління надійністю кредитних операцій домогосподарства дозволяє прогнозувати ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від показників його фінансового стану та показників фінансового стану інших членів його домогосподарства, а також визначати суму кредиту та термін кредитування, які будуть допустимі для цього позичальника. Практичне застосування моделі може здійснюватись не лише у банках для оцінювання ймовірності виникнення у потенційного позичальника проблем з оплатою зобов'язань, а й у домогосподарстві, яке хоче взяти кредит на споживчі потреби для оцінювання своїх можливостей на даний момент.

3. Побудована модель визначення якості кредитної операції домогосподарства використовується для прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства, а також для оцінювання ймовірності належності якості кредитів до кожної з категорій, визначених НБУ. За допомогою цієї економетричної моделі можна оцінювати кредитні ліміти, допустимі для домогосподарства з метою оптимізації резервного капіталу банківської установи.

4. Результати модельних експериментів, які здійснено з використанням моделей управління кредитними операціями домогосподарства, дали змогу встановити певні закономірності: позичальник зі стажем від 1-го до 2-ох років має найменшу ймовірність виникнення проблем при сплаті зобов'язань, позичальник зі стажем більше 4-ох років є наступним за надійністю і найгірший

результат при інших рівних умовах показав позичальник зі стажем від 2-ох до 4-ох років. Додатково, позичальник, у якого є діти, має більший рівень ймовірності виникнення проблем при сплаті зобов'язань, ніж позичальник без дітей. Зміни зовнішніх факторів мали сильніший вплив на зміну платоспроможності позичальника, у якого є діти, тобто більше змінювали ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань, ніж у позичальника без дітей за тих самих умов. Загалом можна зробити висновок, що домогосподарство з дітьми менш стійке до змін факторних ознак. Крім цього, одружений позичальник, має менший рівень ймовірності виникнення проблем при сплаті зобов'язань, ніж неодружений позичальник за інших рівних умов, тобто домогосподарство з двома дорослими учасниками є найбільш надійним позичальником.

Основні результати дисертаційного дослідження, які розкрито у цьому розділі, представлено у працях [19, 21, 26, 30, 33, 34, 36, 43, 184].

РОЗДІЛ 3
РЕАЛІЗАЦІЯ МОДЕЛЕЙ УПРАВЛІННЯ ЕКОНОМІЧНОЮ ДІЯЛЬНОСТЮ ДОМОГОСПОДАРСТВ

3.1. Дослідження структури основних показників економічної діяльності домогосподарств

У реальному житті кожна економічна система зазвичай є сукупністю великої кількості об'єктів, процесів, явищ, котрі взаємодіють між собою, перебувають у певних причинно-наслідкових відношеннях. Кожна економічна змінна здебільшого залежить від багатьох інших чинників. Спільний вплив кількох чинників на одну результуючу змінну досліджують за допомогою багатофакторних економетричних моделей. Однією з таких моделей є множинна лінійна кореляційно-регресійна модель, яку в узагальненому виді можна записати так:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \ldots + \beta_k x_k + \varepsilon, \qquad (3.1)$$

де y – результуюча (ендогенна, залежна) змінна; $x_1, x_2, \ldots, x_k$ – факторні (екзогенні, незалежні) ознаки; β_0 – вільний член рівняння регресії; $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ – параметри множинної регресії; ε – неспостережувана випадкова величина; k – кількість факторів.

Узагальнена множинна лінійна кореляційно-регресійна модель описує кореляційну залежність результуючої змінної y від факторних ознак $x_1, x_2, \ldots, x_k$ для усієї генеральної сукупності. Невідомі параметри $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ узагальненої моделі вважають постійними для кожного спостереження, випадкова величина ε відрізняється у кожному спостереженні.

Множинну лінійну кореляційно-регресійну модель можна застосовувати лише для моделювання причинно-наслідкових зв'язків на основі стаціонарних даних. Дослідження макроекономічних явищ та процесів майже завжди проводять з нестаціонарними змінними, такими, як споживання, внутрішній валовий продукт, дохід тощо. У випадку, коли динамічний ряд, на підставі даних

якого будують модель, виявиться нестаціонарним, для його приведення до стаціонарного виду застосовують різницевий процес. Процес знаходження різниць між сусідніми значеннями статистичних даних характеризує порядок їхньої інтегрованості. Інтегрованість першого порядку означає, що для перетворення динамічного ряду статистичних даних у стаціонарний ряд використано різниці початкових даних першого порядку, інтегрованість другого порядку означає, що процес знаходження різниць застосовано ще раз. У випадку побудови одновимірних інтегрованих авторегресійних моделей рухомого середнього (ARIMA-моделей) процесу знаходження різниць достатньо. У випадку побудови багатофакторних моделей цього недостатньо.

Для вирішення цієї проблеми в економетричному моделюванні використовують особливий вид моделі, яку будують на основі різницевих даних та лагових значень коінтегрованих змінних. Ця модель отримала назву моделі коригування похибки (або коригування рівноваги), яка має такий узагальнений вид:

$$\begin{aligned}\Delta y = \beta_0 + \beta_1 \Delta x_1 + \beta_2 \Delta x_2 + \ldots + \beta_k \Delta x_k + \\ + \beta_{k+1}(y_{t-1} - \alpha - \gamma_1 x_{1,t-1} - \gamma_2 x_{2,t-1} - \ldots - \gamma_k x_{k,t-1}) + \varepsilon,\end{aligned} \tag{3.2}$$

де Δy – різницеве значення результуючої змінної; $\Delta x_1, \Delta x_2, \ldots, \Delta x_k$ – різницеві значення факторних ознак; β_{k+1} – коефіцієнт коригування похибки; $y_{t-1} - \alpha - \gamma_1 x_{1,t-1} - \gamma_2 x_{2,t-1} - \ldots - \gamma_k x_{k,t-1}$ – член коригування похибки або коінтеграційна регресія; α – істинне значення вільного члена коінтеграційної регресії; $\gamma_1, \gamma_2, \ldots, \gamma_k$ – істинні значення коефіцієнтів коінтеграції.

Істинні значення коефіцієнтів коінтеграції $\gamma_1, \gamma_2, \ldots, \gamma_k$ описують довгостроковий вплив факторних величин на результуючу змінну. Істинні значення параметрів регресії $\beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k$ описують короткостроковий вплив факторних величин на результуючу змінну. Істинне значення коефіцієнта коригування похибки β_{k+1} описує швидкість пристосування (наближення) до рівноваги. Нормалізовані коефіцієнти 1, $-\alpha$, $-\gamma_1$, $-\gamma_2$, ..., $-\gamma_k$ коінтеграційної

регресії називають коінтеграційним вектором, який є стаціонарною лінійною комбінацією нестаціонарних змінних.

Одним із найзручніших методів оцінювання параметрів моделі коригування похибки є двокроковий метод Енгла-Грейнджера [121].

На першому кроці цього методу необхідно:

- Перевірити динамічні ряди усіх змінних моделі на приналежність першому рівню інтегрованості.
- Побудувати коінтеграційну регресію за допомогою звичайного методу найменших квадратів. Варто зазначити, що на основі оціненої коінтеграційної регресії не можна робити ще жодних висновків.
- Знайти значення випадкових відхилень коінтеграційної регресії $\hat{\varepsilon}$ та перевірити, чи є вони стаціонарними.

На другому кроці за допомогою випадкових відхилень $\hat{\varepsilon}$ слід побудувати таку модель коригування похибки:

$$\Delta\tilde{y} = b_0 + b_1\Delta x_1 + b_2\Delta x_2 + \ldots + b_k\Delta x_k + b_{k+1}\hat{\varepsilon}_{t-1} + u, \qquad (3.3)$$

де $\Delta\tilde{y}$ – теоретичне різницеве значення результуючої змінної; $b_0, b_1, b_2, \ldots, b_k, b_{k+1}$ – оцінки невідомих параметрів моделі $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \ldots, \beta_k, \beta_{k+1}$ відповідно; $\hat{\varepsilon}_{t-1}$ – лагове значення випадкових відхилень коінтеграційної регресії; u – випадкове відхилення моделі.

На основі моделі (3.3) можна робити висновки про залежність змінних, тобто чи впливають на результуючу змінну y факторні ознаки у коротко- та довгостроковому періодах.

Одним із найважливіших елементів управління економічною діяльністю домогосподарств на макроекономічному рівні є управління споживчими видатками домогосподарств, оскільки однією з основних ознак розвитку будь-якої країни, якості життя її населення є рівень витрат домогосподарств. Споживчі видатки домогосподарств мають вагомий вплив на різні макроекономічні показники, в тому числі і на внутрішній валовий продукт, тому процеси управління ними дуже важливі для дослідження.

Для дослідження чинників, які впливають на споживчі видатки домогосподарств України, побудовано множинну лінійну кореляційно-регресійну модель коригування похибки за допомогою методу Енгла-Грейнджера. Особливо популярним цей підхід до моделювання діяльності домогосподарського сектору став після дослідження споживчої діяльності домогосподарств Великої Британії економістом Дж. Девідсоном та його колегами [114]. Вчені запропонували економетричну модель коригування похибки, яка описує довгострокову залежність споживання домогосподарств від реального доходу. Крім цього, модель коригування похибки рекомендують застосовувати у випадку малих вибірок даних та для прогнозування [141, 160].

Більшість сучасних досліджень споживання домогосподарств враховують його залежність від доходу, заощаджень, нерухомості та інших змінних. Наприклад, новозеландські економісти К. Гох та Р. Довнінг [129] у своїй моделі описали вплив доходів домогосподарств, фінансових активів, нерухомості, рівня безробіття, облікової ставки, споживання у попередньому періоді, трансфертних платежів на споживчі видатки домогосподарств у країні.

Індійські вчені Д. Дгакал, К. Кулкарні та К. Упадгаяна [116] також досліджували споживання домогосподарств в Індій за допомогою моделі коригування похибки. Автори визначили, що вплив обмінного курсу, облікової ставки, лагового значення споживання та доходу, мають найвагоміший вплив на рівень споживчих видатків домогосподарств Індії. Б. Сай також використав модель коригування похибки, щоб проаналізувати чинники, які формують споживання домогосподарств Фіджі. Вчений визначив, що у короткостроковому періоді на споживчі видатки домогосподарств у Фіджі впливають зміни у доході та сукупних активах, відсоткова ставка та трансфертні платежі, а у довгостроковому періоді – дохід та вартість сукупних активів [169].

Економісти Л. Бун, К. Джіорно та П. Річардсон [100] радять враховувати такі змінні під час моделювання економічної діяльності домогосподарств:

- реальна відсоткова ставка (для моделювання ефекту заміщення);
- рівень інфляції (для відображення невизначеності економічної системи);

- рівень безробіття (ще одна змінна, яка є наближеним показником невизначеності економічної системи).

Враховуючи міжнародний досвід та українські реалії, проведено економетричний аналіз взаємозв'язків споживчих видатків домогосподарств України та таких макроекономічних показників, як індекс споживчих цін, валові національні доходи, споживчі видатки домогосподарств у попередньому періоді, облікової ставки НБУ та рівня безробіття. Під час аналізу чинників впливу на споживчі видатки домогосподарств України (результуюча змінна HC_t, млрд. дол. США) методом виключення визначено такі найвагоміші чинники:

- CPI_t – індекс споживчих цін, (2009 = 100), %;
- GNI_t – валовий національний дохід, млрд. дол. США;
- HC_{t-1} – споживчі видатки домогосподарств за попередній період, млрд. дол. США.

Статистичні дані про значення всіх змінних моделі коригування похибки споживчих витрат домогосподарств України взято з бази даних Світового Банку [192]. Отримані статистичні дані охоплюють період з 1992 року по 2013 рік. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделі та перевіряння моделі на адекватність та стійкість здійснювались за допомогою економетричного пакету Eviews.

Перед тим, як розпочати побудову моделі, необхідно перевірити статистичні дані на стаціонарність. Перевірку даних проведено за допомогою розширеного тестування Дікі-Фуллера, запропонованого американськими вченими Д. Дікі та В. Фуллером у 1979 році [117].

Під час тестування Дікі-Фуллера було висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень показників, які підлягають аналізу. Зазначимо, що наявність одиничного кореня характеризує нестаціонарність динамічного ряду. Кількість одиничних коренів у динамічному ряді вказує на порядок інтегрованості цього ряду. Результати тестування подано у табл.3.1.

Таблиця 3.1

Результати розширеного тестування Дікі-Фуллера

Змінна	5% критичне значення t-статистики	Емпіричне значення t-статистики	Граничний рівень значущості
HC_t	–3,0299	1,5025	0,9985
CPI_t	–3,0207	–0,8736	0,775
GNI_t	–3,0123	0,01798	0,9466
ΔHC_t	–3,0299	–3,0763	0,0457
ΔCPI_t	–3,081	–5,3363	0,0008
ΔGNI_t	–3,0207	–4,3218	0,0033

Джерело: побудовано автором

Емпіричні значення t-статистики під час тестування динамічних рядів показників споживчих видатків домогосподарств, індексу споживчих цін та валового національного доходу виявились більшими за відповідні критичні значення, тобто нульову гіпотезу не можна відкинути. Отже, динамічні ряди цих показників нестаціонарні з довірчою ймовірністю 0,95.

Натомість емпіричні значення t-статистики під час тестування різниць першого порядку показників споживчих видатків домогосподарств, індексу споживчих цін та валового національного доходу України менші, ніж відповідні критичні значення, тому нульову гіпотезу про нестаціонарність динамічних рядів різницевих значень цих показників можна відхилити з довірчою ймовірністю 0,95.

Підсумовуючи результати розширеного тестування Дікі-Фулера, виявлено, що динамічні ряди усіх змінних моделі є нестаціонарними, але їхні різниці першого порядку стаціонарні, тобто змінні моделі є змінними першого порядку інтегрованості. Отже, можна побудувати коінтеграційну регресію для отримання стаціонарних випадкових відхилень. Оцінена вибіркова коінтеграційна регресія має такий вид:

$$HC_t = -3{,}5448 + 0{,}1803 CPI_t + 0{,}2557 GNI_t + 0{,}5133 HC_{t-1}. \qquad (3.4)$$

Тепер необхідно перевірити на стаціонарність випадкові відхилення коінтеграційної регресії (3.4). Під час цього тестування було висунуто нульову

гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.4). Значення статистики Дікі-Фуллера становило –3,50303, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0207. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера менше, ніж критичне, то нульову гіпотезу можна відкинути, тобто з ймовірністю 0,95 значення випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.4) є стаціонарними.

Згідно з другим кроком методу Енгела-Грейнджера за допомогою значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.4) побудовано множинну лінійну кореляційно-регресійну модель коригування похибки такого виду:

$$\Delta HC_t = 4{,}0458 - 0{,}71902\Delta CPI_t + 0{,}3739\Delta GNI_t + 0{,}5092\Delta HC_{t-1} - 1{,}3213\hat{\varepsilon}_{t-1}, \quad (3.5)$$

де $\hat{\varepsilon}_{t-1} = HC_{t-1} + 3{,}5448 - 0{,}1803CPI_{t-1} - 0{,}2557GNI_{t-1} - 0{,}5133HC_{t-2}$.

Економетричні характеристики моделі (3.5) представлено в табл.3.2.

Ймовірність (F-статистика) – це економетрична характеристика моделі, яка показує граничний рівень значущості F-статистики. Якщо це значення менше, ніж рівень значущості, який тестується, наприклад 0,01, тоді нульову гіпотезу про рівність усіх параметрів регресії нулю можна відхилити з довірчою ймовірністю 0,99.

Відношення множинної детермінації моделі (3.5) становить R^2 = 0,7171, тобто під впливом зміни екзогенних змінних пояснюється майже 72 % варіації значення різниць споживчих видатків домогосподарств України, що свідчить про адекватність моделі. Скориговане значення відношення множинної детермінації становить 0,6417, що не значно менше ніж значення простого відношення множинної детермінації, і також підтверджує адекватність моделі (3.5). На основі значень F-статистики F = 9,5079 та значення граничного рівня значущості p = 0,0005 можна стверджувати, що побудована модель адекватна з довірчою ймовірністю 0,99.

Таблиця 3.2

Економетричні характеристики моделі коригування похибки споживчих видатків домогосподарств України

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,7171
Скориговане відношення детермінації	0,6417
Стандартна похибка рівняння регресії	5,1423
Сума квадратів випадкових відхилень	396,6497
Правдоподібність логарифма	–58,25198
F-статистика	9,5079
Ймовірність (F-статистика)	0,0005
Критерій Акаіка	6,3252
Критерій Шварца	6,5741
Критерій Ханнана-Квіна	6,3738
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9827

Джерело: побудовано автором

Розглянемо детальніше характеристики параметрів моделі (3.5) (табл. 3.3).

Таблиця 3.3

Характеристики параметрів моделі (3.6)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
ΔCPI_t	–0,71901	0,3133	–2,2952	0,0366
ΔGNI_t	0,3739	0,0844	4,4328	0,0005
ΔHC_{t-1}	0,5092	0,1944	2,6191	0,0193
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	–1,3213	0,353	–3,7431	0,002

Джерело: побудовано автором

Усі параметри моделі (3.6) статистично значущі з довірчою ймовірністю p = 0,95. Варто зазначити, що значення коефіцієнта коригування похибки є статистично значущим та від'ємним, що підтверджує адекватність специфікації побудованої моделі.

Параметри змінних різниць індексу споживчих цін ΔCPI_t, валового національного доходу ΔGNI_t та лагового значення споживчих видатків домогосподарств ΔHC_{t-1} описують короткостроковий вплив цих змінних на показник споживчих видатків домогосподарств України, а коефіцієнт

коригування похибки описує сукупний довгостроковий вплив змінних індексу споживчих цін CPI_t, валового національного доходу GNI_t та лагового значення споживчих видатків домогосподарств HC_{t-1}, або, ще іншими словами, – швидкість пристосування до довгострокової рівноваги. Значення параметрів множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі коригування похибки (3.5) можна інтерпретувати так:

- зростання індексу споживчих цін на 1 % призведе до зниження величини споживчих видатків домогосподарств України у середньому на 0,71901 млрд. дол. США;
- під час зростання величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина споживчих видатків домогосподарств України у середньому також зросте на 0,3739 млрд. дол. США;
- зростання величини споживчих видатків домогосподарств у теперішньому періоді на 1 млрд. дол. США збільшить величину споживчих видатків домогосподарств України у наступному періоді у середньому на 0,5092 млрд. дол. США;
- значення коефіцієнта коригування похибки означає, що швидкість пристосування моделі до довгострокової рівноваги за допомогою коінтеграційної регресії становить 132 %, таке значення коефіцієнта коригування похибки, у випадку коли модель побудовано на річних даних, свідчить про те, що короткострокова рівновага швидко переходить у довгострокову рівновагу, а системі характерна швидка збіжність (конвергентність).

Вільний член множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі коригування похибки теоретично показує середнє значення зростання величини споживчих видатків домогосподарств України без впливу вищеописаних чинників.

Результати тестування випадкових відхилень величини споживчих видатків домогосподарств України на відповідність нормальному закону

розподілу за допомогою тесту Джарка-Бера, на наявність автокореляції за тестом Бройша-Годфрея, на наявність гетероскедастичності за тестом Гарві, стійкості моделі за допомогою рекурсивного методу та тесту CUSUM наведено у додатку В.1.

Наступним важливим елементом управління економічною діяльністю домогосподарств на макроекономічному рівні є заощадження. З точки зору домогосподарств заощадження створюють основу для забезпечення незмінного споживання у періоди зменшення доходів домогосподарств, наприклад, внаслідок втрати роботи, працездатності чи виходу на пенсію, тобто є важливим елементом безпеки домогосподарств.

Більшість українських науковців вважають, що заощадження домогосподарств є важливим джерелом інвестицій [14, 16, 47, 49, 59, 69, 75, 76, 77, 84, 88].

На макроекономічному рівні достовірних статистичних даних щодо цього показника величини заощаджень у достатньому для економетричного дослідження обсязі немає, тому під час аналізу використано інший показник, який включає значення заощаджень домогосподарств, а саме внутрішні валові заощадження. Показник внутрішніх валових заощаджень розраховують як різницю між внутрішнім валовим продуктом та сукупним споживанням у країні. Показник агрегованих заощаджень може бути хорошою наближеною змінною показника заощаджень сектору домогосподарств, якщо заощадження домогосподарств є досконалим замінником заощаджень корпоративного та державного секторів економіки [167]. Більшість емпіричних досліджень щодо заощаджень домогосподарств у країнах, що розвиваються, використовують показник агрегованих заощаджень, через нестачу достовірних статистичних даних у необхідному обсязі [124, 127, 132].

На практиці науковці найчастіше використовують моделі коригування похибки для дослідження заощаджень на макроекономічному рівні. Для країн, що розвиваються, до факторних ознак, які найвагоміше впливають на формування заощаджень домогосподарств, зазвичай, належать дохід, рівень

економічного зростання, відсоткові ставки, інфляція, чинники демографічного характеру, заощадження державного та корпоративного секторів економіки, торгівельний баланс країни, зовнішній борг, державні витрати тощо [141, 160]. Для індустріальних країн вагомими чинниками, що формують заощадження домогосподарств, найчастіше є реальна відсоткова ставка, дохід, рівень інфляції, заощадження державного та корпоративного сектору економіки, рівень соціального захисту, доступність кредитів для населення, демографічні чинники тощо [94, 113, 144].

Під час аналізу чинників впливу на внутрішні валові заощадження України (результуюча змінна GDS_t, млрд. дол. США) виділено такі найвагоміші чинники:

- HC_t – споживчі видатки домогосподарств, млрд. дол. США;
- GNI_t – валовий національний дохід, млрд. дол. США.

Статистичні дані про всі змінні моделі взято з бази даних Світового Банку [192] та охоплюють період з 1992 року по 2013 рік. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделі та перевіряння моделі на адекватність і стійкість здійснювались за допомогою програмної системи Eviews.

Побудові моделі коригування похибки величини заощаджень домогосподарств України передувала перевірка динамічних рядів показника внутрішніх валових заощаджень та інших змінних моделі на стаціонарність за допомогою розширеного тестування Дікі-Фуллера. Під час цього тестування було висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень показника внутрішніх валових заощаджень. Емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера становило –1,8072, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0124. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера більше, ніж критичне, то нульову гіпотезу не можна відкинути, тобто з довірчою ймовірністю 0,95 динамічний ряд є нестаціонарним.

Під час розширеного тетування Дікі-Фуллера динамічного ряду різниць першого порядку для показника внутрішніх валових заощаджень емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера становило –4,097, критичне значення t-статистики для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0207. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера менше, ніж критичне, то нульову гіпотезу можна відкинути і з довірчою ймовірністю 0,95 стверджувати, що процес першого порядку інтегрованості не має одиничних коренів.

Підсумовуючи результати розширеного тестування Дікі-Фуллера, виявлено, що динамічні ряди усіх змінних моделі є нестаціонарними, але їхні різниці першого порядку стаціонарні, тобто змінні моделі є змінними першого порядку інтегрованості. Отже, можна побудувати коінтеграційну регресію для отримання стаціонарних випадкових відхилень. Оцінена вибіркова коінтеграційна регресія має такий вид:

$$GDS_t = 5{,}5635 - 0{,}5248\,HC_t + 0{,}4468\,GNI_t. \qquad (3.6)$$

Під час перевірки на стаціонарність випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.6) було висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.6). Значення статистики Дікі-Фуллера становило –2,9433, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0124. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера більше, ніж критичне, то нульову гіпотезу не можна відкинути, проте результати тестування показали, що з довірчою ймовірністю 94,28 % значення випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.6) є стаціонарними.

Згідно з другим кроком методу Енгела-Грейнджера за допомогою значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.6) побудовано множинну лінійну кореляційно-регресійну модель коригування похибки такого виду:

$$\Delta GDS_t = -1{,}4067 - 0{,}1592\,\Delta HC_t + 0{,}3065\,\Delta GNI_t - 0{,}3929\,\hat{\varepsilon}_{t-1}, \qquad (3.7)$$

де $\hat{\varepsilon}_{t-1} = GDS_{t-1} - 5{,}5635 + 0{,}5248 HC_{t-1} - 0{,}4468 GNI_{t-1}$.

Економетричні характеристики моделі (3.7) представлено в табл. 3.4. Відношення множинної детермінації моделі (3.7) становить R^2 = 0,8101, тобто впливом зміни споживчих видатків домогосподарств та валового національного доходу пояснюється 81 % варіації значення різниць внутрішніх валових заощаджень, що свідчить про адекватність моделі. На основі значень F-статистики F = 24,1759 та значення ймовірності p = 0,000002 можна стверджувати, що побудована модель є адекватною з довірчою ймовірністю 0,99.

Таблиця 3.4

Економетричні характеристики моделі (3.7)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,8101
Скориговане відношення детермінації	0,7766
Стандартна похибка рівняння регресії	2,6653
Сума квадратів випадкових відхилень	120,7643
Правдоподібність логарифма	–48,1656
F-статистика	24,1759
Ймовірність (F-статистика)	0,000002
Критерій Шварца	5,1671
Критерій Ханнана-Квіна	5,0113
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,0031

Джерело: побудовано автором

Характеристики параметрів моделі (3.7) подано у табл. 3.5.

Таблиця 3.5

Характеристики параметрів моделі (3.7)

Змінна	Параметри	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
ΔHC_t	–0,1592	0,0934	–1,7047	0,1065
ΔGNI_t	0,3065	0,0435	7,0428	0,000002
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	–0,3929	0,1985	–1,9789	0,0643

Джерело: побудовано автором

Параметри змінної споживчих видатків домогосподарств моделі (3.7) статистично значущий з довірчою ймовірністю 89,35 %, знак параметра

від'ємний, тобто зі збільшенням споживчих видатків домогосподарств зменшуються валові внутрішні заощадження, що відповідає дійсності. Параметр змінної валового національного доходу статистично значущий з довірчою ймовірністю більшою, ніж 0,9999 . Параметр коригування похибки статистично значущий з довірчою ймовірністю 0,9377. Варто також зазначити, що значення коефіцієнта коригування похибки є від'ємним, що підтверджує адекватність специфікації побудованої моделі.

Параметри змінних різниць споживчих видатків домогосподарств ΔHC_t, валового національного доходу ΔGNI_t описують короткостроковий вплив цих змінних на величину внутрішніх валових заощаджень, а параметр коригування похибки описує сукупний довгостроковий вплив змінних споживчих видатків домогосподарств HC_t та валового національного доходу GNI_t. Значення параметрів множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі коригування похибки (3.8) можна інтерпретувати так:

- зростання величини споживчих видатків домогосподарств на 1 млрд. дол. США призведе до зниження величини внутрішніх валових заощаджень у середньому на 0,1592 млрд. дол. США;
- під час зростання величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх валових заощаджень у середньому зросте на 0,3065 млрд. дол. США;
- значення коефіцієнта коригування похибки означає, що швидкість пристосування моделі до довгострокової рівноваги за допомогою коінтеграційної регресії становить 39,29 %.

Вільний член множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі коригування похибки теоретично показує середнє значення зниження величини внутрішніх валових заощаджень без впливу вищеописаних чинників.

Результати тестування випадкових відхилень величини заощаджень домогосподарств України на відповідність нормальному закону розподілу за допомогою тесту Джарка-Бера, на наявність автокореляції за тестом Бройша-

Годфрея, на наявність гетероскедастичності за тестом Гарві, стійкості моделі за допомогою рекурсивного методу та тесту CUSUM наведено у додатку В.2.

Ще одним важливим елементом управління економічною діяльністю домогосподарств на макроекономічному рівні є запозичення. У сучасному економічному житті майже всі домогосподарства у тій чи іншій мірі співпрацюють з банківськими установами, тому вважаємо необхідним виокремити економічну діяльність домогосподарств, пов'язану із залученням кредитних коштів. Кредитування є важливим інструментом збільшення споживання домогосподарства за рахунок його майбутніх доходів. Зростання рівня споживання системи домогосподарств, яке спричинене додатковим кредитуванням, збільшує рівень внутрішнього валового продукту. Відповідно менша частка внутрішнього валового продукту формується через інвестиції, державні видатки та чистий експорт. Емпіричні дослідження у різних країнах показали, що ефект від заборгованості домогосподарств може мати, як позитивний ефект на економічне зростання, так і негативний. Проте економісти погоджуються, що запозичення коштів для інвестування у розвиток людського капіталу домогосподарств може сприяти економічному зростанню [115, 125].

Оскільки на офіційному сайті Національного банку України [189] дані по кредитам домогосподарств надаються лише з 2009 року, то під час аналізу використано інший показник, до якого належать запозичення домогосподарств, а саме внутрішні кредити приватному сектору. Внутрішні кредити приватному сектору включають фінансові ресурси, які надані приватному сектору через кредити, торгові кредити та іншу дебіторську заборгованість. Складниками приватного сектору є персональний сектор, тобто домогосподарства та корпоративний сектор, тобто приватні компанії.

Науковці різних країн світу пропонують враховувати показники, які мають потенційний вплив на формування кредитів приватному сектору загалом та сектору домогосподарств, зокрема: дохід, рівень безробіття, відсоткові ставки, споживчі видатки домогосподарств, сукупні активи домогосподарств, вартість

нерухомості, рівень інфляції, внутрішній валовий продукт, стан банківської системи країни тощо [111, 137, 143, 156, 157, 174].

Для дослідження можливих чинників, які впливають на внутрішні кредити приватному сектору, побудовано множинну лінійну кореляційно-регресійну модель коригування похибки за допомогою методу Енгла-Грейнджера. Під час аналізу чинників впливу на внутрішні кредити приватному сектору (результуюча змінна CR_t, млрд. дол. США) виділено такі найвагоміші чинники:

- CPI_t – індекс споживчих цін, (2009 = 100), %;
- GNI_t – валовий національний дохід, млрд. дол. США;
- D_t – зовнішній борг України, % валового національного доходу.

Статистичні дані про всі змінні моделі взято з бази даних Світового Банку [192] та охоплюють період з 1992 року по 2013 рік. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделі та перевіряння моделі на адекватність та стійкість здійснювались за допомогою програмної системи Eviews.

Значення показників внутрішніх кредитів приватному сектору та зовнішнього боргу України перевірено на стаціонарність за допомогою розширеного тестування Дікі-Фуллера. Результати тестування подано у табл. 3.6.

Таблиця 3.6

Результати розширеного тестування Дікі-Фуллера

Змінна	5% критичне значення t-статистики	Емпіричне значення t-статистики	Граничний рівень значущості
CR_t	–3,0124	–0,3394	0,903
D_t	–3,0124	–1,3137	0,6033
ΔCR_t	–3,0207	–4,7284	0,0014
ΔD_t	–3,0207	–4,4816	0,0024

Джерело: побудовано автором

Емпіричні значення t-статистики під час тестування динамічних рядів показників внутрішніх кредитів приватному сектору та зовнішнього боргу України виявились більшими за відповідні критичні значення, тобто нульову

гіпотезу не можна відкинути. Отже, динамічні ряди цих показників нестаціонарні з довірчою ймовірністю 0,95.

Натомість емпіричні значення t-статистики під час тестування різниць першого порядку внутрішніх кредитів приватному сектору та зовнішнього боргу менші, ніж відповідні критичні значення, тобто нульову гіпотезу про нестаціонарність динамічних рядів різницевих значень цих показників можна відхилити з довірчою ймовірністю 0,95.

Підсумовуючи результати розширеного тестування Дікі-Фуллера, виявлено, що динамічні ряди усіх змінних моделі є нестаціонарними, але їхні різниці першого порядку стаціонарні, тобто змінні є першого порядку інтегрованості. Отже можна побудувати коінтеграційну регресію для отримання стаціонарних випадкових відхилень. Оцінена вибіркова коінтеграційна регресія має такий вид:

$$CR_t = -62{,}4303 - 0{,}5531 CPI_t + 0{,}9886 GNI_t + 0{,}9878 D_t. \qquad (3.8)$$

Під час перевірки на стаціонарність випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.8) було висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.8). Значення статистики Дікі-Фуллера становило –3,4318, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0124. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера менше, ніж критичне, то нульову гіпотезу можна відкинути, тобто з довірчою ймовірністю 0,95 значення випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.8) є стаціонарними.

Згідно з другим кроком методу Енгела-Грейнджера за допомогою значень випадкових відхилень коінтеграційної регресії (3.8) побудовано множинну лінійну кореляційно-регресійну модель коригування похибки величини кредитів домогосподарств України:

$$\Delta CR_t = -8{,}039 + 1{,}7992\,\Delta CPI_t + 0{,}5942\,\Delta GNI_t + 0{,}58999\,\Delta D_t - 1{,}31306\,\hat{\varepsilon}_{t-1}, \qquad (3.9)$$

де $\hat{\varepsilon}_{t-1} = CR_{t-1} + 62{,}4303 + 0{,}5531 CPI_{t-1} - 0{,}9886 GNI_{t-1} - 0{,}9878 D_{t-1}$.

Економетричні характеристики моделі (3.9) представлено в табл. 3.7.

Таблиця 3.7

Економетричні характеристики моделі коригування похибки величини кредитів домогосподарств України

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,913996
Скориговане відношення детермінації	0,8925
Стандартна похибка рівняння регресії	7,2656
Сума квадратів випадкових відхилень	844,6217
Правдоподібність логарифма	–68,5886
F-статистика	42,5096
Ймовірність (F-статистика)	0,00000002
Критерій Акаіка	7,0084
Критерій Шварца	7,2571
Критерій Ханнана-Квіна	7,0624
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9888

Джерело: побудовано автором

Відношення множинної детермінації моделі (3.9) становить $R^2 = 0{,}913996$, тобто під впливом зміни індексу споживчих цін, внутрішнього національного доходу та величини зовнішнього боргу пояснюється понад 91 % варіації значення різниць внутрішніх кредитів приватному сектору, що свідчить про адекватність моделі. На основі значень F-статистики $F = 42{,}5096$ та значення ймовірності $p = 0{,}00000002$, можна стверджувати, що побудована модель адекватна з довірчою ймовірністю 0,99.

Розглянемо детальніше характеристики параметрів моделі (3.9) у табл. 3.8.

Таблиця 3.8

Характеристики параметрів моделі (3.9)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
ΔCPI_t	1,7992	0,4609	3,9037	0,0013
ΔGNI_t	0,5942	0,1319	4,5031	0,0004
ΔD_t	0,58999	0,2579	2,2875	0,0361
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	–1,31306	0,2269	–5,7875	0,00002

Джерело: побудовано автором

Усі параметри моделі (3.9) статистично значущі з довірчою ймовірністю 0,95. Варто зазначити, що значення коефіцієнта коригування похибки статистично значуще та є від'ємним, що підтверджує адекватність специфікації побудованої моделі.

Параметри змінних різниць індексу споживчих цін ΔCPI_t, валового національного доходу ΔGNI_t та зовнішнього боргу України ΔD_t описують короткостроковий вплив цих змінних на величину внутрішніх кредитів приватному сектору, а коефіцієнт коригування похибки описує сукупний довгостроковий вплив змінних індексу споживчих цін CPI_t, валового національного доходу GNI_t та зовнішнього боргу України D_t, або, ще іншими словами, – швидкість пристосування до довгострокової рівноваги. Значення параметрів множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі коригування похибки величини кредитів домогосподарств України можна інтерпретувати так:

- зростання індексу споживчих цін на 1 % призведе до збільшення величини внутрішніх кредитів приватному сектору в середньому на 1,7992 млрд. дол. США;
- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх кредитів приватному сектору в середньому зросте на 0,5942 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу України на 1 % ВНД збільшить величину внутрішніх кредитів приватному сектору у середньому на 0, 58999 млрд. дол. США;
- значення коефіцієнта коригування похибки означає, що швидкість пристосування моделі до довгострокової рівноваги за допомогою коінтеграційної регресії становить 131 %.

Результати тестування випадкових відхилень величини кредитів домогосподарств України на відповідність нормальному закону розподілу за допомогою тесту Джарка-Бера, на наявність автокореляції за тестом Бройша-

Годфрея, на наявність гетероскедастичності за тестом Гарві, стійкості моделі за допомогою рекурсивного методу та тесту CUSUM наведено у додатку В.3.

Загалом результати перевірок побудованих моделей підтвердили їхню адекватність та стійкість, а також можливість використання у дослідженнях. Випадкові відхилення змінних моделей нормально розподілені, гомоскедастичні та без автокореляції.

3.2. Системне дослідження динаміки показників економічної діяльності домогосподарств

Можливість моніторити, прогнозувати та впливати на динаміку показників системи економічної діяльності домогосподарств підвищує ефективність управління нею, що вагомо впливає на стабільний розвиток економіки країни загалом.

Метою цієї частини дисертаційного дослідження є аналіз динаміки основних показників економічної діяльності домогосподарств України на макроекономічному рівні та побудова адекватних економетричних моделей, які можуть застосовуватись для прогнозування цих показників, що дозволить підвищити ефективність управління економічною системою країни загалом та системою домогосподарств зокрема. Завдяки можливості здійснювати прогнози державні управлінці мають можливість попередити негативний розвиток економічної системи за допомогою застосування превентивних мір.

Першим етапом дослідження є моделювання та аналіз динаміки окремих показників економічної діяльності домогосподарств України: споживання, заощадження та кредитування, за допомогою методу Бокса-Дженкінса. На другому етапі буде здійснено системний аналіз динаміки сукупності цих показників за допомогою векторних моделей коригування похибки. Головною перевагою застосування цих методів є те, що для прогнозування показників використовуються лише їхні відомі значення.

Американські вчені Дж. Бокс та Г. Дженкінс у 1976 році вперше запропонували підхід до застосування економетричних моделей, які поєднують

у собі авторегресійні процеси та процеси рухомого середнього – так званих авторегресійних моделей рухомого середнього (ARMA-моделей) [102]. Змішаний ARMA(*p, q*)-процес в узагальненому виді можна представити за допомогою моделі:

$$y_t = \mu + \gamma_1 y_{t-1} + \gamma_2 y_{t-2} + \ldots + \gamma_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \ldots - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \qquad (3.10)$$

де y_t – ендогенна змінна; $y_{t-\tau}$, $\tau = \overline{1, p}$ – лагові значення ендогенної змінної; $\gamma_1, \gamma_2, \ldots, \gamma_p$ – параметри при лагових значеннях ендогенної змінної; ε_t – випадкова величина; $\varepsilon_{t-\tau}$, $\tau = \overline{1, q}$ – лагові значення випадкової величини; $\theta_1, \theta_2, \ldots, \theta_q$ – параметри при лагових значеннях випадкової величини; μ – вільний член рівняння регресії; p – порядок авторегресійного процесу; q – порядок процесу рухомого середнього; t – періоди часу.

Побудова моделей виду (3.10) включає такі етапи [22]:

- перевіряння динамічного ряду на стаціонарність (за необхідності статистичні дані приводять до стаціонарного виду за допомогою різницевого процесу);
- ідентифікація моделі та оцінювання її параметрів (зазвичай, на цьому етапі будують велику кількість можливих форм моделі (3.10) і за допомогою статистичних критеріїв визначають в певному сенсі найкращу);
- діагностування моделі.

У випадку, коли динамічний ряд, на підставі даних якого будують модель, виявиться нестаціонарним і для його приведення до стаціонарного виду застосовують різницевий процес, до характеристик моделі добавляють ще порядок інтегрованості (така модель має назву ARIMA-модель). Кожному порядку інтегрованості відповідає процес знаходження різниць між сусідніми значеннями статистичних даних, тобто інтегрованість першого порядку означає, що під час побудови моделі використано різниці початкових даних першого порядку, інтегрованість другого порядку означає, що процес знаходження різниць застосовано ще раз.

Модель, яка описує ARIMA(*p, d, q*)-процес, в узагальненому виді записують так:

$$\Delta^d y_t = \mu + \gamma_1 \Delta^d y_{t-1} + \gamma_2 \Delta^d y_{t-2} + ... + \gamma_p \Delta^d y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - ... - \theta_q \varepsilon_{t-q}, \qquad (3.11)$$

де $\Delta^d y_t$ – інтегроване значення ендогенної змінної *d*-го порядку.

Під час дослідження динаміки показника споживчих видатків домогосподарств України використано дані з 1991 по 2013 роки, отримані з статистичної бази даних Світового Банку [192]. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделей та перевіряння моделей на адекватність здійснювались за допомогою програмної системи Eviews.

Результати статистичного тестування даних (табл. 3.1) дають підстави стверджувати, що для дослідження динамічного ряду показника споживчих видатків домогосподарств України необхідно використовувати ARIMA-модель першого порядку інтегрованості.

Наступним кроком дослідження є оцінювання параметрів ARIMA (*p, 1, q*)-моделі для визначення оптимального порядку авторегресійно процесу *p* та порядку процесу рухомого середнього *q* на основі статистичних критеріїв. На цьому етапі було побудовано більше двадцяти моделей і з них вибрано ARIMA(2, 1, 4)-модель, оскільки їй відповідає найбільше значення відношення детермінації та найменші значення стандартної похибки рівняння регресії, критерію Акаіка, Шварца та Ханнана-Квіна.

Оцінена модель, яка описує ARIMA(2, 1, 4)-процес формування показника споживчих видатків домогосподарств в Україні, має вид:

$$\begin{aligned} \Delta HC_t = {} & 11{,}9743 + 0{,}5371 \Delta HC_{t-1} + 0{,}3163 \Delta HC_{t-2} + \varepsilon_t + \\ & + 0{,}0825 \varepsilon_{t-1} - 1{,}1385 \varepsilon_{t-2} - 0{,}4982 \varepsilon_{t-3} + 0{,}5543 \varepsilon_{t-4}. \end{aligned} \qquad (3.12)$$

Значення економетричних характеристик моделі (3.12) представлено в табл. 3.9.

Таблиця 3.9

Економетричні характеристики моделі (3.13)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,7228
Скориговане відношення детермінації	0,5949
Стандартна похибка рівняння регресії	5,4678
Сума квадратів випадкових відхилень	388, 6596
Правдоподібність логарифма	–58,0485
F-статистика	5,6509
Ймовірність (F-статистика)	0,0044
Критерій Акаіка	6,5049
Критерій Шварца	6,8534
Критерій Ханнана-Квіна	6,5729
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9938

Джерело: побудовано автором

Відношення множинної детермінації моделі (3.12) становить $R^2 = 0,7228$, тобто під впливом зміни лагових значень споживчих видатків домогосподарств України пояснюється 72 % варіації поточного значення споживчих видатків домогосподарств, що свідчить про адекватність моделі. На основі значень F-статистики $F = 5,6509$ та значення ймовірності $p = 0,0044$ можна стверджувати, що побудована модель адекватна з довірчою ймовірністю 0,99.

Обернені корені процесу рухомого середнього моделі (3.12) не перевищують одиниці, що свідчить про зворотність змодельованого процесу та адекватність моделі. Зворотність процесу рухомого середнього означає, що усі обернені корені характеристичного полінома процесу рухомого середнього менші або дорівнюють одиниці. Незворотність процесу рухомого середнього може мати негативні наслідки під час досліджень, якщо модель побудовано за допомогою класичного методу найменших квадратів.

Корелограми графіків автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.12) 18-ти лагових періодів зображено на рис. 3.1. Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.12) вказують на адекватність побудованої моделі (мають затухаючий характер процесів у двох випадках).

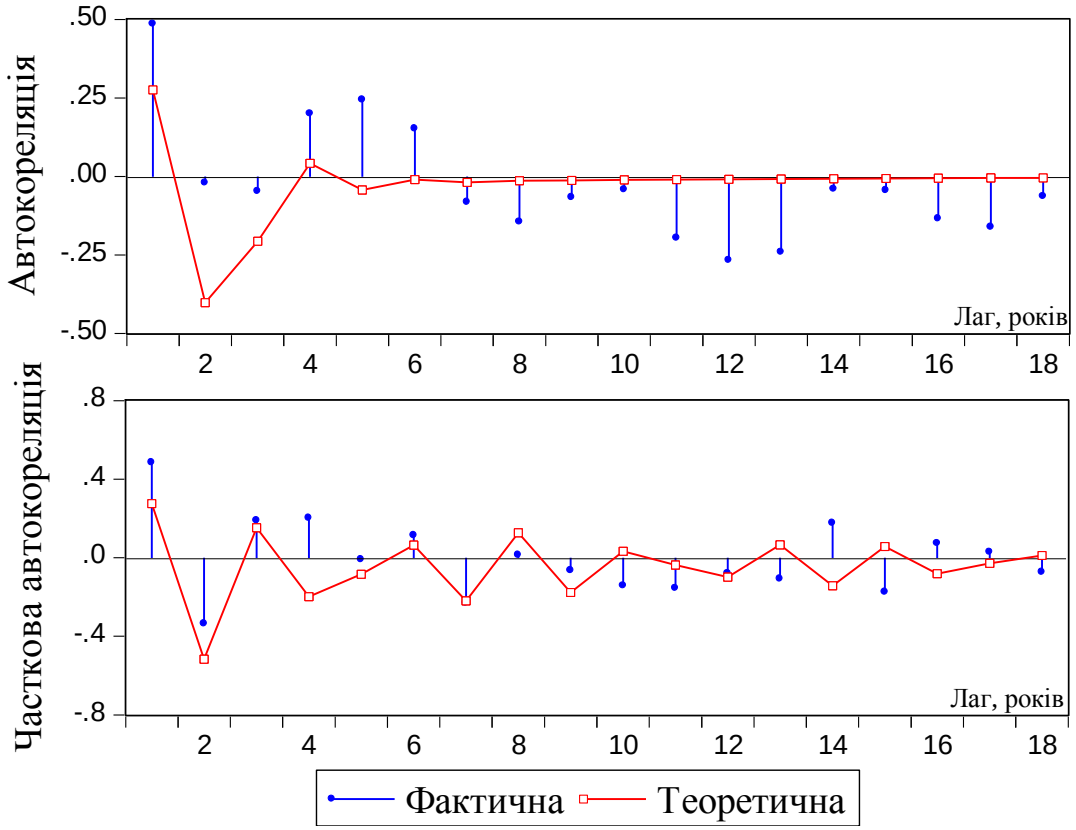


Рис. 3.1. Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.12)

Джерело: побудовано автором

За допомогою моделі (3.12) проведено перевірку реакції показника споживчих видатків домогосподарств на імпульс від одиничного шоку на випадкове відхилення на протязі 20-ти часових періодів. Під час цієї перевірки отримано значення реакції показника на імпульс (рис. 3.2), а також акумульоване значення реакції показника на цей імпульс (рис. 3.3).

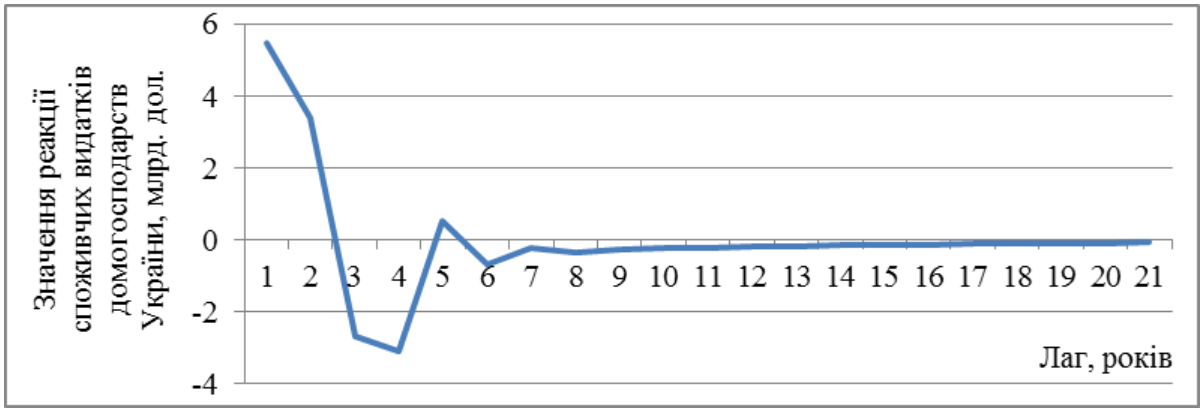


Рис. 3.2. Реакція показника споживчих видатків домогосподарств України на імпульс

Джерело: побудовано автором

Характерною рисою реакції показника споживчих видатків домогосподарств на імпульс є її асимптотичне наближення до нуля, що свідчить про стаціонарність процесу та адекватність побудованої моделі.

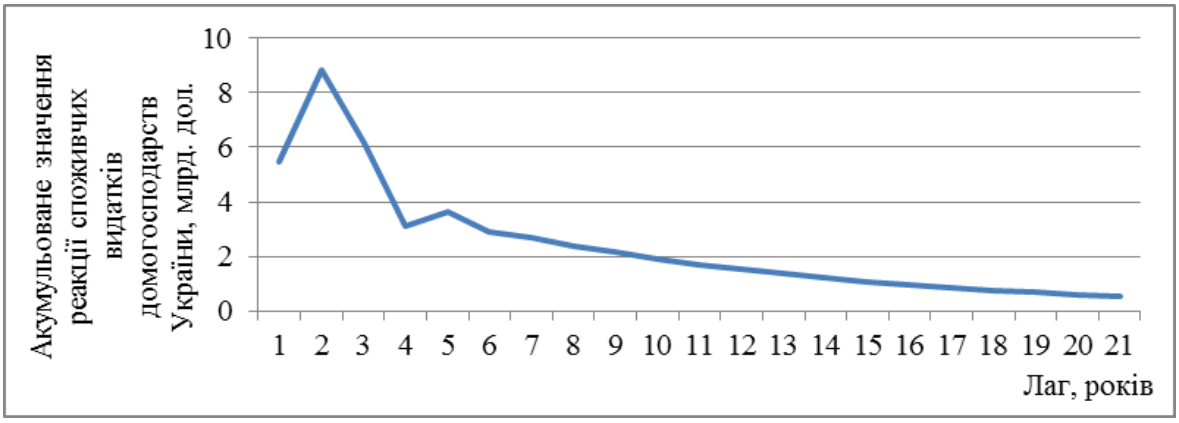


Рис. 3.3. Акумульоване значення реакції показника споживчих видатків домогосподарств України на імпульс

Джерело: побудовано автором

Акумульоване значення реакції показника споживчих видатків домогосподарств України з перебігом часу асимптотично наближається до свого довгострокового значення, що, як і у попередньому випадку, є свідченням стаціонарності процесу та адекватності побудованої моделі (3.12).

Для перевірки адекватності моделі проведено тестування випадкових відхилень величини споживчих видатків домогосподарств України на нормальність розподілу (рис. 3.4).

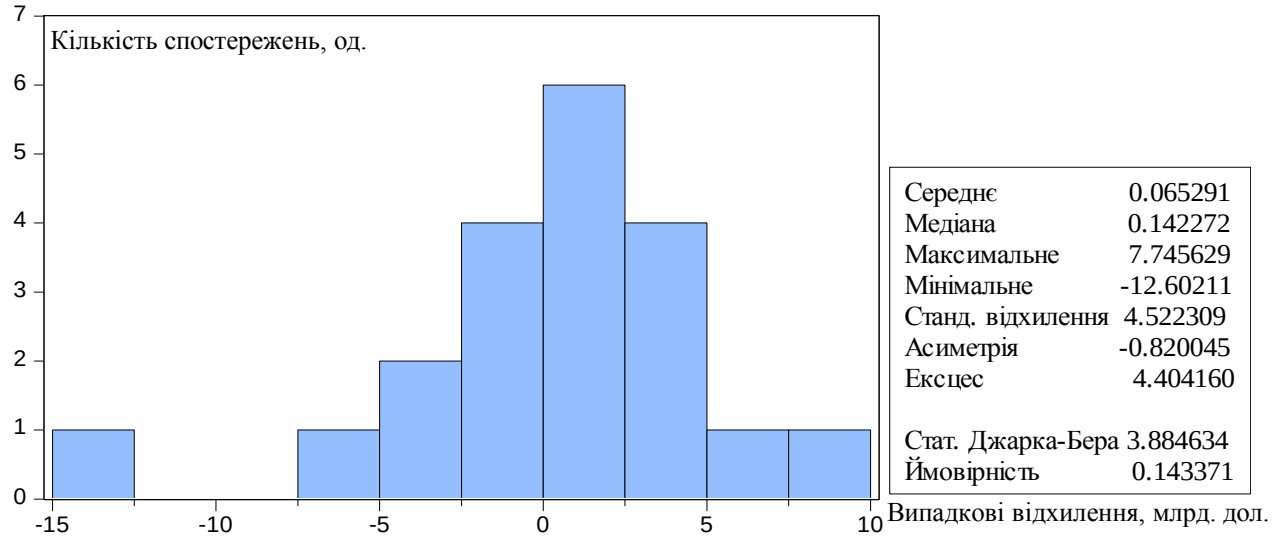


Рис. 3.4. Гістограма випадкових відхилень споживчих видатків домогосподарств України

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Оскільки значення ймовірності становить 0,1434, тобто воно більше, ніж 0,05, то нульову гіпотезу можна прийняти з довірчою ймовірністю 0,95 і випадкові відхилення моделі (3.12) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.12) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна – що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,9281, а ймовірність при цьому становить p = 0,1517. Оскільки 0,1517 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.12) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Для того, щоб оцінити прогностичні властивості моделі (3.12), на її підставі проведено прогнозування показника споживчих видатків домогосподарств України з 1994 по 2013 роки і його результати порівняно із фактичними значеннями (рис. 3.5).

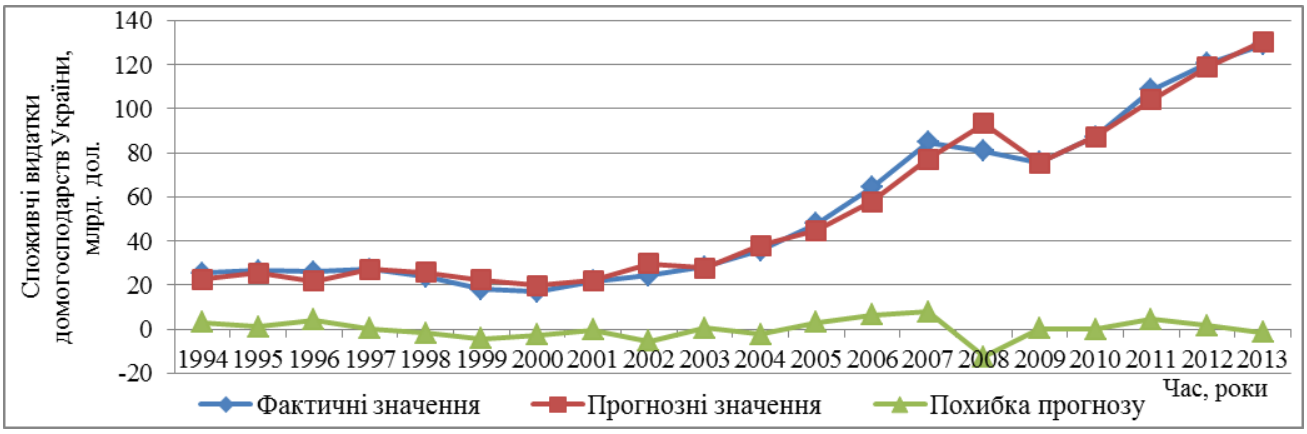


Рис. 3.5. Результати прогнозування показника споживчих видатків домогосподарств України (млрд. дол. США) з 1994 по 2013 роки

Джерело: побудовано автором

Слід відмітити доволі точні результати прогнозування за допомогою моделі (3.12) на всьому часовому проміжку. Найбільше відхилення прогнозного значення від фактичного відбулось у кризовому 2008 році.

Під час дослідження динаміки показника внутрішніх валових заощаджень України використано дані з 1991 по 2013 роки, отримані із статистичної бази даних Світового Банку. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделей та перевіряння моделей на адекватність здійснювались за допомогою програмної системи Eviews. Під час побудови моделі значення показника внутрішніх валових заощаджень України було взято у формі натурального логарифма, для того, щоб покращити характеристики моделі та якість прогнозування, всі тестування проводились над даними у логарифмічній формі, оскільки внутрішні валові заощадження зростали експоненційно.

Для перевірки динамічного ряду на стаціонарність проведено розширене тестування Дікі-Фуллера. Під час цього тестування висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень натурального логарифма показника внутрішніх валових заощаджень України. Емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера становило –4,0469, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,6908. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера менше, ніж критичне, то нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень натурального логарифма показника внутрішніх валових заощаджень України відкинути можна.

Здійснений аналіз динамічного ряду показника внутрішніх валових заощаджень України дає підстави стверджувати, що для його дослідження необхідно використовувати авторегресійну модель рухомого середнього (ARMA-модель).

Наступним кроком дослідження є оцінювання параметрів ARMA (p, q)-моделі для визначення оптимального порядку авторегресійного процесу p та порядку процесу рухомого середнього q на основі статистичних критеріїв. На цьому етапі вибрано ARMA(2, 2)-модель, оскільки їй відповідає найбільше значення відношення детермінації та найменші значення стандартної похибки рівняння регресії, критерію Акаіка, Шварца та Ханнана-Квіна.

Оцінену модель, яка описує ARMA(2, 2)-процес формування показника внутрішніх валових заощаджень України, записують так:

$$GDS_t = 2{,}7472 + 1{,}81095GDS_{t-1} - 0{,}9237GDS_{t-2} + \varepsilon_t - 1{,}8218\varepsilon_{t-1} + 0{,}8391\varepsilon_{t-2}. \quad (3.13)$$

Економетричні характеристики моделі (3.13) представлено в табл. 3.10.

Таблиця 3.10

Економетричні характеристики ARMA(2, 2)-моделі

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,92598
Скориговане відношення детермінації	0,9075
Стандартна похибка рівняння регресії	0,1487
Сума квадратів випадкових відхилень	0,35398
Правдоподібність логарифма	13,0741
F-статистика	50,0385
Ймовірність (F-статистика)	0,000000007
Критерій Акаіка	–0,76896
Критерій Шварца	–0,52027
Критерій Ханнана-Квіна	–0,71499
Статистика Дарбіна-Уотсона	2,3139

Джерело: побудовано автором

Відношення множинної детермінації моделі (3.13) становить R^2 = 0,92598, тобто під впливом зміни лагових значень внутрішніх валових заощаджень України пояснюється 92,6 % варіації поточного значення внутрішніх валових заощаджень, що свідчить про адекватність моделі. На підставі значень F-статистики F = 50,0385 та значення ймовірності p = 0,000000007 можна стверджувати, що побудована модель адекватна з довірчою ймовірністю 0,99. Усі обернені корені процесу авторегресії та рухомого середнього моделі (3.13) менші, ніж одиниця, що свідчить про стаціонарність та зворотність змодельованого процесу.

Корелограми графіків автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.13) протягом 13-ти лагових періодів представлені на рис. 3.6. Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.13) вказують на адекватність побудованої моделі та стаціонарність процесу. Графік значень теоретичної автокореляції менший, ніж графік значень фактичної автокореляції і з часом гармонійно зменшується та наближається до

нуля. Графік теоретичної часткової автокореляції також поступово наближається до нуля.

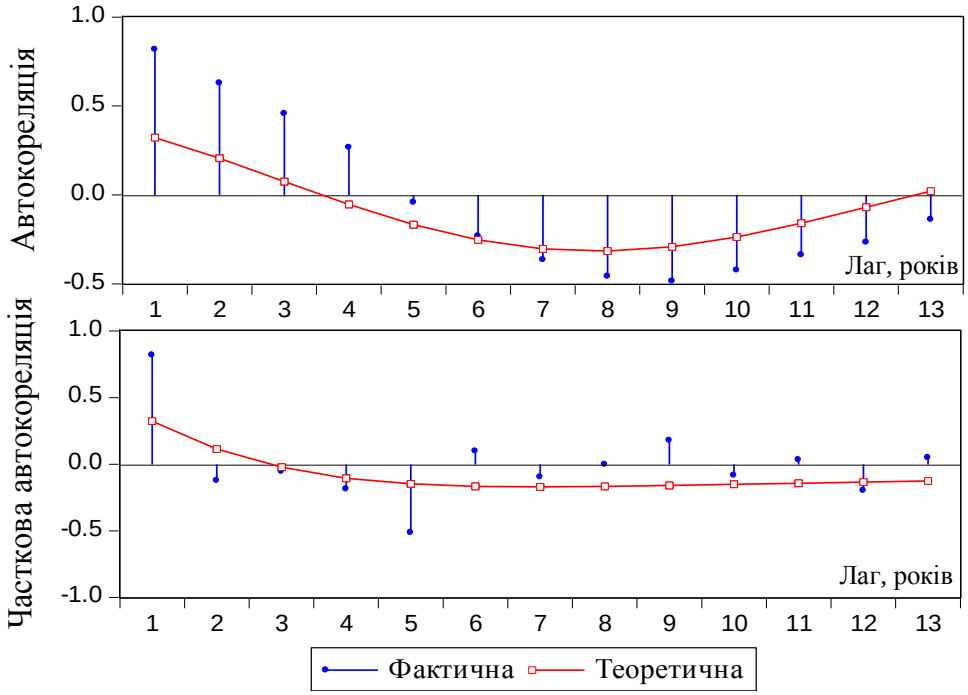


Рис. 3.6. Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.13)

Джерело: побудовано автором

За допомогою моделі (3.13) проведено перевірку реакції показника внутрішніх валових заощаджень України на імпульс від одиничного шоку на випадкове відхилення протягом 150-ти часових періодів. Під час цієї перевірки отримано значення реакції показника на імпульс (рис. 3.7), а також акумульоване значення реакції показника на цей імпульс (рис. 3.8).

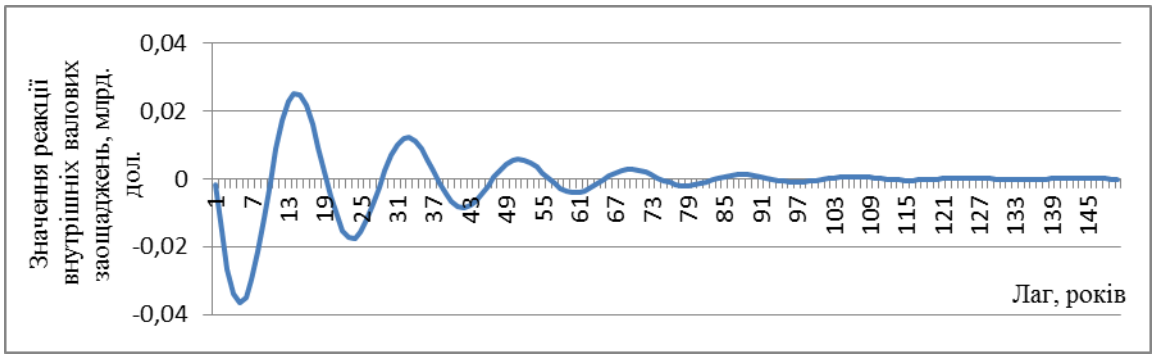


Рис. 3.7. Реакція показника внутрішніх валових заощаджень України на імпульс від одиничного шоку на випадкове відхилення

Джерело: побудовано автором

Оскільки реакція показника внутрішніх валових заощаджень України з перебігом часу гармонійно та асимптотично наближається до нуля, це є свідченням стаціонарності процесу та адекватності запропонованої ARMA(2, 2)-моделі.

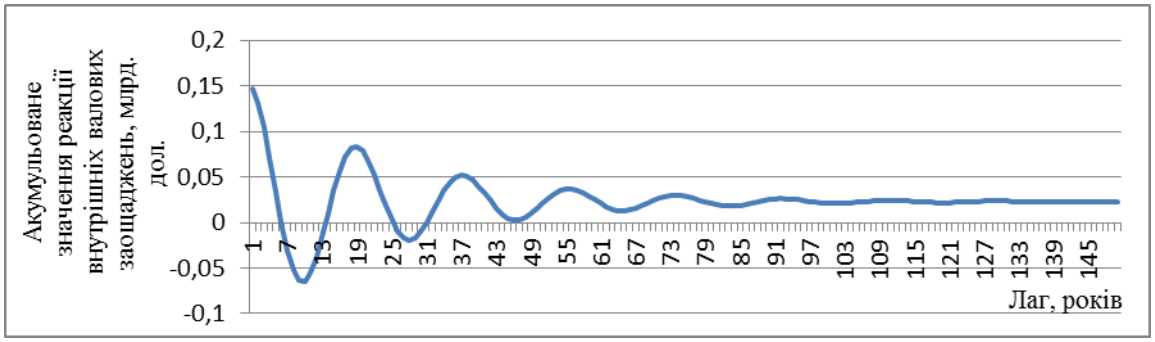


Рис. 3.8. Акумульоване значення реакції показника внутрішніх валових заощаджень України на імпульс від одиничного шоку на випадкове відхилення

Джерело: побудовано автором

Акумульоване значення реакції показника внутрішніх валових заощаджень України з перебігом часу також гармонійно та асимптотично наближається до свого довгострокового значення, що, як і у попередньому випадку, є свідченням стаціонарності процесу та адекватності побудованої моделі (3.13).

Для перевірки адекватності моделі проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу (рис. 3.9).

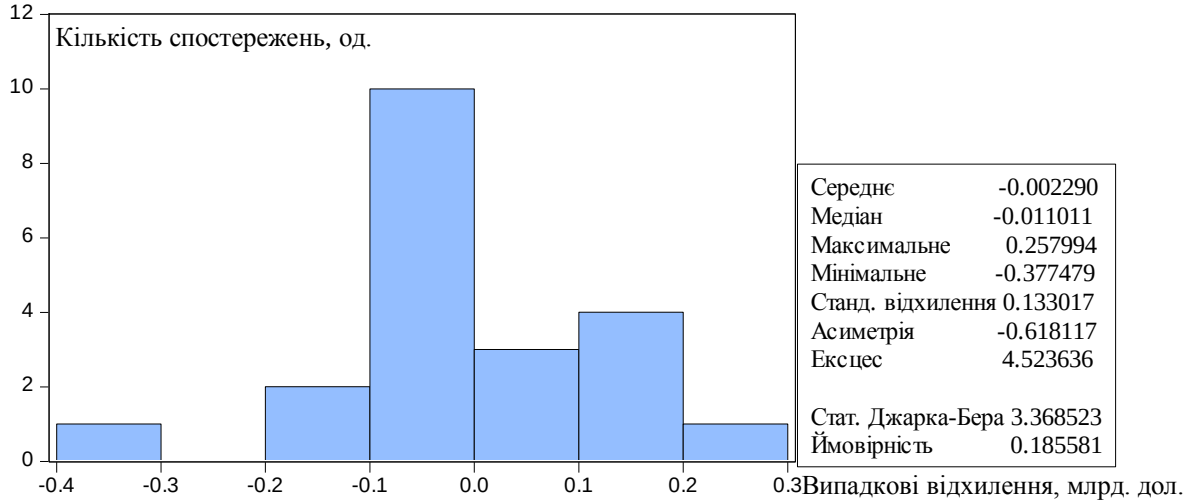


Рис. 3.9. Гістограма випадкових відхилень внутрішніх валових заощаджень України

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. В нашому випадку значення ймовірності становить 0,1856, тобто воно більше, ніж 0,05 і нульову гіпотезу можна прийняти з довірчою ймовірністю 0,95. Отже, випадкові відхилення моделі (3.13) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.13) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна – що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,6754, а ймовірність при цьому становить p = 0,2011. Оскільки 0,2011 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.13) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Для того, щоб оцінити прогностичні властивості запропонованої моделі, покажемо спрогнозовані значення показника внутрішніх валових заощаджень України з 1993 по 2013 роки (рис. 3.10).

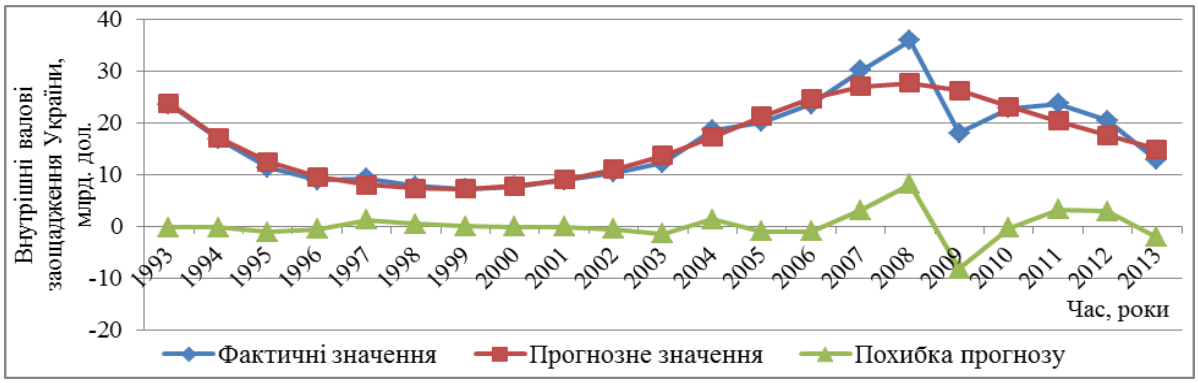


Рис. 3.10. Прогнозні значення показника внутрішніх валових заощаджень України

Джерело: побудовано автором

Отриманому прогнозу характерні дуже близькі коливання навколо фактичних значень показника від початку прогнозного періоду, але з 2008 року прогнозні значення незначно відхилились від фактичних значень.

Під час дослідження динаміки показника внутрішніх кредитів приватному сектору (млрд. дол. США) використано дані з 1992 по 2013 роки, отримані з

статистичної бази даних Світового Банку. Діагностування даних, оцінювання параметрів моделей та перевіряння моделей на адекватність здійснювались за допомогою програмної системи Eviews. Під час побудови моделі значення показника внутрішніх кредитів приватному сектору було взято у формі натурального логарифма для того, щоб покращити характеристики моделі та якість прогнозування, всі тестування проводились над даними у логарифмічній формі.

Для перевірки динамічного ряду на стаціонарність проведено розширене тестування Дікі-Фуллера. Під час цього тестування висунуто нульову гіпотезу про наявність одиничного кореня для значень показника внутрішніх кредитів приватному сектору. Емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера становило –0,3016, критичне значення для прийняття нульової гіпотези з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0124. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера є більшим, ніж критичне, то нульову гіпотезу відкинути не можна, тобто динамічний ряд значень показника внутрішніх кредитів приватному сектору України не стаціонарний.

Під час розширеного тетування Дікі-Фуллера динамічного ряду різниць першого порядку для показника внутрішніх кредитів приватному сектору емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера становило –5,4943, критичне значення статистики для прийняття нульової гіпотези про наявність одиничного кореня для значень показника внутрішніх кредитів приватному сектору з довірчою ймовірністю 0,95 становить –3,0207. Оскільки емпіричне значення статистики Дікі-Фуллера є меншим, ніж критичне, то нульову гіпотезу можна відкинути і з довірчою ймовірністю 0,95 стверджувати, що процес першого порядку інтегрованості не має одиничних коренів.

Здійснений аналіз динамічного ряду показника внутрішніх кредитів приватному сектору дає підстави стверджувати, що для його дослідження необхідно використовувати ARIMA-модель першого порядку інтегрованості.

Наступним кроком дослідження є оцінювання параметрів ARIMA (p, *1*, q)-моделі для визначення оптимального порядку авторегресійного процесу p та

порядку процесу рухомого середнього q на основі статистичних критеріїв. На цьому етапі вибрано ARIMA (1, 1, 6)-модель, оскільки їй відповідає найбільше значення відношення детермінації та найменші значення стандартної похибки рівняння регресії, критерію Акаіка, Шварца та Ханнана-Квіна.

Оцінена модель, яка описує ARIMA(1, 1, 6)-процес формування показника внутрішніх кредитів приватному сектору України, має вид:

$$\Delta^1 CR_t = 0{,}2929 + 0{,}274484\Delta^1 CR_{t-1} + \varepsilon_t - 0{,}032\varepsilon_{t-1} - 0{,}3947\varepsilon_{t-2} + \\ + 0{,}0051\varepsilon_{t-3} + 0{,}3933\varepsilon_{t-4} + 0{,}073\varepsilon_{t-5} - 0{,}8887\varepsilon_{t-6}. \quad (3.14)$$

Економетричні характеристики моделі (3.14) представлено в табл. 3.11. Відношення множинної детермінації моделі (3.14) становить R^2 = 0,8316, тобто під впливом зміни лагових значень внутрішніх кредитів приватному сектору України пояснюється 83,16 % варіації величини внутрішніх кредитів приватному сектору, що свідчить про адекватність моделі. На підставі значень F-статистики F = 3,58204 та значення ймовірності p = 0,0008, можна стверджувати, що побудована модель адекватна з довірчою ймовірністю 0,99. Крім цього, усі обернені корені процесу авторегресії та рухомого середнього моделі (3.14) є меншими за одиницю, що свідчить про зворотність та стаціонарність змодельованого процесу.

Таблиця 3.11

Економетричні характеристики ARIMA (1, 1, 6)-моделі

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,8316
Скориговане відношення детермінації	0,7334
Стандартна похибка рівняння регресії	0,2612
Сума квадратів випадкових відхилень	0,8184
Правдоподібність логарифма	–32,3949
F-статистика	3,58204
Ймовірність (F-статистика)	0,0008
Критерій Акаіка	0,4418
Критерій Шварца	0,8401
Критерій Ханнана-Квіна	0,5195
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9471

Джерело: побудовано автором

Корелограми графіків автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.14) протягом 18-ти лагових періодів представлені на рис. 3.11:

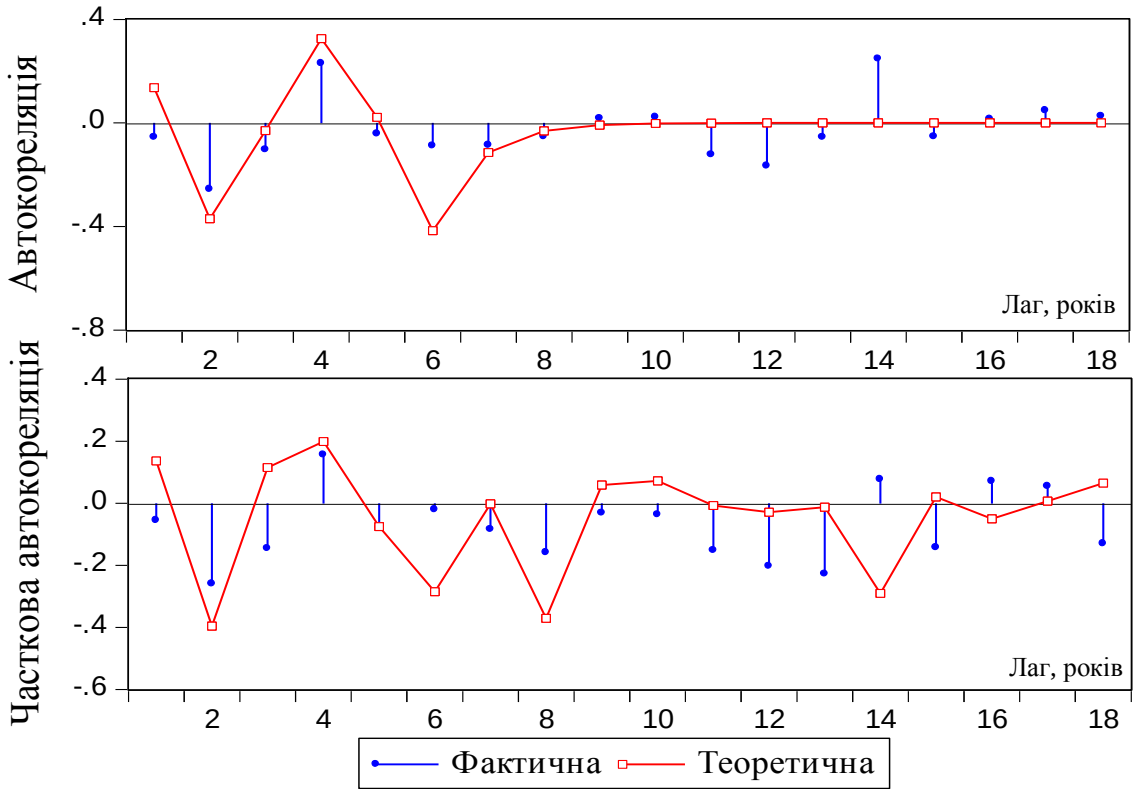


Рис. 3.11. Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.14)

Джерело: побудовано автором

Графіки фактичних та теоретичних значень автокореляції та часткової автокореляції моделі (3.14) вказують на адекватність побудованої моделі та стаціонарність процесу. Графік теоретичних значень автокореляції з часом наближається до нуля: модель дещо гірше справляється з частковою автокореляцією.

За допомогою моделі (3.14) проведено перевірку реакції показника внутрішніх кредитів приватному сектору на імпульс від одиничного шоку на випадкове відхилення протягом 17-ох часових періодів. Під час цієї перевірки отримано значення реакції показника на імпульс (рис. 3.12), а також акумульоване значення реакції показника на цей імпульс (рис. 3.13).

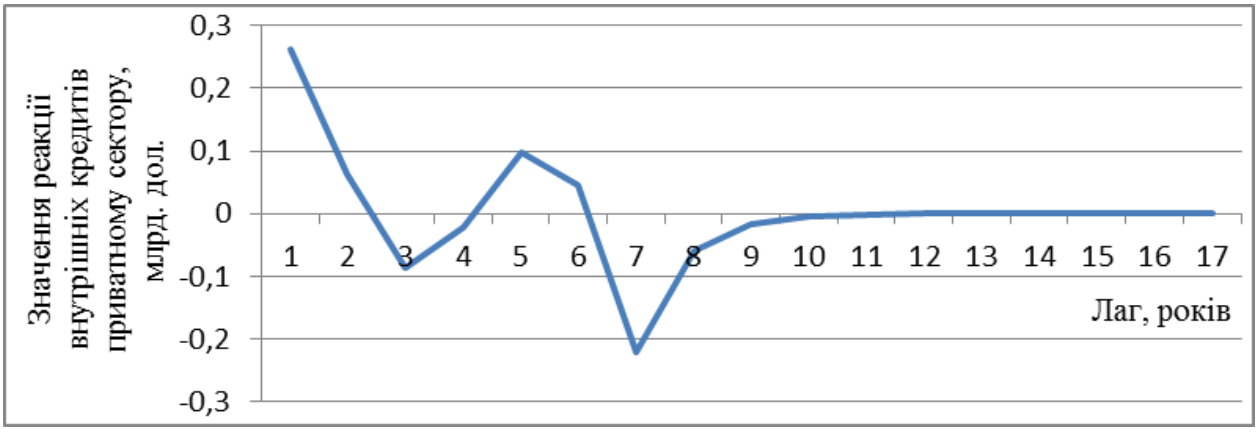


Рис. 3.12. Реакція показника внутрішніх кредитів приватному сектору України на імпульс

Джерело: побудовано автором

Оскільки реакція показника внутрішніх валових заощаджень України з перебігом часу асимптотично наближається до нуля, це є свідченням стаціонарності процесу та адекватності запропонованої ARIMA(1, 1, 6)-моделі.

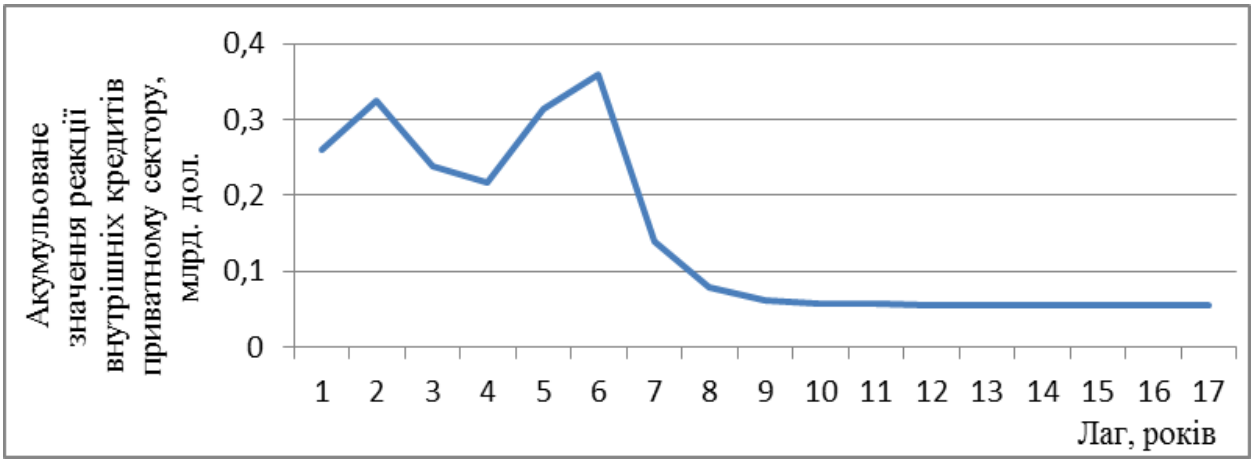


Рис. 3.13. Акумульоване значення реакції показника внутрішніх кредитів приватному сектору України на імпульс

Джерело: побудовано автором

Акумульоване значення реакції показника внутрішніх кредитів приватному сектору з перебігом часу асимптотично наближається до свого довгострокового значення, що, як і у попередньому випадку, є свідченням стаціонарності процесу та адекватності побудованої моделі (3.14).

Для перевірки адекватності моделі проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу (рис. 3.14).

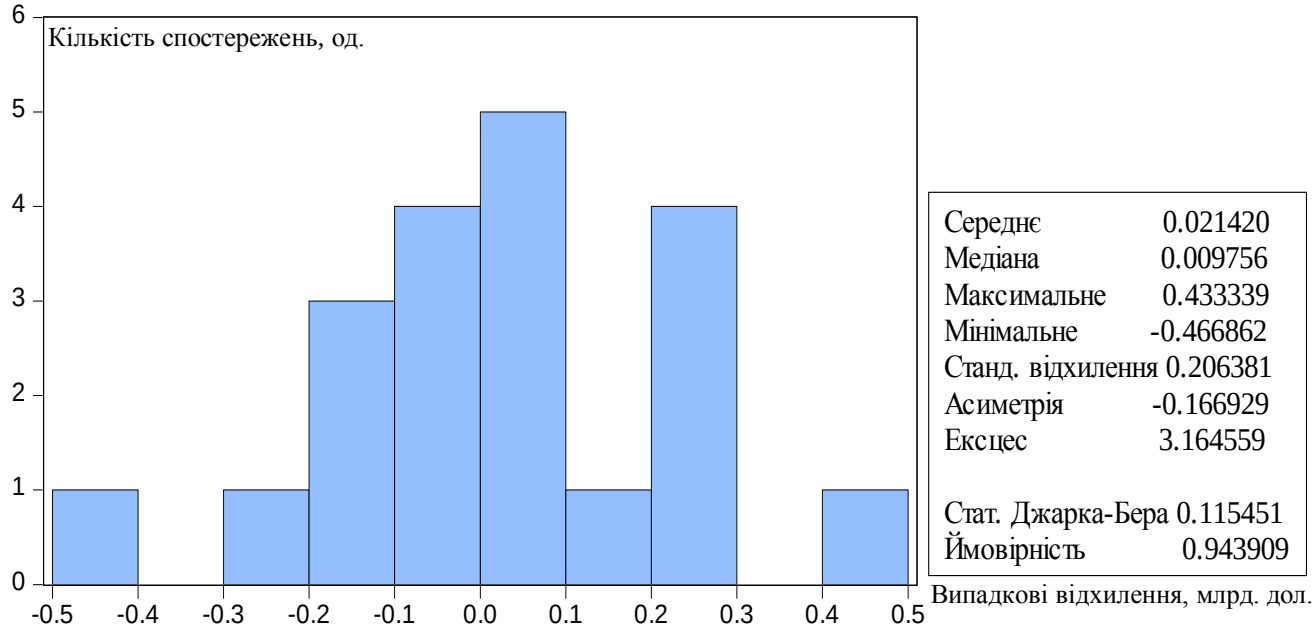


Рис. 3.14. Гістограма перевірки випадкових відхилень на нормальність розподілу

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Відповідно до рис. 3.18 значення ймовірності становить 0,9439, тобто воно є більшим за 0,05. Отже, нульову гіпотезу можна прийняти з довірчою ймовірністю 0,95 і стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.14) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.14) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає – що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,4549, а ймовірність при цьому становить p = 0,2761. Оскільки 0,2761 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.14) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Для того, щоб оцінити прогностичні властивості запропонованої моделі, покажемо спрогнозовані значення показника внутрішніх кредитів приватному сектору України з 1994 по 2013 роки (рис. 3.15).

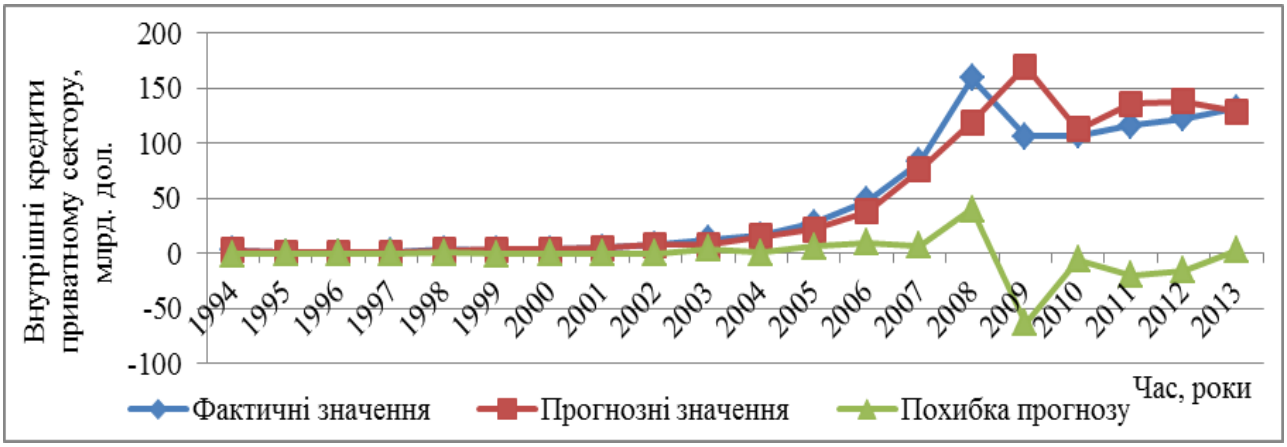


Рис. 3.15. Прогнозні значення показника внутрішніх кредитів приватному сектору України

Джерело: побудовано автором

Отриманому прогнозу характерні дуже близькі коливання навколо фактичних значень показника від початку прогнозного періоду, але з 2008 року прогнозні значення почали дещо відхилятись від фактичних значень. У 2013 році модель показала знову точний результат.

Підсумовуючи проведені тестування моделей (3.12), (3.13), (3.14) можемо стверджувати, що вони є адекватними, тому з їхньою допомогою можна здійснювати прогнозування динаміки основних показників економічної діяльності домогосподарств України на макроекономічному рівні.

Далі для системного дослідження динаміки основних показників системи економічної діяльності домогосподарств використано інструментарій економетричного векторно-авторегресійного моделювання (VAR-моделі). VAR-модель є системною кореляційно-регресійною моделлю, яка може розглядатись як гібридна модель, що поєднує можливості симультативного та авторегресійного моделювання. В економетричному дослідженні VAR-моделі розглядають як альтернативу великомасштабним симультативним моделям.

Практичні проблеми з використанням симультативних моделей у прогнозуванні кризових явищ у 70-х роках XX століття привели до необхідності застосування нових методів та підходів до прогнозування. Відомою є так звана «критика Лукаса» [151], в якій автор стверджує, що параметри «правил прийняття рішень», які використовують в системах структурних рівнянь, не

можуть залишатись незмінними за зміни економічної політики. Отже, теорію, що є основою макроеконометричного моделювання з позиції систем структурних рівнянь, треба використовувати з врахуванням її вад.

Моделювання за допомогою VAR-підходу має деякі особливості. По-перше, змінні рівнянь VAR-моделі залежать не лише від власних лагових значень, а й від лагових значень інших змінних, що включені у модель. По-друге, оцінювання параметрів моделі можна здійснювати методом найменших квадратів, оскільки VAR-модель містить у правій частині лише лагові, тобто відомі значення змінних. По-третє, зазвичай за допомогою VAR-моделей здійснюють адекватніший прогноз у порівнянні із симультативними моделями. Перші дискусії щодо цього питання розпочались у кінці 70-их – на початку 80-их років XX століття. Американський вчений С. Макніс у своєму дослідженні [155] емпірично показав, що прогнози таких макроекономічних показників американської економіки, як рівень безробіття, реальний внутрішній валовий продукт, тощо, отримані на підставі VAR-моделей, значно точніші, ніж деякі інші економетричні підходи, що були популярні до цього.

VAR-моделі вже використовувались у дослідженнях проблем, пов’язаних із діяльністю домогосподарств. Так, наприклад, румунські вчені Г. Руханда та А. Мурару [165] досліджували попит домогосподарств на гроші. За допомогою коінтегрованої VAR-моделі вони дослідили чинники, що впливають на грошову масу, якою володіють домогосподарства у Румунії.

Підхід VAR-моделювання виправданий у випадку, коли між даними немає коінтеграційної залежності. У протилежному випадку краще побудувати векторну модель коригування похибки (VEC-модель) [130, 140]. Цей підхід застосовували для аналізу динаміки економічної діяльності домогосподарств Австралії [156], Великої Британії [111] та Південно-Африканської Республіки [157].

В узагальненому виді двовимірну VEC-модель *k*-го порядку можна представити так:

$$\Delta y_{1t} = \beta_{10}(y_{1,t-k-1} - \gamma_2 y_{2,t-k-1}) + \beta_{11}\Delta y_{1,t-1} + \ldots + \beta_{1k}\Delta y_{1,t-k} + \\ + \alpha_{11}\Delta y_{2,t-1} + \ldots + \alpha_{1k}\Delta y_{2,t-k} + \varepsilon_{1t}, \quad (3.15)$$

$$\Delta y_{2t} = \beta_{20}(y_{2,t-k-1} - \gamma_1 y_{1,t-k-1}) + \beta_{21}\Delta y_{2,t-1} + \ldots + \beta_{2k}\Delta y_{2,t-k} + \\ + \alpha_{21}\Delta y_{1,t-1} + \ldots + \alpha_{2k}\Delta y_{1,t-k} + \varepsilon_{2t}, \quad (3.16)$$

де Δy_{it}, $i = \overline{1,2}$ – різницеві значення ендогенних змінних моделі; $y_{i\tau}$, $i = \overline{1,2}$, $\tau = \overline{1,k}$ – значення ендогенних змінних моделі; $\alpha_{i\tau}$, $\beta_{i\tau}$, $i = \overline{1,2}$; $\tau = \overline{1,k}$ – невідомі параметри при лагових значеннях ендогенних змінних; β_{i0}, $i = \overline{1,2}$ – коефіцієнт коригування похибки; γ_i, $i = \overline{1,2}$ – коефіцієнти коінтеграції; t – періоди часу; $\tau = \overline{1,k}$ – величина лага; ε_{it}, $i = \overline{1,2}$ – випадкові величини.

Алгоритм побудови VEC-моделі включає такі етапи [130]:

1. Визначення кількості коінтеграційних відношень (рангу коінтеграції).
2. Оцінювання параметрів коінтеграційних відношень.
3. Оцінювання параметрів VEC-моделі з урахуванням коінтеграційних відношень з попереднього кроку.

Для визначення рангу коінтеграції у VEC-моделі найчастіше використовують тестування рангу коінтеграції Йогансена [139]. Під час цього тестування використовують два статистичні критерії для тестування нульової гіпотези про значення рангу коінтеграції r ($r < m$, де m – кількість ендогенних змінних у моделі). У першому випадку альтернативна гіпотеза полягає у тому, що ранг коінтеграції дорівнює кількості ендогенних змінних моделі ($r = m$), цей статистичний критерій отримав назву статистика наслідку. У другому випадку альтернативна гіпотеза полягає у тому, що ранг коінтеграції є більшим на одиницю за кількість ендогенних змінних моделі, цей статистичний критерій називається статистикою максимуму.

Емпіричні дослідження економічної діяльності домогосподарств України на макроекономічному рівні показують, що вагомий вплив на її ефективність спричиняють такі показники як споживчі видатки домогосподарств (HC_t), внутрішні валові заощадження (GDS_t), внутрішні кредити приватному сектору

(CR_t), валовий національний дохід (GNI_t) та індекс споживчих цін (CPI_t) [31, 37, 185]. Саме ці змінні і включено у VEC-модель динаміки основних показників економічної діяльності домогосподарств України. Для побудови цієї моделі використано статистичні дані з бази даних Світового Банку з 1991 по 2013 роки. Оцінювання параметрів моделі та її тестування проведено за допомогою економетричного пакету Eviews. Для того, щоб покращити характеристики змодельованого процесу, перед побудовою VEC-моделі дані нормалізовано за допомогою їхньої трансформації у форму натуральних логарифмів для покращення характеристик моделі.

Тестування даних для визначення порядку моделі показало, що довжина лагу для VEC-моделі, яка містить п’ять ендогенних змінних та побудована на основі вибірки з 23-ох спостережень, дорівнює один. На основі тестування рангу коінтеграції Йогансена визначено, що для побудови VEC-моделі необхідно використати два коінтеграційні відношення.

VEC-модель першого порядку, яка відображає взаємозалежності між основними показниками економічної діяльності домогосподарств України, має вид:

$$\begin{aligned}\Delta HC_t = {} & 2{,}3878c_1 + 1{,}0218c_2 - 1{,}1469\Delta HC_{t-1} - 0{,}7164\Delta GDS_{t-1} - \\ & - 0{,}0116CR_{t-1} + 1{,}6231\Delta GNI_{t-1} - 0{,}0854\Delta CPI_{t-1} + 0{,}0994,\end{aligned} \tag{3.17}$$

$$\begin{aligned}\Delta GDS_t = {} & 1{,}6206c_1 + 0{,}694c_2 + 1{,}1284\Delta HC_{t-1} + 0{,}4808\Delta GDS_{t-1} + \\ & + 0{,}0811CR_{t-1} - 1{,}4734\Delta GNI_{t-1} - 0{,}1054\Delta CPI_{t-1} + 0{,}0039,\end{aligned} \tag{3.18}$$

$$\begin{aligned}\Delta CR_t = {} & -5{,}2699c_1 - 2{,}2766c_2 + 6{,}1263\Delta HC_{t-1} + 3{,}4929\Delta GDS_{t-1} + \\ & + 0{,}2215CR_{t-1} - 6{,}3516\Delta GNI_{t-1} + 0{,}2799\Delta CPI_{t-1} + 0{,}0584,\end{aligned} \tag{3.19}$$

$$\begin{aligned}\Delta GNI_{4t} = {} & 3{,}1514c_1 + 1{,}349c_2 - 0{,}8226\Delta HC_{t-1} - 0{,}6192\Delta GDS_{t-1} - \\ & - 0{,}0069CR_{t-1} + 1{,}2361\Delta GNI_{t-1} - 0{,}0984\Delta CPI_{t-1} + 0{,}0833,\end{aligned} \tag{3.20}$$

$$\begin{aligned}\Delta CPI_t = {} & 1{,}2438c_1 + 0{,}6053c_2 - 1{,}1034\Delta HC_{t-1} - 0{,}4686\Delta CPI_{t-1} - \\ & - 0{,}0076CR_{t-1} + 0{,}9828\Delta GNI_{t-1} + 0{,}0259\Delta CPI_{t-1} + 0{,}4898,\end{aligned} \tag{3.21}$$

де c_1, c_2 – коінтеграційні регресійні рівняння; $HC_{t-\tau}$ – величина споживчих видатків домогосподарств, млрд. дол. США; $GDS_{t-\tau}$ – величина внутрішніх валових заощаджень, млрд. дол. США; $CR_{t-\tau}$ – величина внутрішніх кредитів приватному сектору, млрд. дол. США; $GNI_{t-\tau}$ – величина валового національного доходу, млрд. дол. США; $CPI_{t-\tau}$ – величина індексу споживчих цін, (2010 = 100) %; $\tau = 0;1$ – величина лагу; $c_1 = HC_{t-1} - 0{,}6388CR_{t-1} - -1{,}9727GNI_{t-1} + 2{,}4873CPI_{t-1} - 4{,}3953$; $c_2 = GDS_{t-1} + 1{,}4977CR_{t-1} - 0{,}4504GNI_{t-1} - -5{,}7962CPI_{t-1} + 12{,}655$.

Економетричні характеристики рівнянь моделі (3.17 – 3.21) показано у табл. 3.12.

Усі обернені корені авторегресійного характеристичного полінома, побудованого на підставі VEC-моделі (3.17) – (3.21), знаходяться у межах одиничного кола. Це свідчить про стаціонарність та стійкість змодельованої системи економічної діяльності домогосподарств України.

Таблиця 3.12

Економетричні характеристики рівнянь VEC-моделі

Характеристика	Рівняння				
	3.17	3.18	3.19	3.20	3.21
Відношення детермінації	0,6213	0,7757	0,5602	0,9051	0,9983
Скориговане відношення детермінації	0,4174	0,6549	0,3233	0,85403	0,9975
Стандартна похибка рівняння регресії	0,1277	0,3358	2,5475	0,08104	0,0311
Сума квадратів випадкових відхилень	0,21202	0,1607	0,4427	0,07896	0,0489
Правдоподібність логарифма	18,4561	13,6292	–7,6491	28,55405	38,60611
F-статистика	3,0472	6,4224	2,3651	17,7169	1119,482
Критерій Акаіка	–0,9958	–0,5361	1,4904	–1,9575	–2,9149
Критерій Шварца	–0,5979	–0,1382	1,8883	–1,5596	–2,51695

Джерело: побудовано автором

Для перевірки адекватності моделі проведено тестування її випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення моделі є нормально розподіленими. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для кожного рівняння окремо та для моделі загалом показано у табл. 3.13.

Таблиця 3.13

Значення статистики Джарка-Бера для рівнянь VEC-моделі

Рівняння	Статистика Джарка-Бера	Ймовірність
3.17	5,783952	0,0555
3.18	0,064253	0,9684
3.19	1,001365	0,6061
3.20	1,600706	0,4492
3.21	0,106645	0,9481

Джерело: побудовано автором

Значення ймовірностей для кожного рівняння окремо та сукупної моделі загалом більші за 0,05, тобто у кожному випадку альтернативна гіпотеза відхилена і випадкові відхилення моделі (3.17) – (3.21) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.17) – (3.21) на наявність автокореляції проведено автокореляційне тестування множників Лагранжа (LM-тест). Нульова гіпотеза під час LM тестування припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку моделі (3.17) – (3.21) автокореляційне тестування множників Лагранжа підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки значення ймовірностей для кожного лагу більші, ніж 0,05 (табл. 3.14).

Таблиця 3.14

Результати LM-тестування автокореляції VEC-моделі

Лаг	LM-статистика	Ймовірність
1	21,37995	0,6712
2	36,49038	0,0645
3	30,03395	0,223
4	35,99965	0,0716
5	25,49238	0,4351
6	23,07891	0,573

Джерело: побудовано автором

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.17) – (3.21) на гетероскедастичність проведено тестування Вайта [178]. Нульова гіпотеза під час цього тестування припускає, що випадкові відхилення моделі є гомоскедастичними, а альтернативна, що вони є гетероскедастичні. Значення χ^2-статистики під час тестування Вайта становило $\chi^2 = 216{,}7049$, а ймовірність у цьому випадку становила p = 0,3608. Оскільки 0,3608 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.17) – (3.21) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

За допомогою моделі (3.17) – (3.21) проведено перевірку реакції змінних на імпульси від основних показників, що характеризують економічну діяльність домогосподарств. Реакцію споживчих видатків домогосподарств України на шокові імпульси від показників споживчих видатків домогосподарств, індексу споживчих цін, внутрішніх кредитів приватному сектору, валових внутрішніх заощаджень та валового національного доходу протягом 15-річного періоду представлено на рис. 3.16.

На підставі отриманих графіків можна зробити висновок про стійкість змодельованої системи. Імпульси шоків від змінних внутрішніх валових заощаджень та споживчих видатків домогосподарств здійснюють додатний вплив протягом усього часу, крім цього їхній вплив стабілізується з шостого періоду. Імпульси шоків від значень внутрішніх кредитів приватному сектору та валового національного доходу здійснюють від'ємний вплив протягом усього часу, їхній вплив стабілізується з восьмого періоду.

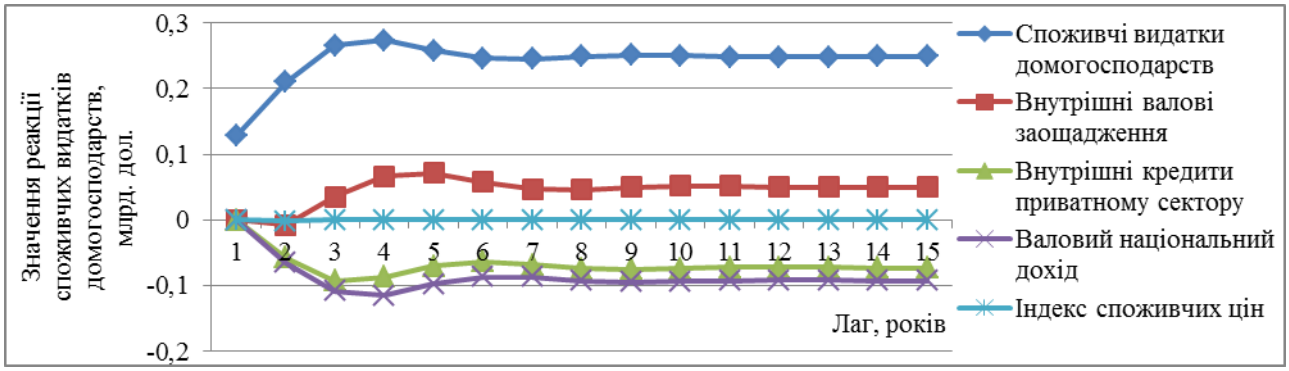


Рис. 3.16. Реакція змінної величини споживчих видатків домогосподарств України на шокові імпульси кожної змінної моделі

Джерело: побудовано автором

Дослідимо реакцію показника внутрішніх валових заощаджень на шокові імпульси кожної ендогенної змінної моделі протягом 15-ти періодів (рис. 3.17):

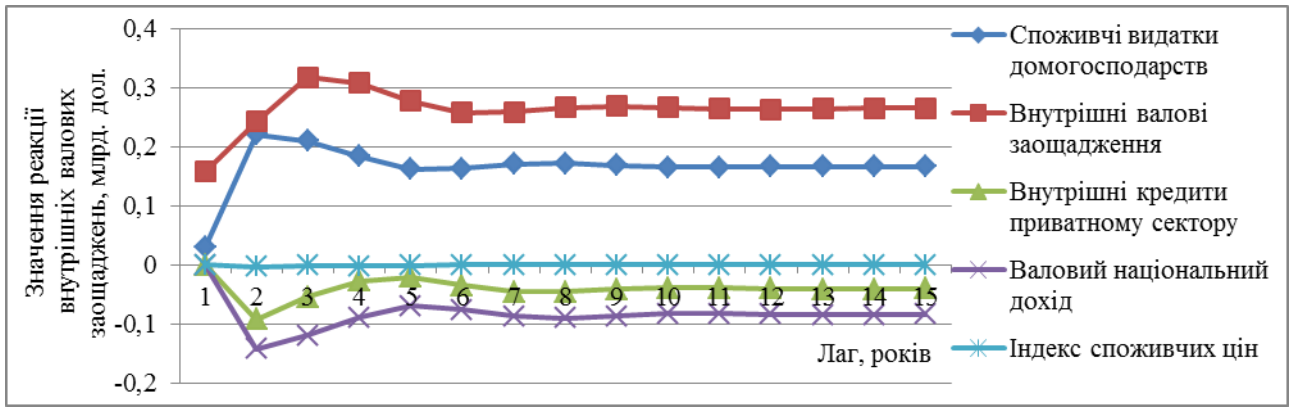


Рис. 3.17. Реакція змінної величини внутрішніх валових заощаджень України на шокові імпульси кожної змінної моделі

Джерело: побудовано автором

Вплив імпульсів від значень індексу споживчих цін на показник внутрішніх валових заощаджень близький до нуля та стабільний протягом усього часу. Щодо імпульсів від значень внутрішніх кредитів приватному сектору та валового національного доходу можемо зробити висновок, що їхнє зростання веде до зниження валових внутрішніх заощаджень, а їхній вплив стає стабільним, починаючи з восьмого періоду. Імпульси шоків від змінних внутрішніх валових заощаджень та споживчих видатків домогосподарств здійснюють додатний вплив протягом усього часу.

Проаналізуємо реакцію величини внутрішніх кредитів приватному сектору України на шокові імпульси від показників споживчих видатків

домогосподарств, індексу споживчих цін, внутрішніх кредитів приватному сектору, валових внутрішніх заощаджень та валового національного доходу протягом семирічного періоду (рис. 3.18):

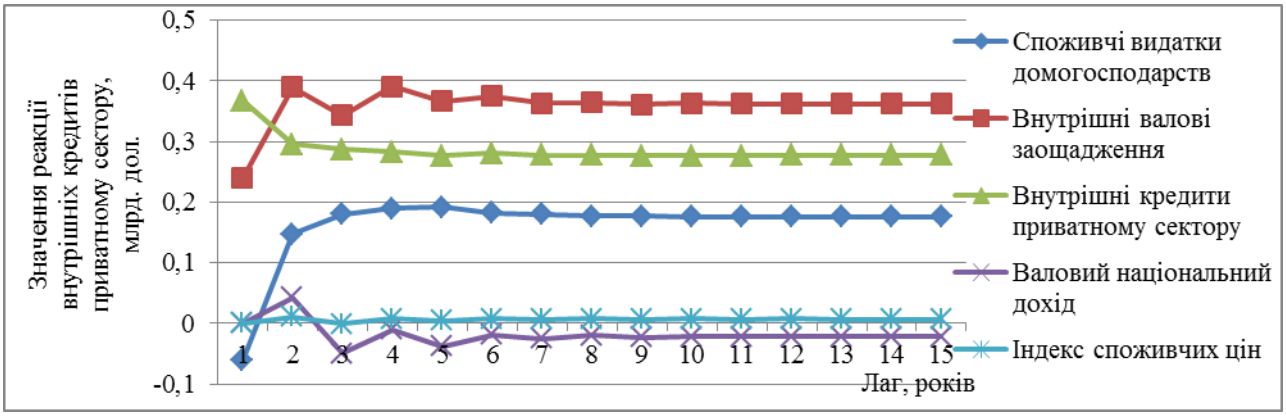


Рис. 3.18. Реакція змінної величини внутрішніх кредитів приватному сектору України на шокові імпульси кожної змінної моделі

Джерело: побудовано автором

Імпульс шоку від значень індексу споживчих цін у цьому випадку також має незначний додатний вплив на величину внутрішніх кредитів приватному сектору із стабільним характером впливу протягом усього часу. Імпульс шоку від змінної валового національного доходу має від'ємний вплив на цей показник з третього періоду. Хоча перші впливи шокових імпульсів були додатні, стабілізація системи відбулась з від'ємним впливом. Імпульси шоків від параметрів внутрішніх кредитів приватному сектору, внутрішніх валових заощаджень та споживчих видатків домогосподарств мають додатний вплив на величину внутрішніх кредитів приватному сектору. У першому періоді вплив імпульсу шоку від значень споживчих видатків домогосподарств був від'ємний, але у наступних періодах він став додатний.

За допомогою побудованої моделі спрогнозовано значення показників економічної діяльності домогосподарств України з 1993 по 2013 роки. На рис. 3.19 – 3.21 зображено фактичні значення прогнозованої змінної, прогнозні значення та похибку прогнозу.

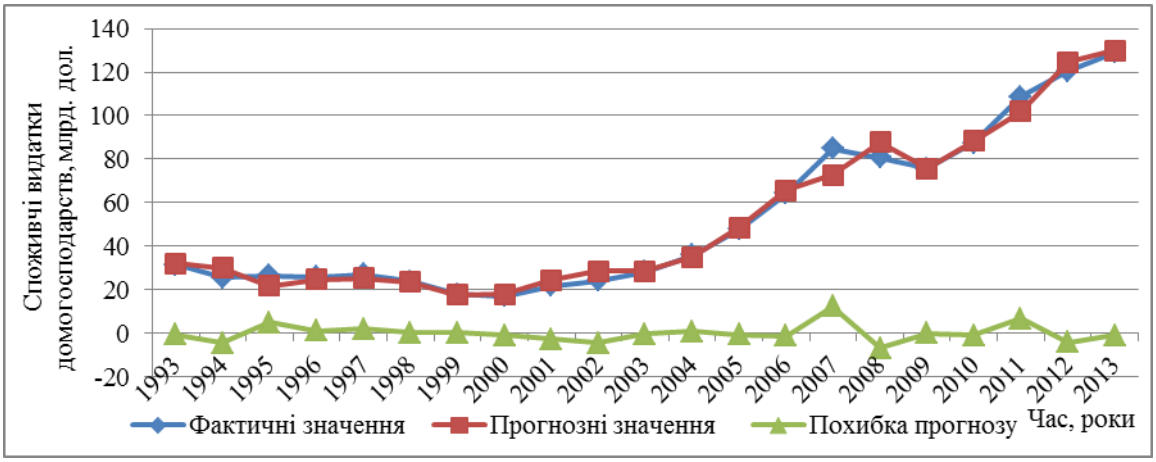


Рис. 3.19. Результати прогнозу змінної споживчих видатків домогосподарств України, млрд. дол. США

Джерело: побудовано автором

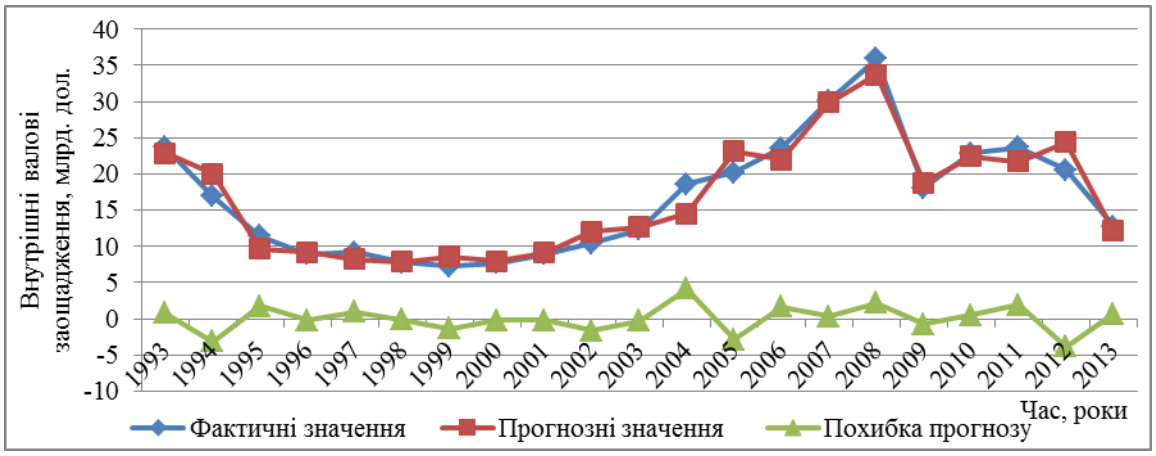


Рис. 3.20. Результати прогнозу змінної внутрішніх валових заощаджень України, млрд. дол. США

Джерело: побудовано автором

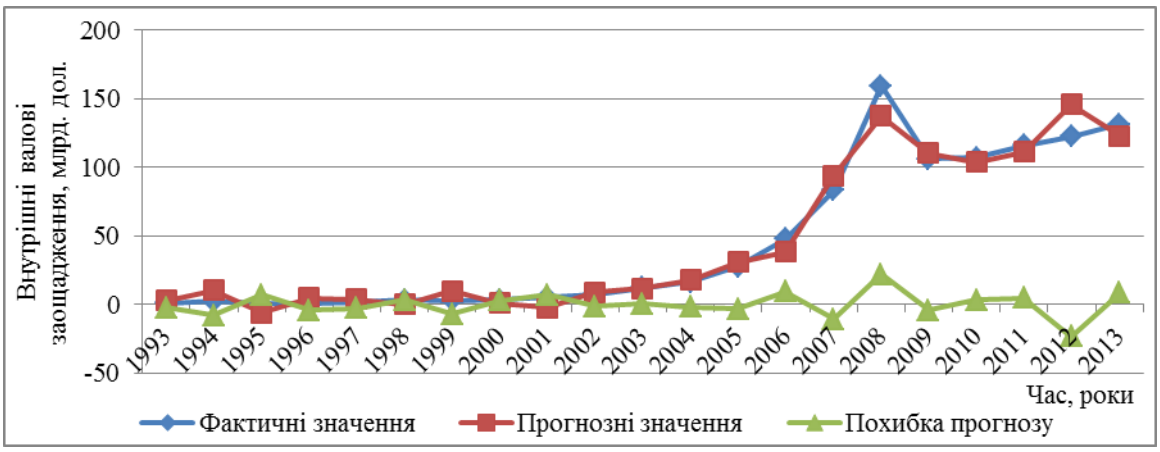


Рис. 3.21. Результати прогнозу змінної внутрішніх кредитів приватному сектору в Україні, млрд. дол. США

Джерело: побудовано автором

На підставі графіків, зображених на рис. 3.19 – 3.21, можна зробити висновок, що прогностичні якості запропонованої VEC-моделі дуже високі.

Підсумовуючи результати перевірки реакції змінних VEC-моделі, що характеризують основні види економічної діяльності домогосподарств України, можна стверджувати, що змодельована система стійка. Крім цього, результати перевірок VEC-моделі показали, що їй характерна адекватність та можливість доволі точного прогнозування динаміки цих показників. Випадкові відхилення змінних цієї моделі нормально розподілені, гомоскедастичні та без автокореляції.

3.3. Моделювання впливу економічної політики країн-сусідів на діяльність домогосподарств

Із поглибленням міжнародного співробітництва внутрішня економічна політика країн-партнерів має взаємний вплив на економічну ситуацію в них. У сучасному світі державні лідери повинні поставити за основну мету не тільки досягнення добробуту у своїх країнах та покращення рівня життя населення, але й враховувати можливі наслідки впливу їхньої політики на добробут громадян країн-партнерів. Рівень життя населення в значній мірі залежить від створеного в країні ринку праці, простоти ведення підприємницької діяльності і забезпечення функціонування усіх ланок економічної системи. Зазначимо, що функціонування механізму економічної системи у країні також залежить і від діяльності кожного її жителя.

Зважаючи на тісне економічне співробітництво між Україною, Російською Федерацією та Польщею проведено дослідження управління агрегованою економічною діяльністю домогосподарств цих країн.

Для дослідження управління агрегованою економічною діяльністю домогосподарств у країнах-партнерах використано економетричні симультативні моделі, тобто системи рівнянь, яка описує взаємну залежність між ендогенними та екзогенними змінними [42].

Під час дослідження взаємозв'язків між основними макропоказниками української, російської та польської економік використані щорічні статистичні дані з 1992 по 2013 роки, взяті з бази даних Світового банку [192], інтернет ресурсу "Trading Economics" [193], Національного банку України [189], Центрального банку Російської Федерації [190] та Народового банку Польщі [191]. На підставі цих даних за допомогою двокрокового методу найменших квадратів побудовано симультативну модель агрегованої економічної системи. Використання двокрокового методу найменших квадратів зумовлене тим, що кожне рівняння симультативної моделі є переототожненим [43]. Застосування двокрокового методу найменших квадратів також виправдане у випадках нестаціонарності даних, які використано для побудови та тестування симультативних моделей [136].

На думку [43], в процедурі двокрокового методу найменших квадратів можна виділити три етапи:

1. Будують кореляційно-регресійні моделі залежностей ендогенних змінних від усіх екзогенних змінних.
2. У початкових рівняннях симультативної моделі проводять заміну ендогенних змінних на допоміжні змінні.
3. Для оцінення параметрів рівнянь симультативної моделі, в яких проведено заміну змінних, знову застосовують метод найменших квадратів.

Запропонована макроеконометрична симультативна модель складається із трьох блоків рівнянь, які описують взаємозв'язок між економічною політикою України, Російської Федерації та Польщі, а також сукупною поведінкою їхніх домогосподарств. Модель включає 27 рівнянь та, відповідно, 27 ендогенних змінних. Кожен із блоків містить по вісім регресійних рівнянь, які моделюють взаємозв'язки між основними показниками економік країн-партнерів: споживчими видатками домогосподарств, індексами споживчих цін, величинами кредитів, виданих приватному сектору, валовими національними доходами, внутрішніми валовими заощадженнями, інвестиціями, імпортом та експортом.

Крім цього, кожен блок моделі включає одне балансове рівняння для визначення ВВП за видатками. Взаємний вплив економічних систем країн здійснюється через механізм міжнародної торгівлі [3]. У модель було введено такі екзогенні змінні для кожної країни: облікову ставку Центрального банку, величину зовнішнього боргу, величину державних видатків, величину грошової маси М2 та обмінний курс національної валюти на долар США. Позначення ендогенних та екзогенних змінних у моделі наведені у табл. 3.15 та 3.16 відповідно.

Таблиця 3.15

Ендогенні змінні моделі

№	Назва змінної та одиниці вимірювання	Позначення змінної у блоці моделі, який описує економічну систему		
		України	Російської Федерації	Польщі
1.	Споживчі видатки домогосподарств, млрд. дол. США	HC_t^u	HC_t^r	HC_t^p
2.	Внутрішні валові заощадження, млрд. дол. США	GDS_t^u	GDS_t^r	GDS_t^p
3.	Внутрішні кредити приватному сектору, % ВВП	CR_t^u	CR_t^r	CR_t^p
4.	Індекс споживчих цін (2010 = 100), %	CPI_t^u	CPI_t^r	CPI_t^p
5.	Валовий національний дохід, млрд. дол. США	GNI_t^u	GNI_t^r	GNI_t^p
6.	Інвестиції, млрд. дол. США	INV_t^u	INV_t^r	INV_t^p
7.	Імпорт, млрд. дол. США	IMP_t^u	IMP_t^r	IMP_t^p
8.	Експорт, млрд. дол. США	EXP_t^u	EXP_t^r	EXP_t^p
9.	Внутрішній валовий продукт, млрд. дол. США	GDP_t^u	GDP_t^r	GDP_t^p

Джерело: побудовано автором

Таблиця 3.16

Екзогенні змінні моделі

№	Назва змінної та одиниці вимірювання	Позначення змінної у блоці моделі, який описує економічну систему		
		України	Російської Федерації	Польщі
1.	Зовнішній борг, млрд. дол. США	D_t^u	D_t^r	D_t^p
2.	Грошова маса М2, млрд. місц. грош. од.	M_t^u	M_t^r	M_t^p
3.	Облікова ставка Центрального банку, %	R_t^u	R_t^r	R_t^p
4.	Обмінний курс місц. грош. од. на долар США	EX_t^u	EX_t^r	EX_t^p
5.	Державні витрати, млрд. дол. США	G_t^u	G_t^r	G_t^p

Джерело: побудовано автором

Побудова моделі проводилась за допомогою економетричного пакету Eviews. Вибіркова макроеконометрична симультативна модель, яка описує взаємозв'язки між економічною політикою України, Російської Федерації, Польщі та сукупною поведінкою їхніх домогосподарств, має такий вид:

$$HC_t^u = -3{,}5471 + 0{,}1824CPI_t^u + 0{,}2552GNI_t^u + 0{,}5120HC_{t-1}^u; \quad (3.22)$$

$$GDS_t^u = 5{,}2696 - 0{,}4986HC_t^u + 0{,}431GNI_t^u; \quad (3.23)$$

$$CR_t^u = -3{,}2095 + 0{,}4889GNI_t^u - 0{,}1149R_t^u; \quad (3.24)$$

$$CPI_t^u = 32{,}3516 + 0{,}10007M_t^u - 0{,}1575R_t^u; \quad (3.25)$$

$$GNI_t^u = -2{,}8426 - 0{,}3986INV_t^u + 1{,}1637GDP_t^u - 0{,}0842D_t^u; \quad (3.26)$$

$$INV_t^u = 2{,}0669 + 1{,}0149GDS_t^u + 0{,}1551D_t^u - 1{,}5469EX_t^u; \quad (3.27)$$

$$IMP_t^u = -9{,}2853 + 0{,}5353GDP_t^u + 1{,}6664EX_t^u; \quad (3.28)$$

$$EXP_t^u = 0{,}2382 + 0{,}4032INV_t^u + 0{,}0815IMP_t^r + 0{,}1172IMP_t^p + 1{,}2604EX_t^u; \quad (3.29)$$

$$GDP_t^u = HC_t^u + INV_t^u + G_t^u + EXP_t^u - IMP_t^u; \quad (3.30)$$

$$HC_t^r = -4{,}6134 + 0{,}1801CPI_t^r + 0{,}4147GNI_t^r + 0{,}2128HC_{t-1}^r; \quad (3.31)$$

$$GDS_t^r = -4{,}2033 - 1{,}157HC_t^r + 0{,}9301GNI_t^r; \quad (3.32)$$

$$CR_t^r = 12{,}1749 + 0{,}0201GNI_t^r - 0{,}0604R_t^r; \quad (3.33)$$

$$CPI_t^r = 36{,}8151 + 0{,}0026M_t^r - 0{,}2148R_t^r; \quad (3.34)$$

$$GNI_t^r = 9{,}5576 + 0{,}9866GDP_t^r - 0{,}0751D_t^r; \quad (3.35)$$

$$INV_t^r = 5{,}0465 + 0{,}7142GDS_t^r + 0{,}0994D_t^r - 1{,}4105EX_t^r; \quad (3.36)$$

$$IMP_t^r = 14{,}3240 + 0{,}2170GDP_t^r - 0{,}3972EX_t^r; \quad (3.37)$$

$$EXP_t^r = 2{,}8636 + 0{,}8319INV_t^r + 1{,}3241IMP_t^u + 0{,}0467IMP_t^p + 1{,}5112EX_t^r; \quad (3.38)$$

$$GDP_t^r = HC_t^r + INV_t^r + G_t^r + EXP_t^r - IMP_t^r; \quad (3.39)$$

$$HC_t^p = -4{,}9199 + 0{,}1116CPI_t^p + 0{,}6111GNI_t^p + 0{,}0148HC_{t-1}^p; \quad (3.40)$$

$$GDS_t^p = -7{,}0183 - 0{,}7887HC_t^p + 0{,}7210GNI_t^p; \quad (3.41)$$

$$CR_t^p = 9{,}6590 + 0{,}1237CPI_t^p + 0{,}0811D_t^p; \quad (3.42)$$

$$CPI_t^p = 83{,}3119 + 0{,}0351M_t^p - 1{,}3682R_t^p; \quad (3.43)$$

$$GNI_t^p = 3{,}5818 + 1{,}0070GDP_t^p - 0{,}0707D_t^p; \quad (3.44)$$

$$INV_t^p = -4{,}5713 + 1{,}7330GDS_t^p - 0{,}1979D_t^p; \quad (3.45)$$

$$IMP_t^p = -34{,}9714 + 0{,}5019GDP_t^p; \quad (3.46)$$

$$EXP_t^p = -58{,}4480 + 2{,}3634IMP_t^u + 0{,}0299IMP_t^r + 15{,}6076EX_t^p; \quad (3.47)$$

$$GDP_t^p = HC_t^p + INV_t^p + G_t^p + EXP_t^p - IMP_t^p. \quad (3.48)$$

Рівняння (3.22) – (3.30) моделюють економічну систему України, рівняння (3.31) – (3.39) – Росії, а рівняння (3.40) – (3.48) – Польщі. Інтерпретацію значень параметрів, економетричні характеристики та діагностування рівнянь вибіркової симультативної моделі, яка описує взаємозв'язок між економічною політикою України, Росії, Польщі та сукупною поведінкою їхніх домогосподарств, подано у додатку Г.1.

За допомогою моделі (3.22) – (3.48) проведено кілька модельних експериментів для дослідження впливу економічної політики держав-сусідів на поведінку їхніх домогосподарств та загальну макроекономічну ситуацію у країнах. Суть експериментів полягає у тому, щоб показати величину впливу екзогенних шоків у трьох економічних системах на діяльність домогосподарств України у 2013 році. Екзогенні шоки полягають у наступному:

1) зовнішній борг країни на 40 % більший, ніж у 2013 році, за інших рівних умов;
2) розмір облікової ставки Центрального банку становить 30 % за інших рівних умов;
3) величина грошової маси М2 в економіці країни на 25 % більша, ніж у 2013 році, за інших рівних умов;
4) урядові витрати на 20 % більші, ніж у 2013 році, за інших рівних умов.

Покажемо зміну величини споживчих видатків домогосподарств України від виникнення екзогенних шоків в українській економічній системі (рис. (3.22)).

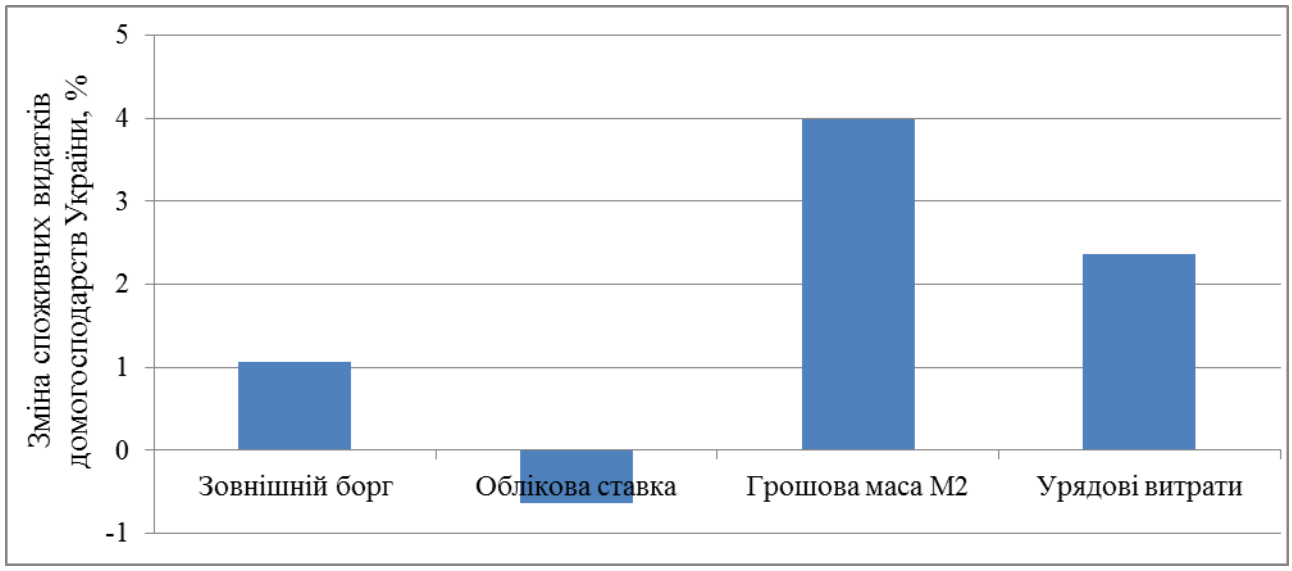


Рис. 3.22. Зміна споживчих видатків домогосподарств України від впливу екзогенних шоків в українській економіці

Джерело: побудовано автором

Шокове зростання зовнішнього боргу України, грошової маси М2 та витрат українського уряду збільшило величину споживчих видатків домогосподарств України. Зростання грошової маси М2 в економіці України на 25 % найбільше серед інших показників збільшило споживання українських домогосподарств, зростання становило майже 4 %. Наступним по величині впливу на споживання домогосподарств було 20-ти % зростання урядових витрат (2,36 %). Зростання зовнішнього боргу України на 40 % підвищило величину споживчих видатків домогосподарств України на 1,07 %. Натомість зростання облікової ставки НБУ до 30 % знизило величину споживання домогосподарств України на 0,63 %.

Вплив екзогенних шоків в українській економіці на величину внутрішніх валових заощаджень України зображено на рис. 3.23. Зростання величини зовнішнього боргу України та витрат уряду мали додатній вплив на величину внутрішніх валових заощаджень України, натомість збільшення облікової ставки НБУ та величини грошової маси М2 – від'ємний. Підвищення урядових витрат найбільше вплинуло на зміни у величині внутрішніх валових заощаджень

України (зростання на 16,5 %), наступними по величині впливу були зміни у зовнішньому борзі України (зростання на 7,5 %). Зростання облікової ставки спричинило зниження внутрішніх валових заощаджень на 6,6 %, а зростання грошової маси М2 зменшило величину внутрішніх валових заощаджень на 4,3 %.

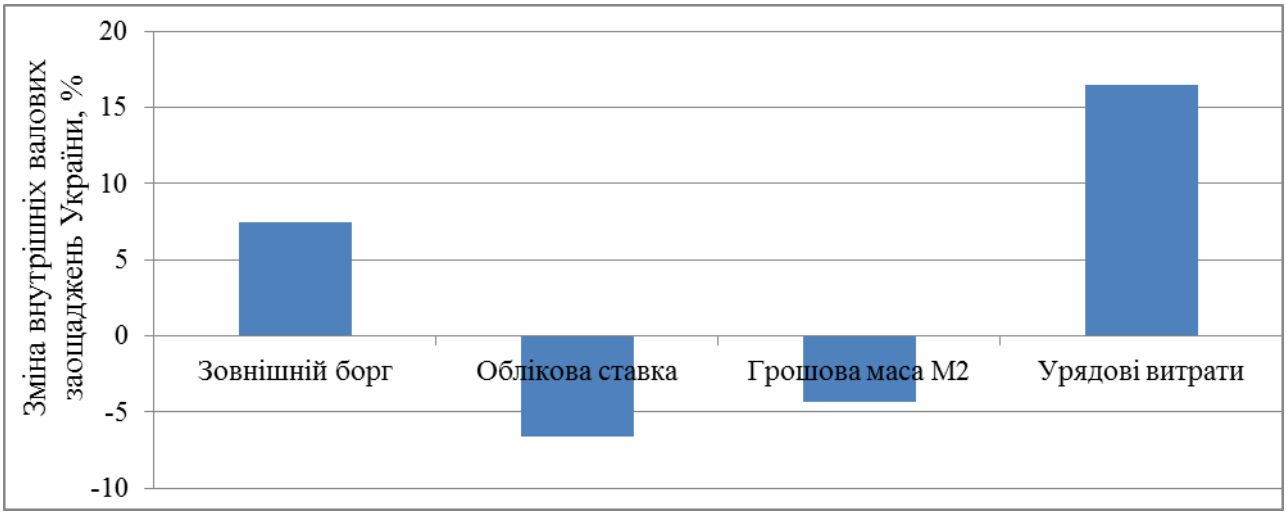


Рис. 3.23. Зміна внутрішніх валових заощаджень України від впливу екзогенних шоків в українській економіці

Джерело: побудовано автором

Вплив екзогенних шоків в українській економіці на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України зображено на рис. 3.24:

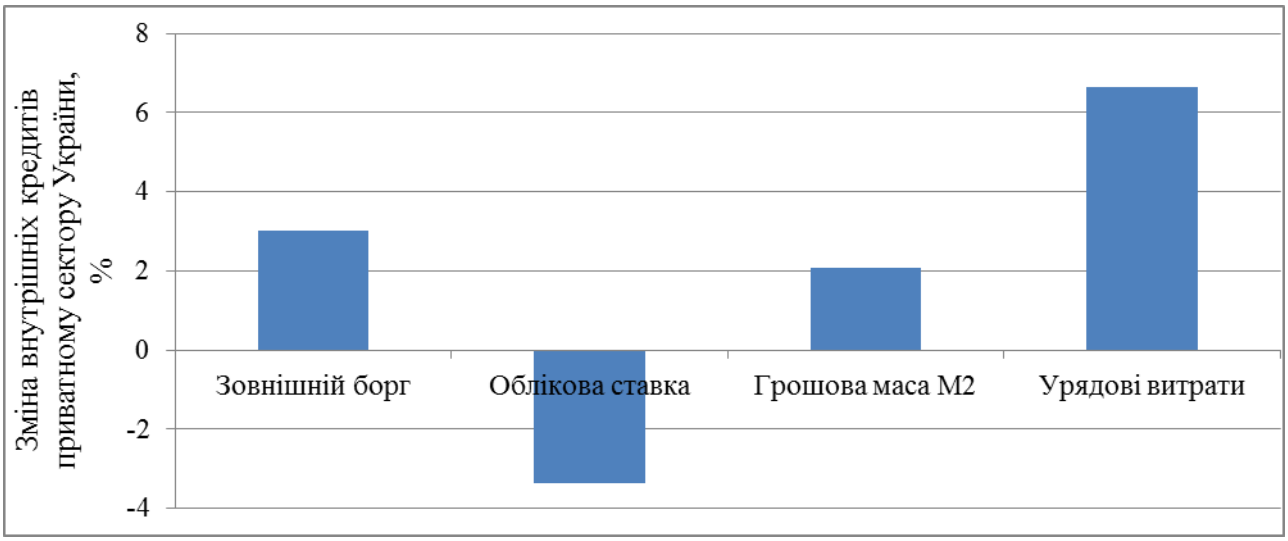


Рис. 3.24. Зміна внутрішніх кредитів приватному сектору України від впливу екзогенних шоків в українській економіці

Джерело: побудовано автором

Значне зростання витрат уряду України, зовнішнього боргу та грошової маси М2 за інших рівних умов збільшило величину внутрішніх кредитів приватному сектору України на 6,6 %, 3 % та 2 % відповідно. Від'ємний вплив на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України (зниження на 3,4 %) мало підвищення облікової ставки НБУ.

Вплив екзогенних шоків у економічних системах Російської Федерації та Польщі на показники економічної діяльності домогосподарств України представлено у додатку Г.2.

Загалом показники зовнішнього боргу України, облікової ставки, грошової маси М2 та витрат уряду України вагомо впливають на показники економічної діяльності домогосподарств України. Значний вплив на економічну діяльність українських домогосподарств мають такі показники економічних систем Російської Федерації та Польщі, як зовнішній борг та витрати уряду.

Висновки до розділу 3

1. За допомогою економетричних моделей коригування похибки досліджено процеси формування основних показників економічної діяльності домогосподарств на макроекономічному рівні: споживання, заощадження та кредитування. Результати діагностування побудованих моделей підтвердили їхню адекватність, стійкість та можливість використання в економічному аналізі та прогнозуванні.

2. Аналіз показника споживчих видатків домогосподарств України дозволив встановити, що найвагоміший вплив на його формування мають такі чинники, як індекс споживчих цін, валовий національний дохід та рівень споживання у попередньому періоді. У короткостроковому періоді ці показники мали додатній вплив, окрім індексу споживчих цін. Натомість вплив цих чинників у довгостроковому періоді – додатній.

3. Дослідження агрегованих заощаджень дозволило виявити, що найважливішими показниками, які формують заощадження домогосподарств є валовий національний дохід та споживчі видатки домогосподарств. Зокрема

значення валового національного доходу у довгостроковому та короткостроковому періодах має додатній вплив на заощадження домогосподарств, а показник споживчих видатків домогосподарств – від'ємний.

4. Емпіричні результати дослідження величини внутрішніх кредитів приватному сектору України полягають у тому, що на формування цього показника найвагоміше впливають значення валового національного доходу, індексу споживчих цін та зовнішнього боргу України. У довгостроковому періоді на рівень кредитування домогосподарств додатній вплив мають величини валового національного доходу та зовнішнього боргу, а від'ємний – індексу споживчих цін. Проте у короткостроковому періоді вплив цих чинників виявився додатнім. Варто відмітити, що вплив значення облікової ставки НБУ виявився статистично незначущим у процесі формування величини внутрішніх кредитів приватному сектору України.

5. Запропоновано здійснювати прогнозування динаміки основних показників економічної діяльності домогосподарств України за допомогою розроблених економетричних авторегресійних моделей рухомого середнього та векторної моделі коригування похибки. Авторегресійні моделі рухомого середнього варто застосовувати під час індивідуального аналізу та прогнозування динаміки споживчих видатків домогосподарств, внутрішніх валових заощаджень та внутрішніх кредитів приватному сектору України. У випадку системного дослідження та прогнозування динаміки основних показників економічної діяльності домогосподарств України слід використовувати векторну модель коригування похибки. Крім цього, прогнози здійснені за допомогою цієї моделі були дещо точнішими.

6. Результати моделювання впливу економічної політики України, Польщі та Росії за допомогою економетричної симультативної моделі на діяльність українських домогосподарств показали, що величина зовнішнього боргу України, грошової маси М2 та витрат українського уряду є ефективними інструментами впливу на формування значень показника споживчих видатків домогосподарств України. Вагомий вплив на формування показників внутрішніх

валових заощаджень та внутрішніх кредитів приватному сектору мають зовнішній борг, облікова ставка НБУ та урядові витрати. Зростання зовнішнього боргу Росії та витрат російського уряду доволі відчутно впливає на показники економічної діяльності домогосподарств України, натомість ставка рефінансування та грошова маса М2 мають відносно незначний вплив. Як і у випадку з Росією, значні зміни ставки рефінансування Народового банку Польщі та грошової маси М2 також мають незначний вплив на показники економічної діяльності домогосподарств України, а показники зовнішнього боргу Польщі та урядових витрат виявились доволі впливовими на економічну ситуацію в Україні.

Основні результати дисертаційного дослідження, які розкрито у цьому розділі, представлено у працях [18, 22, 24, 25, 28, 29, 31, 32, 35, 40, 41, 43, 181, 182, 183, 185, 186].

ВИСНОВКИ

У дисертації наведено теоретичне узагальнення і нове вирішення актуальної наукової проблеми, яка полягає у розвитку теоретичних положень функціонування домогосподарства та розробленні математичних моделей управління економічною діяльністю домогосподарств на макро- та мікроекономічному рівнях. Здійснені автором дослідження дозволили сформулювати такі висновки теоретико-методологічного та науково-практичного характеру.

1. Сучасна економічна теорія розглядає сектор домогосподарств як один із найголовніших елементів, що формує економічну систему будь-якої країни. Дослідження діяльності домогосподарств відіграє важливу роль у формуванні економіки країни, розумінні динаміки сучасних економічних процесів. Аналіз існуючих наукових досліджень, які стосуються питань щодо економічної діяльності домогосподарств та управління нею, підтвердив, що найкращими методами дослідження цієї проблеми є теорія систем і системного аналізу, а також методи економіко-математичного моделювання, зокрема, економетричний аналіз та теорія оптимального керування. Сучасні дослідники домогосподарств поєднують неокласичну теорію споживання та виробництва. Найважливішими внесками неокласичної теорії споживання у дослідженні економічної діяльності домогосподарства є ідея використання функції корисності домогосподарства та припущення щодо бажання домогосподарства максимізувати свою корисність. Теорія виробництва надає теоретичну основу для розуміння розподілу ресурсів, якими володіє домогосподарство для максимізації доходу.

На основі проведеного дослідження економічної діяльності домогосподарства виділено такі основні види цієї діяльності: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, розвиток людського капіталу, участь на ринку праці та у власному виробництві. Здійснюючи свою діяльність, домогосподарство стикається з обмеженнями у часі та ресурсах (монетарні,

фізичні, людські), а також юридичними, соціокультурними та релігійними обмеженнями.

2. Домогосподарську систему досліджено з точки зору мікроекономіки та макроекономіки. Система домогосподарств країни (на макроекономічному рівні) – це одна із важливих підсистем складної динамічної економічної системи країни, елементами якої є усі домогосподарства, розміщені на території цієї країни, які взаємодіють між собою як цілісний комплекс за допомогою рівноправних інформаційних та матеріальних зв'язків, визначених закономірностей, з умовною наближеністю до абсолютної адитивності елементів, та якій притаманні агреговані властивості всіх окремо взятих домогосподарств. Система домогосподарства (на мікроекономічному рівні) – це складна, динамічна, кібернетична, соціально-економічна, відкрита, стохастична система, яка активно взаємодіє з навколишнім середовищем; елементами якої є учасники цього домогосподарства, пов'язані між собою сімейними чи громадянськими відносинами, що проживають на спільній території, можуть володіти основними факторами виробництва (працею, капіталом, землею, підприємницьким хистом), комплексно взаємодіють за допомогою інформаційних та матеріальних зв'язків для життєзабезпечення свого існування, репродуктивного відтворення та досягнення інших цілей, з умовною наближеністю до абсолютної цілісності та проявами емерджентності.

3. Побудовано економетричні багатофакторні моделі коригування похибки показників економічної діяльності домогосподарств, за допомогою яких досліджено вплив структурних шоків екзогенних змінних на показники споживчих видатків домогосподарств, внутрішніх валових заощаджень та внутрішніх кредитів приватному сектору, а також спрогнозовано їхні можливі значення. У практичному аспекті ці моделі корисні при дослідженні впливу економічної політики на домогосподарський сектор економіки.

На основі аналізу показника споживчих видатків домогосподарств України виявлено, що найвагоміший вплив на його формування мають такі чинники, як індекс споживчих цін, валовий національний дохід та рівень споживання у

попередньому періоді. Дослідження агрегованих заощаджень виявило, що валовий національний дохід та споживчі видатки домогосподарств мають найбільший вплив на формування заощаджень домогосподарств. Емпіричні результати дослідження величини внутрішніх кредитів приватному сектору України полягають у тому, що на формування цього показника найвагоміше впливають значення валового національного доходу, індексу споживчих цін та зовнішнього боргу України.

4. З метою забезпечення ефективності моніторингу, прогнозування та виявлення впливу на динаміку показників системи економічної діяльності домогосподарств у роботі запропоновано авторегресійні моделі рухомого середнього (ARMA-моделі), які використано під час одновимірного аналізу динаміки показників економічної діяльності домогосподарств України. Проведене тестування моделей показало їхню достовірність, а точність прогнозів підтвердила їхню практичну цінність для здійснення короткострокових прогнозів динаміки показників споживчих видатків домогосподарств, внутрішніх валових заощаджень та внутрішніх кредитів приватному сектору.

5. В роботі здійснено системне дослідження динаміки показників економічної діяльності домогосподарств України за допомогою економетричних векторних моделей коригування похибки, на основі яких досліджено реакцію системи домогосподарств на шокові імпульси. Дослідження показали високу точність коротко- та середньострокових прогнозів, що свідчить про можливість їхнього практичного застосування для оцінювання стану основних показників економічної діяльності домогосподарств України.

6. Запропонована економетрична симультативна модель управління агрегованою економічною діяльністю домогосподарств у країнах-партнерах (на прикладі України, Росії та Польщі) дозволяє вивчати і прогнозувати поведінку домогосподарств та аналізувати методи впливу на неї змін міжнародної політики. За допомогою побудованої моделі можна прогнозувати величини споживчих видатків домогосподарств, індексів споживчих цін, інвестицій,

процентних ставок та інших важливих макроіндикаторів країн-партнерів у короткостроковому періоді. Запропонована модель допоможе краще дослідити вплив економічної політики урядів України, Російської Федерації та Польщі на сукупну поведінку домогосподарств цих країн. Результати дослідження можуть бути використані на державному рівні для оцінювання впливу економічних рішень на загальну макроекономічну ситуацію у країнах та на поведінку їхніх домогосподарств.

7. Для дослідження управління платоспроможністю позичальника – представника домогосподарства побудовано логіт-модель бінарного вибору, яка дозволяє прогнозувати ймовірність виникнення у позичальника – представника домогосподарства проблем з оплатою зобов'язань залежно від показників його фінансового стану та показників фінансового стану інших членів його домогосподарства, а також визначати суму кредиту та термін кредитування, які будуть допустимі для цього домогосподарства. Практичне застосування моделі може здійснюватись не лише у комерційних банках для оцінювання ймовірності виникнення у потенційного позичальника проблем з оплатою зобов'язань, а й у домогосподарстві, яке хоче взяти кредит на споживчі потреби або авто-кредит для оцінювання своїх можливостей.

Для дослідження управління якістю кредитних операцій домогосподарства побудовано економетричну модель мультиваріантного порядкового вибору, за допомогою якої проаналізовано процес класифікації якості кредиту домогосподарства та вплив показників кредитної операції і фінансового стану позичальника (валюта кредиту, термін кредиту, величина чистого доходу домогосподарства, суми кредиту, величини застави та робочого стажу на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит) на ймовірність належності якості кредиту цього домогосподарства до певної категорії. Побудована модель є корисною для прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства, а також для оцінювання ймовірності належності якості кредитів до кожної з категорій, визначених НБУ. За допомогою побудованої логіт-моделі мультиваріантного порядкового вибору

можна оцінювати кредитні ліміти, допустимі для домогосподарства, і здійснювати процес управління кредитними операціями з метою оптимізації резервного капіталу банківської установи.

8. Запропоновані у роботі оптимізаційні моделі дозволили описати весь спектр функцій економічної діяльності домогосподарства у неперервному часі: споживання, заощадження, залучення кредитних коштів, робота на ринку праці, виробництво у домогосподарстві та розвиток людського капіталу. Оптимізаційна модель економічної діяльності домогосподарства дозволяє аналізувати зміни оптимального управління економічною діяльністю домогосподарства під впливом різноманітних чинників. На практиці за допомогою оптимізаційної моделі можна досліджувати зміни функціонування домогосподарства як системи через зміну відсоткових ставок, заробітної плати, ринкових цін на товари та послуги. Результати досліджень будуть корисні для осіб, що приймають рішення щодо імплементації різних видів економічної політики держави, оскільки зможуть оцінити вплив своїх рішень на поведінку домогосподарств на мікроекономічному рівні.

Список використаних джерел

1. Постанова НБУ «Про затвердження Положення про порядок формування та використання резерву для відшкодування можливих втрат за кредитними операціями банків» від 6 липня 2000 року, № 279.

2. Постанова НБУ «Про затвердження Положення про порядок формування та використання банками України резервів для відшкодування можливих втрат за активними банківськими операціями» від 25 січня 2012 року, № 23.

3. Аналітична економія: макроекономіка і мікроекономіка : навч. посіб. для студ. ВНЗ. У 2 кн. / Панчишин С. М., Островерх П.І., Буняк В.Б. [та ін.] ; за ред. С. Панчишина і П. Островерха. – Київ : Знання, 2006. – 723 с.

4. Болотіна Є.В. Домогосподарство в умовах інституціоналізації перехідної економіки України / Є.В. Болотіна // Вісник Донбаської державної машинобудівної академії. – 2009. – № 2 (16). – С. 30–35.

5. Благун І.С. Аналіз і обґрунтування показників вимірювання нерівності в розподілі доходів / І.С. Благун, Л.І. Дмитришин // Актуальні проблеми економіки. – 2013. – № 4. – С. 192–201.

6. Благун І.С. Просторово-структурний аналіз доходів населення / І.С. Благун, Л.І. Дмитришин // Регіональна економіка. – 2013. – № 1. – С. 99–106.

7. Ватаманюк О. З. Заощадження в економіці України : макроекономічний аналіз : Монографія / О. З. Ватаманюк. – Львів : Видавничий центр ЛНУ ім. І. Франка, 2007. – 536 с.

8. Вовк В. М. Основи системного аналізу : навчальний посібник / В. М. Вовк, З. Б. Дрогомирецька. – Львів : ВЦ ЛНУ ім. І. Франка, 2002. – 248 с.

9. Гай О. М. Система моделей управління депозитним портфелем домогосподарства : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.03.02 “Економіко-математичне моделювання” / О. М. Гай ; Київський національний економічний університет. – Київ, 2005. – 21 с.

10. Гізело О. Інвестиції в людський капітал як умова соціального розвитку України / О. Гізело // Ринок праці та зайнятість населення. – 2015. – № 1. – С. 11–14.

11. Гладун О. М. Методологічні засади формування вибіркових сукупностей населення в системі державної статистики України : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня д-ра екон. наук : спец. 08.00.10 “Статистика” / О. М. Гладун ; Державна академія статистики, обліку та аудиту Держкомстату України. – Київ, 2008. – 39 с.

12. Грішнова О. Фіктивний людський капітал : сутність, характерні особливості, чинники формування / О. Грішнова, О. Брінцева // Демографія та соціальна економіка. – 2015. – № 1. – С. 90–101.

13. Дмитрук С. Оцінка впливу кризових явищ на процеси формування і збереження людського капіталу / С. Дмитрук // Україна : аспекти праці. – 2015. – № 2. – С. 47–51.

14. Добровольська О. Трансформація заощаджень в інвестиції в процесі реалізації депозитних послуг у кредитних спілках / О. Добровольська // Молодий вчений. – 2015. – № 2 (17). – С. 56–59.

15. Доходи та заощадження в перехідній економіці України : монографія / В. Бандера, В. Буняк, М. Савлук [та ін.] ; за ред. С. Панчишина, М. Савлука. – Львів : Видавничий центр ЛНУ ім. І. Франка, 2003. – 407 с.

16. Драган О. Заощадження домогосподарств як джерело інвестицій у національну економіку / О. Драган // Науковий вісник Херсонського державного університету. – 2015. – № 10 (2). – С. 132–135.

17. Єлейко В. Проблемні аспекти застосування IRB-підходу для регулювання кредитних ризиків у сучасних умовах / В. Єлейко, Б. Кишакевич // Вісник Львівської комерційної академії. Серія економічна. – 2009. – № 31. – С. 20–24.

18. Жук М. Аналіз динаміки величини внутрішніх валових заощаджень України / М. Жук, В. Здрок // Науковий вісник НЛТУ України. – 2014. – № 2 (24). – С. 245–253.

19. Жук М. Аналіз платоспроможності позичальника – представника домогосподарства за допомогою економетричних моделей бінарного вибору / М. Жук, В. Здрок // Регіональна економіка. – 2013. – № 3 – С. 114–122.

20. Жук М. Аналіз структури та функцій системи домогосподарств України на макроекономічному рівні / М. Жук, В. Здрок // Науковий вісник НЛТУ України. – 2014. – № 9 (24). – С. 237–243.

21. Жук М. Дослідження взаємодії домогосподарств та інших елементів національної економіки на макроекономічному рівні / М. Жук // Теорія і практика сучасної економіки : міжнародна наук.-прак. конф., 19 листопада 2014 р. : тези доп. – Черкаси. – 2014. – С. 74–77.

22. Жук М. Дослідження динаміки споживчих видатків домогосподарств України / М. Жук, В. Здрок // Моделювання регіональної економіки. – 2013. – № 1 (21). – С. 105–118.

23. Жук М. Дослідження управління економічною діяльністю домогосподарства / М. Жук // Стратегічні орієнтири розвитку економіки України : міжнародна наук. конф., 27 лютого 2013 р. : тези доп. – Львів. – 2013. – С. 87–88.

24. Жук М. Економетричне дослідження динаміки величини внутрішніх кредитів приватному сектору в Україні / М. Жук, В. Здрок // Моделювання регіональної економіки. – 2013. – № 2 (22). – С. 3–8.

25. Жук М. Економетричне дослідження діяльності домогосподарств в Україні / М. Жук, В. Здрок // Вісник Львівського університету. Серія економічна. – Львів. – 2012. – № 47. – С. 182–191.

26. Жук М. Задача вибору оптимального рівня споживання домогосподарством / М. Жук, В. Здрок // Моделювання економіки : проблеми, тенденції, досвід : міжнародна наук.-метод. конф., 2 – 3 жовтня 2014 р. : тези доп. – Львів. – 2014. – С. 18–21.

27. Жук М. Людський капітал та способи його розвитку у домогосподарстві / М. Жук // Ефективні соціально-економічні механізми розвитку в умовах кризового стану : зарубіжний та вітчизняний досвід :

міжнародна наук.-прак. конф., 27 – 28 травня 2015 р. : тези доп. – Миколаїв. – 2015. – С. 133–135.

28. Жук М. Макроеконометрична симультативна модель функціонування домогосподарств в Україні / М. Жук, В. Здрок // Формування ринкової економіки в Україні. – 2012. – № 27. – С. 116–120.

29. Жук М. Макроеконометрична симультативна модель функціонування домогосподарств в Україні / М. Жук, В. Здрок // Моделювання економіки : проблеми, тенденції, досвід : міжнародна наук.-прак. конф., 4–5 жовтня 2012 р. : тези доп. – Львів. – 2012. – С. 97–98.

30. Жук М. Математичне моделювання управління споживанням та заощадженням домогосподарства / М. Жук, В. Здрок // Формування ринкової економіки в Україні. – 2014. – № 32. – С. 83–88.

31. Жук М. Моделювання основних показників економічної діяльності домогосподарств України / М. Жук, В. Здрок // Бізнес-інформ. – 2014. – № 1. – С. 82–91.

32. Жук М. Прогнозування динаміки показників економічної діяльності домогосподарств України / М. Жук // Методологічні та управлінські аспекти соціально-економічної сфери : міжнародна наук.-прак. конф., 24–25 квітня 2014 р. : тези доп. – Вінниця. – 2014. – С. 56–58.

33. Жук М. Прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства за допомогою економетричних моделей мультиваріантного порядкового вибору / М. Жук, В. Здрок // Вісник Львівського університету. Серія економічна. – 2013. – № 49. – С. 165–173.

34. Жук М. Прогнозування категорії якості кредиту домогосподарства за допомогою економетричних моделей мультиваріантного порядкового вибору / М. Жук, В. Здрок // Моделювання економіки: проблеми, тенденції, досвід : міжнародна наук.-прак. конф., 24–26 жовтня 2013 р. : тези доп. – Тернопіль. – 2013. – С. 59–61.

35. Жук М. Сравнительный анализ динамики основных показателей экономической деятельности домохозяйств Российской Федерации и Украины /

М. Жук, В. Здрок // Экономика и предпринимательство. – 2014. – № 2 (43). – С. 29–40.

36. Жук М. Статична модель економічної діяльності аграрного домогосподарства / М. Жук // Актуальні проблеми економіки. – 2015. – № 2 (164). – С. 403–411.

37. Жук М. Структура економічної діяльності домогосподарств / М. Жук, В. Здрок // Вісник Львівського університету. Серія економічна. – 2014. – № 51. – С. 356–371.

38. Жук М. Структура та функції домогосподарства на мікроекономічному рівні / М. Жук, В. Здрок // Вісник Хмельницького національного університету. Економічні науки. – 2014. – № 6 (1). – С. 228–234.

39. Жулавський А. Домогосподарство в системі еколого-економічних відносин / А. Жулавський, О. Каленська // Вісник СумДУ. Серія Економіка. – 2009. – № 2. – С. 59–63.

40. Здрок В. Дослідження впливу економічної політики на агреговану поведінку домогосподарств у країнах-партнерах / В. Здрок, М. Жук // Економічний вісник Національного технічного університету України "Київський політехнічний інститут". – 2013. – № 10. – С. 87–93.

41. Здрок В. Дослідження впливу економічної політики на агреговану поведінку домогосподарств у країнах-партнерах / В. Здрок, М. Жук // Міжнародне науково-технічне співробітництво : принципи, механізми, ефективність : Всеукраїнська наук.-прак. конф., 14–15 березня 2013 р. : тези доп. – Київ, 2013. – С. 261–262.

42. Здрок В. В. Економетрія : підручник / В. В. Здрок, Т. Я. Лагоцький. – Київ : Знання, 2010. – 541 с.

43. Здрок В. В. Управління економічною діяльністю домогосподарств : теорія, моделювання практика : Монографія / В. В. Здрок, М. О. Жук. – Львів : Растр-7, 2015. – 392 с.

44. Зухба О. Домогосподарство як інститут:функціональний аспект дослідження / О. Зухба // Вісник Запорізького національного університету. Економічні науки. – 2013. – № 1. – С. 102–106.

45. Іванов Р. Класифікація потенційних позичальників на основі статистичних методів діагностики / Р. Іванов // Вісник Дніпропетровського університету. Серія економічна. – 2009. – № 3 (2). – С. 127–133.

46. Іванов С. Споживання домогосподарств в Україні / С. Іванов, С. Шиманова // Вісник Східноукраїнського національного університету імені Володимира Даля. – 2014. – № 8. – С. 36–40.

47. Карковська В. Залучення заощаджень в інвестиційний процес економіки України / В. Карковська // Актуальні проблеми економіки. – 2009. – № 3. – С. 156–162.

48. Кізима Т. Домогосподарство як елемент економічної системи : сутність, еволюція та функції в умовах ринку / Т. Кізима // Вісник ТНЕУ. – 2008. – № 3. – С. 22–36.

49. Кізима Т. Прагматика та перспективи трансформації заощаджень домогосподарств у інвестиції / Т. Кізима // Економіка, фінанси, право. – 2010. – № 10. – С. 22–26.

50. Кізима Т. О. Фінанси домогосподарств : Сучасна парадигма та домінанти розвитку : монографія / Т. О. Кізима. – Київ : Знання, 2010. – 431 с.

51. Ключник Л. Заощадження домашніх господарств як джерело інвестиційних ресурсів економіки України / Л. Ключник // Економічні науки. Серія «Облік і фінанси». – 2012. – № 9 (4). – С. 159–166.

52. Колота А. Людський капітал в умовах кризи : оцінка і пошук можливостей збереження / А. Колота, Е. Лібанова, Д. Мельничук // Вісник Київського національного університету ім. Тараса Шевченка. Серія : Економіка. – 2015. – № 5 (170). – С. 11–16.

53. Коцюрубенко Г. Витрати домогосподарства та їх класифікація / Г. Коцюрубенко // Збірник наукових праць Черкаського державного

технологічного університету. Серія: Економічні науки. – 2010. – № 26 (1). – С. 186–191.

54. Крамченко Р. Кредитування домогосподарств : теоретичні основи та сучасна практика / Р. Крамченко // Науковий вісник Буковинського державного фінансово-економічного університету. Економічні науки. – 2014. – № 27. – Р. 31–36.

55. Крупа В. Формування заощаджень домогосподарств та їх вплив на соціально-економічний розвиток країни / В. Крупа // Вісник ОНУ імені І. І. Мечникова. – 2013. – № 1 (1). – С. 178–182.

56. Кузик О. Аналіз поведінки домогосподарств у сучасних економічних теоріях / О. Кузик // Вісник Львівського університету. Серія економічна. – 2009. – № 41. – С. 308–315.

57. Леонов В. В. Мотивація фінансової поведінки населення України : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. соц. наук : спец. 22.00.04 “Спеціальні та галузеві соціології” / В. В. Леонов ; Інститут соціології Національної академії наук України. – Київ, 2008. – 19 с.

58. Литвак М. Л. Домогосподарство в умовах перехідної економіки інверсійного типу : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.01.01 “Економічна теорія” / М. Л. Литвак ; Київський національний університет ім. Тараса Шевченка. – Київ, 2005. – 16 с.

59. Майорова Т. В. Проблеми трансформації заощаджень в інвестиції на фінансовому ринку України / Т. В. Майорова, І. П. Петренко // Інвестиції: практика та досвід. – 2015. – № 6. – С. 11–17.

60. Марець О. Р. Домогосподарство в умовах ринкової трансформації економіки України : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.01.01 “Економічна теорія” / О. Р. Марець ; Львів. нац. ун-т ім. Івана Франка. – Львів, 2004. – 24 с.

61. Мельничук Д. Людський капітал, рівень та якість життя населення : взаємозв'язок пріоритетів / Д. Мельничук // Актуальні проблеми економіки. – 2014. – № 5. – С. 339–345.

62. Моделювання структури життєздатних соціально-економічних систем : монографія / Л.Н. Сергєєва, А.В. Бакурова, В.В. Воронцов, С.О. Зульфугарова; НДІ пробл. екон. динаміки НАН України, Класич. приват. ун-т. – Запоріжжя : КПУ, 2009. – 200 с.

63. Моделювання управління життєздатністю комерційного банку : монографія / Л.Н. Сергєєва, Т.М. Книшенко, О.В. Марковський, О.Г. Дяченко, Г.В. Заграй ; ред. : Л.Н. Сергєєва ; Класич. приват. ун-т. – Запоріжжя : КПУ, 2011. – 359 с.

64. Можайкіна Н. В. Домогосподарство як суб'єкт економіки, яка трансформується : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.00.01 "Економічна теорія та історія економічної думки" / Н. В. Можайкіна ; Харківський нац. ун-т ім. В. Н. Каразіна. – Харків, 2008. – 16 с.

65. Мостинець С. В. Домогосподарство як домінуючий інститут розвитку держави / С. В. Мостинець // Наукові записки Національного університету "Острозька академія". Сер. : Економіка. – 2011. – № 17. – С. 240–245.

66. Мудрак Р. П. Поведінка споживача як чинник продовольчої безпеки домогосподарства / Р. П. Мудрак // Економічний часопис-XXI. – 2014. – № 3-4(1). – С. 27–30.

67. Никифорова О.В. Влияние минимальной заработной платы на формирование средних трудовых доходов населения / О.В. Никифорова // Економіка. Фінанси. Право. – 2013. – № 10/1. – С. 23–26.

68. Никифорова О.В. Подходы к моделированию и прогнозированию циклических индикаторов развития СЭС / О.В. Никифорова, Г.С. Ястребова // Бизнес информ. – 2011. – №10. – С. 9–13.

69. Носова Є. Заощадження домогосподарств як джерело інвестиційних ресурсів в Україні / Є. Носова // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. – Серія : Економіка. – 2015. – № 2 (167). – С. 73–80.

70. Олієвська М. Джерела фінансування людського капіталу в Україні / М. Олієвська // Економічний часопис-XXI. – 2014. – № 7-8 (1). – С. 69–72.

71. Оліскевич М. О. Особливості економетричних моделей споживання в Україні в умовах нестабільності та структурних зрушень / М. О. Оліскевич // Бізнес Інформ. – 2014. – № 3. – С. 113–121.

72. Перепелиця Н. В. Людський капітал у трансформаційній економіці: зміст та основні напрямки формування : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.01.01 “Економічна теорія” / Н. В. Перепелиця ; Харк. нац. ун-т ім. В. Н. Каразіна. – Харків, 2005. – 20 с.

73. Потьомкіна О. Напрями дослідження розвитку людського капіталу у забезпеченні економічного зростання регіону / О. Потьомкіна // Економічний форум. – 2015. – № 2. – С. 132–137.

74. Присяжнюк А. Людський інноваційний фактор у соціально-економічному розвитку України : міжнародний вимір / А. Присяжнюк, Л. Федулова // Економічний часопис-XXI. – 5 – № 1-2 (1). – С. 15–19.

75. Рамський А. Ю. Інвестиційний потенціал домогосподарств : монографія / А. Ю. Рамський. – К. : КНУТД, 2014. – 352 с.

76. Рамський А. Ю. Інвестиційний потенціал заощаджень фізичних осіб та механізм його реалізації / А. Ю. Рамський // Актуальні проблеми економіки. – 2007. – № 5. – С. 173–179.

77. Рамський А. Ю. Сутність заощаджувальних процесів домогосподарств та їхній вплив на розширене відтворення ВВП / А. Ю. Рамський // Бізнес-інформ. – 2013. – № 3. – С. 21–29.

78. Саніна О. Р. Розвиток приватного сектора в економіці України (інституційний аналіз) : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.01.01 “Економічна теорія” / О. Р. Саніна ; Львів. нац. ун-т ім. Івана Франка. – Львів, 2006. – 22 с.

79. Сергєєва Л.Н. Моделювання впливу ставки податку на доходи домогосподарств та активність фондового ринку / Л.Н. Сергєєва, О.А. Ковтун // Культура народів Причорномор’я. – 2013. – № 247. – С. 87–92.

80. Сергєєва Л.Н. Обґрунтування структури доходів домогосподарства на засадах теорії життєздатності економічних систем / Л.Н. Сергєєва, О.А.

Ковтун // Вісник Запорізького національного університету : Економічні науки. – 2015. – № 2 (16). – С. 109–115.

81. Скібіцький О. Розгляд окремих теоретичних питань управління людським потенціалом / О. Скібіцький // Економічний аналіз. – 2015. – № 18 (1). – С. 71–79.

82. Станкевич Ю. Ю. Домогосподарство в ринковій економічній системі та його відображення у світовій економічній думці : автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. екон. наук : спец. 08.00.01 “Економічна теорія та історія економічної думки” / Ю. Ю. Станкевич ; Київ. нац. екон. ун-т ім. Вадима Гетьмана. – Київ, 2010. – 21 с.

83. Станкевич Ю. Ю. Особливості формування людського капіталу в межах домашнього господарства / Ю. Ю. Станкевич // Науково-дослідна робота молодих учених : стан, проблеми, перспективи : І Всеукраїнська науково-практична інтернет-конференція, 3–5 квітня 2012 р. – Херсон, 2012. – С. 136–139.

84. Степанова А. Заощадження домогосподарств як важливий інвестиційний ресурс країни / А. Степанова, Є. Удод // Вісник Київського національного університету імені Тараса Шевченка. – Серія: Економіка. – 2012. – № 136. – С. 45–49.

85. Тітаренко Г. Формування інноваційної моделі розвитку економіки як передумови виникнення людського капіталу / Г. Тітаренко // Актуальні проблеми економіки. – 2014. – № 2. – С. 20–25.

86. Тумакова О. О. Соціально-економічна природа домогосподарств та їхня роль у господарській системі перехідного типу : автореф. дис. на здобуття наук. ступення канд. екон. наук : спец. 08.01.01 “Економічна теорія” / О. О. Тумакова ; Харк. нац. ун-т ім. В.Н.Каразіна. – Харків, 2006. – 19 с.

87. Турило А. Основи формування стратегії управління людським капіталом працівника підприємства / А. Турило, Р. Короленко // Економічний форум. – 2014. – № 3. – С. 208–214.

88. Ціщик Р. Аналіз динаміки та структури заощаджень населення України / Р. Ціщик // Економічний аналіз. – 2015. – № 20 (1). – С. 71–75.

89. Чаянов А. В. Краткий курс кооперации / А. В. Чаянов ; [репр. воспр. 4-го изд. 1925 г.]. – Москва : Кн. палата, 1989. – 80 с.

90. Черевиков Є. Л. Сучасна практика моделювання функції приватного споживання / Є. Л. Черевиков // Економіка і прогнозування. – 2009. – № 2. – С. 110–118.

91. Шовгун Н. Аналіз кредитоспроможності позичальника за допомогою методів з нечіткою логікою / Н. Шовгун // Вісник НТУУ «КПІ». Інформатика, управління та обчислювальна техніка. – 2011.– № 54. – С. 224–228.

92. Юрій С. Фінанси домогосподарств: теоретичні підходи до трактування сутності / С. Юрій, Т. Кізима // Фінанси України. – 2008. – № 8. – С. 3–11.

93. Antonini G. Subagging for Credit Scoring Models / G. Antonini, G. Paleologo, A. Elisseeff // European Journal of Operational Research. – 2010. – № 201 (2). – P. 490–499.

94. Athukorala P. Determinants of household saving in Taiwan: growth, demography and public policy / P. Athukorala, P. Tsai // The Journal of Development Studies. – 2003. – № 39 (5). – P. 65–88.

95. Barnum H. An Econometric Application of the Theory of the Farm-Household / H. Barnum, L. Squire // Journal of Development Economics. – 1979. – № 6. – P. 79–102.

96. Beck T. Who gets the credit? And does it matter? Household vs. firm lending across countries / T. Beck, B. Büyükkarabacak, F. Rioja, N. Valev // The BE Journal of Macroeconomics. – 2012. – № 12 (1). – P. 1935–1690.

97. Becker G. S. A Treatise on the Family : Enlarged Edition. / G. S. Becker. – Cambridge, Massachusetts : Harvard University Press, 2009. – 304 p.

98. Becker G. S. Human Capital : A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education / G. S. Becker. – Chicago : University of Chicago Press, 2009. – 412 p.

99. Blanchard O. J. Lectures on Macroeconomics / O. J. Blanchard, S. Fischer. – Cambridge : MIT Press, 1989. – 650 p.

100. Boone L. Stock market fluctuations and consumption behavior : some recent evidence / L. Boone, C. Giorno, P. Richardson. – OECD Economic Department Working Paper, № 208. – Paris, 1998. – 27 p.

101. Bowles S. The Revenge of Homo Economicus : Contested Exchange and the Revival of Political Economy / S. Bowles, H. Gintis // Journal of Economic Perspectives. – 1993. – № 7. – P. 83–102.

102. Box G. Time Series Analysis : Forecasting and Control, 5th Edition / G. Box, G. Jenkins, G. Reinsel, G. Ljung – Hoboken : Wiley, 2015. – 712 p.

103. Branch E. Short Run Income Elasticity of Demand for Residential Electricity Using Consumer Expenditure Survey Data / E. Branch // Energy Journal. – 1993. – № 14 (4). – P. 111–121.

104. Brooks C. Introductory Econometrics for Finance, third edition / C. Brooks. – New York : Cambridge University Press, 2014. – 740 p.

105. Brown R. Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships Over Time / R. Brown, J. Durbin, J. Evans // Journal of the Royal Statistical Society. – 1975. – № 37 (2). – P. 149–192.

106. Bryant W. K. The economic organization of the household / W. K. Bryant, C. D. Zick. – New York : Cambridge University Press, 2006. – 336 p.

107. Charpe M. Workers' debt, default and the diversity of financial fragilities / M. Charpe, P. Flaschel // Structural Change and Economic Dynamics. – 2013. – № 27. – P. 48–65.

108. Chen M. A. Household economic portfolios / M. A. Chen, E. Dunn. – Assessing the Impact of Micro-Finance Services (AIMS) Working Paper, USAID. – Washington, 1996. – 54 p.

109. Chiappori P. Collective Labor Supply and Welfare / P. Chiappori // Journal of Political Economy. – 1992. – № 100 (3). – P. 437–467.

110. Chiappori P. The Micro-economics of Efficient Group Behavior : Identification / P. Chiappori, I. Ekeland // Econometrica. – 2010. – № 77. – P. 763–794.

111. Chrystal A. A dynamic model of money, credit, and consumption : a joint model for the UK household sector / A. Chrystal, P. Mizen // Journal of Money, Credit and Banking. – 2005. – № 37 (1). – P. 119–143.

112. Cochrane W. W. The economics of consumption : economics of decision making in the household / W. W. Cochrane, C. S. Bell. – New York : McGraw-Hill, 1956. – 481 p.

113. Cohn R. Determinants of household saving in the G-7 countries : recent evidence / R. Cohn, B. Kolluri // Applied Economics. – 2003. – № 35 (10). – P. 1199–1208.

114. Davidson J. Econometric modelling of the aggregate time-series relationship between consumers' expenditure and income in the United Kingdom / J. Davidson, D. Hendry, F. Srba, S. Yeo // Economic Journal. – 1978. – № 88 (352). – P. 661–692.

115. De Gregorio J. Borrowing constraints, human capital accumulation, and growth / J. De Gregorio // Journal of Monetary Economics. – 1996. – № 37 (1). – P. 49–71.

116. Dhakal D. Consumption Pattern : Open Economy Setting / D. Dhakal, K. Kulkarni, K. Upadhyaya // SCMS Journal of Indian Management. – 2009. – № 6 (2). – P. 5–11.

117. Dickey D. Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root / D. Dickey, W. Fuller // Journal of the American Statistical Association. – 1979. – № 74. – P. 427–431.

118. Donni O. A Simple Approach to Investigate Intra-household Allocation of Private and Public Goods / O. Donni // Review of Economics and Statistics. – 2009. – № 91. – P. 617–628.

119. Duesenberry J. S. Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior / J. S. Duesenberry. – Cambridge : Harvard University Press, 1952. – 128 p.

120. Durand D. Risk Elements in Consumer Installment Financing / D. Durand. – New York : National Bureau of Economic Research, 1941. – 128 p.

121. Engle R. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing / R. Engle, C. Granger // Econometrica. – 1987. – № 55 (2). – P. 251–276.

122. Fisher R. The use of Multiple Measurements in Taxonomic Problems / R. Fisher // Annals of Eugenics. – 1936. – № 7 (2). – P. 179–188.

123. Friedman M. A Theory of the Consumption Function / M. Friedman. – Princeton : Princeton University Press, 1957. – 240 p.

124. Fry M. Saving, Investment, Growth, and the Cost of Financial Repression / M. Fry // World Development. – 1980. – № 8 (4). – P. – 317–327.

125. Galor O. Income distribution and macroeconomics / O. Galor // The review of economic studies. – 1993. – № 60 (1). – P. – 35–52.

126. Gardner H. What we know about human creativity / H. Gardner // Think On. – 2004. – № 4. – P. 10–15.

127. Giovannini A. Saving and the real interest rate in LDCs / A. Giovannini // Journal of Development Economics. – 1985. – № 18 (2). – P. 197–217.

128. Godfrey L. G. Misspecification tests in econometrics : the Lagrange multiplier principle and other approaches / L. G. Godfrey. – New York : Cambridge University Press, 2005. – 268 p.

129. Goh K. Modeling New Zealand Consumption Expenditure Over the 1990s / K. Goh, R. Downing. – New Zealand Treasury Working Paper, № 02/19. – Wellington, 2002. – 28 p.

130. Greene W. H. Econometric Analysis, 7th Edition / W. H. Greene. – New Jersey : Prentice Hall, 2011. – 1232 p.

131. Guiso L. Household Portfolios / Guiso L., Haliassos M., Jappelli T. – Cambridge, Massachusetts : The MIT Press, 2002. – 496 p.

132. Gupta K. Aggregate Savings, Financial Intermediation, and Interest Rate / K. Gupta // Review of Economics and Statistics. – 1987. – № 69 (2). – P. 303–311.

133. Haddad L. Intrahousehold Resource Allocation in Developing Countries : Methods, Models and Policy / L. Haddad, J. Hoddinott, H. Alderman. – Baltimore : John Hopkins University Press, 1997. – 358 p.

134. Harvey A. Estimating Regression Models with Multiplicative Heteroscedasticity / A. Harvey // Econometrica. – 1976. – № 44. – P. 461–465.

135. Hoyt E. A new approach to standards of living / E. Hoyt // Journal of Home Economics. –1959. – № 51. – P. 83–86.

136. Hsiao C. Statistical Properties of the Two Stage Least Squares Estimator under Cointegration / C. Hsiao // Review of Economic Studies. – 1997. – № 64. – P. 385–398.

137. Jacobsen D. What influences the growth of household debt? / D. Jacobsen, B. Naug // Norges Bank. Economic Bulletin. – 2004. – № 75 (3). – P. 103–111.

138. Jarque C. Efficient test for normality, homoscedasticity and serial independence of residuals / C. Jarque, A. Bera // Economic Letters. – 1980. – № 6 (3). – P. 255–259.

139. Johansen S. Statistical Analysis of Cointegrating Vectors / S. Johansen // Journal of Economic Dynamics and Control. – 1988. – № 12. – 231–254.

140. Johnston J. Econometric Methods, 4th Edition / J. Johnston, E. DiNardo. – New York : McGraw-Hill, 2007. – 531 p.

141. Jongwanich J. The determinants of household and private savings in Thailand / J. Jongwanich // Applied Economics. – 2010. – № 42 (8). – P. 965–976.

142. Keynes J. M. The General Theory of Employment, Interest and Money / J. M. Keynes. – London : Macmillan, 1936. – 403 p.

143. Kim H. Household indebtedness in Korea : Its causes and sustainability / H. Kim, D. Lee, J. Son, M. Son // Japan and the World Economy. – 2014. – № 29. – P. 59–76.

144. Kolasa A. Determinants of Saving in Poland : Are They Different from Those in Other OECD Countries? / A. Kolasa, B. Liberda // Eastern European Economics. – 2015. – № 53 (2). – P. 124–148.

145. Kuznets S. S. National Product Since 1869 / S. S. Kuznets. – New York : Arno Press, 1975. – 239 p.

146. Kyrk H. Economic problems of the family / H. Kyrk. – New York : Harper & Brothers, 1933. – 500 p.

147. Liberati C. Advances in Credit Scoring : combining performance and interpretation in Kernel Discriminant Analysis / C. Liberati, F. Camillo, G. Saporta // Advances in Data Analysis and Classification. – 2014. – № 9 (4). – P. 1–18.

148. Lindqvist A. A note on determinants of household saving behavior / A. Lindqvist // Journal of Economic Psychology. – 1981. – № 1 (1). – P. 39–57.

149. Loewenstein G. Anomalies : Intertemporal choice / G. Loewenstein, R. Thaler // Journal of Economic Perspectives. – 1989. – № 3. – P. 181–193.

150. Love D. Optimal rules of thumb for consumption and portfolio choice / D. Love // The Economic Journal. – 2013. – № 123. – P. 932–961.

151. Lucas R. Econometric Policy Evaluation : A Critique / R. Lucas // Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy. – 1976. – № 1. – P. 19–46.

152. Lundberg S. Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market / S. Lundberg, R. Pollak // Journal of Political Economy. – 1993. – № 101 (6). – P. 988–1010.

153. Malthus T. R. An Essay on the Principle of Population / T. R. Malthus. – London : St Paul`s Church Yard, 1798. – 126 p.

154. McElroy M. Nash-Bargained Household Decisions : Toward a Generalization of the Theory of Demand / M. McElroy, M. Horney // International Economic Review. – 1981. – № 22. – P. 333–350.

155. McNees S. Forecasting Accuracy of Alternative Techniques : A Comparison of US Macroeconomic Forecasts / S. McNees // Journal of Business and Economic Statistics. – 1986. – № 4 (1). – P. 5–15.

156. Meng X. The determinants of Australian household debt : A macro level study / X. Meng, N. Hoang, M. Siriwardana // Journal of Asian Economics. – 2013. – № 29. – P. 80–90.

157. Meniago C. What causes household debt to increase in South Africa? / C. Meniago, J. Mukuddem-Petersen, M. Petersen, I. Mongale // Economic Modelling. – 2013. – № 33. – P. 482–492.

158. Merton R. Optimum consumption and portfolio rules in a continuous-time model / R. Merton // Journal of Economic Theory. – 1971. – № 3 (4). – P. 373–413.

159. Modigliani F. The life-cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital / F. Modigliani // Social Research. – 1966. – № 33. – P. 160–217.

160. Narayan P. Savings behaviour in Fiji : an empirical assessment using the ARDL approach to cointegration / P. Narayan, S. Narayan // International journal of social economics. – 2006. – № 33 (7). – P. 468–480.

161. Psillaki M. Evaluation of Credit Risk Based on Firm Performance / M. Psillaki, I. Tsolas, D. Margaritis // European Journal of Operational Research. – 2010. – № 201 (3). – P. 873–881.

162. Ramsey F. A Mathematical Theory of Saving / F. Ramsey // Economic Journal. – 1928. – № 152. – P. 543–559.

163. Roberts S. D. Socioeconomic, Cultural and Technological Determinants of Contemporary American Consumption Patterns / S. D. Roberts, R. P. Dant // Marketing: A Return to the Broader Dimensions : 1988 AMA Winter educators' conference, February 1988. – Chicago, 1988. – P. 321–322.

164. Romer David. Advanced macroeconomics, 4th edition / D. Romer. – New York : McGraw-Hill, 2011. – 736 p.

165. Ruxanda G. Household money demand in Romania. Evidence from cointegrated VAR / G. Ruxanda, A. Muraru // Technological and Economic Development of Economy. – 2011. – № 17 (2). – P. 382–396.

166. Sassi S. The effect of enterprise and household credit on economic growth : New evidence from European union countries / S. Sassi, A. Gasmi // Journal of Macroeconomics. – 2014. – № 39. – P. 226–231.

167. Schmidt-Hebbel K. Household saving in developing countries : first cross-country evidence / K. Schmidt-Hebbel, S. Webb, G. Corsetti // The World Bank Economic Review. – 1992. – № 6 (3). – P. 529–547.

168. Schultz T. W. The Economic Value of Education / T. W. Shultz. – New York : Columbia University Press, 1963. – 92 p.

169. Singh B. Modelling real private consumption expenditure : an empirical study on Fiji / B. Singh. – Reserve Bank of Fiji Working Paper, № 2004/05. – Suva, 2004. – 32 p.

170. Singh I. Agricultural Household Models. Extensions, Applications, and Policy / Singh I., Squire L., Strauss J. – Baltimore, London : The Johns Hopkins University Press, 1986. – 354 p.

171. Taylor E. Agricultural Household Models : Genesis, Evolution and Extensions / E. Taylor, I. Adelman // Review of Economics of the Household. – 2003. – № 1 (1). – P. 33–58.

172. The Economics of Household Consumption / F. Magrabi, Y. Chung, S. Cha, S. Yang. – New York : Greenwood Publishing Group, 1991. – 278 p.

173. Tsai C. Modeling credit scoring using neural network ensembles / C. Tsai, C. Hung // Kybernetes. – 2014. – № 43 (7). – P. 1114–1123.

174. Vokorokosová R. Credit to households. What impacts the growth in Slovakia? / R. Vokorokosová, F. Peller // Journal of Economics. – 2013. – № 61 (3). – P. 223–234.

175. von Neumann J. Theory of Games and Economic Behavior / J. von Neumann, O. Morgenstern. – Princeton : Princeton University Press, 2007. – 776 p.

176. Wälde Klaus. Applied Intertemporal Optimization / K. Wälde. – Mainz : Mainz University Gutenberg Press, 2011. – 332 p.

177. Wärneryd K. E. The psychology of saving. A study of economic psychology / K. E. Wärneryd. – Cheltenham : Edward Elgar Publishing, 1999. – 389 p.

178. White H. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heteroskedasticity / H. White // Econometrica. – 1980. – № 48. – P. 817–838.

179. Wiginton J. A Note on the Comparison of Logit and Discriminant Models of Consumer Credit Behavior / J. Wiginton // Journal of Financial and Quantitative Analysis. – 1980. – № 15. – P. 757–768.

180. Yotopoulos P. Microeconomic Output Supply and Factor Demand Functions in the Agriculture of the Province of Taiwan / P. Yotopoulos, L. Lau, W. Lin // American Journal of Agricultural Economics. – 1976. – № 58. – P. 333–340.

181. Zhuk M. Econometric research of household consumption expenditures in countries of Central and Eastern Europe / M. Zhuk, V. Zdrok // Economics and Entrepreneurship. – 2014. – № 4 (45-2). – P. 85–90.

182. Zhuk M. Econometric research of interdependence of major macroeconomic indicators of the Republic of Poland and indicators of the country`s households / M. Zhuk // Studenckie Prace Prawnicze, Administratywistyczne i Ekonomiczne. – 2012. – № 12. – P. 13–23.

183. Zhuk M. Comparative analysis and forecast of dynamics of main macroeconomic indicators of households' economic activities of Poland and Ukraine / M. Zhuk // Studenckie Prace Prawnicze, Administratywistyczne i Ekonomiczne. – 2014. – № 15. – P. 15–28.

184. Zhuk M. Comparison analysis of binary choice models in evaluating borrower`s reliability / M. Zhuk // Актуальні проблеми функціонування господарської системи України : міжнар. наук. конф., 17 –18 травня 2013 р. : тези доп. – Львів, 2013. – С. 81–82.

185. Zhuk M. Macroeconomic determinants of household savings in Ukraine / M. Zhuk // Economics and Sociology. – 2015. – № 8 (3). – P. 41–54.

186. Zhuk M. The influence of macroeconomic indicators on consumer`s decisions / M. Zhuk // Studenckie Prace Prawnicze, Administratywistyczne i Ekonomiczne. – 2011. – № 11. – P. 111–125.

187. Інструкція Державного комітету статистики України «Щодо заповнення форми державного статистичного спостереження № 1-послуги «Звіт про обсяги реалізованих послуг» (місячна)» від 20.07.2007 № 228 [Електронний ресурс] . – Режим доступу : http://zakon3.rada.gov.ua/laws/show/z0895-07.

188. Наказ Державного комітету статистики України «Про затвердження Класифікації індивідуального споживання за цілями (КІСЦ)» від 29.12.2007 № 480 [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.uazakon.com/ documents/date_bu/pg_gwcxxo/index.htm.

189. Офіційний сайт Національного банку України [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.bank.gov.ua/.

190. Центральный банк Российской Федерации [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.cbr.ru/.

191. Narodowy Bank Polski [Electronic Resource]. – Mode of access : http://www.nbp.pl/.

192. The World Bank [Electronic Resource]. – Mode of access : http://www.worldbank.org/.

193. Trading Economics [Electronic Resource]. – Mode of access : http://www.tradingeconomics.com/.

Додаток А.1

Код програми оптимального управління рівнем споживання домогосподарства

```
Get["VariationalMethods`"];
J[u_]=Integrate[Log[u[t]]Exp[−st],t];
ℋ=D[J[u],t]+y[t](w[t]+rx[t]−u[t]);
ustar1 = First@ First@Solve [VariationalMethods `VariationalD [ℋ, u[t], t] == 0 / .
DSolve [{y[t0] == y0,−VariationalMethods`VariationalD[ℋ,x[t],t]==y′[t]},
y[t],t],u[t]]; xstar [loc0:{t0_,x0_}, locτ:{τ_, xτ_}, r_, s_, y0_, t_] = x[t] / .
First@ First@
DSolve [{x[t0] == x0, x′[t] == (−u[t] + w + rx[t]) / . {ustar1, w[t]→w0}}, x[t], t];
y0starRule = First@First@Solve [xτ == xstar[{t0, x0},{τ, xτ}, r ,s, y0, τ], y0];
TraditionalForm[ustar[loc0:{t0_, x0_}, locτ:{τ_, xτ_}, w0_, δ_, r_, s_, t_] =
Simplify[u[t]/.(ustar1/.y0starRule)]];
TraditionalForm[xstar[loc0:{t0_, x0_}, locτ:{τ_, xτ_}, w0_, δ_, r_,s_,t_] =
Simplify@xstax[{t0, x0}, { τ, xτ}, r, s, y0 / . y0starRule, t]];
Manipulate[If[loc0[[1]] == locτ[[1]], locτ = locτ+.1];
Grid[{{Plot[xstar[loc0, locτ, w0, δ, r, s, t],{t, 0, 12}, Frame→True,
FrameLabel → {"Час", "Активи"}, AspectRatio→1,
PlotRange → {{0, 12}, {−10000, 50000}}, ImagePadding → {{62, 5}, {65, 5}}],
Plot[{ustar[loc0, locτ, w0, δ, r, s, t], w0}, {t, 0, 12},
Filling → {2 → {{1},{Lighter[Red, 0.5], Lighter[Green, 0.5]}}},Frame → True,
Axes → False, FrameLabel → {"Час", "Споживання"}, AspectRatio → 1,
PlotRange → All, ImagePadding → {{52, 5}, {55, 5}}]}}, Dividers → All],
{{r, 0.4, "Відсоткова ставка"}, 0.1, 0.9, Appearance → "Labeled"},
{{s, 0.4, "Ставка часових переваг"}, 0.1, 0.9, Appearance → "Labeled"},
{{w0, 1000, "Заробітна плата"}, 500, 5000, Appearance → "Labeled"},
{{loc0, {0,5000}}, Locator}, {{locτ, {12, 2000}}, Locator}, SaveDefinitions →True,
Initialization :→ {Get["VariationalMethods`"];}, AutorunSequencing → {1, 2}]
```

Додаток А.2

Результати модельних експериментів

У першій серії модельних експериментів значення активів домогосподарства на початку періоду досліджень та в кінці становить 0 у. о. Заробітна плата усіх учасників домогосподарства становить 1000 у. о. У першому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,6, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, тобто $r > \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.1.

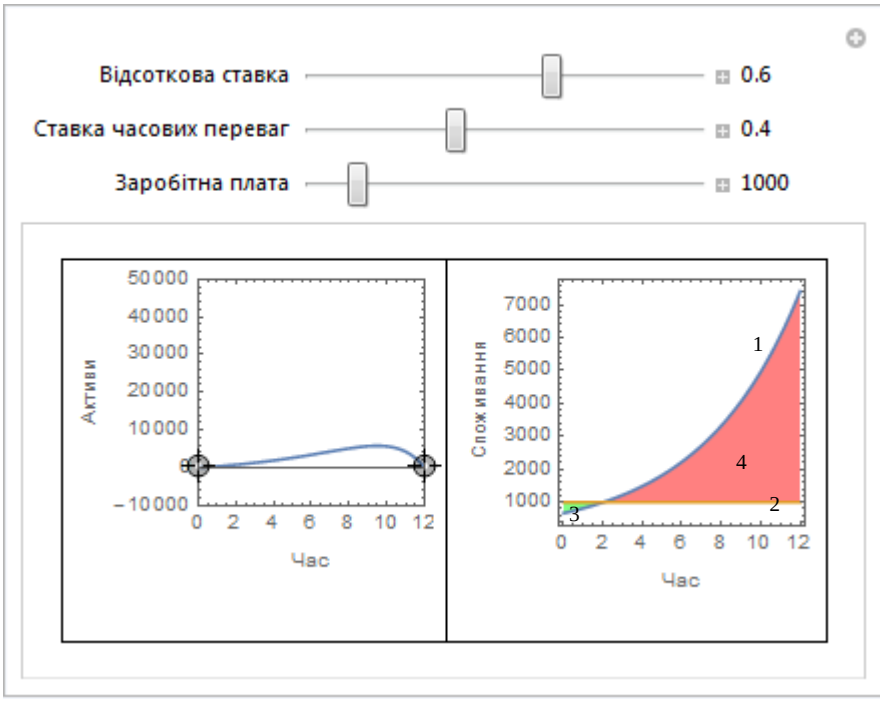


Рис. А.1. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у першій серії модельних експериментів при $r > \rho$

Джерело: побудовано автором

Вікно програмної реалізації модельних експериментів можна розділити на три частини. Верхня частина містить вхідні дані задачі: значення відсоткової ставки r, ставки часових переваг ρ та заробітної плати w. Нижня ліва частина містить графік траєкторії активів домогосподарства, а нижня права частина – графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства, зображений лінією 1, графік заробітної плати, зображений горизонтальною лінією 2,

площину 3, яка відповідає величині заощаджених коштів та площину 4, яка відповідає величині витрачених активів для споживання.

Під час цього сценарію активи домогосподарства зростають від 0 у. о. на початку експерименту до 6000 у. о. у десятому періоді, після чого знову знижуються до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства експоненційно зростає. Крім цього, до кінця другого місяця домогосподарство заощаджує активи, після чого починає витрачати їх.

У другому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,2, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r < \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.2.

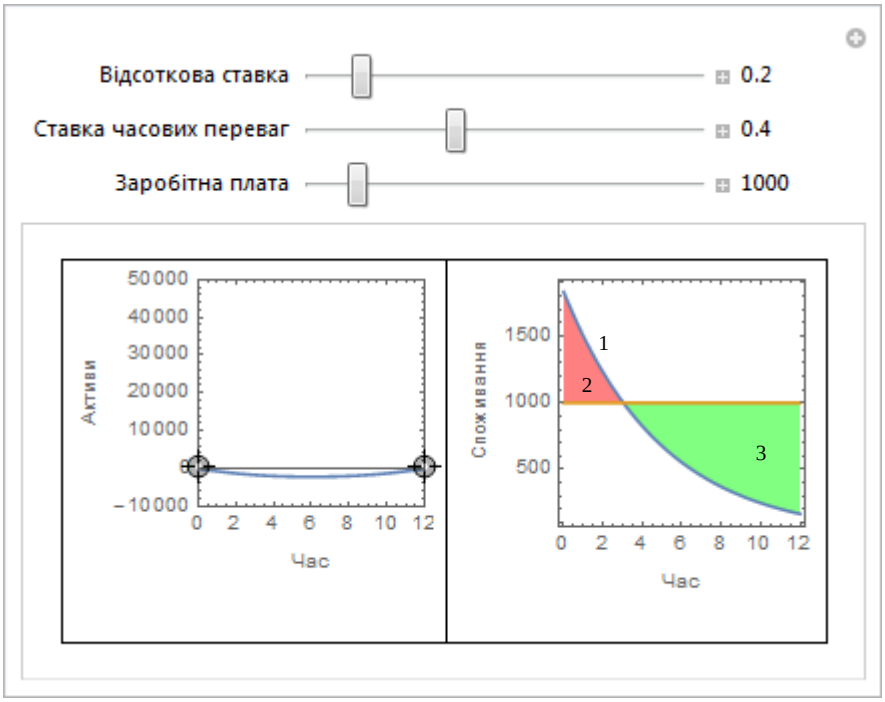


Рис. А.2. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у першій серії модельних експериментів при $r < \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку активи домогосподарства знижуються і досягають мінімуму у кінці шостого місяця, після чого зростають до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства експоненційно спадає (лінія 1). Приблизно до кінця третього

місяця домогосподарство витрачає активи (площина 2), після чого починає заощаджувати (площина 3).

В останньому модельному експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,4, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r = \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.3.

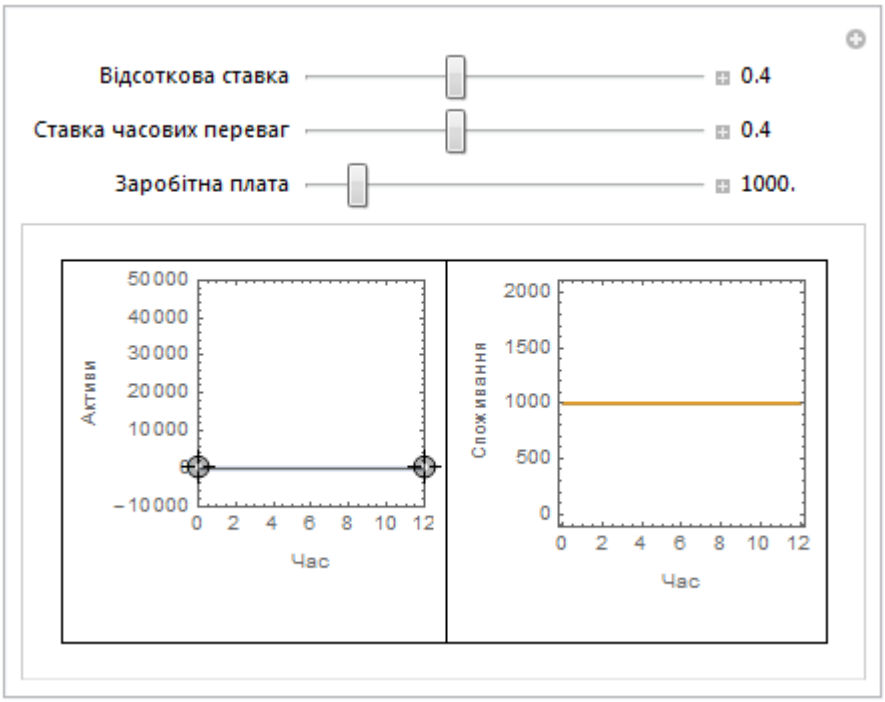


Рис. А.3. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у першій серії модельних експериментів при $r = \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку активи домогосподарства протягом усього часу становлять 0 у. о. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства стабільний і становить 1000 у. о., тобто вся заробітна плата витрачається на споживання, активи домогосподарством не витрачаються і жодних заощаджень не здійснюється.

Друга серія модельних експериментів полягає у тому, що, згідно з загальним сценарієм для трьох експериментів цієї серії, значення активів домогосподарства на початку періоду досліджень становить 5000 у. о., а в кінці становить 0 у. о., тобто протягом року домогосподарство має можливість

витратити усі заощадження. Заробітна плата усіх учасників домогосподарства становить 1000 у. о.

У першому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,65, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, тобто $r > \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.4.

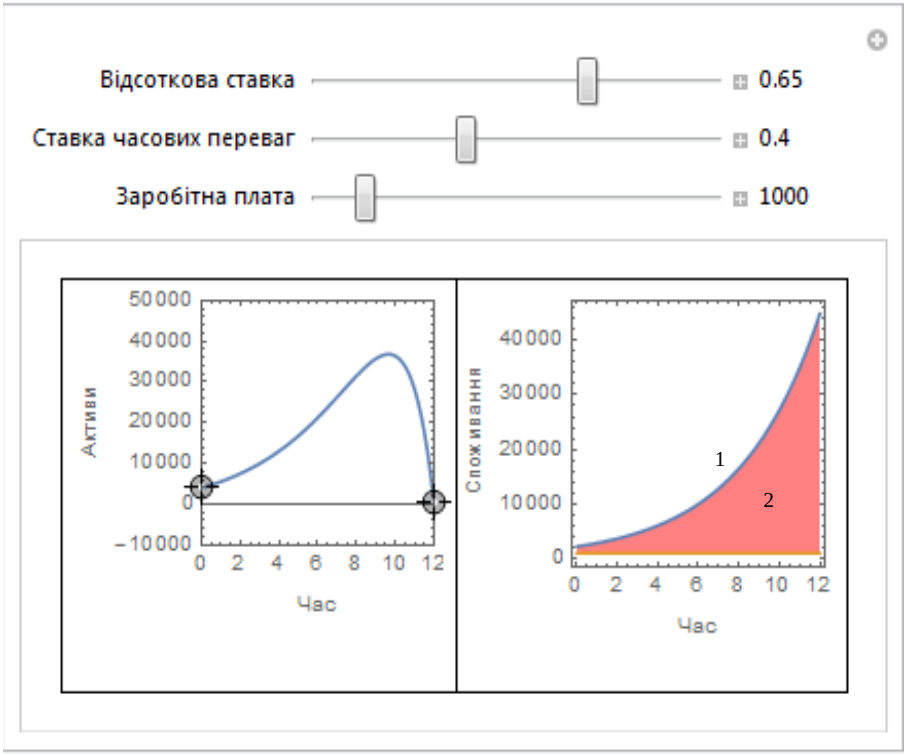


Рис. А.4. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у другій серії модельних експериментів при $r > \rho$

Джерело: побудовано автором

Під час цього сценарію активи домогосподарства зростають з 5000 у. о. на початку експерименту до 36000 у. о. у кінці десятого місяця, після чого домогосподарство активно витрачає заощадження до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно зростає. Протягом усіх дванадцяти місяців експерименту, завдяки високій відсотковій ставці, домогосподарство витрачає активи, що відповідає площині 2.

У другому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,1, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4,

відповідно $r < \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.5.

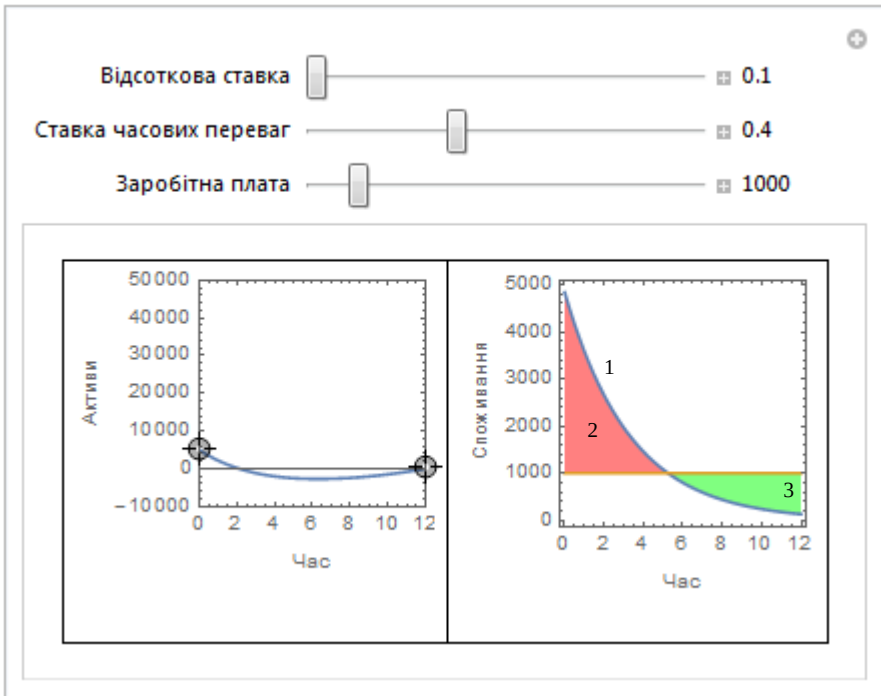


Рис. А.5. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у другій серії модельних експериментів при $r < \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку домогосподарство витрачає свої активи для споживання аж до шостого місяця. Активи домогосподарства досягають значення 0 у. о. у кінці другого місяця, знижуються і досягають мінімуму у шостому місяці, після чого зростають до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно спадає. Крім цього, використання активів з метою споживання триває до шостого місяця (площина 2), після чого домогосподарство починає заощаджувати і накопичувати активи (площина 3).

В останньому модельному експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,4, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r = \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.6.

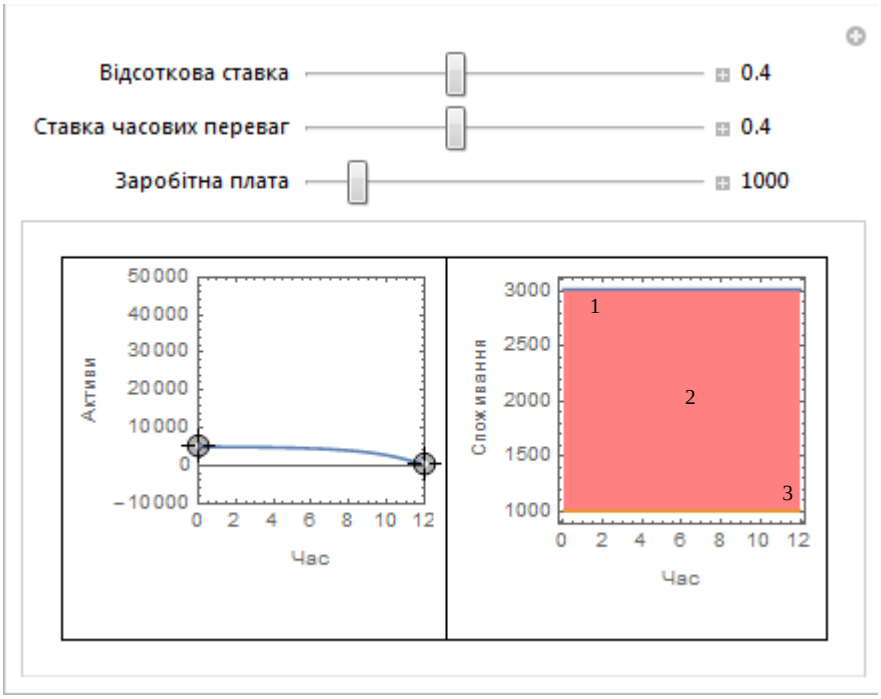


Рис. А.6. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у другій серії модельних експериментів при $r = \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку домогосподарство витрачає наявні активи протягом усього часу (з 5000 у. о. на початку експерименту і до 0 у. о. в кінці експерименту). Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) стабільний і становить 3000 у. о., тобто вся заробітна плата (лінія 3) та активи домогосподарства витрачаються ним на споживання, що відображено площиною 2 на рис. А.6.

У третій серії модельних експериментів значення активів домогосподарства на початку періоду досліджень становить –1000 у. о., тобто домогосподарство розпочинає рік з боргом 1000 у. о. Натомість у кінці експериментального періоду домогосподарство має завершити рік без боргу з активами 0 у. о. Заробітна плата усіх учасників домогосподарства становить при цьому 1000 у. о.

У першому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,6, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, тобто $r > \rho$. Результати цього сценарію модельного експерименту зображено на рис. А.7.

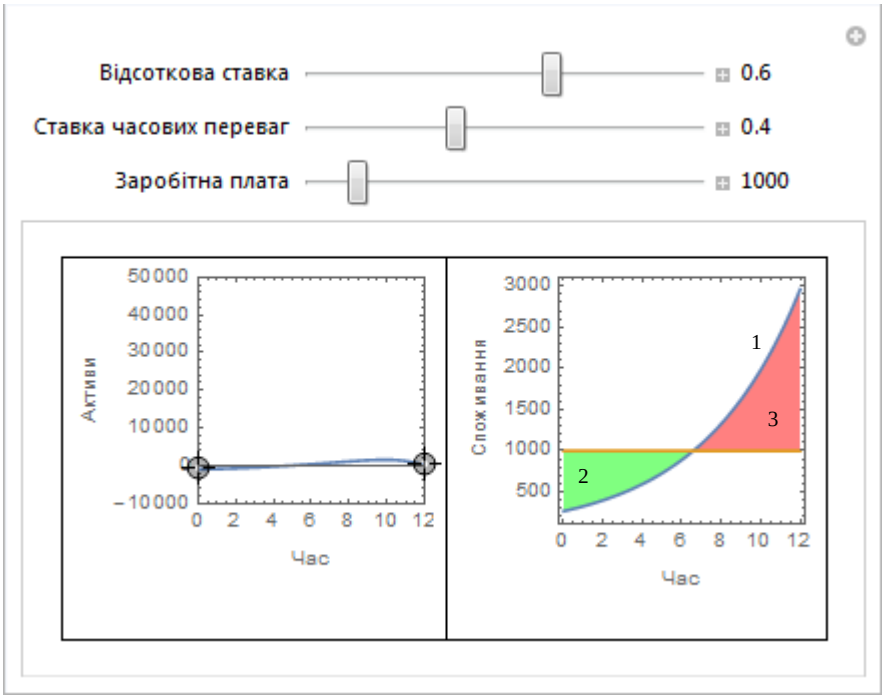


Рис. А.7. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у третій серії модельних експериментів при $r > \rho$

Джерело: побудовано автором

Під час цього сценарію активи домогосподарства зростають з –1000 у. о. на початку експерименту, досягають значення 0 у. о. біля шостого місяця спостереження і далі зростають до свого максимуму у кінці десятого місяця, після чого домогосподарство починає активно витрачати нагромаджені активи, які знову знижуються до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно зростає. Крім цього, площина 2 показує збільшення активів домогосподарства, яке триває до середини сьомого місяця, а площина 3 відображає рівень витрат активів домогосподарства у кожний момент часу від сьомого місяця і аж до кінця модельного експерименту.

У другому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,2, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r < \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.8.

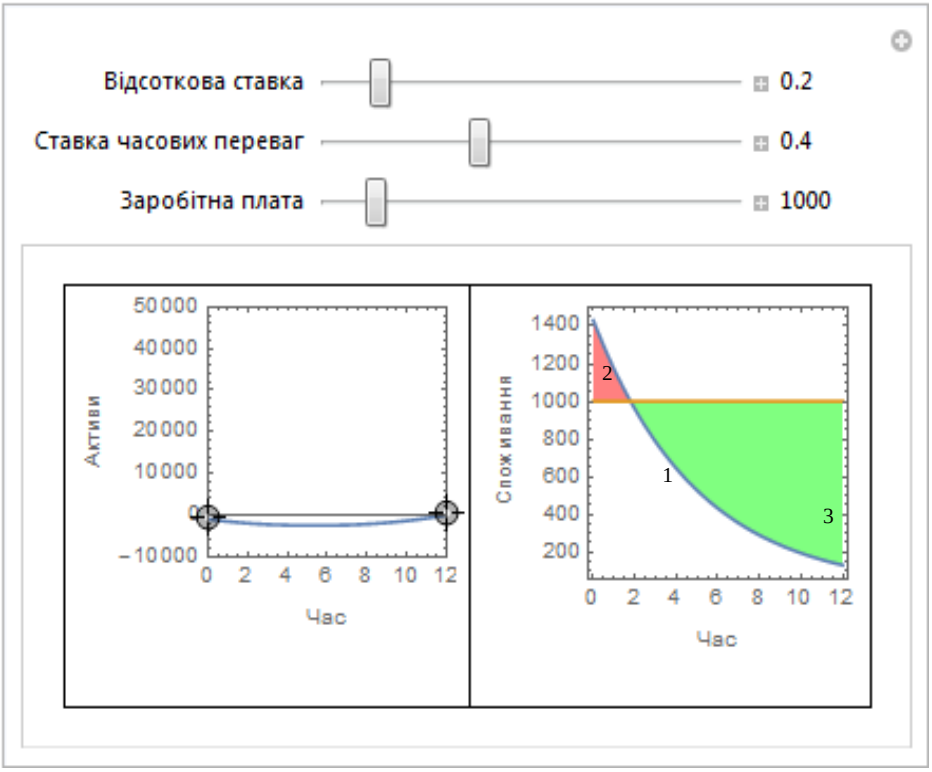


Рис. А.8. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у третій серії модельних експериментів при $r < \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку активи домогосподарства зменшуються і досягають мінімуму у кінці шостого місяця, після чого зростають до 0 у. о. у кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно спадає. До кінця другого місяця домогосподарство витрачає активи на споживання (площина 2), після чого починає заощаджувати (площина 3).

В останньому модельному експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,4, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r = \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.9.

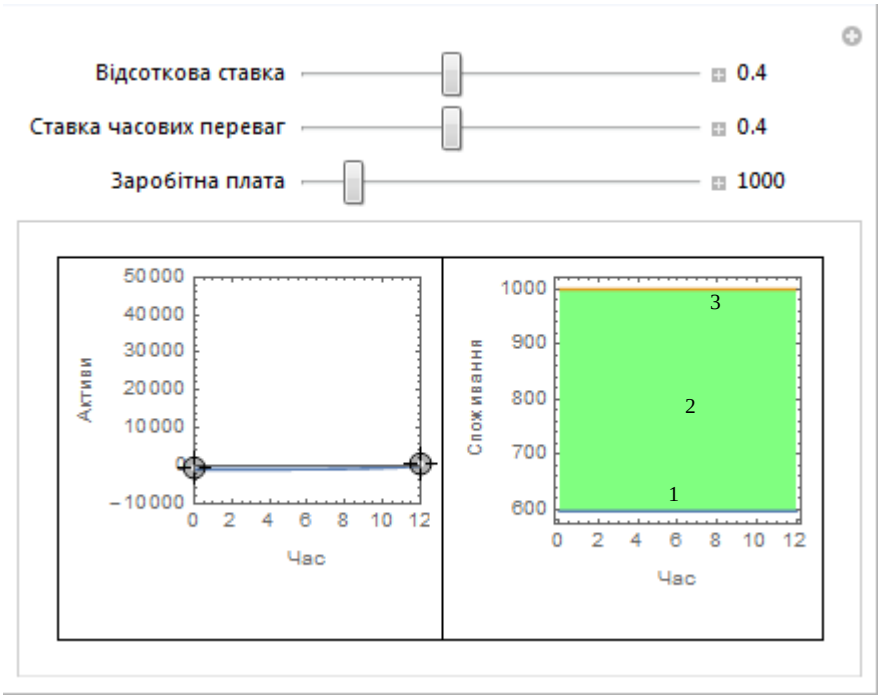


Рис. А.9. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у третій серії модельних експериментів при $r = \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку активи домогосподарства протягом усього часу рівномірно зростають від –1000 у. о. на початку до 0 у. о. в кінці експерименту. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) сталий і становить 600 у. о. Площина 2 показує, що домогосподарство заощаджує 400 у. о. з сукупної заробітної плати (лінія 3) для того, щоб позбутись боргу в кінці дослідного періоду.

Остання серія модельних експериментів полягає у тому, що, згідно з загальним сценарієм для трьох експериментів цієї серії, значення активів домогосподарства на початку періоду досліджень становить 2000 у. о., а в кінці становить 3000 у. о., тобто протягом року домогосподарство мусить збільшити свої активи на 1000 у. о. Крім цього, сукупна заробітна плата усіх учасників домогосподарства становить 1000 у. о.

У першому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,6, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, тобто $r > \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.10.

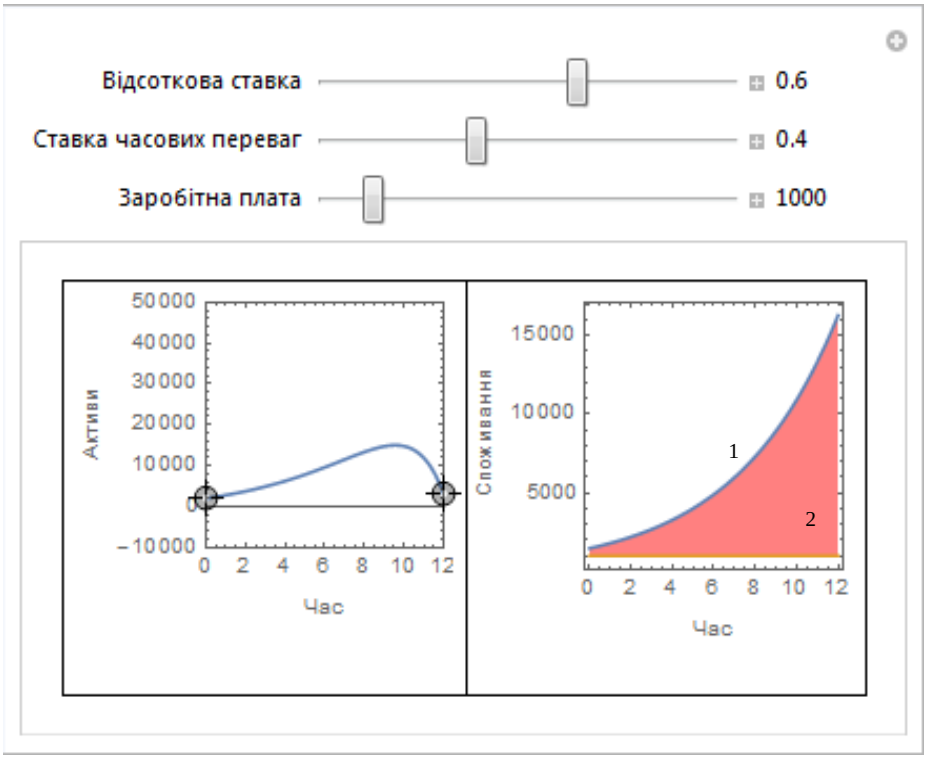


Рис. А.10. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у четвертій серії модельних експериментів при $r > \rho$

Джерело: побудовано автором

Під час цього сценарію активи домогосподарства зростають з 2000 у. о. на початку експерименту до 16000 у. о. у кінці десятого місяця, після чого домогосподарство витрачає більше, ніж накопичує свої активи, для збільшення споживання і завершує останній місяць з активами у розмірі 3000 у. о. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно зростає. Велике значення відсоткової ставки дозволяє домогосподарству протягом усього періоду витрачати активи, що відповідає площині 2.

У другому експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,1, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r < \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.11.

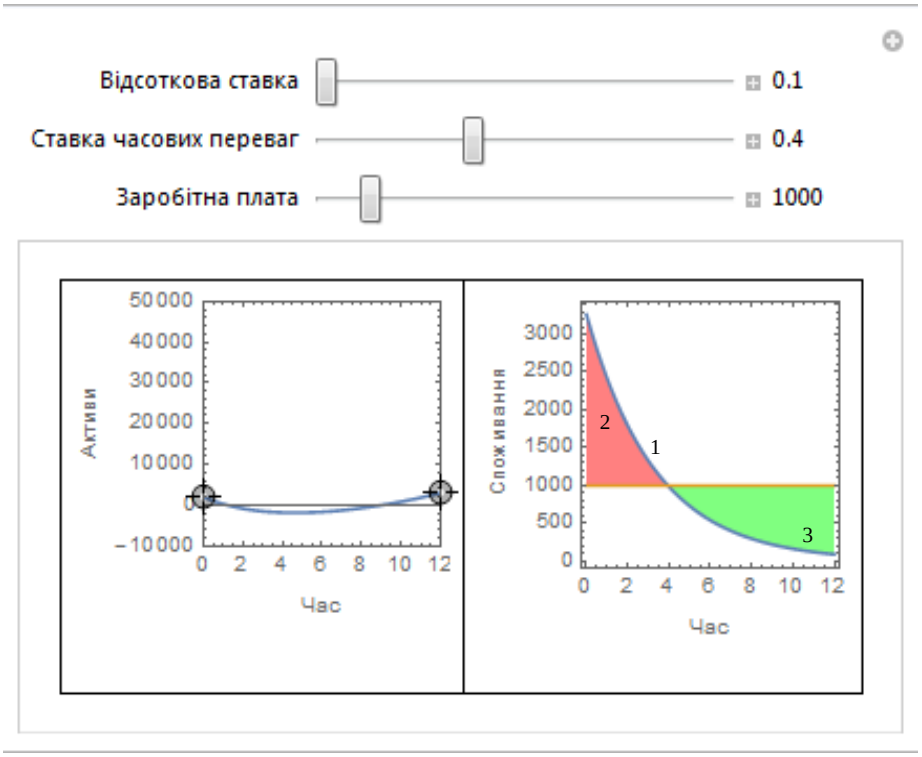


Рис. А. 11. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у четвертій серії модельних експериментів при $r < \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку активи домогосподарства зменшуються до мінімального значення у п’ятому місяці після чого починають зростати. Активи домогосподарства досягають значення 0 у. о. два рази протягом року. Спочатку вкінці першого місяця, а потім вкінці дев’ятого місяця, після чого зростають до 3000 у. о. в кінці дванадцятого місяця. Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) експоненційно спадає. Крім цього, використання активів з метою споживання триває до кінця четвертого місяця (площина 2), після чого домогосподарство починає заощаджувати і накопичувати активи (площина 3).

В останньому модельному експерименті цієї серії значення відсоткової ставки на ринку r становить 0,4, а ставка часових переваг домогосподарства ρ дорівнює 0,4, відповідно $r = \rho$. Результати цього модельного експерименту зображено на рис. А.12.

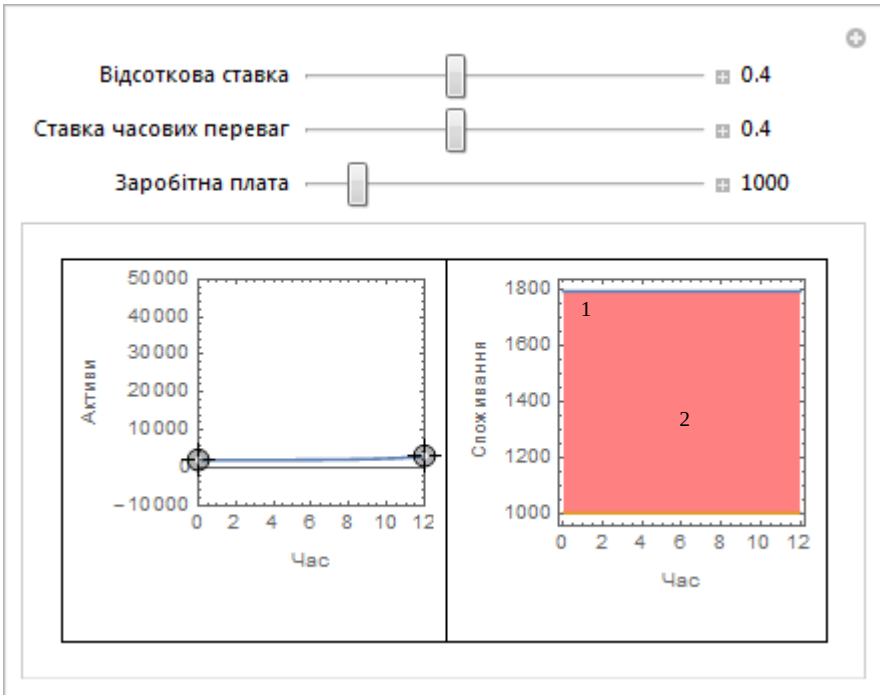


Рис. А. 12. Траєкторії активів та споживання домогосподарства у четвертій серії модельних експериментів при $r = \rho$

Джерело: побудовано автором

У цьому випадку домогосподарство збільшує наявні активи протягом усього часу (від 2000 у. о. на початку експерименту і до 3000 у. о. в кінці експерименту). Графік оптимальної траєкторії споживання домогосподарства (лінія 1) сталий і становить майже 1800 у. о. Незважаючи на те що, величина активів домогосподарства зростає протягом усього року, завдяки високій відсотковій ставці домогосподарство може при цьому використовувати майже 800 у. о. з власних активів для витрат на споживання, що показано площиною 2 на рис. А.12.

Додаток Б.1

Характеристика якісних змінних моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства

Змінна «сімейний стан позичальника» приймає значення 1 у випадку, коли позичальник одружений та 0 – у протилежному, факторна ознака «наявність дітей у позичальника» приймає значення 1, якщо позичальник має дітей та 0 – у протилежному. Дещо складніша ситуація з показником стажу роботи позичальника на останньому місці праці. Ця факторна ознака може приймати чотири значення:

- до 1-го року;
- від 1-го до 2-ох років;
- від 2-ох до 4-ох років;
- більше 4-ох років.

Для врахування стажу роботи позичальника на останньому місці праці в економетричну модель необхідно ввести три змінні. Перша змінна прийматиме значення 1, якщо позичальник має стаж від 1-го до 2-ох років та 0 – у протилежному, друга – 1, якщо позичальник має стаж від 2-ох до 4-ох років та 0 – у протилежному, третя – 1, якщо позичальник має стаж більше 4-ох років. У випадку, коли ці всі змінні прийматимуть значення 0, стаж позичальника буде становити до 1-го року.

Додаток Б.2

Граничний вплив факторних ознак на ймовірність виникнення проблем у позичальника з оплатою зобов'язань

Зростання коефіцієнта платоспроможності позичальника на одну одиницю зменшить ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті своїх зобов'язань на 0,2905. Ефект граничного впливу цього показника повністю підпорядковується раціональній логіці.

Зростання величини доходів інших членів домогосподарства позичальника на 1 грн. зменшить ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті своїх зобов'язань на 0,00007.

Збільшення суми кредиту на 100000 грн. збільшить ймовірність виникнення проблем при сплаті своїх зобов'язань у позичальника по цьому кредиту на 0,028. Цілком зрозуміло, що збільшення суми кредиту збільшує і ймовірність виникнення проблем зі сплатою зобов'язань по цьому кредиту.

Зазначимо, що перебування позичальника у шлюбі загалом зменшує ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань. Причина такого ефекту може бути пов'язана з тим, що у разі виникнення проблем у позичальника він може звернутись за фінансовою допомогою до свого партнера по шлюбу.

Наявність дітей у позичальника, навпаки, збільшує ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань. Такий вплив цього якісного показника можна пояснити тим, що наявність дітей у домогосподарстві збільшує ймовірність виникнення форс-мажорних обставин, на оплату наслідків яких будуть першочергово спрямовані грошові потоки бюджету позичальника.

Щодо останніх трьох факторних ознак, які характеризують робочий стаж позичальника на останньому місці праці, то кожна з них зменшує ймовірність виникнення проблем у позичальника з оплатою своїх зобов'язань перед банком, але вплив кожної ознаки різний.

Розглянемо детальніше, як змінюється ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов’язань залежно від робочого стажу на останньому місці праці. Для цього візьмемо гіпотетичного позичальника, який хоче взяти кредит розміром 500000 грн. терміном на 20 місяців, з коефіцієнтом платоспроможності 2,5, чистими доходами інших членів домогосподарства 4000 грн., одруженого і з дітьми.

Додаток Б.3

Результати модельних експериментів з моделлю управління надійністю кредитних операцій домогосподарства

Спочатку розглянуто зміну ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань у трьох можливих випадках наявності стажу при зміні терміну кредиту (рис. Б.1). З рис. Б.1 видно, що із зростанням терміну кредиту за інших рівних умов ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зростає. Якісна факторна ознака стажу позичальника впливає на висоту розміщення графіка.

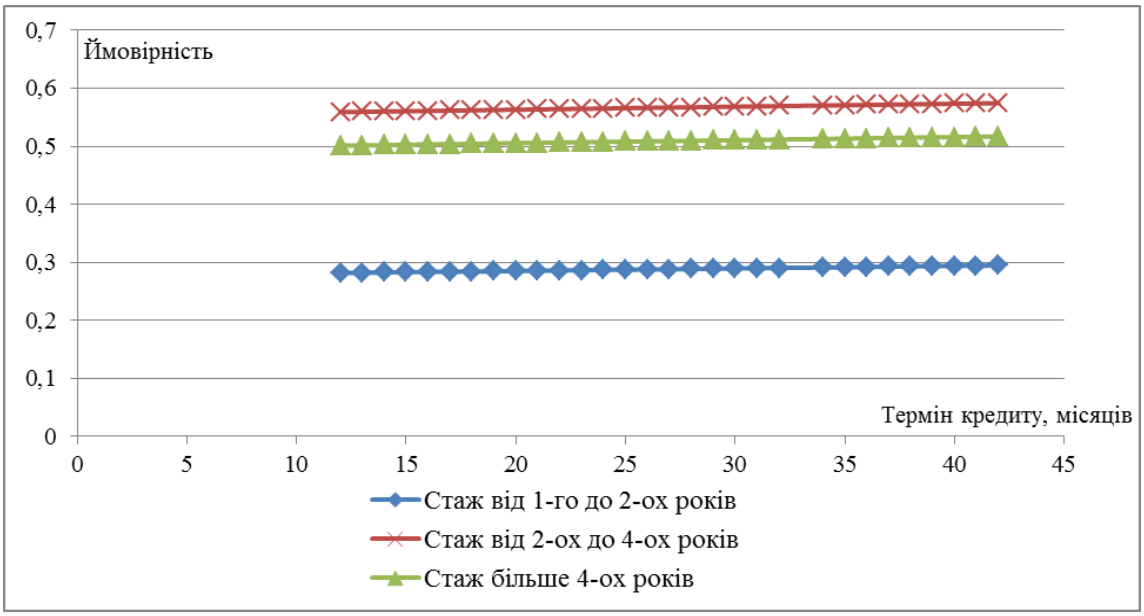


Рис. Б.1. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від стажу при зростанні терміну кредиту

Джерело: побудовано автором

Зміна ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань у трьох можливих випадах наявності стажу за зміни його коефіцієнта платоспроможності відображена на рис. Б.2. Із зростанням коефіцієнта платоспроможності позичальника ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань зменшується.

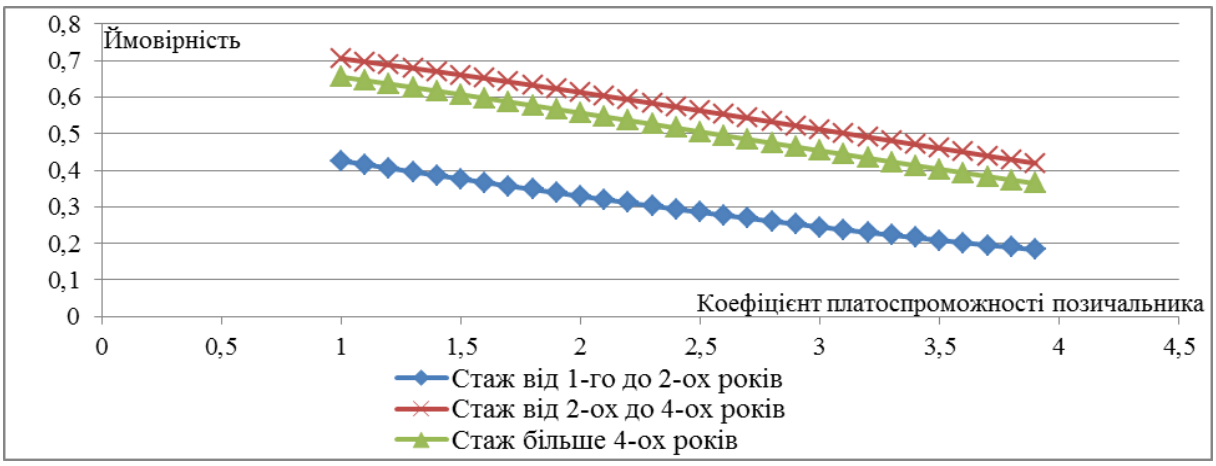


Рис. Б.2. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від стажу при зміні величини коефіцієнта платоспроможності позичальника

Джерело: побудовано автором

Розглянемо, як впливає на ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зміна чистого доходу інших членів домогосподарства позичальника (рис. Б.3). Ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зменшується при збільшені чистих доходів інших членів домогосподарства цього позичальника.

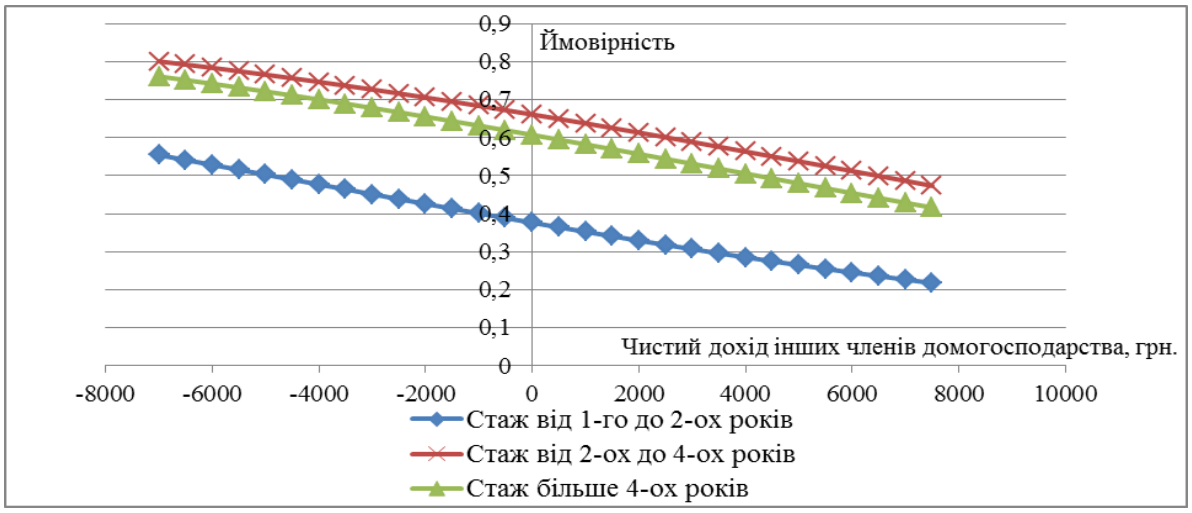


Рис. Б.3. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від стажу при зміні величини чистих доходів інших членів домогосподарства позичальника

Джерело: побудовано автором

Далі досліджено залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою кредиту від стажу і зміни суми кредиту, яка надається цьому позичальнику за інших рівних умов (рис. Б.4). Результати експерименту,

зображені на рис. Б.4, показують, що під час збільшення суми кредиту ймовірність виникнення у позичальника проблем при сплаті зобов'язань буде зростати.

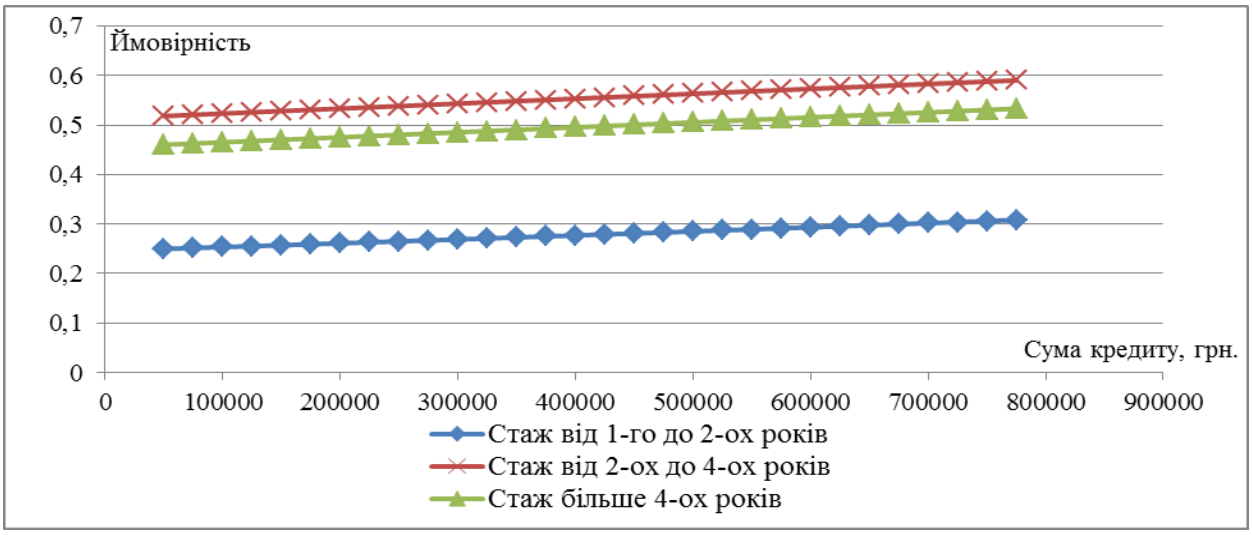


Рис. Б.4. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від стажу при зміні суми кредиту

Джерело: побудовано автором

Варто також зазначити, що на рис. Б.1 – Б.4 не відображено залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем при сплаті зобов'язань зі стажем до 1-го року, оскільки у всіх експериментах за будь-якого значення факторних ознак ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань дорівнювала 1. Це можна пояснити тим, що у вибірці, на підставі даних якої побудовано модель (2.66), було лише одне спостереження, у якому позичальник мав стаж до 1-го року, і у цьому випадку у нього були проблеми з оплатою своїх зобов'язань.

Розглянемо детальніше, як змінюється ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей. Для цього візьмемо гіпотетичного позичальника, який хоче взяти кредит розміром 500000 грн. терміном на 20 місяців, з коефіцієнтом платоспроможності 2,5, чистими доходами інших членів домогосподарства 4000 грн., одруженого і зі стажем на останньому робочому місці від 1-го до 2-ох років.

Спершу покажемо зміну ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зміні терміну кредиту

(рис. Б.5). З рис. Б.5 видно, що із зростанням терміну кредиту за інших рівних умов ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зростає.

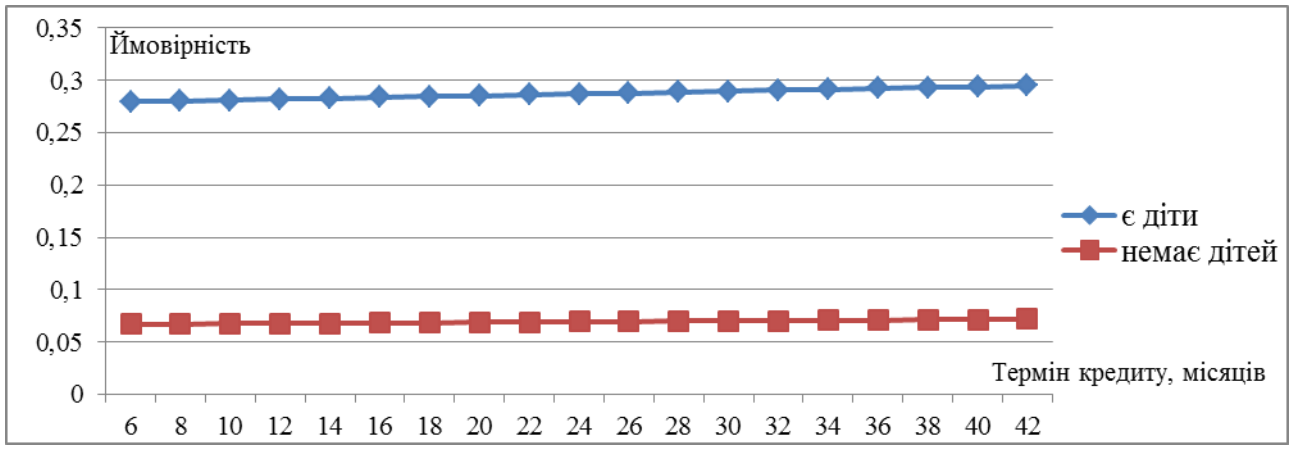


Рис. Б.5. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зростанні терміну кредиту

Джерело: побудовано автором

Зміна ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зміні його коефіцієнта платоспроможності відображена на рис. Б.6. Із зростанням коефіцієнта платоспроможності позичальника ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань зменшується.

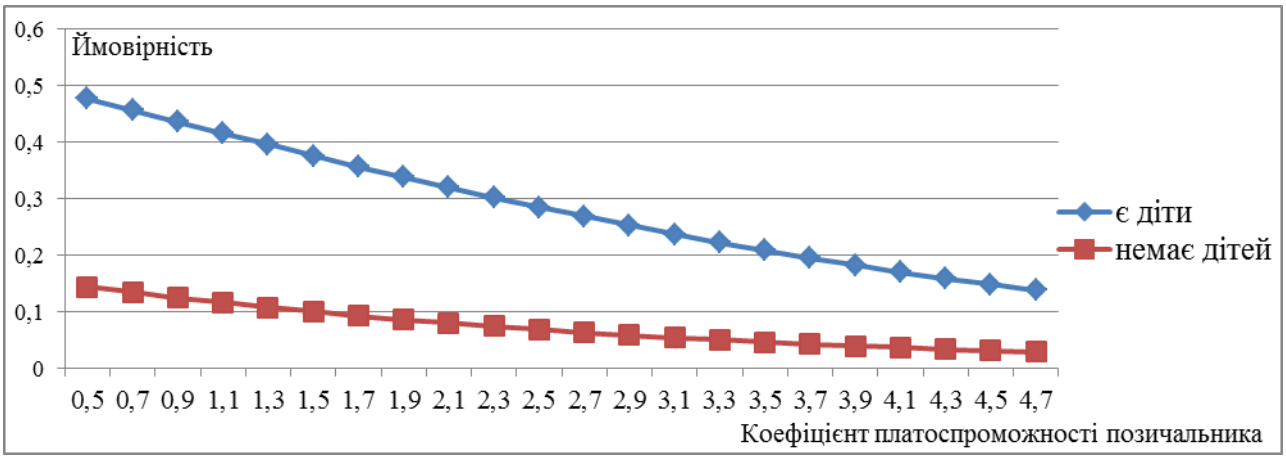


Рис. Б.6. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зміні величини коефіцієнта платоспроможності позичальника

Джерело: побудовано автором

Розглянемо, як впливає на ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зміна чистого доходу інших членів

домогосподарства позичальника (рис. Б.7). З рис. Б.7 видно, що ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зменшується при збільшенні чистих доходів інших членів домогосподарства цього позичальника.

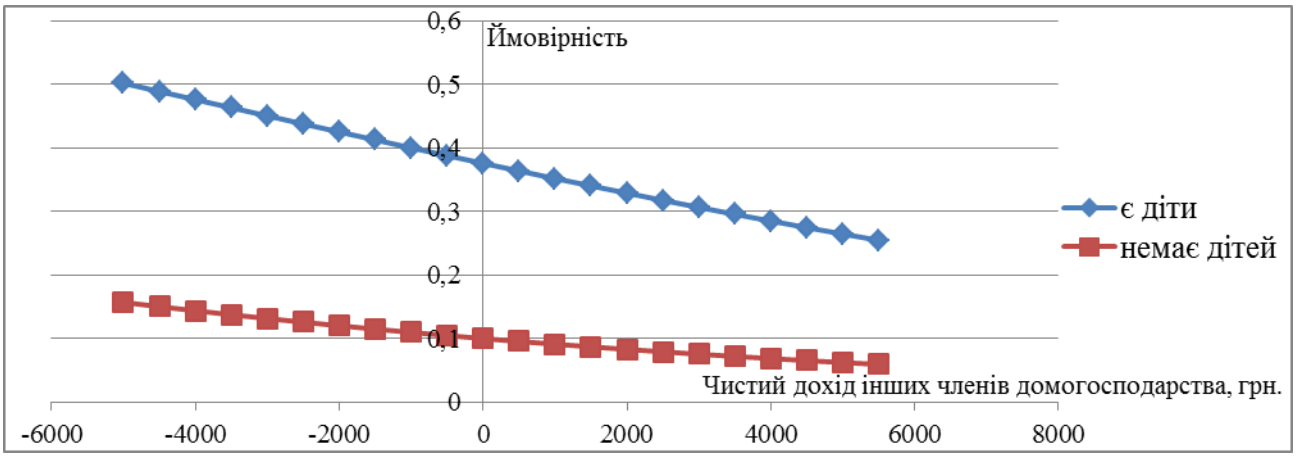


Рис. Б.7. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зміні величини чистих доходів інших членів домогосподарства позичальника

Джерело: побудовано автором

Далі досліджено залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою кредиту залежно від наявності дітей і зміни суми кредиту, яка надається цьому позичальнику за інших рівних умов (рис. Б.8). Результати експерименту, зображені на рис. Б.8, показують, що під час збільшення суми кредиту ймовірність виникнення у позичальника проблем при сплаті зобов'язань буде зростати.

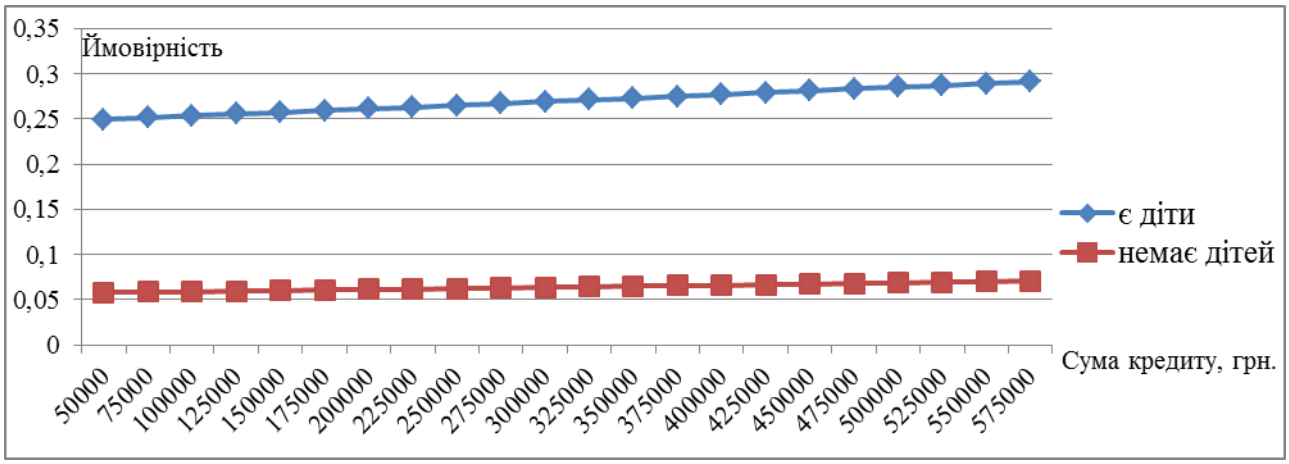


Рис. Б.8. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від наявності дітей при зміні суми кредиту

Джерело: побудовано автором

Розглянемо детальніше, як змінюється ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу. Для цього візьмемо гіпотетичного позичальника, який хоче взяти кредит розміром 500000 грн. терміном на 20 місяців, з коефіцієнтом платоспроможності 2,5, чистими доходами інших членів домогосподарства 4000 грн., з дітьми і зі стажем на останньому робочому місці від 1-го до 2-ох років.

Спершу покажемо зміну ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу при зміні терміну кредиту (рис. Б.9). З графіка видно, що із зростанням терміну кредиту за інших рівних умов ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зростає.

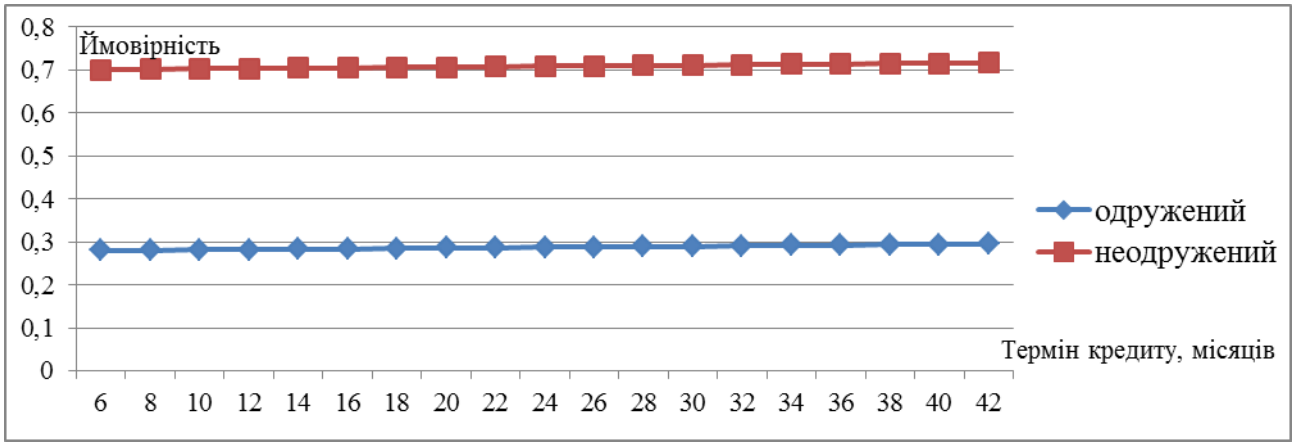


Рис. Б.9. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу при зростанні терміну кредиту

Джерело: побудовано автором

Зміна ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу при зміні його коефіцієнта платоспроможності відображена на рис. Б.10. Із зростанням коефіцієнта платоспроможності позичальника ймовірність виникнення у нього проблем при сплаті зобов'язань зменшується.

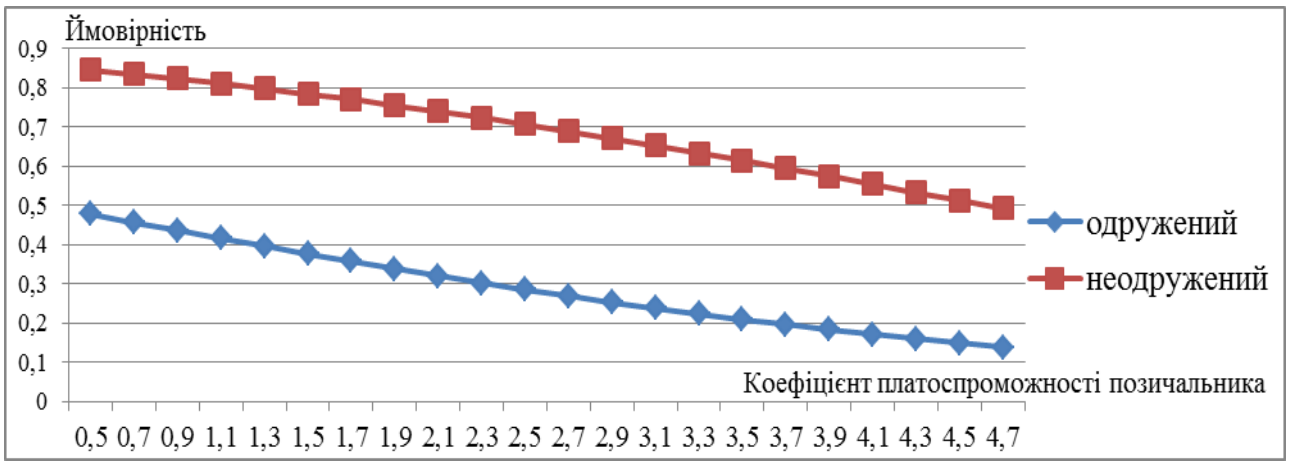


Рис. Б.10. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу при зміні величини коефіцієнта платоспроможності позичальника

Джерело: побудовано автором

Розглянемо, як впливає на ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зміна чистого доходу інших членів домогосподарства позичальника залежно від його подружнього статусу (рис. Б.11). Ймовірність виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань зменшується при збільшені чистих доходів інших членів домогосподарства цього позичальника.

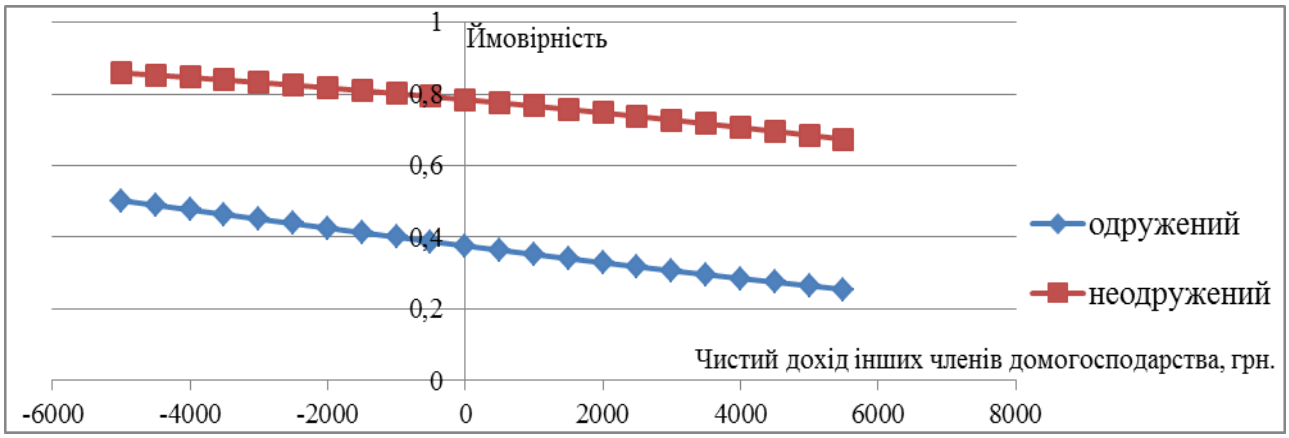


Рис. Б.11. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов'язань залежно від подружнього статусу при зміні величини чистих доходів інших членів домогосподарства позичальника

Джерело: побудовано автором

Далі досліджено залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою кредиту залежно від подружнього статусу і зміни суми

кредиту, яка надається цьому позичальнику за інших рівних умов (рис. Б.12). Результати експерименту, зображені на рис. Б.12, показують, що під час збільшення суми кредиту ймовірність виникнення у позичальника проблем при сплаті зобов’язань буде зростати.

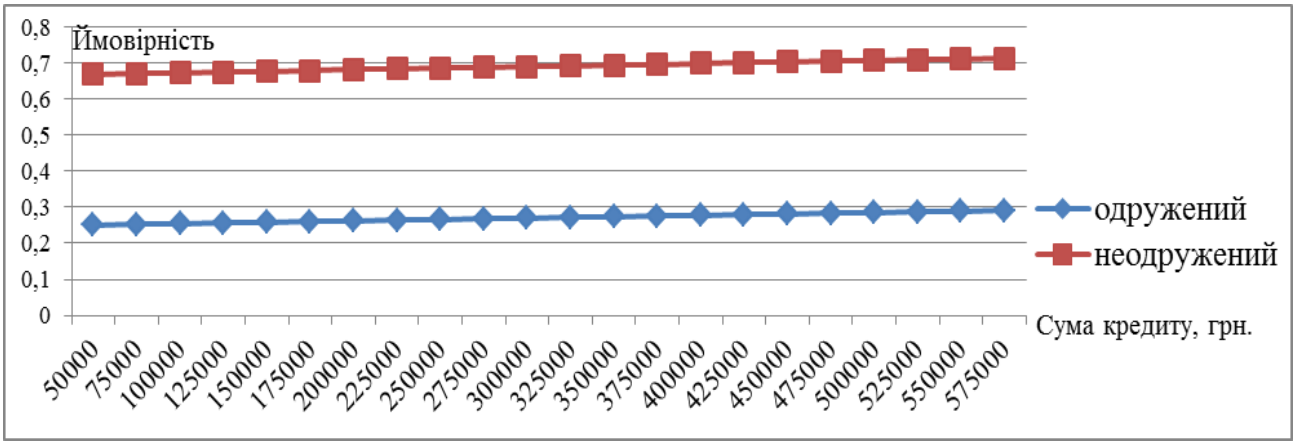


Рис. Б.12. Залежність ймовірності виникнення у позичальника проблем з оплатою зобов’язань залежно від наявності дітей при зміні суми кредиту

Джерело: побудовано автором

Додаток Б.4

Розрахунок економічного ефекту від реалізації моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства

Ефект від реалізації моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства можна оцінити за допомогою статистичної вибірки, яка була використана для побудови цієї моделі. Статистична вибірка містила 11 спостережень кредитів, з якими не виникало жодних проблем, на суму 3339750 грн. та 19 спостережень проблемних кредитів на суму 11288000 грн. За допомогою моделі (2.66) три надійні кредити оцінено як проблемні на суму 254000 грн., що є помилкою другого типу та два проблемні кредити – як надійні на суму 2735000 грн., що є помилкою першого типу.

Величину ефекту від реалізації моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства можна обчислити таким чином: від суми фактично виданих проблемних кредитів (11288000 грн.) слід відняти суму проблемних кредитів, які були оцінені як надійні (2735000 грн.) і відняти суму надійних кредитів з врахуванням недоотриманих платежів за відсотками цих кредитів (317500 грн.), які були оцінені як проблемні, тобто отримаємо величину коштів банку, яка була збережена від ненадійних домогосподарств і яку можна направити для кредитування інших клієнтів. Отже, величина ефекту від реалізації моделі управління надійністю кредитних операцій домогосподарства становить 8235500 грн. Величина збережених коштів може бути використана для інших проектів банку.

Додаток Б.5

Код програми управління надійністю кредитних операцій домогосподарства

```
unit binary;
interface
uses
  Windows, Messages, SysUtils, Variants, Classes, Graphics, Controls, Forms,
  Dialogs, StdCtrls;
type
  TForm1 = class(TForm)
  Button1: TButton;
  Edit1: TEdit; Edit2: TEdit; Edit3: TEdit; Edit4: TEdit;
  Label1:TLabel; Label2:TLabel; Label3:TLabel; Label4:TLabel;
  Label5:TLabel; Label8:TLabel; Label11:TLabel; Label12: TLabel;
    ComboBox1: TComboBox; ComboBox2: TComboBox;
    cbChildExists: TCheckBox;
    Label6: TLabel;
    procedure Button1Click(Sender: TObject);
    end;
var
  Form1: TForm1;
  Pr, x1, x2, x3, x4: real;
  x5, x6, x7, x8, x9: integer;
implementation    {$R *.dfm}
   procedure TForm1.Button1Click(Sender: TObject);
   begin
   x1:=StrToFloat(Edit1.Text); x2:=StrToFloat(Edit2.Text); x3:=StrToFloat(Edit3.Text);
   x4:=StrToFloat(Edit4.Text); x5:=ComboBox1.ItemIndex;
   if (cbChildExists.Checked) then x6 := 1 else x6 := 0; x7 := 0; x8 := 0; x9 := 0;
   if  ComboBox2.ItemIndex = 1 then x7 := 1;
   if  ComboBox2.ItemIndex = 2 then x8 := 1;
   if  ComboBox2.ItemIndex = 3 then x9 := 1;
    Pr:= 1/(1+exp(-(25.58064+0.0021*x1-0.4141*x2-0.000103*x3+0.000004*x4-
1.7966*x5+1.6882*x6-25.19*x7-24.01*x8-24.25*x9)));
   Label12.Caption:= FloatTostr(Pr); end;
 end.
```

Додаток Б.6

Інструкція користування та вікно програми оцінювання ймовірності виникнення у позичальника проблем при сплаті своїх зобов’язань

Вікно програми для введення і виведення даних зображено на рис. Б.13.

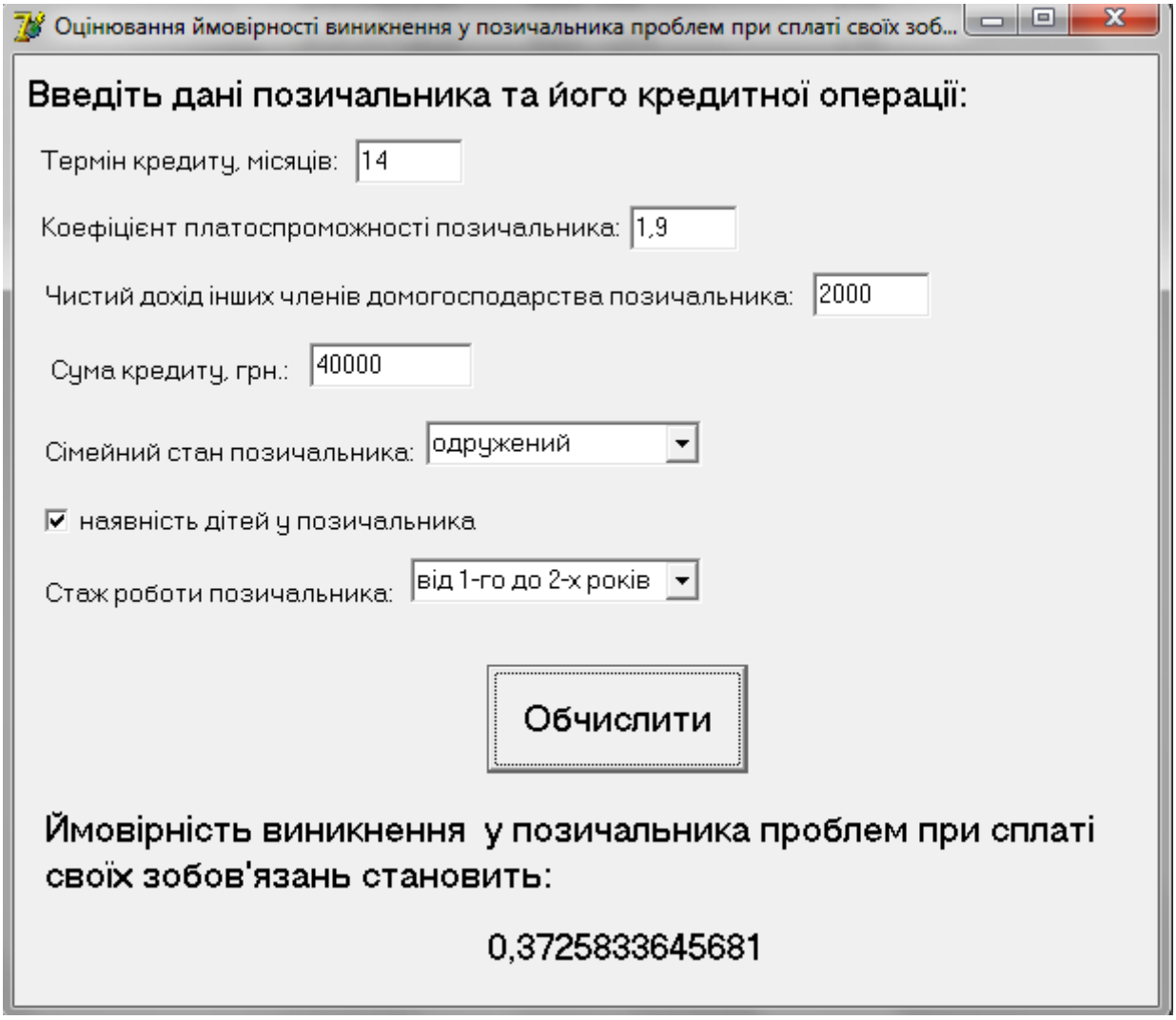


Рис. Б.13. Вікно програми оцінювання ймовірності виникнення у позичальника проблем при сплаті своїх зобов’язань

Джерело: побудовано автором

Вікно програми умовно можна розділити на три частини. Перша частина вікна призначена для введення вхідних даних. Друга частина містить кнопку для запуску програми обчислення ймовірності виникнення у позичальника – представника домогосподарства проблем при сплаті своїх зобов’язань. В останню частину вікна виводиться результат роботи програми.

Відповідальна особа або будь-який інший користувач програми вводить дані (термін кредиту, коефіцієнт платоспроможності позичальника, чистий дохід інших членів домогосподарства, сума кредиту, сімейний стан позичальника, наявність дітей у позичальника та стаж роботи позичальника на останньому місці праці) у програмну систему. Далі обчислюють ймовірність виникнення у позичальника – представника домогосподарства проблем при сплаті своїх зобов'язань. На основі отриманої оцінки ймовірності виникнення у позичальника – представника домогосподарства проблем при сплаті своїх зобов'язань виконавець приймає рішення щодо видачі чи відхилення заявки позичальника або здійснює процес управління шляхом зміни умов кредиту для покращення надійності кредитної операції позичальника – представника домогосподарства.

Додаток Б.7

Характеристика якісних змінних моделі управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства

Факторна ознака «валюта кредиту» приймає значення 1, якщо кредит виданий в українській гривні, та 0, якщо кредит видано у доларах США. Змінна, яка характеризує робочий стаж на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит, може приймати такі значення:

- до 1-го року;
- від 1-го до 2-ох років;
- від 2-ох до 4-ох років;
- більше 4-ох років.

Для врахування цієї факторної ознаки в економетричну модель необхідно ввести три змінні, що характеризуватимуть стаж роботи на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит. Перша змінна прийматиме значення 1, якщо стаж роботи від 1-го до 2-ох років, та 0 – у протилежному випадку, друга – 1, якщо стаж роботи від 2-ох до 4-ох років, та 0 – у протилежному випадку, третя – 1, якщо стаж роботи більше 4-ох років, та 0 – у протилежному випадку. У випадку, коли всі ці змінні прийматимуть значення 0, стаж роботи на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит, буде становити до 1-го року.

Додаток Б.8

Результати модельних експериментів з моделлю управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства

Загальні умови модельних експериментів такі: домогосподарство хоче взяти кредит в українській гривні терміном на 12 місяців, чистий дохід домогосподарства складає 10000 грн., сума кредиту становить 200000 грн., величина застави становить 350000 грн., стаж роботи на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит, від 1-го до 2-ох років.

Під час першого експерименту дослідимо залежність зміни ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до кожної категорії від зміни терміну кредиту за інших рівних умов. Ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до певної категорії обчислені за допомогою формул (2.72) (рис. Б.14). За збільшення терміну кредиту кредитна операція домогосподарства за інших рівних умов є більш надійною для банку і її якість збільшуватиме свою ймовірність належності до категорії I.

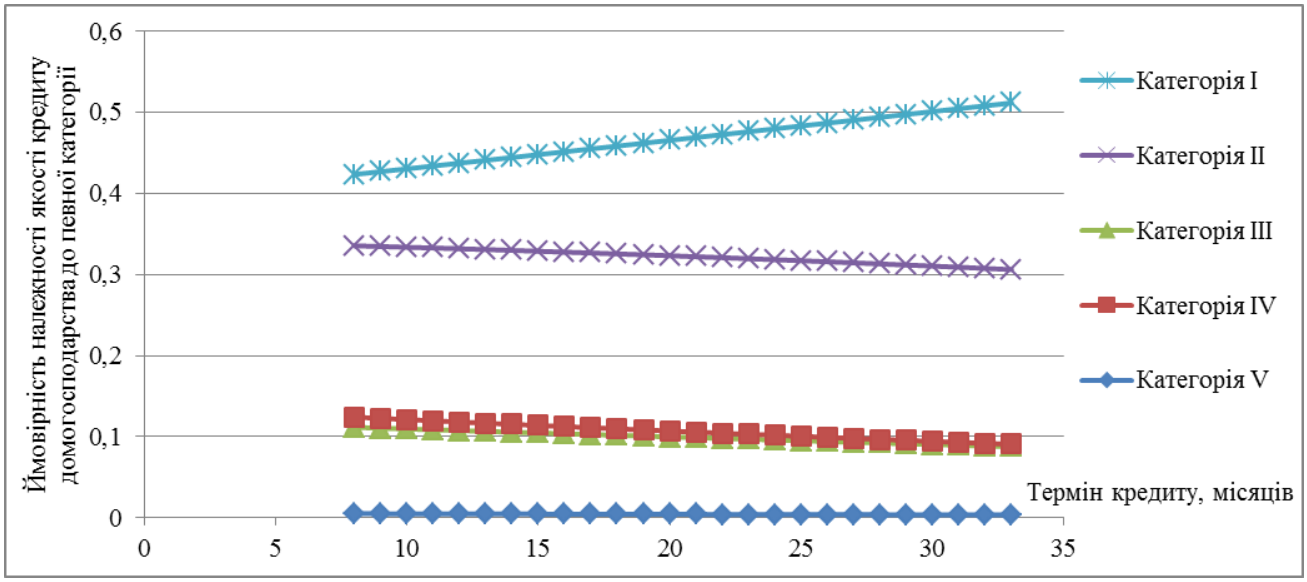


Рис. Б.14. Зміна ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до певної категорії при зміні терміну кредиту

Джерело: побудовано автором

За другим сценарієм досліджено вплив зміни чистого доходу домогосподарства на ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до кожної категорії (рис. Б.15). Коли чистий доход домогосподарства становить 1000 грн., якість його кредиту за інших рівних умов з найбільшою ймовірністю буде належати до категорії IV. У випадку збільшення чистого доходу якість кредиту домогосподарства перейде до категорії II, а, починаючи з величини чистого доходу у 8000 грн., якість кредиту домогосподарства перейде до категорії I з наступним збільшенням ймовірності належності до цієї категорії.

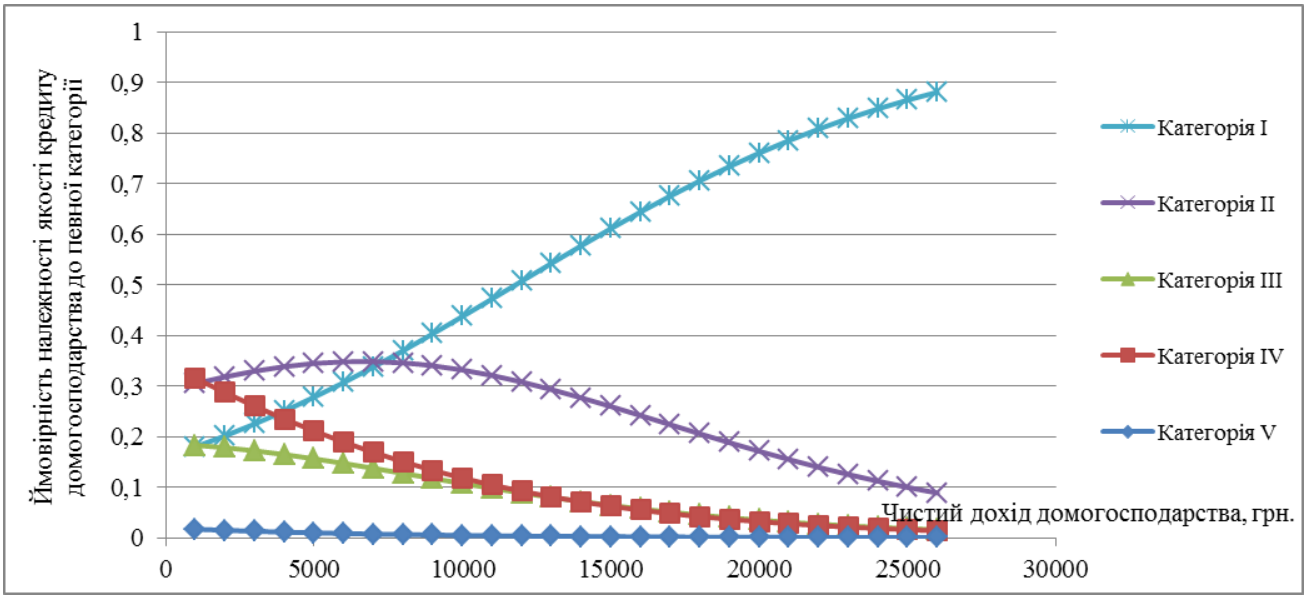


Рис. Б.15. Зміна ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до певної категорії при зміні чистого доходу домогосподарства

Джерело: побудовано автором

Наступний модельний експеримент полягає у дослідженні ймовірностей належності якості кредиту домогосподарства до кожної категорії при зміні величини кредиту за інших рівних умов (рис. Б.16). З рис. Б.16 можемо зробити висновок, що якість кредиту домогосподарства належатиме до категорії I поки сума кредиту не дорівнюватиме 300000 грн., при наступному збільшені суми кредиту якість кредиту перейде до категорії II і залишатиметься такою, поки сума кредиту не дорівнюватиме 500000 грн., після чого перейде до категорії IV.

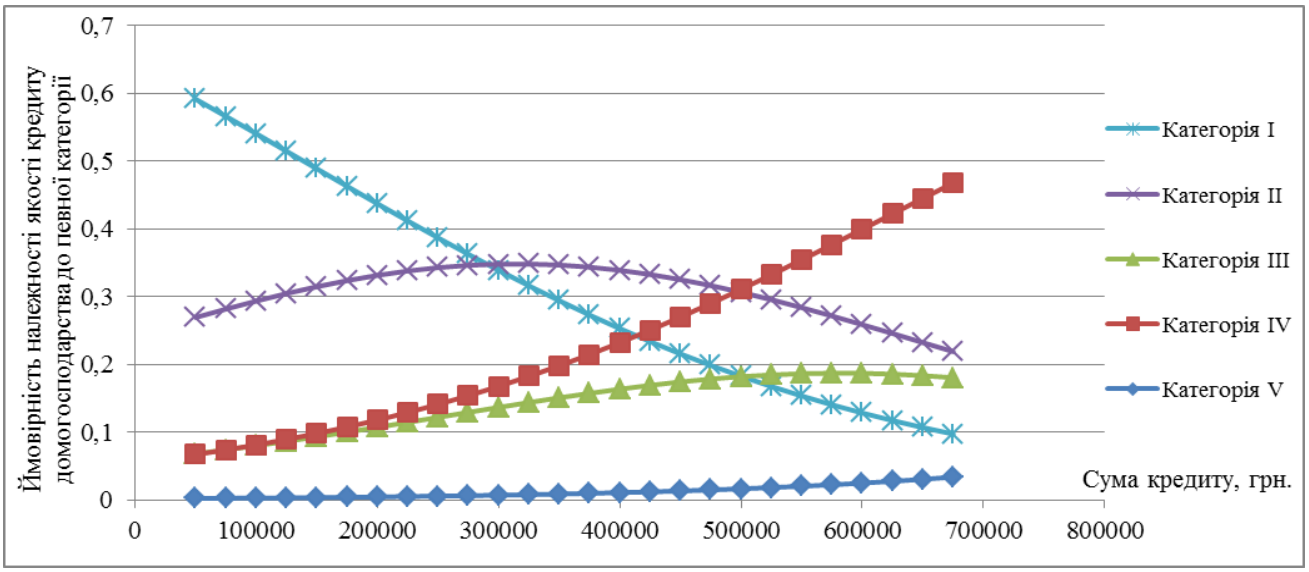


Рис. Б.16. Зміна ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до певної категорії при зміні суми кредиту

Джерело: побудовано автором

Четвертий сценарій модельного експерименту полягає у досліджені зміни ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до кожної категорії під час зростання величини застави (рис. Б.17). У випадку, коли величина застави становить 10000 грн., за інших рівних умов якість кредиту домогосподарства належатиме категорії II, але зі зростанням величини застави якість кредиту перейде у категорію I з поступовим збільшенням ймовірності належності до цієї категорії.

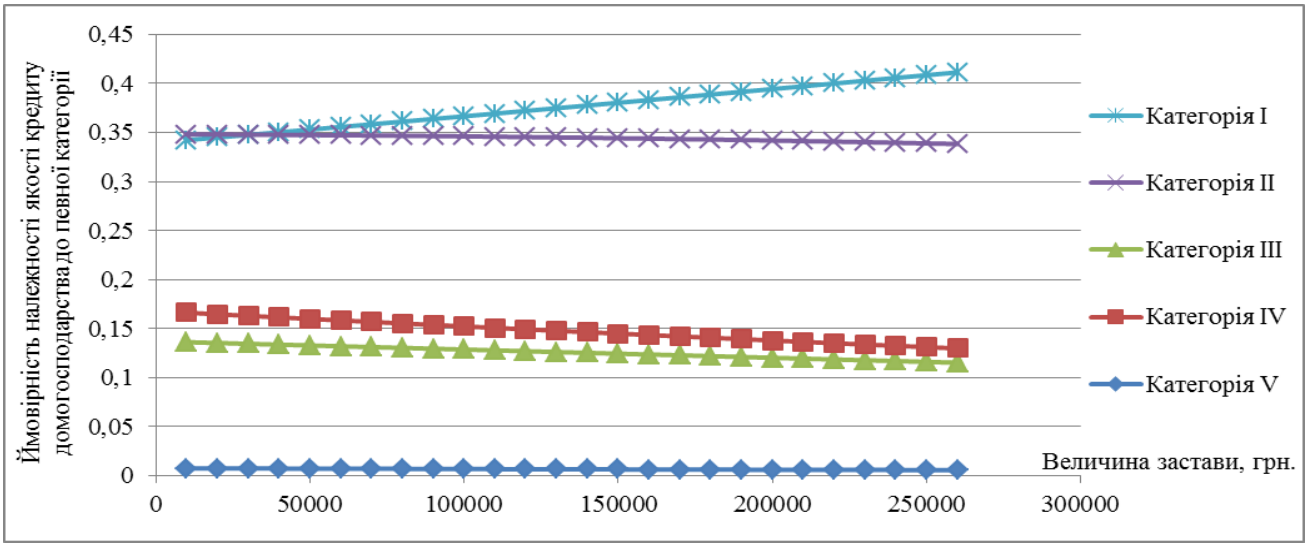


Рис. Б.17. Зміна ймовірності належності якості кредиту домогосподарства до певної категорії при зміні величини застави

Джерело: побудовано автором

Додаток Б.9

Розрахунок економічного ефекту від реалізації моделі управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства

Ефект від реалізації моделі управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства оцінити однозначно не можна, оскільки він залежить від фінансових показників банківської установи. Банки з великим капіталом можуть дозволити формувати великі резерви по кредитам. Для банків, що належать до четвертої групи (найменші), необхідно точно оцінювати та прогнозувати категорії якості кредитних операцій своїх клієнтів, щоб уникнути незадовільних показників у фінансовому результаті за звітній період, тому що це може спричини втрату ліцензії.

Згідно з постановою [2] банк визначає показник ризику кредиту, на основі якого формується резервний капітал, наданого боржнику – фізичній особі залежно від категорії якості в межах діапазонів, зазначених у табл. Б.1.

Таблиця Б.1

Значення показника ризику кредиту залежно від категорії якості кредиту

Категорія якості кредиту	Межі значень показника ризику кредиту
I - найвища	0,01 - 0,06
II	0,07 - 0,20
III	0,21 - 0,50
IV	0,51 - 0,99
V - найнижча	1

Джерело: побудовано автором

Зазвичай банки беруть менше значення межі показника ризику кредиту, щоб мінімізувати величину резервного капіталу. Якщо деякий невеликий банк має до розгляду кредитний портфель, що складається з кредитів домогосподарств, на суму 5000000 грн. з прогнозним значенням категорії якості кредиту III, йому доведеться сформувати резерв по цьому кредитному портфелю у розмірі $5000000 \cdot 0{,}21 = 1050000$ грн. За допомогою моделі управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства можна визначити такі

умови кредитування, які б підвищили категорію якості кредитів у кредитному портфелі до ІІ категорії, тобто резерв по цьому кредитному портфелю становитиме 350000 грн. Величина ефекту від реалізації моделі у наведеному прикладі становитиме 700000 грн.

Додаток Б.10

Код програми управління категорією якості кредитних операцій домогосподарства

```
unit Unit1;
interface
uses
  Windows, Messages, SysUtils, Variants, Classes, Graphics, Controls, Forms,
  Dialogs, StdCtrls;
type
  TForm1 = class(TForm)
    Label1: TLabel;
    Label2: TLabel;
    Label3: TLabel;
    Label4: TLabel;
    Label5: TLabel;
    Label6: TLabel;
    Label7: TLabel;
    Edit2: TEdit;
    Edit3: TEdit;
    Edit4: TEdit;
    Edit5: TEdit;
    Button1: TButton;
    Label10: TLabel;
    Label11: TLabel;
    Label12: TLabel;
    Label13: TLabel;
    Label14: TLabel;
    Label15: TLabel;
    Label16: TLabel;
    Label17: TLabel;
    Label18: TLabel;
    Label19: TLabel;
    Label20: TLabel;
    Label21: TLabel;
    Label22: TLabel;
    Label23: TLabel;
    Label24: TLabel;
    ComboBox1: TComboBox;
    ComboBox2: TComboBox;
```

```
    procedure Button1Click(Sender: TObject);
  end;
var
  Form1: TForm1;
  y, x2, x3, x4, x5, p1, p2, p3, p4, p5, g1, g2, g3, g4: real;
  x1, x6, x7, x8: integer;
implementation
    {$R *.dfm}
procedure TForm1.Button1Click(Sender: TObject);
   begin
   g1:= 31.47367;
   g2:= 34.8226;
   g3:= 35.58139;
   g4:= 37.03691;
   x1:=ComboBox2.ItemIndex;
   x2:=StrToFloat(Edit2.Text);
   x3:=StrToFloat(Edit3.Text);
   x4:=StrToFloat(Edit4.Text);
   x5:=StrToFloat(Edit5.Text);
   x6 := 0; x7 := 0; x8 := 0;
   if  ComboBox1.ItemIndex = 1 then x6 := 1;
   if  ComboBox1.ItemIndex = 2 then x7 := 1;
   if  ComboBox1.ItemIndex = 3 then x8 := 1;
   y:=((6.911732*x1)+(0.014209*x2)+(0.000141*x3)-
(0.00000415*x4)+(0.00000118*x5)+(28.71*x6)+(28.96*x7)+(27.34*x8));
   if y <= g1 then Label11.Caption:= 'V'else
   if y > g1 then if Y <= g2 then Label11.Caption:= 'IV' else
   if y > g2 then if Y <= g3 then Label11.Caption:= 'III' else
   if y > g3 then if Y <= g4 then Label11.Caption:= 'II'else
   if y > g4 then Label11.Caption:= 'I';
   p1:= exp(g1-y)/(1+exp(g1-y));
   Label24.Caption:= FloatTostr(Round(p1*1000000000)/1000000000);
   p2:= (exp(g2-y)/(1+exp(g2-y))) - (exp(g1-y)/(1+exp(g1-y)));
   Label23.Caption:= FloatTostr(Round(p2*1000000000)/1000000000);
   p3:= (exp(g3-y)/(1+exp(g3-y))) - (exp(g2-y)/(1+exp(g2-y)));
   Label22.Caption:= FloatTostr(Round(p3*1000000000)/1000000000);
   p4:= (exp(g4-y)/(1+exp(g4-y))) - (exp(g3-y)/(1+exp(g3-y)));
   Label21.Caption:= FloatTostr(Round(p4*1000000000)/1000000000);
   p5:= 1 - (exp(g4-y)/(1+exp(g4-y)));
   Label20.Caption:= FloatTostr(Round(p5*1000000000)/1000000000);
 end;
end.
```

Додаток Б.11

Інструкція користування та вікно програми прогнозування категорії якості кредитної операції банку з представником домогосподарства

Вікно програми для введення і виведення даних зображено на рис. Б.18.

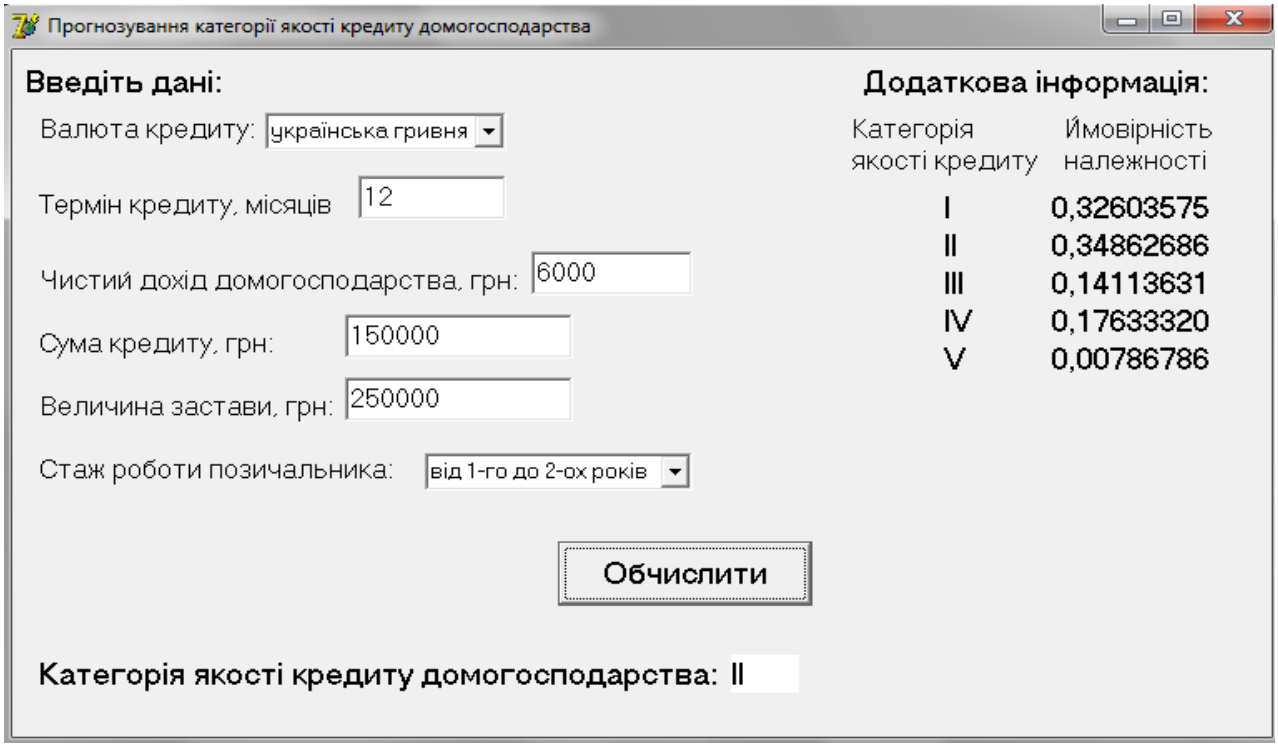


Рис. Б.18. Вікно програми прогнозування категорії якості кредитної операції банку з представником домогосподарства

Джерело: побудовано автором

Вікно програми умовно можна розділити на чотири частини. Перша частина вікна призначена для введення вхідних даних. Друга частина містить кнопку для запуску програми прогнозування категорії якості кредитної операції банку з представником домогосподарства. У наступну частину вікна програма виводить прогнозне значення категорії якості кредиту домогосподарства. В останню частину вікна програма виводить додаткову інформацію щодо ймовірності належності кредиту домогосподарства до кожної категорії якості.

Виконавець вводить дані (термін кредиту, чистий дохід домогосподарства, сума кредиту, величина застави, валюта кредиту та робочий стаж на останньому місці праці представника домогосподарства, на якого оформляють кредит) у

програмну систему. Далі обчислюють значення латентної змінної *y*, за допомогою якої на наступних етапах прогнозують категорію якості кредиту домогосподарства і оцінюють ймовірності належності якості цього кредиту до кожної категорії.

Додаток В.1

Перевірка моделі коригування похибки споживчих видатків домогосподарств України на адекватність та стійкість

Для перевірки моделі на адекватність проведено тестування її випадкових відхилень на нормальність розподілу за допомогою тестування Джарка-Бера [138]. Результати тестування подано на рис. В.1.

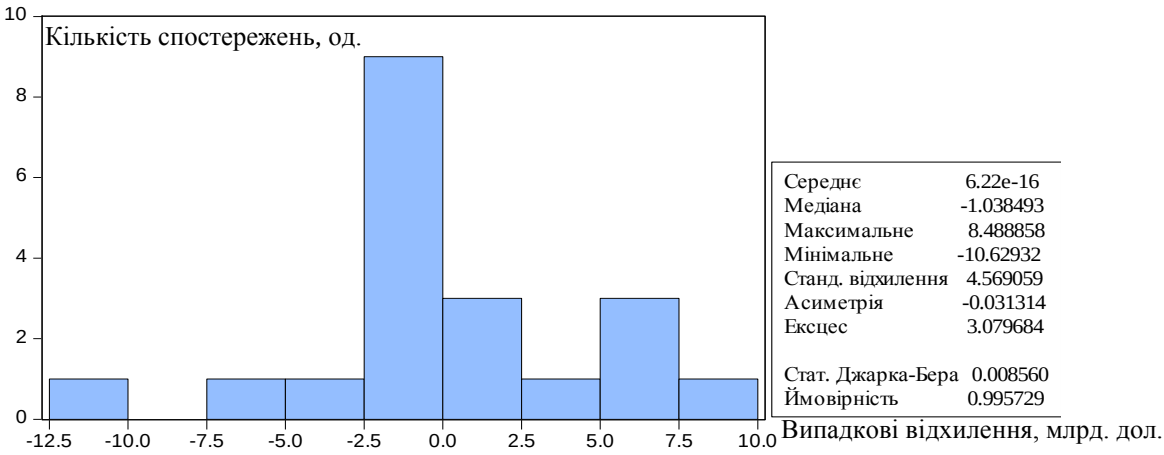


Рис. В.1. Гістограма перевірки випадкових відхилень на нормальність розподілу

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. При цьому вигляд гістограми має бути дзвоноподібний, як на рис. В.1, а значення статистики Джарка-Бера не повинне бути статистично значущим, тобто значення обчисленої під час тестування ймовірності повинне бути більшим за 0,05 для того, щоб нульову гіпотезу можна прийняти з довірчою ймовірністю 0,95. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. В цьому випадку значення ймовірності становить 0,9957, тобто воно значно більше ніж 0,05. Отже випадкові відхилення моделі (3.5) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.5) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея, яке є більш загальним, ніж тестування за допомогою статистики Дарбіна-Уотсона, оскільки дозволяє перевірити наявність автокореляції між випадковими відхиленнями до певного

заданого лагу [128]. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку моделі (3.5) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при значенні F-статистики F = 0,6066 значення ймовірності становить p = 0,7206, тобто є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.5) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна – що вони гетероскедастичні [134]. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 2,8622, а ймовірність при цьому становить p = 0,0604. Оскільки 0,0604 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.5) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Стійкість моделі (3.5) перевірено за допомогою рекурсивного методу найменших квадратів та похідних від нього методів. Рекурсивний метод найменших квадратів полягає у тому, що параметри моделі оцінюють кілька разів, використовуючи більшу вибірку кожного наступного разу. Якщо необхідно оцінити k параметрів моделі, то для цього використовують k перших значень статистичної вибірки на першому кроці. На кожному наступному кроці кількість значень статистичної вибірки збільшують на одиницю і процес повторюють, поки не буде використано усю статистичну вибірку обсягом n, тобто $n - k + 1$ разів. Оцінки параметрів на кожному кроці використовують для моделювання випадкових відхилень, які називають рекурсивними.

Суть тестування полягає у тому, що рекурсивні випадкові відхилення відображають на графіку з проміжками, які складаються із стандартних похибок у кожному спостережені. Модель вважають нестійкою, якщо значення рекурсивних випадкових відхилень значно виходять за межі проміжків стандартних похибок. Рекурсивні випадкові відхилення моделі (3.5) показано на рис. В.2.

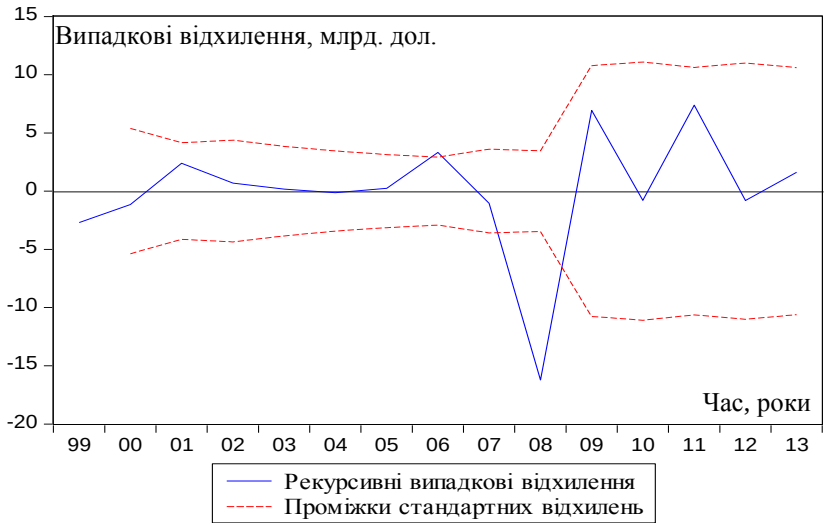


Рис. В.2. Графік рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.5)

Джерело: побудовано автором

На підставі рис. В.2 можна стверджувати, що модель відносно стійка, хоча графік рекурсивних випадкових відхилень вийшов за межі проміжку стандартних похибок у 2008 році, але з наступного спостереження вернувся у ці межі.

Наступний тест, який отримав назву CUSUM та був запропонований американськими економетристами Р. Брауном, Дж. Дарбіном та Дж. Евансом у 1975 році, полягає у тому, що на графіку відображають кумулятивну суму рекурсивних випадкових відхилень з п'ятивідсотковими межами критичних ліній. Тестування свідчитиме про нестійкість моделі, якщо кумулятивна сума рекурсивних випадкових відхилень вийде за межі критичних ліній [105]. Результати CUSUM тестування (рис. В.3.) показали хороші результати стійкості побудованої моделі. Жодне значення кумулятивної суми випадкових відхилень не вийшли за межі п'ятивідсоткового інтервалу, тобто модель стійка з довірчою ймовірністю 0,95.

Тестування рекурсивних оцінок параметрів моделі коригування похибки споживчих видатків домогосподарств України (рис. В.4) показує зміну значень оцінок параметрів моделі зі збільшенням статистичної вибірки для їхнього обчислення, а також два інтервали стандартних похибок навколо обчислених оцінок параметрів. Для рекурсивних оцінок параметрів усіх змінних характерний стрибок у значенні у кризовому 2008 році, але далі значення оцінок

у кожному випадку показують стабільну поведінку. На основі цих графіків можна стверджувати, що оцінки параметрів моделі стійкі. Загалом проведені тести підтвердили адекватність моделі (3.5).

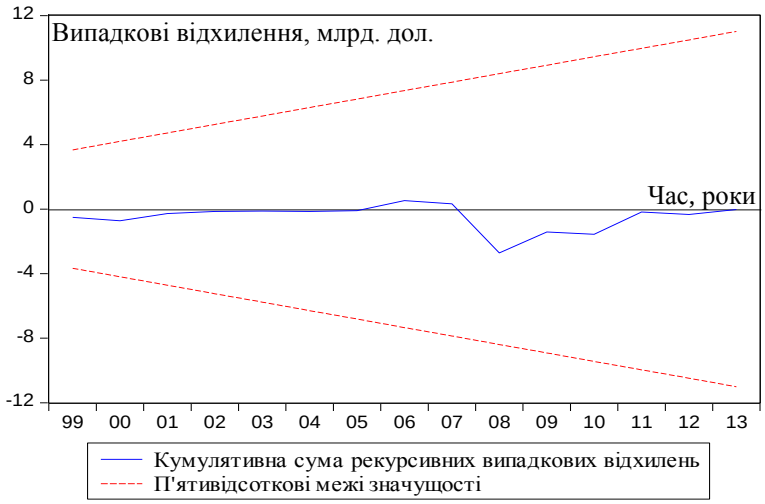


Рис. В.3. Графік кумулятивної суми рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.5)

Джерело: побудовано автором

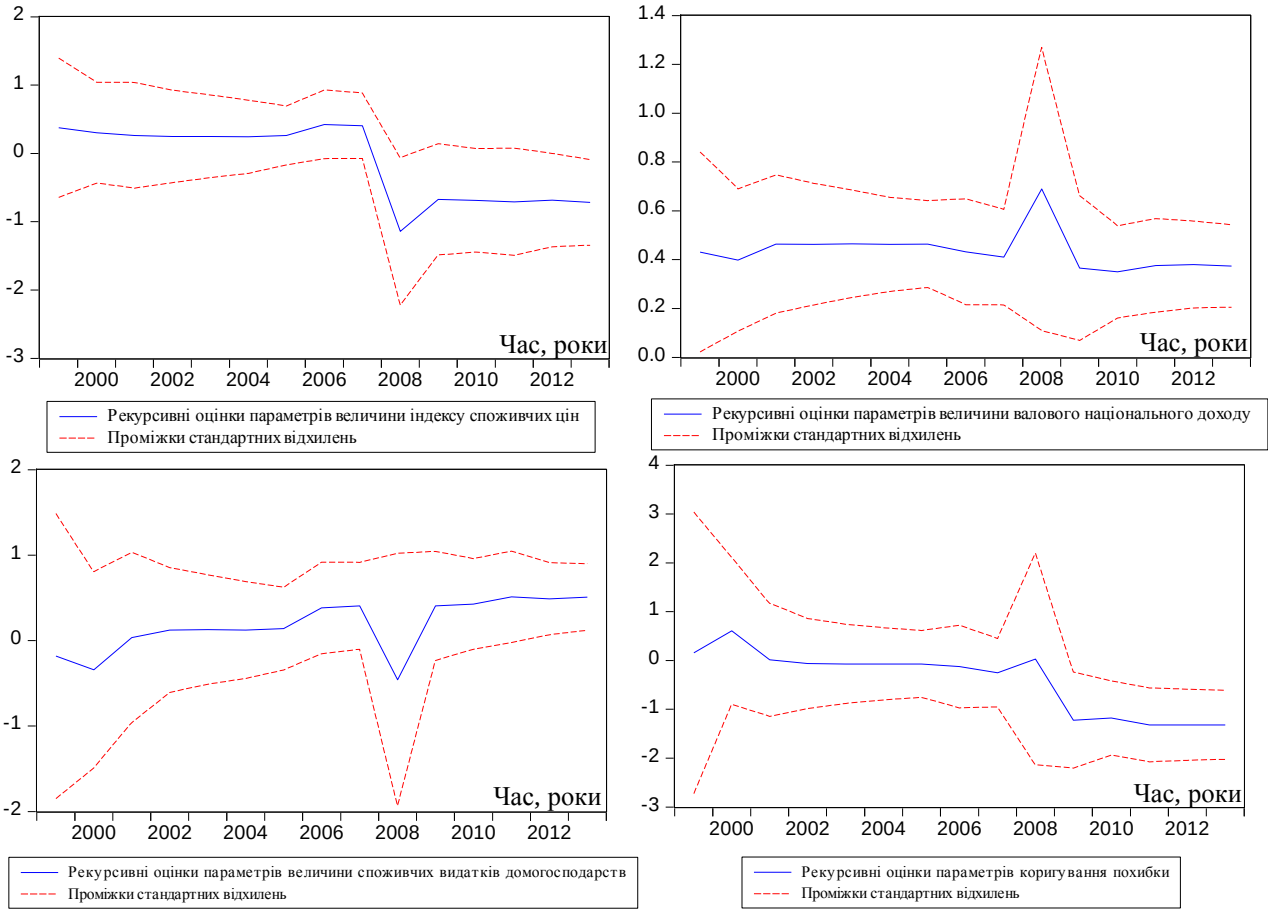


Рис. В.4. Графіки значень рекурсивних оцінок параметрів моделі (3.5)

Джерело: побудовано автором

Для того, щоб оцінити прогностичні властивості моделі (3.6), на її підставі проведено прогнозування значень величини споживчих видатків домогосподарств та порівняння його результатів із фактичними значеннями з 1994 по 2013 роки. Величини споживчих видатків домогосподарств на кожен рік з 1994 по 2013 роки зпрогнозовано так: на основі фактичних даних 1992 та 1993 років отримано прогноз на 1994 рік, на основі фактичних даних 1993 та 1994 років отримано прогноз на 1995 рік і так далі (рис. В.5).

Отримані прогнозні значення величини споживчих видатків домогосподарств України є адекватні і підтверджують правильність вибору специфікації моделі та можливість її практичного застосування у прогнозуванні та дослідженні величини споживчих видатків домогосподарств України.

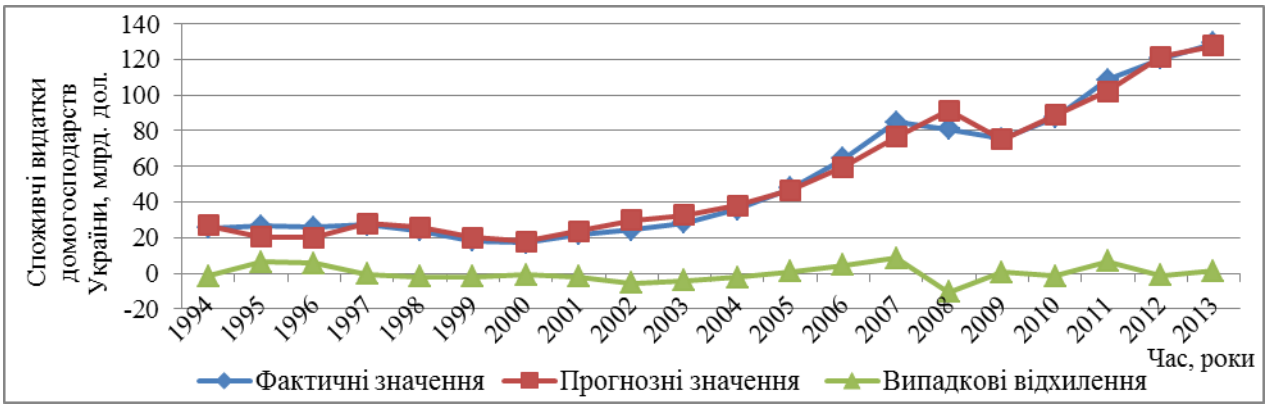


Рис. В.5. Результати прогнозування величини споживчих видатків домогосподарств України з 1994 по 2013 роки

Джерело: побудовано автором

Додаток В.2

Перевірка моделі коригування похибки величини заощаджень домогосподарств України на адекватність та стійкість

Для перевірки моделі на адекватність проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу (рис. В.6).

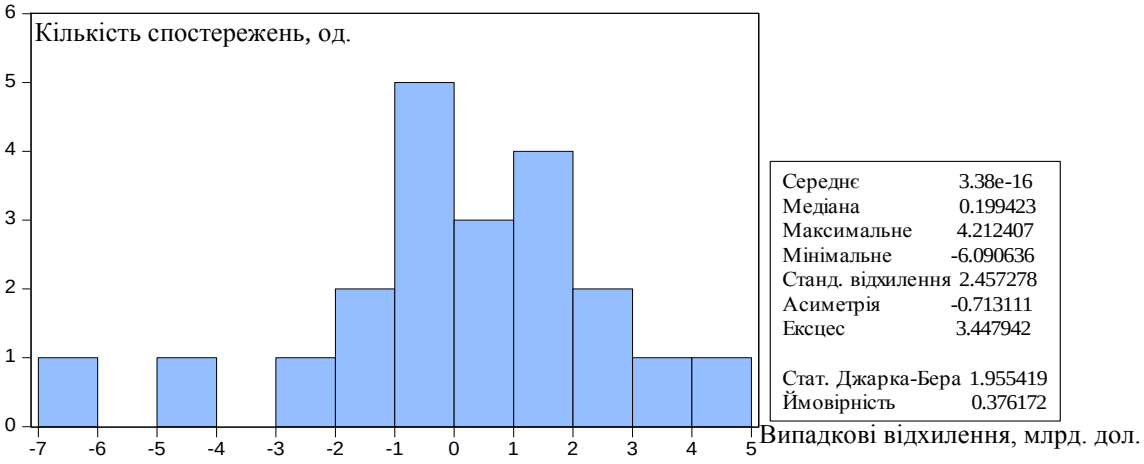


Рис. В.6. Гістограма перевірки випадкових відхилень на нормальність розподілу

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. В цьому випадку значення ймовірності становить 0,3762, тобто воно більше ніж, 0,05. Отже, випадкові відхилення моделі (3.7) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.7) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку моделі (3.7) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при значенні F-статистики F = 0,7775 значення ймовірності становить p = 0,6042, що є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.7) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна – що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,9293, а ймовірність при цьому становить p = 0,448. Оскільки 0,0448 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.7) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Стійкість моделі (3.7) перевірено за допомогою рекурсивного методу найменших квадратів та похідних від нього методів. На підставі рис. В.7 можна стверджувати, що модель відносно стійка, хоча графік рекурсивних випадкових відхилень вийшов за межі проміжку стандартних похибок у 2012 році, але усі попередні значення знаходяться у допустимих межах.

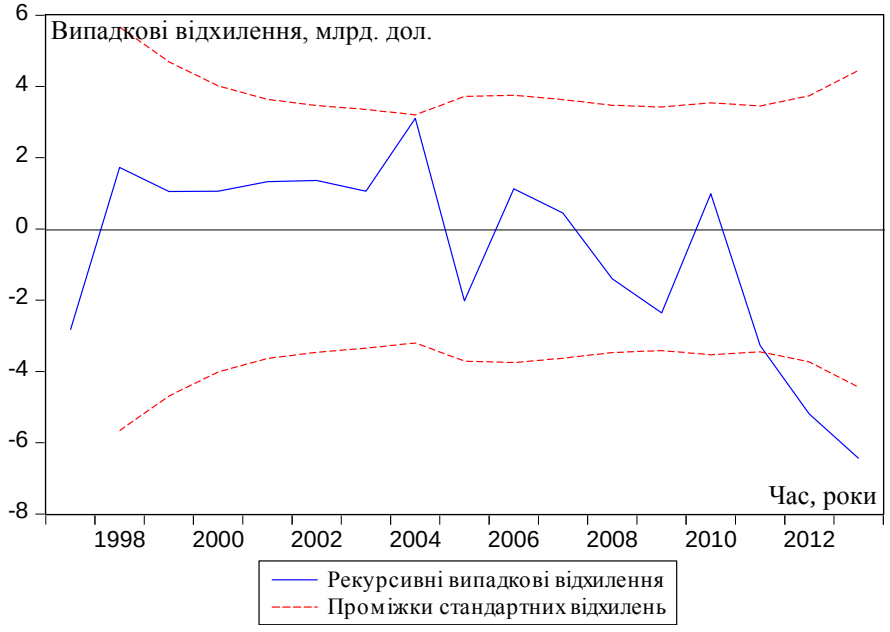


Рис. В.7. Графік рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.7)

Джерело: побудовано автором

Результати CUSUM тестування показали хороші результати стійкості моделі (3.7) (рис. В.8). Жодне значення кумулятивної суми випадкових відхилень не вийшли за межі п’ятивідсоткового інтервалу, тобто модель стійка з довірчою ймовірністю 0,95.

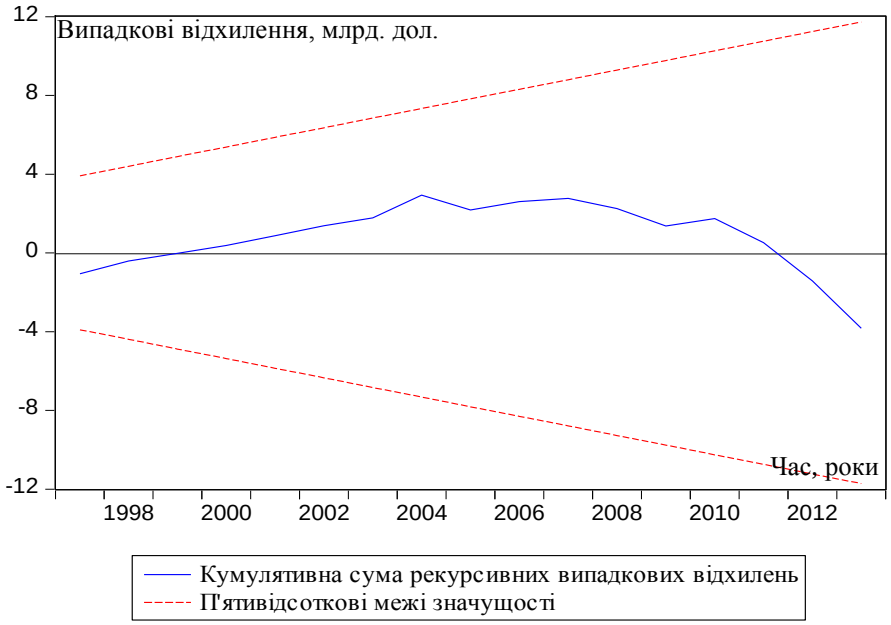


Рис. В.8. Графік кумулятивної суми рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.7)

Джерело: побудовано автором

Схожим за своєю суттю до попередніх тестів є тестування рекурсивних оцінок параметрів моделі. На рис. В.9 відображено зміну значень оцінок параметрів моделі (3.7) зі збільшенням статистичної вибірки для їхнього обчислення, а також два інтервали стандартних похибок навколо обчислених оцінок параметрів. Для рекурсивних оцінок параметрів усіх змінних моделі (3.7) характерна стабільна поведінку потягом усього часового проміжку, відображеного на графіках. На основі цих графіків можна стверджувати, що оцінки параметрів моделі стійкі. Загалом проведені тести підтвердили стійкість та адекватність моделі (3.7).

Для того, щоб оцінити реальні прогностичні властивості моделі (3.7), на її підставі проведено прогнозування значень величини внутрішніх валових заощаджень та порівняння його результатів із фактичними значеннями з 1994 по 2013 роки (рис. В.10). Отримані прогнозні значення величини внутрішніх валових заощаджень є дуже близькі до фактичних та підтверджують правильність вибору специфікації моделі, її адекватність та можливість практичного застосування у прогнозуванні.

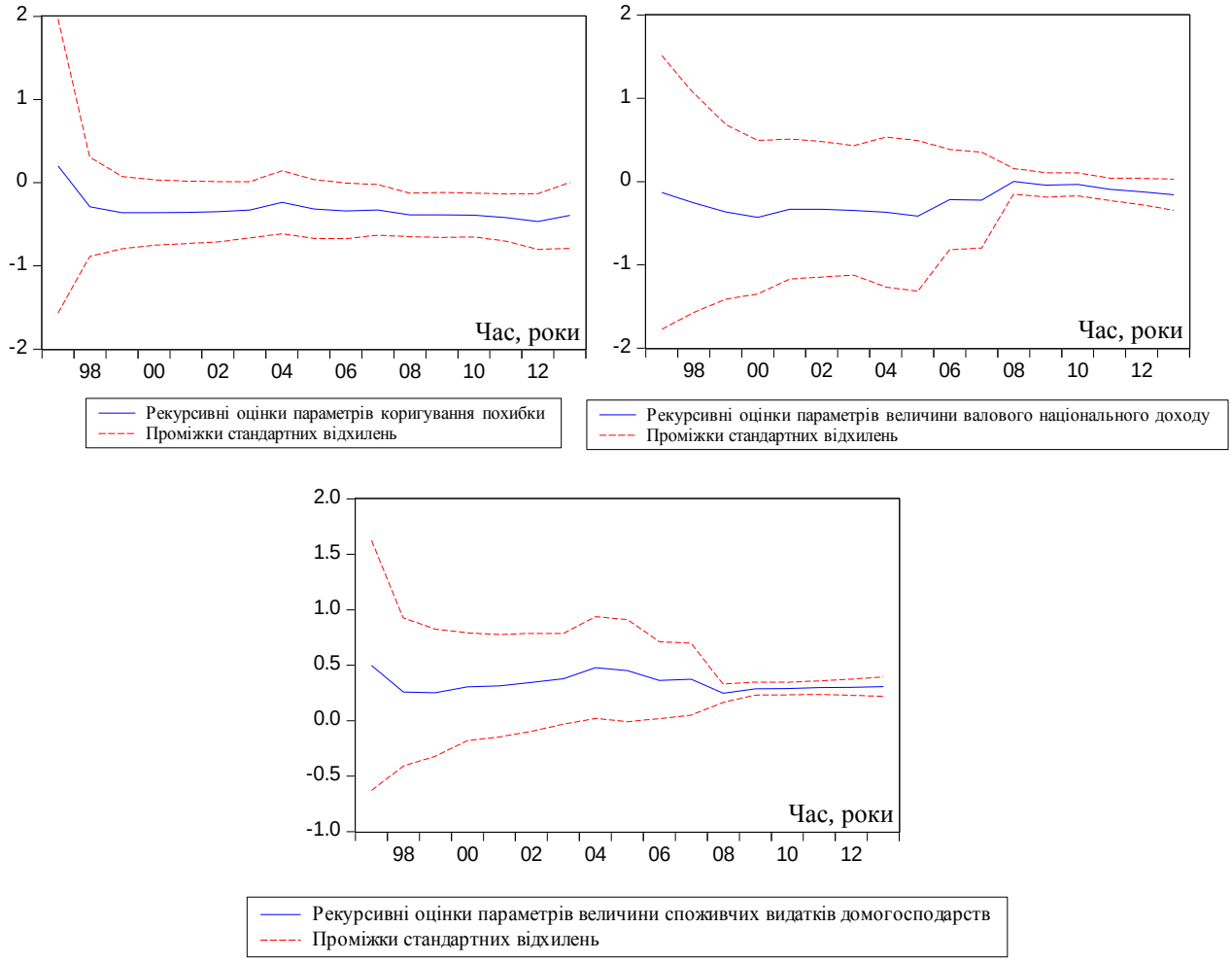


Рис. В.9. Графіки значень рекурсивних оцінок параметрів моделі (3.7)

Джерело: побудовано автором

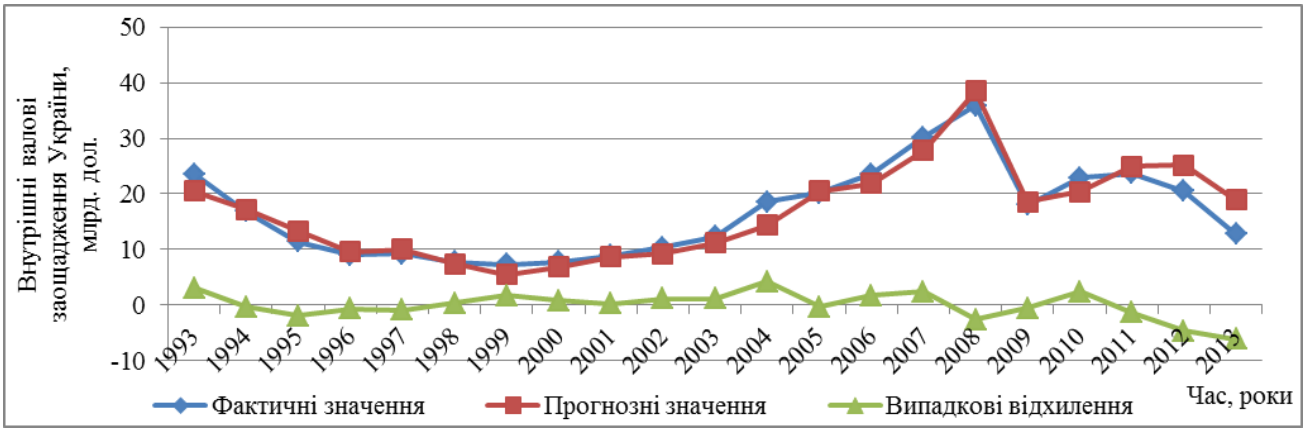


Рис. В.10. Результати прогнозування величини внутрішніх валових заощаджень з 1993 по 2013 роки

Джерело: побудовано автором

Додаток В.3

Перевірка моделі коригування похибки величини кредитів домогосподарств України на адекватність та стійкість

Для перевірки адекватності моделі проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу (рис. В.11).

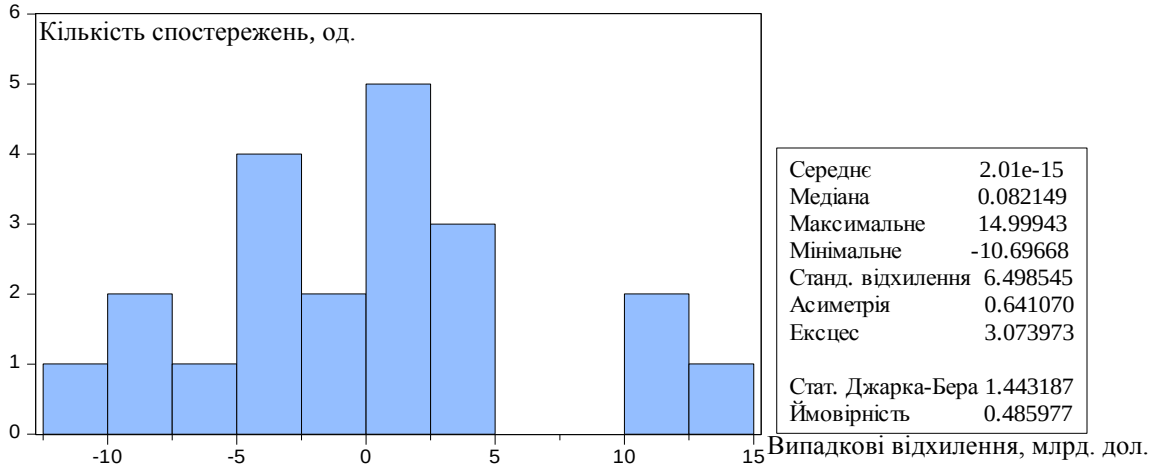


Рис. В.11. Гістограма перевірки випадкових відхилень на нормальність розподілу

Джерело: побудовано автором

Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень моделі на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. В цьому випадку значення ймовірності становить 0,48598, тобто воно більше, ніж 0,05. Отже, випадкові відхилення моделі (3.9) нормально розподілені.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.9) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. У випадку моделі (3.9) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при значенні F-статистики $F = 0{,}3288$ значення ймовірності становить $p = 0{,}9069$, яке є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень моделі (3.9) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,6118, а ймовірність при цьому становить p = 0,2197. Оскільки 0,2197 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення моделі (3.9) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Стійкість моделі (3.9) перевірено за допомогою рекурсивного методу найменших квадратів та похідних від нього методів. Рекурсивні випадкові відхилення моделі (3.9) показано на рис. В.12.

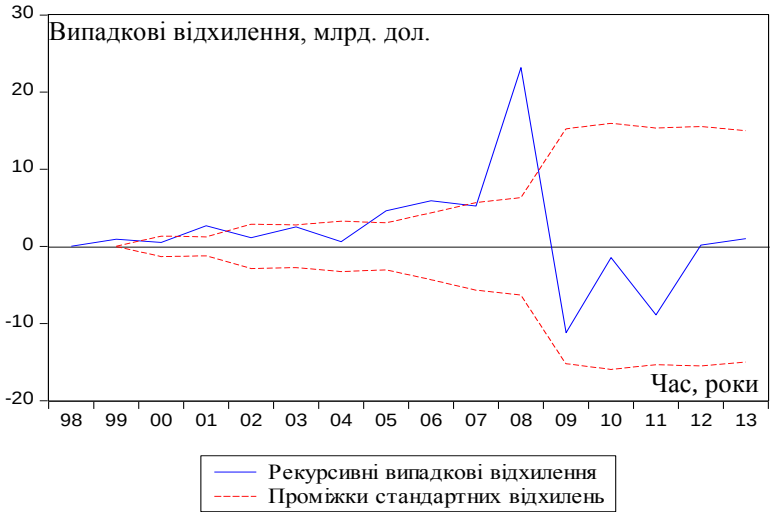


Рис. В.12. Графік рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.9)

Джерело: побудовано автором

На підставі рис. В.12 можна стверджувати, що модель досить стабільна, хоча графік рекурсивних випадкових відхилень вийшов за межі проміжку стандартних похибок у декількох спостереженнях, але загалом знаходився у допустимих межах.

Наступне CUSUM тестування полягає у тому, що на графіку відображають кумулятивну суму рекурсивних випадкових відхилень з п’ятивідсотковими межами критичних ліній. Тестування свідчитиме про нестійкість моделі, якщо кумулятивна сума рекурсивних випадкових відхилень вийде за межі критичних ліній. Результати CUSUM тестування для моделі (3.9) зображено на рис. В.13.

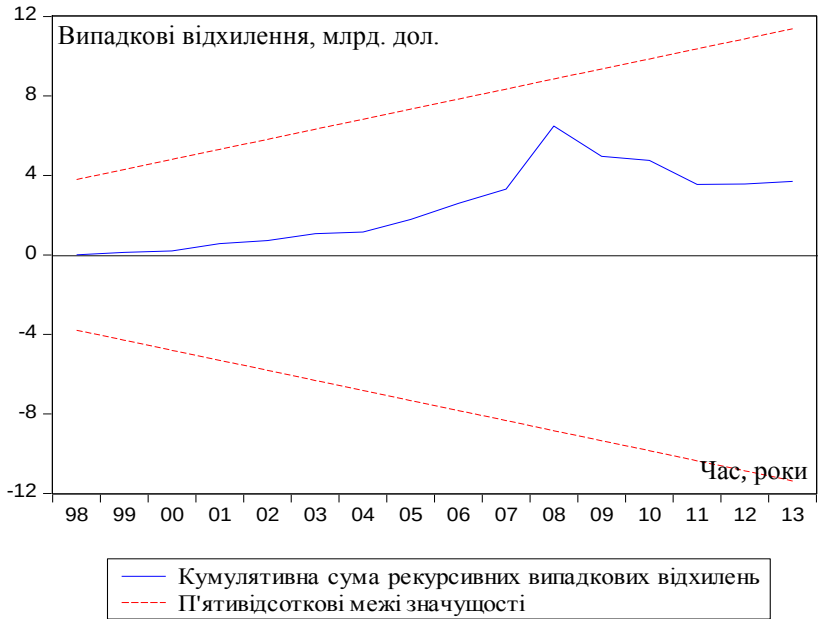


Рис. В.13. Графік кумулятивної суми рекурсивних випадкових відхилень моделі (3.9)

Джерело: побудовано автором

Результати CUSUM тестування показали хороші результати стійкості побудованої моделі. Жодне значення кумулятивної суми випадкових відхилень не вийшли за межі п’ятивідсоткового інтервалу, тобто модель стійка з довірчою ймовірністю 0,95.

Схожим по своїй суті до попередніх тестів є тестування рекурсивних оцінок параметрів моделі. На рис. В.14 відображено зміну значень оцінок параметрів моделі (3.9) зі збільшенням статистичної вибірки для їхнього обчислення, а також два інтервали стандартних похибок навколо обчислених оцінок параметрів.

Для рекурсивних оцінок параметрів усіх змінних, крім величини індексу споживчих цін, характерний рівномірний розвиток. Стрибок у значенні у кризовому 2008 році характерний для значень оцінок коефіцієнта індексу споживчих цін, але далі значення оцінок показують стабільну поведінку. На підставі цих графіків можна стверджувати, що оцінки параметрів моделі стійкі. Загалом проведені тести підтвердили адекватність моделі (3.9).

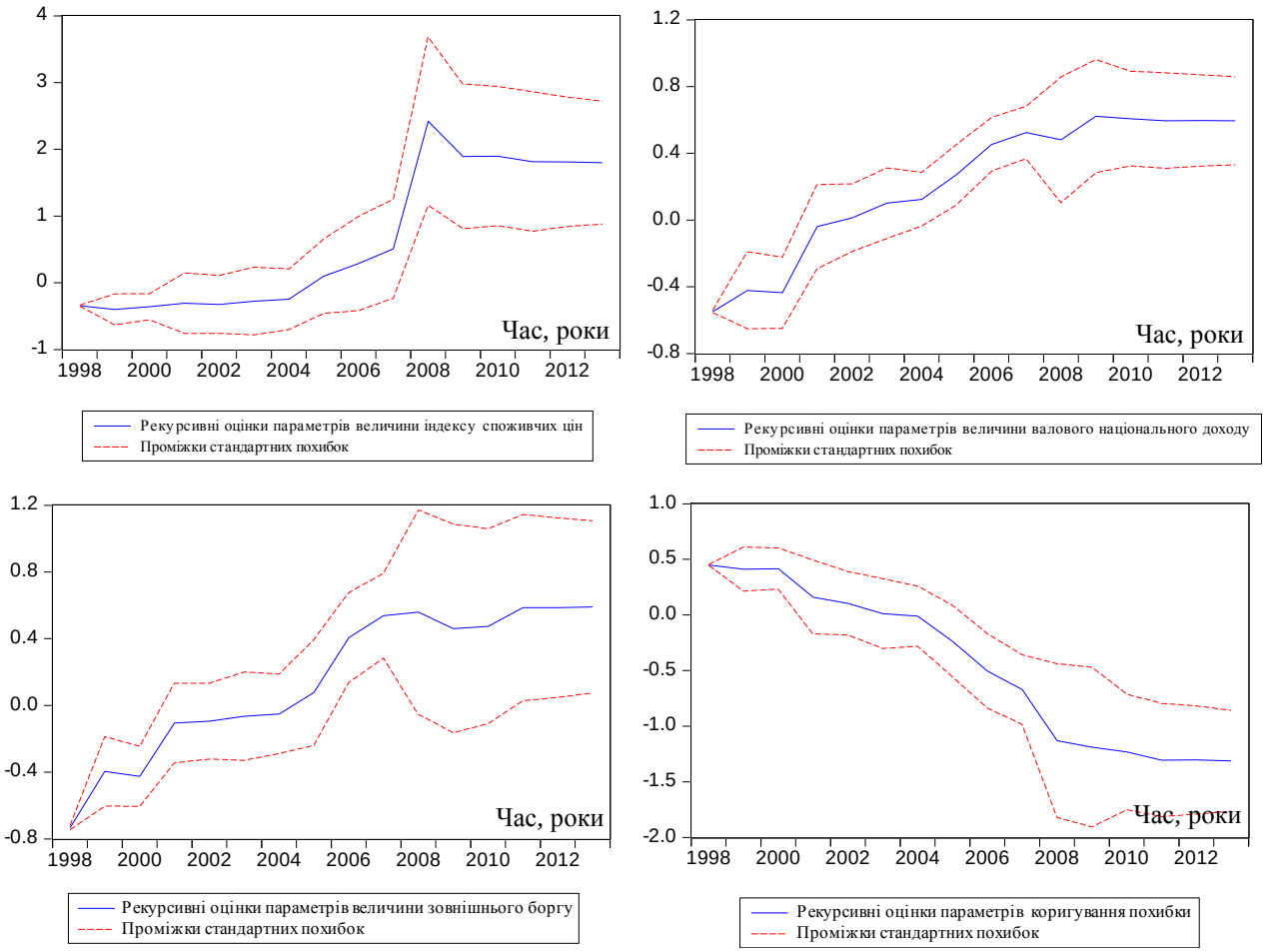


Рис. В.14. Графіки значень рекурсивних оцінок параметрів моделі (3.9)

Джерело: побудовано автором

Для того щоб оцінити реальні прогностичні властивості моделі (3.9), на її підставі проведено прогнозування значень величини внутрішніх кредитів приватному сектору та порівняння його результатів із фактичними значеннями з 1993 по 2013 роки (рис. В.15).



Рис. В.15. Результати прогнозування величини внутрішніх кредитів приватному сектору з 1993 по 2013 роки

Джерело: побудовано автором

Отримані прогнозні значення величини внутрішніх кредитів приватному сектору є адекватні та підтверджують правильність вибору специфікації моделі та можливість її практичного застосування у прогнозуванні та дослідженні величини внутрішніх кредитів приватному сектору.

Додаток Г.1

Інтерпретація та діагностування рівнянь вибіркової симультативної моделі (3.22) – (3.48).

Рівняння (3.22) описує кореляційну залежність споживчих видатків домогосподарств України від індексу споживчих цін, величини валового національного доходу та лагового значення величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння (3.22) представлено в табл. Г.1. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.22) наведені у табл. Г.2.

Таблиця Г.1

Економетричні характеристики рівняння (3.22)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9753
Скориговане відношення детермінації	0,971
Стандартна похибка рівняння регресії	6,1983
Сума квадратів випадкових відхилень	653,1271
F-статистика	223,8246
Ймовірність (F-статистика)	$7{,}4*10^{-14}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,6285

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.2

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.22)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
CPI_t^u	0,1824	0,0845	2,1575	0,0456
GNI_t^u	0,2552	0,0954	2,6751	0,016
HC_{t-1}^u	0,512	0,1694	3,0225	0,0077

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.22) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання індексу споживчих цін на 1 % призведе до зростання величини споживчих видатків домогосподарств України у середньому на 0,1824 млрд. дол. США;

- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина споживчих видатків домогосподарств України у середньому зросте на 0,2552 млрд. дол. США;
- зростання величини споживчих видатків домогосподарств у теперішньому періоді на 1 млрд. дол. США збільшить величину споживчих видатків домогосподарств України у наступному періоді у середньому на 0,512 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.22) становить 25,0795, а значення ймовірності менше, ніж 0,05, тому приймається альтернативна гіпотеза про те, що випадкові відхилення рівняння (3.22) не розподілені нормально. Більшість економетристів вважає, що негаусівський розподіл випадкових відхилень найчастіше спричинений малою кількістю спостережень, на основі яких побудовано вибіркову модель.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.22) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.22) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 9,6777 значення ймовірності становить p = 0,1389 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.22) на наявність гетероскедастичності проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час

тестування Гарві становить F = 3,0193, а ймовірність при цьому становить p = 0,0585. Оскільки 0,0585 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.22) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.23) описує кореляційну залежність внутрішніх валових заощаджень України від величини валового національного доходу та величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння (3.23) представлено в табл. Г.3. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.23) наведені у табл. Г.4.

Таблиця Г.3

Економетричні характеристики рівняння (3.23)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,7874
Скориговане відношення детермінації	0,7638
Стандартна похибка рівняння регресії	3,9092
Сума квадратів випадкових відхилень	275,0682
F-статистика	33,2464
Ймовірність (F-статистика)	0,000001
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,1733

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.4

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.23)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
HC_t^u	–0,4986	0,1046	–4,7664	0,0002
GNI_t^u	0,431	0,06997	6,1603	0,00001

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.23) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання величини споживчих видатків домогосподарств на 1 млрд. дол. США призведе до зниження величини внутрішніх валових заощаджень України у середньому на 0,4986 млрд. дол. США;
- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх валових заощаджень України у середньому зросте на 0,431 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.23) становить 0,7421, а значення ймовірності $p = 0{,}69$, тобто більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.23).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.23) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.23) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 7,7971 значення ймовірності становить p = 0,2533 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.23) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 2,7124, а ймовірність при цьому становить p = 0,0934. Оскільки 0,0934 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.23) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.24) описує кореляційну залежність внутрішніх кредитів приватному сектору України від величини валового національного доходу та значення облікової ставки НБУ. Економетричні характеристики рівняння (3.24) представлено в табл. Г.5. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.24) наведені у табл. Г.6.

Таблиця Г.5

Економетричні характеристики рівняння (3.24)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,8676
Скориговане відношення детермінації	0,8529
Стандартна похибка рівняння регресії	12,3648
Сума квадратів випадкових відхилень	2751,991
F-статистика	59,2199
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}2*10^{-8}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,0855

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.6

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.24)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GNI_t^u	0,4889	0,0551	8,8745	0,0000001
R_t^u	–0,1149	0,0474	–2,424	0,0261

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.24) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх кредитів приватному сектору України у середньому зросте на 0,4889 % ВВП;
- зростання облікової ставки на 1 % призведе до зниження величини внутрішніх кредитів приватному сектору України у середньому на 0,1149 % ВВП.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.24) становить 24,5819, а значення ймовірності менше, ніж 0,05, тому приймається альтернативна гіпотеза про не гаусівський розподіл випадкових відхилень рівняння (3.24).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.24) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.24) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,2919 значення ймовірності становить p = 0,0798 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.24) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 3,2066, а ймовірність при цьому становить p = 0,0644. Оскільки 0,0644 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.24) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.25) описує кореляційну залежність індексу споживчих цін України від величини грошової маси М2 та значення облікової ставки НБУ. Економетричні характеристики рівняння (3.25) представлено в табл. Г.7. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.25) наведені у табл. Г.8.

Таблиця Г.7

Економетричні характеристики рівняння (3.25)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9693
Скориговане відношення детермінації	0,9658
Стандартна похибка рівняння регресії	6,6214
Сума квадратів випадкових відхилень	789,1761
F-статистика	283,8254
Ймовірність (F-статистика)	$2{,}4*10^{-14}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,015

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.8

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.25)

Змінна	Параметрів	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
M_t^u	0,1001	0,0057	17,569	$8{,}9*10^{-13}$
R_t^u	–0,1575	0,0266	–5,9207	0,00001

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.25) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини грошової маси М2 на 1 млрд. грн. величина індексу споживчих цін України у середньому зросте на 0,1001 %;
- зростання облікової ставки на 1 % призведе до зниження величини індексу споживчих цін України у середньому на 0,1575 %.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.25) становить 0,1395, а значення ймовірності $p = 0{,}9326$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.25).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.25) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.25) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,0647 значення ймовірності становить p = 0,0864 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.25) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,0794, а ймовірність при цьому становить p = 0,924. Оскільки 0,924 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.25) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.26) описує кореляційну залежність валового національного доходу України від внутрішнього валового продукту, інвестицій та зовнішнього боргу. Економетричні характеристики рівняння (3.26) представлено в табл. Г.9. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.26) наведені у табл. Г.10.

Таблиця Г.9

Економетричні характеристики рівняння (3.26)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9995
Скориговане відношення детермінації	0,9994
Стандартна похибка рівняння регресії	1,3260
Сума квадратів випадкових відхилень	29,8906
F-статистика	11183,41
Ймовірність (F-статистика)	$3{,}3*10^{-28}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,5893

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.10

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.26)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
INV_t^u	–0,3986	0,1169	–3,4102	$3{,}4*10^{-14}$
GDP_t^u	1,1637	0,05099	22,8201	0,0033
D_t^u	–0,0842	0,0324	–2,6015	0,0186

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.26) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання інвестицій на 1 млрд. дол. США призведе до зменшення величини валового національного доходу України у середньому на -0,3986 млрд. дол. США;
- при зростанні величини внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США величина валового національного доходу України у середньому зросте на 1,1637 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США зменшить величину валового національного доходу України у середньому на 0,0842 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.26) становить 2,0285, а значення ймовірності $p = 0{,}3627$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.26).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.26) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.26) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до п’ятого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 7,8482 значення ймовірності становить $p = 0{,}1648$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.26) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час

тестування Гарві становить F = 0,9595, а ймовірність при цьому становить p = 0,4344. Оскільки 0,4344 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.26) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.27) описує кореляційну залежність інвестицій в Україні від внутрішніх валових заощаджень, зовнішнього боргу та обмінного курсу гривні на дол. США. Економетричні характеристики рівняння (3.27) представлено в табл. Г.11. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.27) наведені у табл. Г.12.

Таблиця Г.11

Економетричні характеристики рівняння (3.27)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9572
Скориговане відношення детермінації	0,9497
Стандартна похибка рівняння регресії	2,7358
Сума квадратів випадкових відхилень	127,2362
F-статистика	126,9743
Ймовірність (F-статистика)	$7{,}7*10^{-12}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,4608

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.12

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.27)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDS_t^u	1,0149	0,0997	10,1802	$1{,}2*10^{-8}$
D_t^u	0,1551	0,0262	5,9123	0,00002
EX_t^u	–1,5469	0,4591	–3,3691	0,0036

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.27) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішніх валових заощаджень на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини інвестицій України у середньому на 1,0149 млрд. дол. США;

- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США збільшить величину інвестицій України у середньому на 0,1551 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 грн. величина інвестицій України у середньому зменшиться на 1,5469 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.27) становить 1,1515, а значення ймовірності $p = 0{,}5623$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.27).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.27) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.27) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до другого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 5,287 значення ймовірності становить $p = 0{,}0711$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.27) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 2{,}7352$, а ймовірність при цьому становить $p = 0{,}0758$. Оскільки $0{,}0758 > 0{,}05$, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.27) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.28) описує кореляційну залежність величини імпорту України від внутрішнього валового продукту України та обмінного курсу гривні на долар США. Економетричні характеристики рівняння (3.28) представлено в табл. Г.13. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.28) наведені у табл. Г.14.

Таблиця Г.13

Економетричні характеристики рівняння (3.28)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9819
Скориговане відношення детермінації	0,9799
Стандартна похибка рівняння регресії	4,5567
Сума квадратів випадкових відхилень	373,7369
F-статистика	485,6188
Ймовірність (F-статистика)	$2{,}1*10^{-16}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,5193

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.14

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.28)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDP_t^u	0,5353	0,0248	21,5573	$2{,}6*10^{-14}$
EX_t^u	1,6664	0,5287	3,1517	0,0055

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.28) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини імпорту України у середньому на 0,5353 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 грн. за дол. США величина імпорту України у середньому зросте на 1,6664 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-

Бера для рівняння (3.28) становить 1,5134, а значення ймовірності $p = 0{,}4692$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.28).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.28) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.28) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 4,8479 значення ймовірності становить $p = 0{,}5635$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.28) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 3{,}6695$, а ймовірність при цьому становить $p = 0{,}0461$. Оскільки $0{,}0461 < 0{,}05$, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.28) гетероскедастичні. Натомість тестування Вайта показало наявність гомоскедастичності у випадкових відхиленнях з довірчою ймовірністю 0,95 ($F = 0{,}8249$, $p = 0{,}4542$).

Рівняння (3.29) описує кореляційну залежність величини експорту України від імпорту Росії та Польщі, інвестицій та обмінного курсу гривні на долар США. Економетричні характеристики рівняння (3.29) представлено в табл. Г.15. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.29) наведені у табл. Г.16.

Таблиця Г.15

Економетричні характеристики рівняння (3.29)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9884
Скориговане відношення детермінації	0,9855
Стандартна похибка рівняння регресії	3,2529
Сума квадратів випадкових відхилень	169,2990
F-статистика	338,2485
Ймовірність (F-статистика)	$3{,}1*10^{-15}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,2996

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.16

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.29)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
INV_t^u	0,4032	0,2136	1,8872	0,0774
IMP_t^r	0,0811	0,0211	3,8462	0,0014
IMP_t^p	0,1172	0,0763	1,5363	0,1440
EX_t^u	1,2604	1,1623	1,0844	0,2943

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.29) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні інвестицій на 1 млрд. дол. США величина експорту України збільшиться у середньому на 0,4032 млрд. дол. США;
- зростання імпорту Росії на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини експорту України у середньому на 0,0811 млрд. дол. США;
- зростання імпорту Польщі на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини експорту України у середньому на 0,1172 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 грн. за дол. США величина експорту України у середньому зросте на 1,2604 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових

відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.29) становить 0,2890, а значення ймовірності $p = 0{,}8655$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.29).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.29) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.29) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до восьмого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 15,3087 значення ймовірності становить p = 0,0534 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.29) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,8304, а ймовірність при цьому становить p = 0,5252. Оскільки 0,5252> 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.29) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.30) є балансовим рівнянням, яке моделює показник внутрішнього валового продукту України.

Рівняння (3.31) описує кореляційну залежність споживчих видатків домогосподарств Росії від індексу споживчих цін, валового національного доходу та лагового значення величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння (3.31) представлено в табл. Г.17. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.31) наведені у табл. Г.18.

Таблиця Г.17

Економетричні характеристики рівняння (3.31)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9991
Скориговане відношення детермінації	0,9989
Стандартна похибка рівняння регресії	10,5962
Сума квадратів випадкових відхилень	1908,772
F-статистика	6318,174
Ймовірність (F-статистика)	$4{,}3*10^{-26}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9081

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.18

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.31)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
CPI_t^r	0,1801	0,1516	1,1874	0,2514
GNI_t^r	0,4147	0,0155	26,763	$2{,}4*10^{-15}$
HC_{t-1}^r	0,2128	0,0299	7,1202	0,000002

Джерело: побудовано автором

Параметри при змінних величини валового національного доходу та лагового значення величини споживчих видатків домогосподарств статистично значущі з довірчою ймовірністю 0,99. Параметр при індексі споживчих цін статистично значущий лише з довірчою ймовірністю 0,75, але його знак такий самий, як і у рівнянні для України.

Значення параметрів рівняння (3.31) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання індексу споживчих цін на 1 % призведе до зростання величини споживчих видатків домогосподарств Росії у середньому на 0,1801 млрд. дол. США;
- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина споживчих видатків домогосподарств Росії у середньому зросте на 0,4147 млрд. дол. США;
- зростання величини споживчих видатків домогосподарств Росії у теперішньому періоді на 1 млрд. дол. США збільшить величину

споживчих видатків домогосподарств у наступному періоді у середньому на 0,2128 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.31) становить 0,924, а значення ймовірності $p = 0{,}63$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.31).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.31) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.31) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,8853 значення ймовірності становить p = 0,0646 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.31) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,4967, а ймовірність при цьому становить p = 0,2512. Оскільки 0,2512 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.31) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.32) описує кореляційну залежність внутрішніх валових заощаджень Росії від величини валового національного доходу та величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння

(3.32) представлено в табл. Г.19. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.32) наведені у табл. Г.20.

Таблиця Г.19

Економетричні характеристики рівняння (3.32)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9975
Скориговане відношення детермінації	0,9972
Стандартна похибка рівняння регресії	10,9852
Сума квадратів випадкових відхилень	2172,154
F-статистика	3495,469
Ймовірність (F-статистика)	$4{,}9*10^{-24}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,4196

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.20

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.32)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
HC_t^r	–1,157	0,1273	–9,0897	$3{,}8*10^{-8}$
GNI_t^r	0,9301	0,0665	13,9892	$4{,}1*10^{-11}$

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.32) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання величини споживчих видатків домогосподарств на 1 млрд. дол. США призведе до зниження величини внутрішніх валових заощаджень Росії у середньому на 1,157 млрд. дол. США;
- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх валових заощаджень Росії у середньому зросте на 0,9301 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-

Бера для рівняння (3.32) становить 0,8858, а значення ймовірності $p = 0{,}64$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.32).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.32) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.32) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 1,5995 значення ймовірності становить p = 0,9526 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.32) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 1,4247, а ймовірність при цьому становить p = 0,2664. Оскільки 0,2664 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.32) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.33) описує кореляційну залежність внутрішніх кредитів приватному сектору Росії від величини валового національного доходу та значення ставки рефінансування. Економетричні характеристики рівняння (3.33) представлено в табл. Г.21. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.33) наведені у табл. Г.22.

Значення параметрів рівняння (3.33) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх кредитів приватному сектору Росії у середньому зросте на 0,0201 млрд. дол. США;

- зростання ставки рефінансування на 1 % призведе до зниження величини внутрішніх кредитів приватному сектору Росії у середньому на 0,0604 млрд. дол. США.

Таблиця Г.21

Економетричні характеристики рівняння (3.33)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9459
Скориговане відношення детермінації	0,9399
Стандартна похибка рівняння регресії	3,6602
Сума квадратів випадкових відхилень	241,1503
F-статистика	157,8651
Ймовірність (F-статистика)	$3{,}9*10^{-12}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,8256

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.22

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.33)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GNI_t^r	0,0201	0,0015	13,4121	$8{,}3*10^{-11}$
R_t^r	–0,0604	0,0163	–3,7081	0,0016

Джерело: побудовано автором

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.33) становить 5,1011, а значення ймовірності $p = 0{,}078$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.33).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.33) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.33)

тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 2,6967 значення ймовірності становить p = 0,8458 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.33) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,5011, а ймовірність при цьому становить p = 0,614. Оскільки 0,614 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.33) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.34) описує кореляційну залежність індексу споживчих цін Росії від величини грошової маси М2 та значення ставки рефінансування. Економетричні характеристики рівняння (3.34) представлено в табл. Г.23. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.34) наведені у табл. Г.24.

Таблиця Г.23

Економетричні характеристики рівняння (3.34)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9587
Скориговане відношення детермінації	0,9541
Стандартна похибка рівняння регресії	8,4804
Сума квадратів випадкових відхилень	1294,515
F-статистика	209,0177
Ймовірність (F-статистика)	$3{,}5*10^{-13}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	0,7525

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.24

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.34)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
M_t^r	0,0026	0,0002	13,8058	$5{,}1*10^{-11}$
R_t^r	–0,2148	0,0389	–5,5286	0,00003

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.34) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини грошової маси М2 на 1 млрд. дол. США величина індексу споживчих цін Росії у середньому зросте на 0,0026%;
- зростання ставки рефінансування на 1% призведе до зниження величини індексу споживчих цін Росії у середньому на 0,2148 %.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.34) становить 2,5954, а значення ймовірності $p = 0{,}2732$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.34).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.34) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.34) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до сьомого лагу з ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 13,4252 значення ймовірності становить p = 0,0624 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.34) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,1884, а ймовірність при цьому становить p = 0,8299. Оскільки 0,8299 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.34) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.35) описує кореляційну залежність валового національного доходу Росії від внутрішнього валового продукту та зовнішнього боргу. Економетричні характеристики рівняння (3.35) представлено в табл. Г.25. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.35) наведено у табл. Г.26.

Таблиця Г.25

Економетричні характеристики рівняння (3.35)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9999
Скориговане відношення детермінації	0,9999
Стандартна похибка рівняння регресії	4,5371
Сума квадратів випадкових відхилень	370,5401
F-статистика	189587,5
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}2*10^{-39}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,384

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.26

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.35)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDP_t^r	0,9866	0,0072	137,1144	$1{,}2*10^{-28}$
D_t^r	–0,0751	0,0236	–3,1815	0,0052

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.35) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США величина валового національного доходу Росії у середньому зросте на 0,9866 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США зменшить величину валового національного доходу Росії у середньому на 0,0751 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що

випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.35) становить 24,1217, а значення ймовірності менше, ніж 0,05, тому приймається альтернативна гіпотеза про негаусівський розподіл випадкових відхилень рівняння (3.35).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.35) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.35) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 8,2788 значення ймовірності становить p = 0,2184 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.35) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 6,289, а ймовірність при цьому становить p = 0,0085. Оскільки 0,0085 < 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.35) гетероскедастичні. Натомість тестування Вайта показало наявність гомоскедастичності у випадкових відхиленнях з довірчою ймовірністю 0,95 (F = 1,0241, p = 0,4383).

Рівняння (3.36) описує кореляційну залежність інвестицій в Росії від внутрішніх валових заощаджень, зовнішнього боргу та обмінного курсу рубля на дол. США. Економетричні характеристики рівняння (3.36) представлено в табл. Г.27. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.36) наведено у табл. Г.28.

Таблиця Г.27

Економетричні характеристики рівняння (3.36)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9947
Скориговане відношення детермінації	0,9938
Стандартна похибка рівняння регресії	12,5304
Сума квадратів випадкових відхилень	2669,204
F-статистика	1060,439
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}6*10^{-19}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	0,7818

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.28

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.36)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDS_t^r	0,7142	0,0466	15,3401	$2{,}2*10^{-11}$
D_t^r	0,0994	0,05103	1,9481	0,0681
EX_t^r	–1,4105	0,3019	–4,6717	0,0002

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.36) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішніх валових заощаджень на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини інвестицій Росії у середньому на 0,7142 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США збільшить величину інвестицій Росії у середньому на 0,0994 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 руб. величина інвестицій Росії у середньому зменшиться на 1,4105 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.36) становить 0,9605, а значення ймовірності $p = 0{,}6186$

більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.36).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.36) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.36) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,9663 значення ймовірності становить p = 0,0627 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.36) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,3212, а ймовірність при цьому становить p = 0,8099. Оскільки 0,8099 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.36) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.37) описує кореляційну залежність величини імпорту Росії від внутрішнього валового продукту Росії та обмінного курсу рубля на долар США. Економетричні характеристики рівняння (3.37) представлено в табл. Г.29. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.37) наведено у табл. Г.30.

Таблиця Г.29

Економетричні характеристики рівняння (3.37)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,995
Скориговане відношення детермінації	0,994
Стандартна похибка рівняння регресії	10,3145
Сума квадратів випадкових відхилень	1915,012
F-статистика	1801,323
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}8*10^{-21}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,1971

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.30

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.37)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDP_t^r	0,217	0,0041	53,2731	$2{,}9*10^{-21}$
EX_t^r	–0,3972	0,2304	–1,724	0,1018

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.37) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини імпорту Росії у середньому на 0,217 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 грн. за дол. США величина імпорту Росії у середньому зменшиться на 0,3972 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.37) становить 1,0004, а значення ймовірності $p = 0{,}6064$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.37).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.37) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.37) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 5,6586 значення ймовірності становить p = 0,4625 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.37) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,79003, а ймовірність при цьому становить p = 0,469. Оскільки 0,469 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.37) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.38) описує кореляційну залежність величини експорту Росії від імпорту України та Польщі, інвестицій та обмінного курсу рубля на долар США. Економетричні характеристики рівняння (3.38) представлено в табл. Г.31. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.38) наведено у табл. Г.32.

Таблиця Г.31

Економетричні характеристики рівняння (3.38)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9903
Скориговане відношення детермінації	0,9878
Стандартна похибка рівняння регресії	20,6186
Сума квадратів випадкових відхилень	6802,021
F-статистика	405,1902
Ймовірність (F-статистика)	$7{,}4*10^{-16}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,3411

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.32

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.38)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
INV_t^r	0,8319	0,2930	2,8391	0,0118
IMP_t^u	1,3241	2,1269	0,6226	0,5424
IMP_t^p	0,0467	0,4935	0,0947	0,9257
EX_t^r	1,5112	0,8152	1,8537	0,0823

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.38) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні інвестицій на 1 млрд. дол. США величина експорту Росії збільшиться у середньому на 0,8319 млрд. дол. США;
- зростання імпорту України на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини експорту Росії у середньому на 1,3241 млрд. дол. США;
- зростання імпорту Польщі на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини експорту Росії у середньому на 0,0467 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 руб. за дол. США величина експорту Росії у середньому зросте на 1,5112 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.38) становить 3,9886, а значення ймовірності $p = 0{,}1361$ більше ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.38).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.38) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.38) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 6,4820 значення ймовірності становить $p = 0{,}3714$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.38) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а

альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,3743, а ймовірність при цьому становить p = 0,8235. Оскільки 0,8235 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.38) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.39) є функціональним рівнянням, яке описує формування показника внутрішнього валового продукту Росії.

Рівняння (3.40) описує кореляційну залежність споживчих видатків домогосподарств Польщі від індексу споживчих цін, величини валового національного доходу та лагового значення величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння (3.40) представлено в табл. Г.33. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.40) наведені у табл. Г.34.

Таблиця Г.33

Економетричні характеристики рівняння (3.40)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9994
Скориговане відношення детермінації	0,9992
Стандартна похибка рівняння регресії	2,5867
Сума квадратів випадкових відхилень	113,745
F-статистика	8920,606
Ймовірність (F-статистика)	$2{,}34*10^{-27}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	0,9062

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.34

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.40)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	t-статистика	Рівень значущості
CPI_t^p	0,1116	0,0498	2,2392	0,0388
GNI_t^p	0,6111	0,0153	39,946	$3*10^{-18}$
HC_{t-1}^p	0,0148	0,0249	0,0249	0,5585

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.40) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання індексу споживчих цін на 1 % призведе до зростання величини споживчих видатків домогосподарств Польщі у середньому на 0,1116 млрд. дол. США;
- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина споживчих видатків домогосподарств Польщі у середньому зросте на 0,6111 млрд. дол. США;
- зростання величини споживчих видатків домогосподарств у теперішньому періоді на 1 млрд. дол. США збільшить величину споживчих видатків домогосподарств Польщі у наступному періоді у середньому на 0,0148 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.40) становить 1,2708, а значення ймовірності більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про те, що випадкові відхилення рівняння (3.40) розподілені нормально.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.40) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.40) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 10,2324 значення ймовірності становить p = 0,1152 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.40) на гетероскедастичність проведено тестування Глейзера. Нульова гіпотеза під час тестування Глейзера припускає, що випадкові відхилення моделі

гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Глейзера становить F = 1,6317, а ймовірність при цьому становить p = 0,2193. Оскільки 0, 2193> 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.40) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.41) описує кореляційну залежність внутрішніх валових заощаджень Польщі від величини валового національного доходу та величини споживчих видатків домогосподарств. Економетричні характеристики рівняння (3.41) представлено в табл. Г.35. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.41) наведено у табл. Г.36.

Таблиця Г.35

Економетричні характеристики рівняння (3.41)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9935
Скориговане відношення детермінації	0,9928
Стандартна похибка рівняння регресії	2,806
Сума квадратів випадкових відхилень	141,8263
F-статистика	1356,83
Ймовірність (F-статистика)	$2{,}3*10^{-20}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,6518

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.36

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.41)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
HC_t^p	–0,7887	0,3418	–2,3075	0,0331
GNI_t^p	0,721	0,2174	3,3171	0,0038

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.41) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання величини споживчих видатків домогосподарств на 1 млрд. дол. США призведе до зниження величини внутрішніх валових заощаджень Польщі у середньому на 0,7887 млрд. дол. США;

- при зростанні величини валового національного доходу на 1 млрд. дол. США величина внутрішніх валових заощаджень у середньому зросте на 0,721 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.41) становить 2,3648, а значення ймовірності $p = 0{,}3065$, тобто більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.41).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.41) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.41) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 7,322 значення ймовірності становить $p = 0{,}2921$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.41) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 2{,}9814$, а ймовірність при цьому становить $p = 0{,}0761$. Оскільки $0{,}0761 > 0{,}05$, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.41) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.42) описує кореляційну залежність внутрішніх кредитів приватному сектору Польщі від величини індексу споживчих цін та значення зовнішнього боргу Польщі. Економетричні характеристики рівняння (3.42)

представлено в табл. Г.37. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.42) наведено у табл. Г.38.

Таблиця Г.37

Економетричні характеристики рівняння (3.42)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9513
Скориговане відношення детермінації	0,9459
Стандартна похибка рівняння регресії	2,8816
Сума квадратів випадкових відхилень	149,4622
F-статистика	176,523
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}5*10^{-12}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,1152

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.38

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.42)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
CPI_t^p	0,1237	0,0473	2,6165	0,0175
D_t^p	0,0811	0,0098	8,3066	$1{,}4*10^{-7}$

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.42) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини індексу споживчих цін на 1 % величина внутрішніх кредитів приватному сектору Польщі у середньому зросте на 0,1237 % ВВП;
- зростання зовнішнього боргу Польщі на 1 млрд. дол. США призведе до зростання величини внутрішніх кредитів приватному сектору Польщі у середньому на 0,0811 % ВВП.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-

Бера для рівняння (3.42) становить 0,4911, а значення ймовірності більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.42).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.42) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.42) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до третього лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 4,6103 значення ймовірності становить p = 0,2027 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.42) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 2,1293, а ймовірність при цьому становить p = 0,1479. Оскільки 0,1479 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.42) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.43) описує кореляційну залежність індексу споживчих цін Польщі від величини грошової маси M2 та значення ставки рефінансування. Економетричні характеристики рівняння (3.43) представлено в табл. Г.39.

Таблиця Г.39

Економетричні характеристики рівняння (3.43)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9398
Скориговане відношення детермінації	0,9331
Стандартна похибка рівняння регресії	6,2803
Сума квадратів випадкових відхилень	709,9688
F-статистика	140,5355
Ймовірність (F-статистика)	$1*10^{-11}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	0,6448

Джерело: побудовано автором

Характеристики параметрів змінних рівняння (3.43) наведено у табл. Г.40.

Таблиця Г.40

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.43)

Змінна	Параметрів	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
M_t^p	0,0351	0,0089	3,9328	0,001
R_t^p	–1,3682	0,2431	–5,6281	0,00002

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.43) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини грошової маси М2 на 1 млрд. злотих величина індексу споживчих цін Польщі у середньому зросте на 0,0351 %;
- зростання ставки рефінансування на 1 % призведе до зниження величини індексу споживчих цін Польщі у середньому на 1,3682 %.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.43) становить 1,4595, а значення ймовірності $p = 0{,}482$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.43).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.43) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.43) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95,

оскільки при емпіричному значенні статистики 9,8134 значення ймовірності становить p = 0,1327 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.43) на гетероскедастичність проведено тестування Вайта. Нульова гіпотеза під час тестування Вайта припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Вайта становить F = 3,3481, а ймовірність при цьому становить p = 0,058. Оскільки 0,058 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.43) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.44) описує кореляційну залежність валового національного доходу Польщі від внутрішнього валового продукту та зовнішнього боргу. Економетричні характеристики рівняння (3.44) представлено в табл. Г.41. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.44) наведено у табл. Г.42.

Таблиця Г.41

Економетричні характеристики рівняння (3.44)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9998
Скориговане відношення детермінації	0,9998
Стандартна похибка рівняння регресії	2,0262
Сума квадратів випадкових відхилень	73,8973
F-статистика	53924,96
Ймовірність (F-статистика)	10^{-34}
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,26998

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.42

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.44)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	t-статистика	Рівень значущості
GDP_t^p	1,007	0,011	91,2344	$1{,}9*10^{-25}$
D_t^p	–0,0707	0,0147	–4,8229	0,0001

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.44) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США величина валового національного доходу Польщі у середньому зросте на 1,007 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США зменшить величину валового національного доходу Польщі у середньому на 0,0707 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.44) становить 0,6845, а значення ймовірності $p = 0{,}71$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.44).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.44) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.44) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до п’ятого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 3,5092 значення ймовірності становить $p = 0{,}7427$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.44) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 0{,}7464$, а ймовірність при цьому становить $p = 0{,}4882$. Оскільки $0{,}4882 > 0{,}05$, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.44) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.45) описує кореляційну залежність інвестицій в Польщі від внутрішніх валових заощаджень та зовнішнього боргу. Економетричні характеристики рівняння (3.45) представлено в табл. Г.43. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.45) наведено у табл. Г.44.

Таблиця Г.43

Економетричні характеристики рівняння (3.45)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9756
Скориговане відношення детермінації	0,9729
Стандартна похибка рівняння регресії	5,7871
Сума квадратів випадкових відхилень	602,820
F-статистика	358,586
Ймовірність (F-статистика)	$3{,}1*10^{-15}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,2528

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.44

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.45)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDS_t^p	1,733	0,1675	10,346	$5*10^{-9}$
D_t^p	–0,1979	0,0468	–4,2296	0,0005

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.45) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішніх валових заощаджень на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини інвестицій Польщі у середньому на 1,733 млрд. дол. США;
- зростання величини зовнішнього боргу на 1 млрд. дол. США зменшить величину інвестицій у середньому на 0,1979 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що

випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.45) становить 1,1046, а значення ймовірності $p = 0{,}5756$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.45).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.45) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.45) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,9534 значення ймовірності становить $p = 0{,}063$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.45) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 0{,}3837$, а ймовірність при цьому становить $p = 0{,}6868$. Оскільки $0{,}6868 > 0{,}05$, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.45) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.46) описує кореляційну залежність величини імпорту Польщі від внутрішнього валового продукту Польщі. Економетричні характеристики рівняння (3.46) представлено в табл. Г.45. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.46) наведено у табл. Г.46.

Значення параметрів рівняння (3.46) можна інтерпретувати наступним чином:

- зростання внутрішнього валового продукту на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини імпорту Польщі у середньому на 0,5019 млрд. дол. США.

Таблиця Г.45

Економетричні характеристики рівняння (3.46)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,994
Скориговане відношення детермінації	0,9737
Стандартна похибка рівняння регресії	6,2256
Сума квадратів випадкових відхилень	736,3991
F-статистика	3150,104
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}4*10^{-22}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,3775

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.46

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.46)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	*t*-статистика	Рівень значущості
GDP_t^p	0,5019	0,0089	56,1258	$1{,}4*10^{-22}$

Джерело: побудовано автором

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.46) становить 3,5214, а значення ймовірності $p = 0{,}1719$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.46).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.46) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.46) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95,

оскільки при емпіричному значенні статистики 9,8471 значення ймовірності становить p = 0,1312 і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.46) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить F = 0,3083, а ймовірність при цьому становить p = 0,5852. Оскільки 0,5852 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.46) гомоскедастичні.

Рівняння (3.47) описує кореляційну залежність величини експорту Польщі від імпорту України та Росії, інвестицій та обмінного курсу злотого на долар США. Економетричні характеристики рівняння (3.47) представлено в табл. Г.47. Характеристики параметрів змінних рівняння (3.47) наведено у табл. Г.48.

Таблиця Г.47

Економетричні характеристики рівняння (3.47)

Характеристика	Значення
Відношення детермінації	0,9718
Скориговане відношення детермінації	0,9668
Стандартна похибка рівняння регресії	14,0534
Сума квадратів випадкових відхилень	3357,479
F-статистика	198,5953
Ймовірність (F-статистика)	$1{,}98*10^{-13}$
Статистика Дарбіна-Уотсона	1,9702

Джерело: побудовано автором

Таблиця Г.48

Характеристики параметрів регресії рівняння (3.47)

Змінна	Параметр	Стандартна похибка	t-статистика	Рівень значущості
IMP_t^u	2,3634	0,6804	3,4736	0,0029
IMP_t^r	0,0299	0,1583	0,1885	0,8527
EX_t^p	15,6076	5,2113	2,9950	0,0081

Джерело: побудовано автором

Значення параметрів рівняння (3.47) можна інтерпретувати наступним чином:

- при зростанні величини імпорту України на 1 млрд. дол. США величина експорту Польщі збільшиться у середньому на 2,3634 млрд. дол. США;
- зростання імпорту Росії на 1 млрд. дол. США призведе до збільшення величини експорту Польщі у середньому на 0,0299 млрд. дол. США;
- при зростанні обмінного курсу на 1 злотий за дол. США величина експорту Польщі у середньому зросте на 15,6076 млрд. дол. США.

Для перевірки адекватності рівняння проведено тестування випадкових відхилень на нормальність розподілу. Нульова гіпотеза тестування випадкових відхилень рівняння на нормальність розподілу припускає, що випадкові відхилення нормально розподілені. Альтернативна гіпотеза припускає, що випадкові відхилення не розподілені нормально. Значення статистики Джарка-Бера для рівняння (3.47) становить 1,9859, а значення ймовірності $p = 0{,}3705$ більше, ніж 0,05, тому приймається нульова гіпотеза про нормальний розподіл випадкових відхилень рівняння (3.47).

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.47) на наявність автокореляції проведено тестування Бройша-Годфрея. Нульова гіпотеза під час тестування Бройша-Годфрея припускає, що автокореляція у випадкових відхиленнях відсутня до заданого лагу. Альтернативна гіпотеза підтверджує наявність автокореляції у випадкових відхиленнях. У випадку рівняння (3.47) тестування Бройша-Годфрея підтвердило відсутність автокореляції між випадковими відхиленнями до шостого лагу з довірчою ймовірністю 0,95, оскільки при емпіричному значенні статистики 11,4506 значення ймовірності становить $p = 0{,}0754$ і є більшим, ніж 0,05.

Для перевірки випадкових відхилень рівняння (3.47) на гетероскедастичність проведено тестування Гарві. Нульова гіпотеза під час тестування Гарві припускає, що випадкові відхилення моделі гомоскедастичні, а альтернативна, що вони гетероскедастичні. Значення F-статистики під час тестування Гарві становить $F = 3{,}1901$, а ймовірність при цьому становить $p =$

0,0503. Оскільки 0,0503 > 0,05, то можна стверджувати, що випадкові відхилення рівняння (3.47) гомоскедастичні з довірчою ймовірністю 0,95.

Рівняння (3.48) є балансовим рівнянням, яке моделює показник внутрішнього валового продукту Польщі.

Додаток Г.2

Вплив екзогенних шоків у економічних системах Російської Федерації та Польщі на показники економічної діяльності домогосподарств України

Спершу покажемо зміни величини споживчих видатків домогосподарств України від впливу екзогенних шоків в економічній системі Російської Федерації (рис. Г.1).

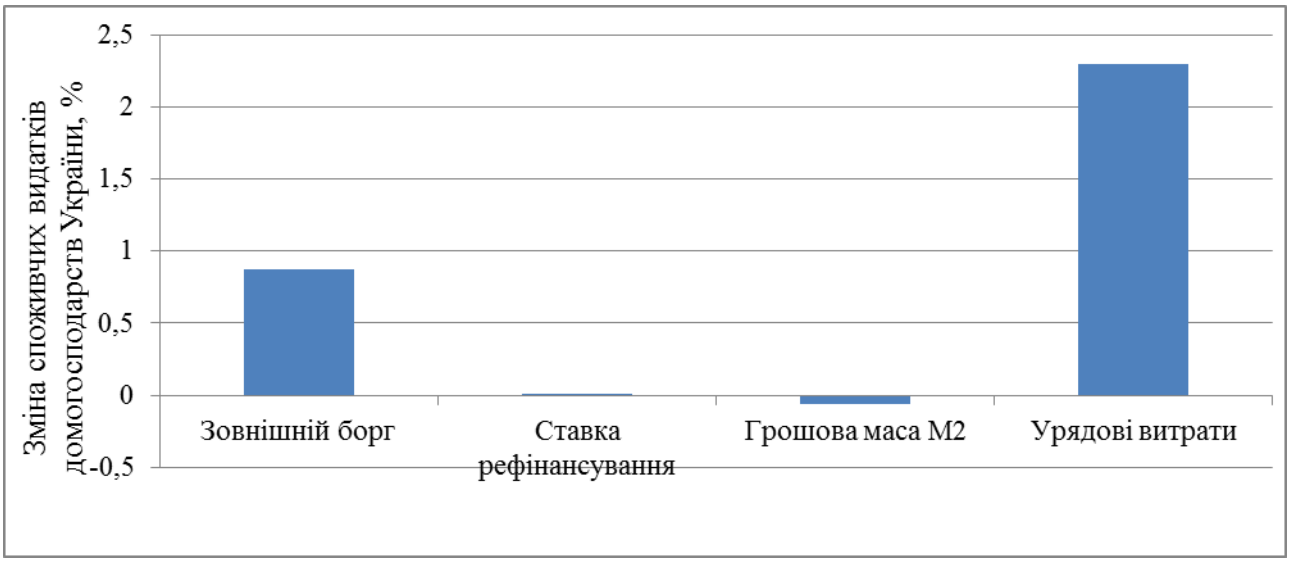


Рис. Г.1. Зміна споживчих видатків домогосподарств України від впливу екзогенних шоків в російській економіці

Джерело: побудовано автором

Значні зміни показників грошової маси М2 дещо знижували рівень споживання домогосподарств в Україні (0,06 %), а ставки рефінансування ЦБ РФ дещо підвищували рівень споживчих видатків українських домогосподарств (0,01 %), але загалом не мали вагомого впливу на українську економічну систему. Натомість відносно значне зростання споживчих видатків домогосподарств України спричинило збільшення витрат уряду РФ (2,29 %) та зовнішнього боргу (0,87 %).

Вплив екзогенних шоків в економічній системі Російської Федерації на величину внутрішніх валових заощаджень України зображено на рис. Г.2. У цьому випадку шокові коливання ставки рефінансування та грошової маси М2 також не мали вагомого впливу на величину внутрішніх валових заощаджень

України. Найбільший вплив на цей показник (зростання на 16 %) мало збільшення урядових витрат в Російській Федерації. Зростання зовнішнього боргу РФ підвищило величину внутрішніх валових заощаджень на 6 %.



Рис. Г.2. Зміна внутрішніх валових заощаджень України від впливу екзогенних шоків в російській економіці

Джерело: побудовано автором

Вплив екзогенних шоків в російській економіці на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України зображено на рис. Г.3:

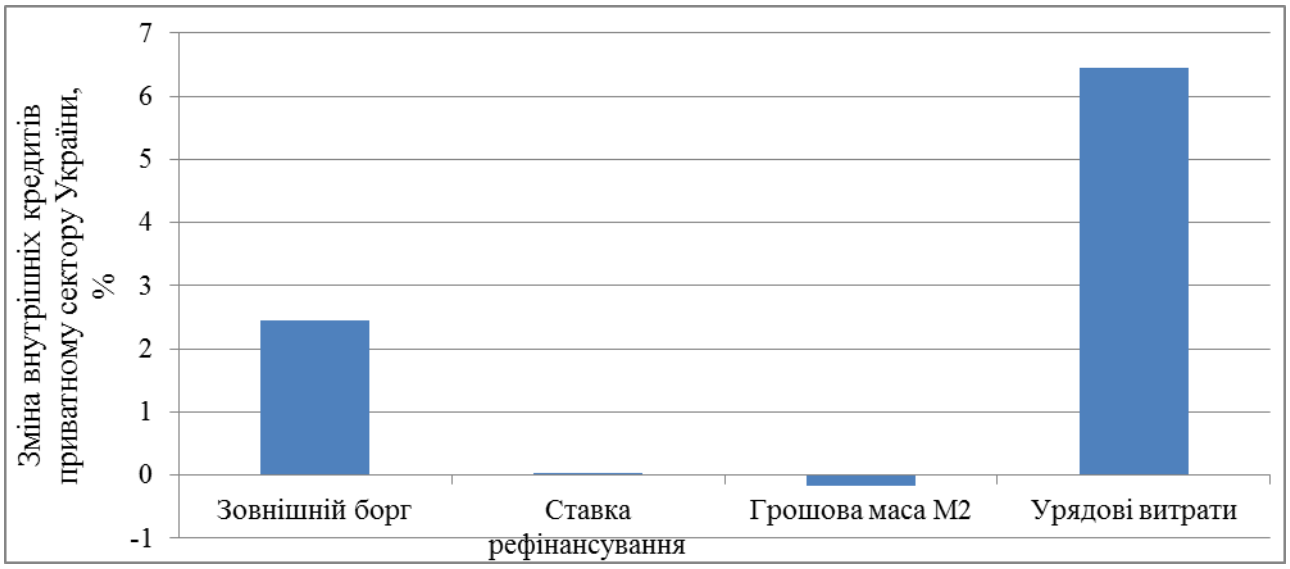


Рис. Г.3. Зміна внутрішніх кредитів приватному сектору України від впливу екзогенних шоків в російській економіці

Джерело: побудовано автором

Зростання величини витрат уряду Російської Федерації мали найбільший додатній вплив на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України

(зростання на 6,45 %), наступними по величині впливу були шокові зміни у величині зовнішнього боргу Росії (зростання на 2,45 %). Незначний вплив на зміни величини внутрішніх кредитів приватному сектору України мали показники ставки рефінансування та грошової маси М2.

Далі покажемо зміни величини споживчих видатків домогосподарств України від впливу екзогенних шоків в економічній системі Польщі (рис. Г.4).



Рис. Г.4. Зміна споживчих видатків домогосподарств України від впливу екзогенних шоків в польській економіці

Джерело: побудовано автором

Найвагоміший від'ємний вплив на величину споживчих видатків домогосподарств України здійснило зростання зовнішнього боргу Польщі (1,84 %). Найвагоміший додатний вплив на споживання українських домогосподарств мало шокове збільшення витрат уряду Польщі (0,85 %). Коливання ставки рефінансування та грошової маси М2 не спричинили вагомого впливу на величину споживчих видатків домогосподарств України.

Вплив екзогенних шоків в польській економіці на величину внутрішніх валових заощаджень України зображено на рис. Г.5. Підвищення зовнішнього боргу Польщі найбільше вплинуло на зміни у величині внутрішніх валових заощаджень України (зниження на 12,8 %), наступними по величині впливу були зміни у величині витрат уряду Польщі (зростання на 5,9 %). Зростання ставки рефінансування та грошової маси спричинило незначний вплив на величину внутрішніх валових заощаджень України.



Рис. Г.5. Зміна внутрішніх валових заощаджень України від впливу екзогенних шоків в польській економіці

Джерело: побудовано автором

Вплив екзогенних шоків в польській економіці на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України зображено на рис. Г.6:

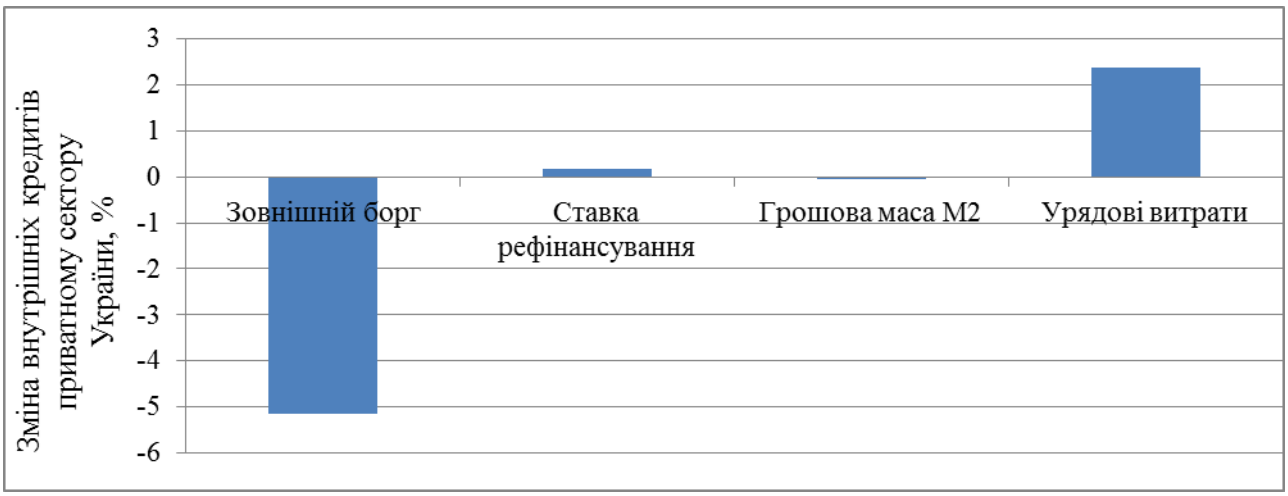


Рис. Г.6. Зміна внутрішніх кредитів приватному сектору України від впливу екзогенних шоків в польській економіці

Джерело: побудовано автором

Зростання величини зовнішнього боргу Польщі мали найбільший від'ємний вплив на величину внутрішніх кредитів приватному сектору України (зниження на 5,15 %), наступними по величині впливу були шокові зміни у величині урядових витрат (зростання на 2,39 %). Незначний вплив на зміни величини внутрішніх кредитів приватному сектору України мали показники ставки рефінансування та грошової маси М2.

Додаток Д

Довідки про впровадження

ПАТ "ОКСІ БАНК"
вул. Газова, 17, м.Львів, 79058, Україна
код банку 325990, код ЄДРПОУ 09306278
SWIFT: OKCIUA2X
тел. +380 32 2323735; факс +380 32 2425860
e-mail: info@okcibank.com.ua

OKCI BANK, PJSC
17, Gazova St., Lviv, 79058, Ukraine
Bank Code 325990, State Reg Code 09306278
SWIFT: OKCIUA2X
ph. +380 32 2323735; fax +380 32 2425860
e-mail: info@okcibank.com.ua

№ 0000-966 «21» жовтня 2015 р.

У спеціалізовану
вчену раду К 20.051.12

ДОВІДКА

про впровадження результатів дослідження

Результати дисертаційного дослідження **Жука Миколи Олександровича,** аспіранта Львівського національного університету ім. Івана Франка, на тему **«Математичне моделювання управління економічною діяльністю домогосподарств»**, зокрема, методика прогнозування категорії якості кредитних операцій домогосподарства використовуються під час здійснення кредитних операцій ПАТ «ОКСІ БАНК».

Наукові розробки Жука М.О. застосовуються у якості допоміжних інструментів у процесі прийняття рішень щодо видачі кредитів клієнтам банку та включені у нормативно – правовий документ банку «Положення про оцінку фінансового стану позичальників – фізичних осіб та фізичних осіб – суб'єктів підприємницької діяльності без створення юридичної особи в ПАТ «ОКСІ БАНК», Затверджений рішенням Правління ПАТ «ОКСІ БАНК» №54/15 від 30.06.2015р. - 11 с.

Голова Правління Романюк А.В.

ПУБЛІЧНЕ АКЦІОНЕРНЕ ТОВАРИСТВО «ОКСІ БАНК» ОКСІ БАНК 09306278 УКРАЇНА ЛЬВІВ

011196

www.okcibank.com.ua

УКРАЇНА

Кредитна спілка "Крез-Капітал"

Реєстраційний номер 14100017

м. Львів, вул.Садова, 9а
(032)-244-04-20

Розрахунковий рахунок № 2650801000021
в ПАТ «ОКСІ БАНК»
МФО 325990, ЗКПО 26485222.

Вих. № 472 від 19.10.2015 р.

У спеціалізовану
вчену раду К 20.051.12

ДОВІДКА

про впровадження результатів дослідження

Наукові розробки дисертаційного дослідження **Жука Миколи Олександровича** на тему **«Математичне моделювання управління економічною діяльністю домогосподарств»**, які пов'язані з моделюванням управління надійністю кредитних операцій домогосподарства, впроваджено у діяльність кредитної спілки «КРЕЗ-КАПІТАЛ». Побудована дисертантом модель використовується під час оцінювання платоспроможності членів кредитної спілки та дала змогу підвищити ефективність роботи установи через скорочення часу на прийняття остаточного рішення щодо видачі кредитів.

Голова Правління
КС «КРЕЗ-КАПІТАЛ» Мацієвський М.В.

ЛЬВІВСЬКА МІСЬКА РАДА
Департамент економічної політики
Управління зовнішньоекономічних відносин та інвестицій
Україна, 79006, м. Львів, пл. Ринок, 1 тел./факс: 38 (0322) 74-40-85

25.09.2015 № 2303-12 На № _____ від _____

У спеціалізовану
вчену раду К 20.051.12

ДОВІДКА
про впровадження результатів дослідження

Надана **Жуку Миколі Олександровичу** про те, що наукові результати, отримані ним під час виконання дисертації на тему **«Математичне моделювання управління економічною діяльністю домогосподарств»** використано в діяльності Департаменту економічної політики Львівської міської ради для визначення найвагоміших факторів, за допомогою яких можна найбільш ефективно впливати на соціально-економічний стан домогосподарств у місті. Запропоновані науково-практичні розробки дозволяють покращити якість процесу прийняття рішень щодо роботи у соціальній сфері міста.

Начальник управління О. Сивак

МІНІСТЕРСТВО ОСВІТИ І НАУКИ УКРАЇНИ
ЛЬВІВСЬКИЙ НАЦІОНАЛЬНИЙ УНІВЕРСИТЕТ імені ІВАНА ФРАНКА

вул. Університетська, 1, м. Львів, 79000, тел./факс (032)2616048, тел. 2603402
E-mail: lnu@lnu.com.ua Код ЗКПО 02070987
Управління держказначейства у Львівській області. МФО 825014. р.р. 35221203001061
№ свідоцтва 17701483, ін. под. № 020709813029
Валютний рахунок № 26007006042 в Укрексімбанку м. Львова МФО 325718

21.10.2015 N 4745-Н На N _____ від _____

У спеціалізовану
вчену раду К 20.051.12

ДОВІДКА

про впровадження результатів дослідження

Підтверджується, що у Львівському національному університеті імені Івана Франка впроваджено в навчальний процес результати дисертаційного дослідження **Жука Миколи Олександровича** на тему **«Математичне моделювання управління економічною діяльністю домогосподарств»**, а саме комплекс оптимізаційних моделей управління економічною діяльністю домогосподарств у дискретному та неперервному часі – під час викладання дисципліни «Моделювання економіки» бакалаврам напрямку «Економічна кібернетика», багатофакторні економетричні моделі коригування похибки – при викладанні дисципліни «Економетрія» бакалаврам напрямку «Економічна кібернетика» та векторні моделі коригування похибки студентам 5-го курсу спеціальності «Економічна кібернетика» у навчальній програмі дисципліни «Прикладна економетрія».

Проректор з наукової роботи
Львівського національного університету
імені Івана Франка
член-кореспондент НАН України,
доктор хімічних наук, професор Р.Є. Гладишевський