

Міністерство освіти і науки України
Національний університет «Києво-Могилянська академія»
Факультет економічних наук
Кафедра фінансів

Кваліфікаційна робота

на тему: **«ПРЕМІЯ ЗА РИЗИК ІНВЕСТИВАННЯ В АКЦІЇ (ERP) :
ПОНЯТТЯ Й ЧИННИКИ, ПРИКЛАД США»**

Спеціальності:

072 Фінанси, банківська справа та страхування

Олійник Дмитро Дмитрович

Керівник: Якуненко К.В.

канд. екон. наук, ст. викладач

Рецензент: Харламова Г.О.

д-р. економ. наук, професор

Кваліфікаційна робота захищена

з оцінкою «_____»

Секретар ЕК **Антонова Є.І.**

«_____» _____ 2026 р.

ЗМІСТ

ВСТУП	4
РОЗДІЛ 1	8
ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ ДОСЛІДЖЕННЯ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК ІНВЕСТИВАННЯ В АКЦІЇ	8
1.1 Економічна сутність та еволюція концепції премії за ризик (ERP)	8
1.1.1 Історичний генезис та розвиток теорії премії за ризик	8
1.1.2 Таксономія дефініцій: концептуальне розмежування видів премій	14
1.1.3 Синтез економічної природи ERP як ціни систематичного ризику.....	18
1.2 Детермінанти формування та специфіка застосування премій за ризик	20
1.3 Прикладне значення та сфери застосування ERP у сучасній економіці.....	31
Висновок до розділу 1	35
РОЗДІЛ 2	36
ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ МЕТОДІВ КІЛЬКІСНОЇ ОЦІНКИ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК НА РИНКУ АКЦІЙ США	36
2.1 Методологічні підходи до оцінки ERP	36
2.1.1 Групи методів та вступ до порівняння результатів	36
2.1.2 Огляд вхідних даних	38
2.1.3 Огляд та обчислення ключових методів оцінки ERP	41
2.2 Порівняльний аналіз методів оцінки ERP та їх діагностична цінність.....	60
Висновок до розділу 2	66
РОЗДІЛ 3	68
ЕМПІРИЧНИЙ АНАЛІЗ ДЕТЕРМІНАНТІВ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК НА РИНКУ АКЦІЙ США	68
3.1 Обґрунтування вибору моделі, постановка задачі та опис даних	68
3.2 Побудова OLS-моделі та інтерпретація результатів.....	72
3.3 Оцінка якості та надійності моделі	74
Висновок до розділу 3	80
ВИСНОВКИ	82

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	86
Додаток А	90

ВСТУП

Актуальність теми: Премія за ризик інвестування в акції показує, яку додаткову дохідність інвестор вимагає за вкладення в акції порівняно з безризиковим активом. Завдяки цій величині ринкова оцінка ризику входить до практичних фінансових розрахунків. Премія формує вартість власного капіталу, а отже, й ставку дисконтування, яку застосовують компанії для відбору інвестиційних проєктів, регулятори для встановлення тарифів комунальних підприємств, страховики для розрахунку цін полісів і резервного капіталу, а інвестиційні фонди для побудови портфелів. Похибка в оцінці премії не лишається локальною, вона переноситься на всі ці рішення, тому точність її вимірювання має пряме практичне значення.

Водночас роль премії за ризик ширша, ніж суто розрахункова. Її рівень є показником стану ринку, бо відображає, наскільки інвестори готові платити за ризик у конкретний момент. Висока премія свідчить про обережність і вимогу до більшої компенсації, низька про впевненість або навіть надмірний оптимізм. Тому аналіз премії та чинників, що її формують, дає змогу зрозуміти ціну ризику, а також настроїв інвесторів і загальний стан ринку акцій. Поєднання практичної ваги і діагностичної цінності робить тему оцінки премії за ризик актуальною для дослідження.

Аналіз останніх досліджень та публікацій: Дослідження премії за ризик інвестування в акції представлено в широкому колі наукових праць. А. Дамодаран систематично розраховує неявну премію та досліджує її зв'язок із вартістю капіталу, а його щорічні оцінки стали загальновизнаними орієнтирами для практиків. П. Фернандес показав концептуальну неоднорідність цього показника та розмежував чотири типи премії з відмінною економічною природою. І. Велш та А. Гойял провели масштабну перевірку предиктивної сили макроекономічних змінних щодо надлишкової дохідності акцій США. Поряд з оцінкою премії розвивався і напрям її чинників. Теоретичну рамку цього напрямку узагальнив А. Дамодаран виокремив вісім структурних детермінантів премії.

Водночас у наявних дослідженнях бракує систематичного порівняння різних

методів оцінки премії на єдиній вибірці, а її детермінанти не аналізувалися з урахуванням оновлених даних станом на 2025 рік. Ця робота закриває обидві прогалини. Премію обчислено самостійно дев'ятьма методами на спільній вибірці, що дає змогу зіставити підходи між собою. Крім того, на даних до 2025 року побудовано модель, яка кількісно оцінює та ранжує силу впливу восьми чинників Дамодарана один відносно одного. Сам Дамодаран запропонував класифікацію цих чинників, але не виміряв їхньої відносної сили, тож саме таке вимірювання є новим у цій роботі.

Мета дослідження: Розкриття економічної сутності премії за ризик інвестування в акції, обґрунтування її кількісної оцінки на ринку акцій США та встановлення відносної сили чинників, що формують її рівень.

Об'єкт дослідження: Премія за ризик інвестування в акції як ринковий феномен.

Предмет дослідження: Методи кількісної оцінки премії за ризик та чинники, що визначають її рівень на ринку акцій США.

Завдання дослідження:

- Розкрити економічну сутність премії за ризик інвестування в акції та розмежувати її види;
- Систематизувати детермінанти формування премії та розкрити їхній зв'язок із ринковим середовищем.
- Окреслити сфери практичного застосування премії в сучасній економіці;
- Обчислити премію методами різних груп і порівняти отримані оцінки на єдиній вибірці;
- Обґрунтувати узгоджений діапазон оцінки премії для ринку акцій США;
- Побудувати регресійну модель і оцінити вплив восьми чинників на премію;
- Проранжувати чинники за силою впливу та оцінити надійність побудованої моделі.

Теоретична і методологічна основа: Теоретичну основу роботи становлять праці зарубіжних учених з оцінки премії за ризик, насамперед класифікація детермінант премії А. Дамодарана і таксономія видів премії П. Фернандеса, які слугують концептуальною рамкою дослідження. Методологічну основу формують дев'ять методів оцінки премії, що охоплюють ретроспективну, виведену, побудовану з боку пропозиції та опитувальну групи, а також економетричне моделювання, у якому стандартизовану регресійну модель оцінено методом найменших квадратів зі стандартними похибками Ньюї-Веста і перевірено повною батареєю діагностичних тестів. Обчислення та моделювання виконано в середовищі R.

Інформаційна база дослідження:

Інформаційну базу дослідження становлять відкриті статистичні дані про ринок акцій США та макроекономічне середовище. Ринкові ряди взято з набору даних Р. Шиллера, макроекономічні показники з бази FRED Федерального резервного банку Сент-Луїса, оцінкові й прогнозні дані з баз А. Дамодарана, а коефіцієнт ціни до балансової вартості з бази S&P Global. Демографічні дані надано Human Mortality Database, дані котирування індексу S&P 500 базою Stooq, оборотність ринку Світовим банком, а розкид прогнозів зростання ВВП взято з опитування професійних прогнозистів Філадельфійського федерального резервного банку. Використано також індекс невизначеності економічної політики Бейкера, Блума і Девіса, а також результати глобального опитування премії за ризик П. Фернандеса.

Практичне значення одержаних результатів: Практичне значення одержаних результатів полягає в тому, що обґрунтований діапазон оцінки премії 4,2-4,9% може слугувати орієнтиром для розрахунку вартості власного капіталу та ставки дисконтування на ринку акцій США. Крім того, ранжування восьми чинників за силою впливу показує аналітикам, які чинники варто відстежувати під час оцінки ризикового середовища премії.

Ключові слова: премія за ризик інвестування в акції, вартість власного капіталу, методи оцінки премії за ризик, детермінанти премії за ризик, ринок акцій

США.

Структура роботи: Робота складається зі вступу, трьох розділів, висновків, списку використаних джерел та додатків. У першому розділі розкрито теоретичні засади дослідження премії за ризик. У другому реалізовано та порівняно дев'ять методів її кількісної оцінки. У третьому побудовано і діагностовано регресійну модель детермінантів.

РОЗДІЛ 1

ТЕОРЕТИКО-МЕТОДОЛОГІЧНІ ЗАСАДИ ДОСЛІДЖЕННЯ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК ІНВЕСТУВАННЯ В АКЦІЇ

1.1 Економічна сутність та еволюція концепції премії за ризик (ERP)

1.1.1 Історичний генезис та розвиток теорії премії за ризик

Всебічний аналіз премії за ризик передбачає роботу з сучасною статистичною та інформаційною базою, а також вивчення того, як саме формувалася ця фінансова категорія. Звернення до історичного генезису дає змогу простежити еволюцію наукових поглядів від ранніх філософських дискусій про природу невизначеності до точних математичних моделей оцінки дохідності. Ретроспективний погляд на еволюцію дає змогу зрозуміти логіку розвитку сучасних підходів до оцінки дохідності власного капіталу та встановити коріння ряду ринкових аномалій. Сучасні моделі ціноутворення активів не виникли миттєво. Вони стали результатом тривалої трансформації економічної думки щодо природи невизначеності та справедливої винагороди за прийнятий ризик.

Перші спроби концептуалізувати цю винагороду з'явилися задовго до інституціоналізації сучасного фондового ринку. Ще в середині XIX століття науковці почали відокремлювати звичайний відсоток на капітал від специфічної компенсації за ризик інвестицій.

Зокрема, у 1848 році Джон Стюарт Мілль запропонував розкладати очікуваний прибуток інвестора, виділивши три складові [1]:

$$ROI = I_{\text{borrowed capital}} + \text{Value of risk} + \text{Surplus profit}, \quad (1.1)$$

де *ROI* – Прибуток від інвестиції (англ. *Return on Investment*);

I_{borrowed capital} – базовий відсоток (сучасний еквівалент безризикової ставки);
Value of risk – «Ціна ризику» (фактично перший концепт премії за ризик);
Surplus Profit – Надлишковий прибуток за нагляд та управління (сучасна альфа¹).

Проте подібний погляд не став загальноприйнятим одразу. У 1892 році Джон Бейтс Кларк дотримувався іншої позиції. На його думку, надлишкова дохідність виникає переважно через монопольні переваги та підприємницькі інновації. Компенсація за ризик у цій концепції відігравала лише другорядну роль [2].

Френк Найт у своїй праці «Ризик, невизначеність і прибуток» (1921) уперше чітко розмежував обчислюваний ризик і непередбачувану невизначеність. Хоча він наполягав, що обидва явища вимагають інвестиційної премії, його робота залишалася теоретичною і не пропонувала практичного інструментарію для її вимірювання [3]. Цю прогалину почали заповнювати емпіричні дослідження. Едгар Лоуренс Сміт у 1925 році на основі даних фондових бірж Бостона та Нью-Йорка за 1866–1923 роки довів, що акції систематично перевершують облігації як за рівнем поточного доходу, так і за приростом капіталу. Для цього він моделював портфелі та відстежував реінвестований надлишок дохідності акцій. Ця робота стала фактично першою механічною спробою кількісного розрахунку ERP [4]. Згодом Джон Бурр Вільямс у «Теорії інвестиційної вартості» (1938) інтегрував цю концепцію у модель дисконтування дивідендів. Він прямо заявив, що до вартості ризикового цінного паперу завжди слід додавати «премію за ризик» і обґрунтував використання історичних оцінок як бази для майбутніх прогнозів [5]. Саме в цей період формувалася широка статистична база: Альфред Коулз (1939) опублікував ретельне дослідження загальної дохідності акцій NYSE з 1872 року, а пізніше Фішер і Лорі (1964), на основі бази даних CRSP Чиказького університету, підтвердили довгострокову середню дохідність акцій на рівні 9,1% [6].

Перехід до кількісного осмислення премії за ризик розпочався з появою

¹ Альфа-коефіцієнт – показник розміру додаткової дохідності цінного паперу або портфеля цінних паперів, відносно загального ринкового індексу, отриманої завдяки активному управлінню інвестицією.

сучасної портфельної теорії. У 1952 році Гаррі Марковіц опублікував модель вибору портфеля, у якій звів задачу розподілу капіталу до квадратичної програми. Метою стала мінімізація дисперсії (ризик) портфеля за заданого цільового рівня очікуваної дохідності [7]. Технічно ця оптимізаційна задача записується у вигляді:

$$\text{minimize} \quad \frac{1}{2} \sum_{i,j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}, \quad (1.2)$$

$$\text{за умов:} \quad \sum_{i=1}^n w_i \bar{r}_i = \bar{r}_p, \quad (1.3)$$

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1, \quad (1.4)$$

де w_i – частки активу i та j в портфелі відповідно;

σ_{ij} – коваріація між активами;

$\bar{r}_p$ – цільова дохідність портфеля;

$\bar{r}_i$ – дохідність активу i .

Однак, у рамках Марковіца ефективна межа² охоплювала лише ризикові активи. Джеймс Тобін (1958) доповнив цей апарат безризиковим активом і довів теорему поділу. За його висновком, кожен раціональний інвестор, незалежно від схильності до ризику, тримає однакову структуру ризикових активів і лише регулює частку безризикової ставки та торкається ефективної межі Марковіца в точці дотичного портфеля (Рисунок 1.1). Різниця між дохідністю дотичного портфеля та безризиковою ставкою набула чіткого кількісного вираження як премія за ризик [8].

В. Шарп (1964), Д. Лінтнер (1965) та Я. Моссін (1966) незалежно один від одного розвинули підхід Тобіна до моделі ціноутворення капітальних активів (Capital Asset Pricing Model, CAPM). За умов однорідних очікувань і необмежених

² Ефективна межа – це множина інвестиційних портфелів, які забезпечують найвищий очікуваний рівень доходу для заданого рівня ризику або, навпаки, мінімальний ризик для заданого рівня очікуваного доходу.

позик за безризиковою ставкою дотичний портфель Тобіна збігається з ринковим портфелем, що охоплює всі ризикові активи пропорційно їхній ринковій капіталізації. Одним із базових елементів теорії є пряма ринку капіталів (Capital Market Line, CML), яка описує залежність очікуваної дохідності від рівня ризику для повністю диверсифікованих портфелів [9]. Функція CML має вигляд:

$$E[r] = r_f + \frac{E[r_m] - r_f}{\sigma_m} * \sigma_p, \quad (1.5)$$

де r_f – ставка дохідності безризикового активу;

$E[r_m]$ – ставка очікуваної дохідності ринкового портфеля;

σ_m – ризик ринкового портфеля;

σ_p – ризик цільового портфеля.

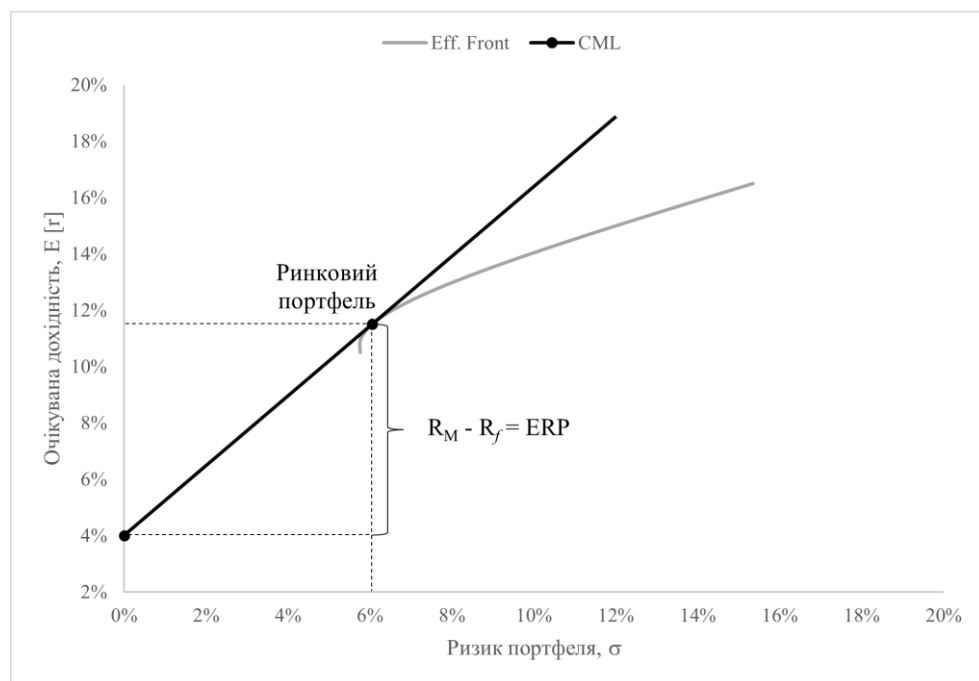


Рисунок 1.1 – Ефективна межа та Пряма ринку капіталів

Джерело: складено автором на основі джерел [7–9]

Чисельник дробу в рівнянні (1.5), вираз $(E[r_m] - r_f)$, є математичним виразом ERP у загальноприйнятому сучасному вигляді. Цей компонент визначає нахил прямої CML, тобто ринкову ціну одиниці сукупного ризику. Завдяки цій формулі

розмір премії перестав бути виключно філософською категорією; CAPM уможливила зіставлення теоретичних вимог інвесторів щодо компенсації за невизначеність із реальними статистичними даними торгів.

У 1976 році Роджер Ібботсон та Рекс Сінкфілд опублікували перше систематичне зведення доходності американського ринку цінних паперів за 1926–1974 роки. За їхніми розрахунками, середня історична премія акцій над казначейськими векселями становила близько 6,3% на рік, а для оцінки ймовірного розподілу майбутніх доходностей автори застосовували методи статистичного моделювання [10].

Метод прямої екстраполяції зазнав критики після того, як дослідники спробували вивести ERP з мікроекономічних чинників реального неприйняття ризику. Р. Мехра та Е. Прескотт (1985) у статті «The Equity Premium: A Puzzle» на даних американського ринку за 1889-1978 рр. застосували модель загальної рівноваги в економіці обміну (модель Лукаса, 1978), щоб перевірити, чи здатні неокласичні припущення пояснити різницю між середньою реальною доходністю акцій (7%) та казначейських векселів ($>1\%$). Виявилося, що за коефіцієнта відносного неприйняття ризику³ не вище 10, модель генерує премію лише в межах 0,35%, тоді як спостережувана різниця сягала 6–7%. Щоб математично відтворити цю величину, інвестори мали б мати коефіцієнт відносного неприйняття ризику понад 10. Таке значення суперечить реалістичним оцінкам споживчої поведінки [11].

Пошук відповідей на цей парадокс стимулював розвиток поведінкових фінансів і нових макроекономічних моделей. У 2024 році Стів Кассу та Хесус Васкес запропонували одне з нових розв'язань проблеми [12]. Дослідники модифікували стандартну функцію корисності з постійним відносним неприйняттям ризику (CRRA), додавши два параметри, що відображають преференцію репрезентативного споживача до передбачуваності споживання. За

³ Коефіцієнт відносного неприйняття ризику – це кількісний параметр функції корисності інвестора, що за методологією Пратта (1964) та Ерроу (1965) визначає розмір премії, яку суб'єкт готовий сплатити задля уникнення невизначеності. На практиці цей показник адаптується до шкали від 0 до 10, де 0 означає повну ризик-нейтральність, а 10 – граничний консерватизм і пріоритет збереження капіталу.

такої специфікації стохастичний дисконтний множник (stochastic discount factor) різко зростає у рідкісних, але реально спостережуваних епізодах великих помилок прогнозу споживання, як-от фінансова криза напередодні Великої рецесії або пандемія COVID-19. У ці моменти неприйняття ризику різко підвищується, а бажання згладжувати споживання посилюється, що породжує достатню мінливість стохастичного дисконтного множника для відтворення спостережуваної ERP за реалістичних значень параметра (γ) [12].

Таблиця 1.1 – Історичний розвиток теорії премії за ризик інвестування в акції

Рік	Автор(и)	Вклад у розвиток теорії ERP
1848	Джон Стюарт Мілль	Розділив прибуток інвестора на базовий відсоток (безризикова ставка), «ціну ризику» та винагороду за управління (альфу).
1892	Джон Бейтс Кларк	Пояснив надлишкову дохідність монопольними перевагами та інноваціями, а не як компенсацію за ризик.
1921	Френк Найт	Розмежував обчислюваний ризик і непередбачувану невизначеність, обґрунтувавши необхідність премії за неї.
1925	Едгар Лоуренс Сміт	Емпірично довів історичну перевагу акцій над облігаціями та зробив першу спробу розрахунку премії.
1938	Джон Бурр Вільямс	Ввів премію за ризик у модель дисконтування дивідендів; обґрунтував використання історичних даних для прогнозування.
1939	Альфред Коулз	Створив першу масштабну статистичну базу історичної дохідності акцій NYSE за 1872–1937 роки.
1952	Гаррі Марковіц	Формалізував оптимізацію портфеля ризикових активів у просторі «очікувана дохідність — дисперсія», увів поняття ефективної межі як множини портфелів із мінімальною дисперсією для кожного рівня дохідності.
1958	Джеймс Тобін	Ввів безризиковий актив до апарату Марковіца. Довів теорему поділу. Заклав концептуальну основу для лінійної межі ефективних портфелів.
1964	Лоуренс Фішер, Джеймс Лорі	Точно розрахували історичну дохідність ринку США (база CRSP), задавши стандарт для подальших емпіричних вимірювань.
1964, 1965, 1966	Вільям Шарп, Джон Лінтнер, Ян Моссін	Розробили CAPM незалежно один від одного. Математично виразили премію за ризик через нахил Прямой ринку капіталів (CML).
1976	Роджер Ібботсон, Рекс Сінкфілд	Започаткували практику прямої екстраполяції історичної премії для симуляції майбутньої дохідності.
1985	Раджніш Мехра, Едвард Прескотт	Відкрили «загадку премії за акції» (Equity Premium Puzzle), показавши нездатність стандартних неокласичних моделей загальної рівноваги пояснити її розмір.
1995	Шломо Бенарці, Річард Талер	Пояснили «загадку премії» через поведінкову концепцію короткозорого неприйняття втрат інвесторами.
2024	Стів Кассу, Хесус Васкес	Запропонували поведінкове розв'язання «загадки премії», показавши, що CRRA-функція корисності з преференцією до передбачуваності споживання відтворює спостережувану ERP за реалістичних значень параметра відносного неприйняття ризику.

Джерело: складено автором на основі синтезу джерел [1–5,7–12]

Парадокс Мехри та Прескотта виявив глибшу концептуальну проблему. Між ретроспективною реалізованою дохідністю (ex-post) і перспективною очікуваною премією (ex-ante) існує принципова відмінність. Їхнє ототожнення в розрахунках призводить до систематичних похибок під час оцінювання вартості капіталу. Ця розбіжність зумовила формування сучасної таксономії ERP, систематизованої в дослідженнях Пабло Фернандеса.

1.1.2 Таксономія дефініцій: концептуальне розмежування видів премій

Дослідження Раджніша Мехри та Едварда Прескотта висвітлили фундаментальну проблему застосування ретроспективних даних для прогнозування майбутніх очікувань учасників ринку. Пабло Фернандес систематизував наявні підходи і виокремив чотири типи ERP: історичну (HER), очікувану (EER), необхідну (REB) та виведену (IER). Він показав, що кожна з них має відмінну економічну природу, часову спрямованість і рівень суб'єктивності. Підміна одного типу іншим у прикладних розрахунках призводить до систематично хибних оцінок вартості капіталу [13].

Історична премія за ризик (HER)

Історична премія за ризик є фактичною надлишковою дохідністю, яку отримав інвестор у минулому. У дослідженні П. Фернандеса вона визначається як історична різниця між дохідністю фондового ринку та дохідністю казначейських зобов'язань. HER є ретроспективним показником (ex-post), що фіксує вже реалізований результат ринкових операцій. Формула розрахунку HER має вигляд:

$$HER = R_{m(hist)} - R_{f(hist)}, \quad (1.6)$$

де $R_{m(hist)}$ – середня дохідність ринкового індексу за обраний історичний період;

$R_{f(hist)}$ – дохідність безризикового активу за аналогічний період.

Ступінь суб'єктивності НЕР є низьким, оскільки він ґрунтується на фактичних статистичних даних. Водночас за аналітиком залишається вибір часового горизонту даних щодо дохідності ринкового індексу, методу усереднення (арифметичного чи геометричного) або терміну до погашення казначейських облігацій (безризикового активу).

НЕР слугує об'єктивним орієнтиром у порівняльному аналізі дохідностей. Попри фактичну природу даних, він систематично завищений через «помилку виживання». За висновками Ф. Джоріона та В. Гетцманна у роботі «Світовий фондовий ринок двадцятого століття» (1999) ринкова статистика охоплює лише компанії та ринки, що пережили аналізований горизонт. Банкрути та ринки, що зазнали краху, виключаються із розрахунку, тому виміряний НЕР є завищеним відносно справжнього рівня [14].

Очікувана премія за ризик (EER)

Очікувана премія за ризик відображає сподівання інвесторів щодо майбутніх дохідностей. Автор трактує її як очікувану надлишкову дохідність фондового ринку порівняно з казначейськими зобов'язаннями. EER має прогностичну природу та безпосередньо залежить від психології учасників ринку. Для отримання значення EER використовуються результати опитувань аналітиків, академічних дослідників або фінансових директорів корпорацій.

Оскільки EER ґрунтується на припущеннях респондентів, які, своєю чергою, зазнають впливу поточного інформаційного фону, цей показник характеризується значним ступенем суб'єктивності. EER слугує передусім оцінкою ринкових настроїв у конкретний момент часу. Обмеженням показника є значна волатильність і вразливість до поведінкових упереджень. А. Ільманен (2003) встановив, що відповіді респондентів часто відображають суб'єктивно бажану дохідність і можуть суттєво відхилятися від ринково обґрунтованої оцінки ризику [15].

Необхідна премія за ризик (REP)

Необхідна премія за ризик є концептуальним порогом дохідності, достатнім

для прийняття інвестором ризику. За визначенням Фернандеса, це додаткова дохідність ринкового портфеля над безризиковою ставкою, яку вимагає інвестор для утримання цього портфеля. REP є базовим параметром моделі CAPM при розрахунку ставки дисконтування [9]:

$$K_e = R_f + \beta * REP, \quad (1.7)$$

де K_e – вартість власного капіталу;

β – коефіцієнт чутливості активу до систематичного ризику;

*REP – необхідна премія за ризик (англ. *Required Equity Premium*), $(E[r_m] - r_f)$.*

REP характеризується високим рівнем суб'єктивності, оскільки кожен економічний агент має власний коефіцієнт неприйняття ризику у конкретний момент прийняття інвестиційного рішення. Показник застосовується у стратегічному плануванні та оцінці вартості капіталу. Вона посідає центральне місце в теорії ціноутворення активів, проте не піддається прямому емпіричному вимірюванню на ринку.

Виведена премія за ризик (IEP)

Виведена премія за ризик обчислюється на основі поточних цін активів. Це необхідна премія, що впливає з моделі ціноутворення за умови припущення про справедливість поточної ринкової ціни. IEP виводиться з умови рівності ринкової вартості та дисконтованих грошових потоків. Поширеним методом її розрахунку є модель дисконтування дивідендів (зокрема модель Гордона):

$$P_0 = \frac{d_1}{(k - g)}, \quad (1.8)$$

де P_0 – початкова ціна на акцію;

d_1 – розмір дивіденду на одну акцію;

k – необхідна ставка дохідності;

g – очікувана довгострокова ставка зростання дивіденду на одну акцію.

Виведена премія за ризик розраховується відніманням дохідності безризикового активу за формулою:

$$k = \frac{d_1}{P_0} + g, \quad (1.9)$$

$$IEP = \frac{d_1}{P_0} + g - R_f, \quad (1.10)$$

ІЕР є показником помірної суб'єктивності. Ринкова ціна є об'єктивно заданою змінною (за умови ефективності ринку), тоді як параметр зростання є прогнозованою величиною, що безпосередньо залежить від припущень кожного аналітика. На відміну від ретроспективного НЕР-підходу, ІЕР орієнтується на майбутнє та ґрунтується на оцінці фактичних капітальних потоків. Метод чутливий до точності прогнозування темпів зростання. Р. Джаганнатан та ін. (2000) демонструють, що незначне відхилення у прогнозі зростання дивідендів призводить до суттєвих похибок у фінальному значенні премії [16].

З аналізу праці П. Фернандеса випливає, що виведення єдиного універсального показника премії за ризик є принципово неможливим. Оскільки інвестори мають різні очікування, а моделі ціноутворення містять взаємозалежні змінні, премія є суб'єктивною величиною, що залежить від обраної методології.

Ця теза підкріплюється чотирма аргументами:

- *Відсутність однорідних очікувань і рівнів неприйняття ризику.*
- *Математична взаємозалежність параметрів.*
- *Нестационарність фінансового ринку.*
- *Проблема агрегації поведінки окремого інвестора на весь фондовий ринок.*

Таблиця 1.2 Концептуальне розмежування видів премії за ризик (за П. Фернандесом)

Критерій порівняння	Історична премія (HER)	Очікувана премія (EER)	Необхідна премія (REP)	Виведена премія (IEP)
Економічна сутність	Фактична надлишкова дохідність фондового ринку порівняно з казначейськими зобов'язаннями	Сподівання учасників ринку щодо майбутньої надлишкової дохідності акцій	Мінамально необхідна, достатній для прийняття інвестором ризику	Математична величина, що впливає з моделі ціноутворення за умови коректності поточної ціни
Часовий вектор	Ретроспективний	Проспективний	Поточний	Проспективний
Метод розрахунку	$R_m(hist) - R_f(hist)$	Експертне опитування	$K_e = R_f + \beta * REP$	$IEP = \frac{d_1}{P_0} + g - R_f$
Ступінь суб'єктивності	Низький	Значний	Високий	Помірний
Призначення у фінансах	Формування базового об'єктивного орієнтира для порівняльного аналізу	Оцінка ринкових настроїв інвесторів у короткостроковому періоді	Стратегічне планування, визначення вартості капіталу	Визначення ринкового консенсусу щодо поточної ціни макроекономічного ризику
Ключові обмеження та недоліки	• Містить помилку виживання; • Ігнорує структурні зміни ринку; • Минуле не є надійним предиктором майбутнього.	• Характеризується високою волатильністю; • Часто відображає бажану дохідність замість об'єктивної вартості ризику.	• Неможливість прямого ринкового спостереження; • Проблема мікроекономічної агрегації на рівень всього ринку.	• Відхилення у прогнозі темпів зростання g призводять до суттєвих похибок.

Джерело: складено автором на основі джерела [13]

1.1.3 Синтез економічної природи ERP як ціни систематичного ризику

Різноманітність розглянутих підходів потребує синтезу економічної природи премії за ризик і формулювання комплексного визначення, що розкриває її як ціну систематичного ризику. З цією метою в таблиці 1.3 систематизовано підходи

провідних науковців і фінансових інституцій за трьома сферами застосування: академічною, інвестиційно-прикладною та корпоративною.

Таблиця 1.3 Порівняння поглядів на визначення премії за ризик інвестування в акції

Автор(и)	Визначення
<i>Академічний погляд</i>	
Mehra, R., & Prescott, E.	"Премія за ризик (RP) обчислюється як різниця між реальною дохідністю індексу S&P 500 та реальною дохідністю безризикового цінного паперу."
Shiller, Robert J.	"Додаткова дохідність, яку вимагають економічні агенти як компенсацію за ризик інвестування на фондовому ринку."
Fama, E. F., & French, K.	"Різниця між очікуваною дохідністю ринкового портфеля акцій та безризиковою ставкою (використовується в рішеннях щодо алокації портфеля, оцінці вартості капіталу тощо)."
<i>Прикладний та інвестиційний погляд</i>	
Damodaran, Aswath	"Різниця між очікуваною дохідністю ринкового портфеля акцій та безризиковою процентною ставкою."
	"Ставка, на яку ризикові акції очікувано перевершать безпечні інвестиції з фіксованим доходом."
Ibbotson Associates / Morningstar	"Очікувана премія за ризик (ERP) визначається як додаткова дохідність, яку інвестор очікує отримати для компенсації додаткового ризику, пов'язаного з інвестуванням в акції порівняно з безризиковими активами. Також визначається як геометрична різниця між загальною дохідністю акцій компаній з великою капіталізацією та загальною дохідністю казначейських векселів США."
Goldman Sachs Global Investment Research	"Очікувана надлишкова дохідність, необхідна інвесторам для утримання акцій замість державних облігацій."
<i>Корпоративний погляд</i>	
McKinsey & Company	"Ринкова премія за ризик (специфічна премія для акціонерного капіталу) вимірюється як різниця між дохідністю акцій та дохідністю безризикових облігацій. Цей параметр є обов'язковим для застосування моделі оцінки капітальних активів (CAPM)."

Джерело: складено на основі джерел [10,11,17]

Огляд наведених дефініцій засвідчує, що попри спільну математичну основу (розрахунок спреду між дохідністю акцій та безризикових активів), концептуальне наповнення цього показника суттєво відрізняється. У кожній сфері застосування ERP набуває відмінного змісту.

Академічні підходи до ERP еволюціонували від ретроспективного

вимірювання до поведінкової інтерпретації. Р. Мехра та Е. Прескотт (1985) визначають премію математично й ретроспективно (ex-post), як фактичну різницю історичних дохідностей. Р. Шиллер (2000) переосмислює це поняття через категорії вимоги та компенсації і наголошує на суб'єктивній природі неприйняття ризику інвесторами. Е. Фама та К. Френч (2002) формулюють ERP як очікувану величину (ex-ante), придатну для макроекономічного аналізу та моделювання портфеля.

Практики фінансових ринків конкретизують академічні концепти щодо потреб управління активами. А. Дамодаран наводить два визначення. Перше фіксує концептуальну природу премії як спреду очікуваних дохідностей, друге описує її функцію в оцінці результативності інвестицій. Ibbotson Associates уточнює метод розрахунку і зазначає, що показник вимірюється як геометрична різниця довгострокових дохідностей, що є критичним для оцінки довгострокових вкладень. Goldman Sachs поєднує очікування та вимогу інвестора в єдиному визначенні ERP як ринкового консенсусу щодо компенсації за утримання акцій.

McKinsey & Company підходить до ERP суто прикладно. Премія є обов'язковою входною змінною моделі оцінки капітальних активів і складовою ставки дисконтування для визначення фундаментальної вартості компаній.

У цьому дослідженні пропонується таке визначення ERP:

Премія за ризик інвестування в акції – це показник, що відображає надлишкову дохідність ринкового портфеля акцій відносно безризикового активу та ринкову ціну систематичного ризику. Показник, що залежно від методу оцінки набуває ретроспективного або перспективного характеру та змінюється в часі під впливом ринкових умов і очікувань учасників ринку.

1.2 Детермінанти формування та специфіка застосування премій за ризик

Визначивши економічну сутність премії за ризик інвестування в акції, логічним кроком є розгляд чинників, що впливають на цей показник. Відправною точкою для структурування детермінантів слугує система, запропонована Асватом Дамодараном, що включає наступні базові фактори:

- 1) ступінь неприйняття ризику інвесторами;
- 2) економічні ризики;
- 3) наявна інформація;
- 4) ліквідність ринку;
- 5) ризик катастроф;
- 6) політичні та регуляторні ризики;
- 7) монетарна політика;
- 8) поведінковий фактор інвесторів.

Кожен із них впливає на ERP із різним вектором і силою. Для розкриття механізму дії кожного чинника було залучено спеціалізовані емпіричні дослідження. Їхні результати формують доказову основу для моделювання у третьому розділі.

Ступінь неприйняття ризику інвестором

Вік інвестора

Демографічна структура учасників фондового ринку безпосередньо впливає на загальний рівень неприйняття ризику. Ринки, де домінують інвестори старшого віку, характеризуються вищими вимогами до премії за ризик для будь-якого заданого рівня волатильності порівняно з ринками, де переважають молоді учасники. Зі старінням населення зростають консерватизм і потреба в збереженні капіталу. Це підвищує необхідну дохідність власного капіталу.

Емпіричне підтвердження цього явища наведено у дослідженнях G. Bakshi та Z. Chen (1994), а також Z. Liu та M. Spiegel (2011). Бакші та Чен проаналізували історичні премії за ризик у США та зафіксували статистично значуще зростання цих премій у міру старіння демографічного складу учасників ринку.

Сила впливу такого демографічного фактора, як вік, протягом аналізованого періоду (1926–1990 рр.) виявилась статистично значущою ($p\text{-value} < 10\%$) порівняно з класичною фінансовою метрикою, як-от дивіденди ($p\text{-value} > 10\%$), за сукупної прогнозованості моделі $R^2 \approx 8\%$. Аналогічна тенденція зафіксована і для інших тривалих періодів (1900–1945 та 1900–1990 рр.), де демографічний фактор

виступав єдиним надійним індикатором майбутньої премії. Також дослідниками доведено й відносно високу частку прогнозованості майбутньої премії за ризик завдяки віковому фактору на рівні 69% для другої половини 20-го століття, за $R^2 \approx 33\%$ [18].

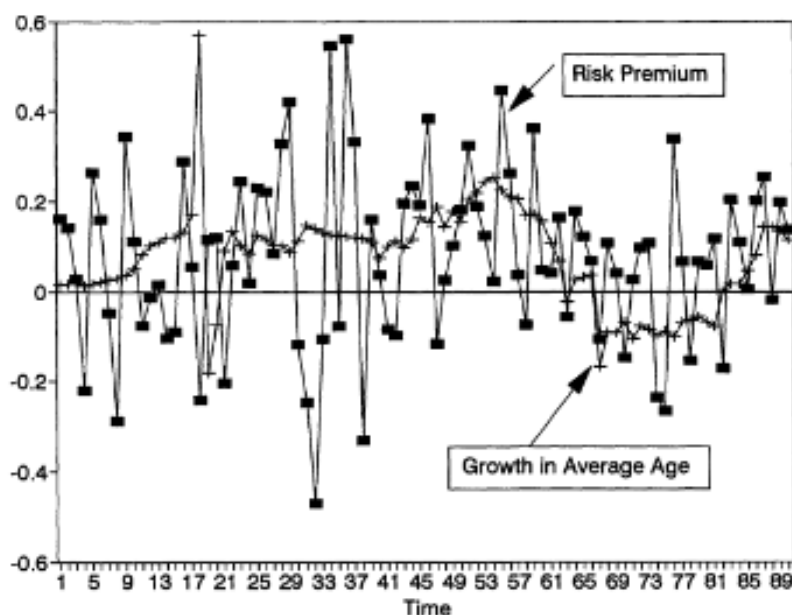


Рисунок 1.2 Графік історичної премії за ризик інвестування в акції порівняно з темпами зростання середнього віку інвесторів

Джерело: [18]

Ці результати пояснюються відмінностями в інформаційному змісті двох змінних. Дивідендна дохідність відображає сторону пропозиції на ринках капіталу та несе інформацію про майбутню продуктивність корпорацій. Демографічна змінна, натомість, фіксує попит і відображає майбутнє ставлення суспільства до прийняття ризику та сукупний попит на фінансові активи. Врахування демографічної статистики є важливим для формування точних довгострокових очікувань щодо ERP.

Недалекоглядний погляд на інвестиції

Ступінь терпіння інвесторів та їхній інвестиційний горизонт безпосередньо впливають на величину необхідної премії за ризик. Чим коротший горизонт планування, тим частіше інвестор переглядає стан портфеля і тим гостріше реагує

на поточну волатильність ринку. Це підвищує необхідну премію за ризик.

Емпіричне підтвердження цього зв'язку на макроекономічному рівні надає дослідження М. Rieger, М. Wang та Т. Hens (2013). Автори провели стандартизоване опитування у 45 країнах, де респондентам пропонували обрати між фіксованою виплатою сьогодні та більшою сумою через рік або через 10 років. Отримані показники часових переваг були зіставлені з історичними ERP для 27 країн на основі глобальних баз даних. Результати підтвердили, що країни з нижчим фактором дисконтування (вищою нетерплячістю інвесторів) характеризуються вищою ERP і навпаки [19].

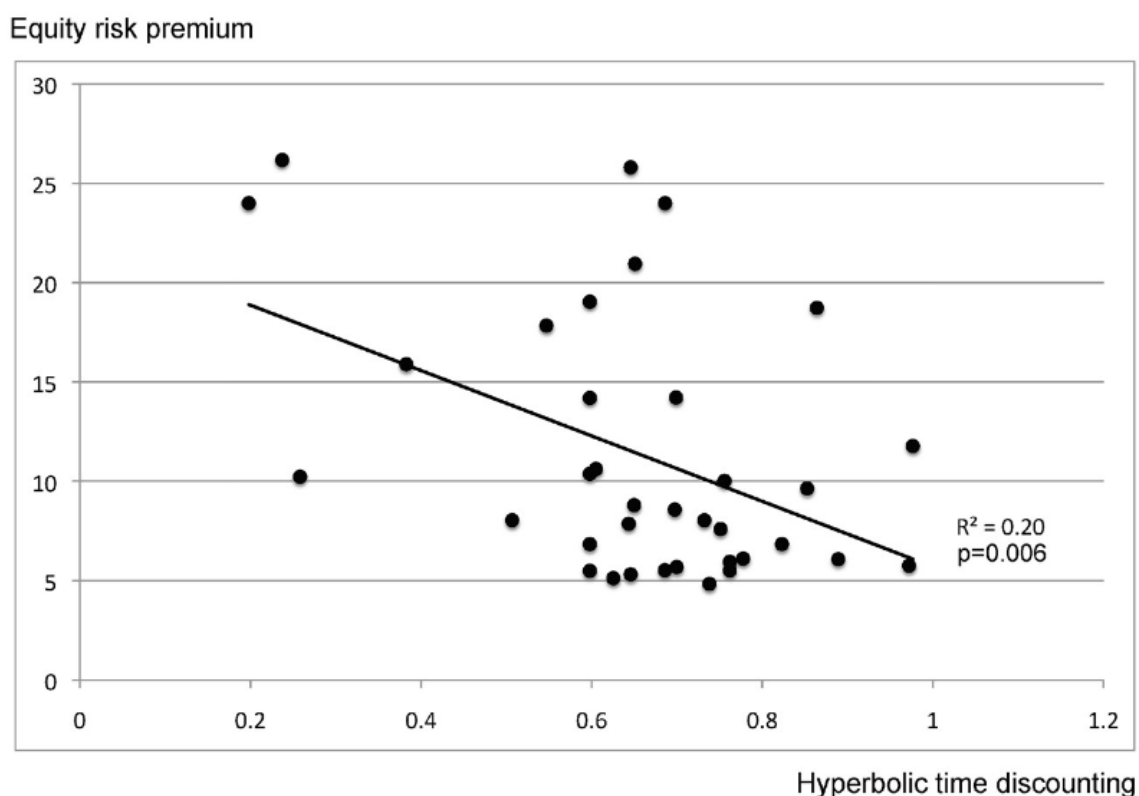


Рисунок 1.3 Кореляція фактору дисконту та премії за ризик інвестування в акції

Джерело: [19]

Кореляція Спірмена між фактором дисконтування та історичною ERP становила -0,56 при рівні значущості $p < 0,05$. За результатами базових регресій, фактор часового дисконтування пояснює від 30 % до 36 % міжкраїнової варіації

ERP. Ці результати свідчать, що культурна схильність учасників ринку до нетерплячості та короткострокового планування є самостійним макроекономічним детермінантом ERP [19].

Економічний ризик

Волатильність макроекономічних показників

Рівень ERP чутливий до загальної макроекономічної нестабільності, що виявляється у коливаннях ВВП, інфляції та споживання. За значної волатильності учасники ринку вимагають вищої премії за ризик для утримання акцій. У фазі тривалої стабільності зі згладженими бізнес-циклів ризик глибоких криз знижується, і необхідна ERP падає разом із ним.

Залежність між макроволатильністю та ERP досліджували М. Леттау, С. Лудвігсон та Дж. Вахтер (2008).

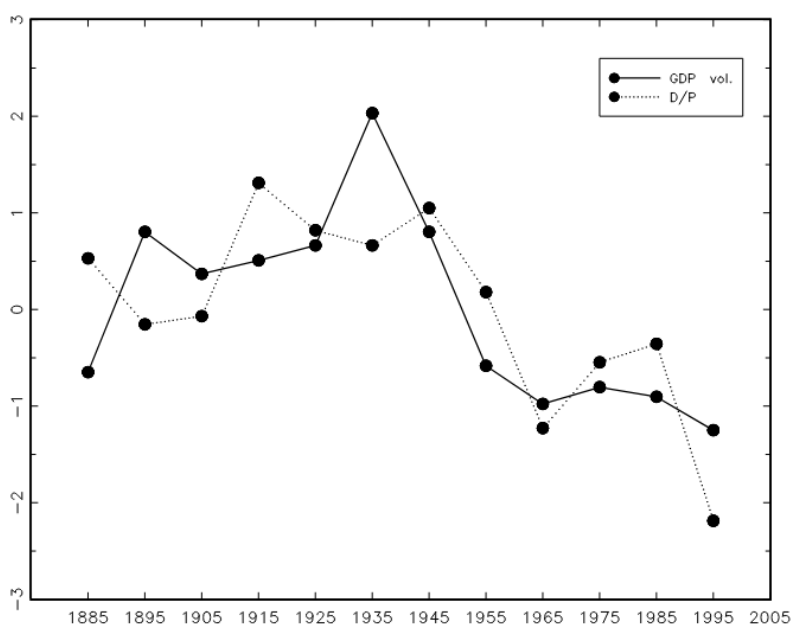


Рисунок 1.4 Волатильність ВВП та відношення дивідендів до ціни на одну акцію в США з 1880 до 2005 рр.

Джерело: [20]

Графік відношення дивідендів до ціни (Dividend-Price ratio, D/P), що слугує апроксимацією ERP, показує, що зростання ринкових оцінок компаній у повоєнні десятиліття збігається зі зниженням макроекономічного ризику та відповідним

падінням ERP.

У моделі авторів із коінтегрованими процесами споживання та дивідендів зсув макроволатильності пояснює від 77 % до 151 % історичного зростання мультиплікатора D/P, залежно від обраного параметра швидкості повернення до спільного тренду (k). Верхня межа понад 100 % свідчить, що за певних специфікацій модель дещо завищує вплив волатильності, що припускає часткову компенсацію з боку інших чинників [20].

Нерівність в доходах інвесторів

Теоретично передбачалося, що інвестори з обмеженим капіталом характеризуються вищим рівнем неприйняття ризику. За умов неповних ринків ідіосинкратичні ризики таких учасників мали б підвищувати необхідну дохідність акцій і рівень ERP.

Натомість Х.К. Хатчондо (2008) встановив, що практичний вплив цього фактора є мінімальним. В економіці з високою майновою нерівністю основна частка акціонерного капіталу зосереджена у вузькій групі заможних осіб. Значний запас багатства забезпечує нечутливість їхнього споживання до тимчасових макроекономічних шоків. За таких умов ринкова ERP відтворює поведінку єдиного репрезентативного інвестора з високою толерантністю до ризику [21].

Наявна інформація

Інформаційне середовище та фінансова прозорість

Ця детермінанта охоплює якість стандартів бухгалтерського обліку, аналітичне покриття компаній та ефективність правозастосування щодо інсайдерської торгівлі. Доступність, своєчасність і достовірність фінансової інформації підвищують точність прогнозування грошових потоків і знижують загальну невизначеність. Прозорі правила, строгі стандарти аудиту та захист прав міноритарних інвесторів знижують ERP.

Емпіричне підтвердження цього механізму наведено у дослідженні С. Т. Лау та ін. (2011–2012). Автори сформуливали Індекс інформаційного середовища

(Information Environment Index) на основі даних 41 країни, що агрегував чотири компоненти: [22]:

- якість стандартів бухгалтерського обліку;
- рівень покриття компаній фінансовими аналітиками;
- рівень проникнення медіа;
- ефективність імплементації законодавства щодо інсайдерської торгівлі.

Результати регресії виявили, що регресійний коефіцієнт при показнику фінансової прозорості становить $-0,354$ ($t = -4,62$), що свідчить про стійкий від'ємний зв'язок між прозорістю інформаційного середовища та ERP [22].

Цей висновок обґрунтовує концепцію надбавки за суверенний ризик, розроблену А. Дамодараном [17] для коригування базової ERP під час оцінки активів на ринках із нижчим рівнем фінансової прозорості.

Ліквідність ринку

Систематичний ризик ліквідності

За умов виникнення непередбачуваних шоків неліквідності інвестори починають активно перерозподіляти капітал на високоліквідні та безпечні активи. Натомість цінні папери, які є чутливими до системної неліквідності, змушують інвесторів вимагати додаткової компенсації за ризик.

Підтвердження цього явища наведено у дослідженні Р. Гібсона та Н. Мужо (2004). Дослідники проаналізували зв'язок надлишкової дохідності ринку та шоків ліквідності, паралельно враховуючи вплив бізнес-циклів і зміну рівня неприйняття ризику інвесторами з плином часу, на основі щомісячних даних індексу S&P 500 із січня 1973 року по грудень 1997 року. Результати довели, що відношення премії за ризик до ліквідності є статистично значущим і має обернений ефект. Аналіз також засвідчив стабільність цього ефекту – він є фундаментальним і не був наслідком поодиноких екстремальних шоків [23].

Потік капіталу на ринку

Альтернативним виміром ліквідності є напрям руху капіталу. Напрямок руху

капіталу формує обернену залежність від премії за ризик. Приплив коштів на фондовий ринок з інших активів або географічних регіонів знижує ERP, а відтік – стимулює її зростання.

Як приклад, А. Дамодаран (2025) наводить аномально низькі премії за ризик в Індії та Китаї, де діють обмеження на інвестиції в іноземні ринки капіталу.

Вплив фактора є структурним. Штучна концентрація ліквідності в закритій фінансовій системі може домінувати над суверенними ризиками.

Ризик катастроф

Ризик раптових цінових шоків

Дж. Махеу та ін. (2013) виявили, що через тривалу історію обвалів фондового ринку інвестори виявляють підвищену обережність перед негативною асиметрією, за якої ризик значних збитків суттєво перевищує ймовірність аномальних надприбутків. Загальна ERP складається з компенсації за щоденну волатильність та окремої компенсації за ризик раптового обвалу.

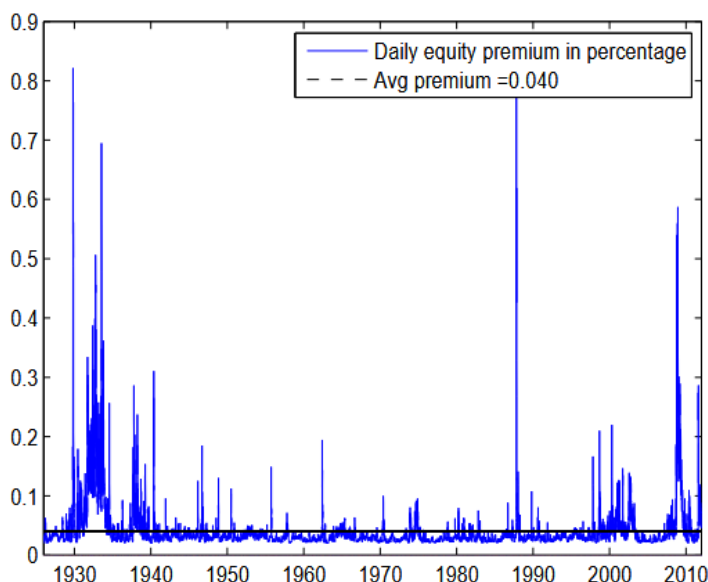


Рисунок 1.5 Динаміка щоденних значень премії за ризик інвестування в акції 1926–2011 рр.

Джерело: [24]

На основі щоденних даних фондового ринку США за 1926–2011 рр. автори

встановили, що підвищена обережність інвесторів напередодні можливого або фактичного обвалу збільшувала ERP в середньому на 0,1062% на день і до 0,9% у піку [24].

За моделлю авторів, 3,61% річної ERP (6–7%) припадає на фактор цінкових стрибків.

Політичні та регуляторні ризики

Невизначеність регуляторної політики

Державні рішення у сфері оподаткування, бюджетних витрат та монетарного регулювання безпосередньо впливають на майбутні грошові потоки корпорацій. За умов політичної невизначеності економічні агенти втрачають здатність коректно прогнозувати умови ведення бізнесу, що гальмує корпоративні інвестиції та підвищує волатильність фондового ринку. Внаслідок цього інвестори вимагають більшої компенсації за ризик утримання акцій.

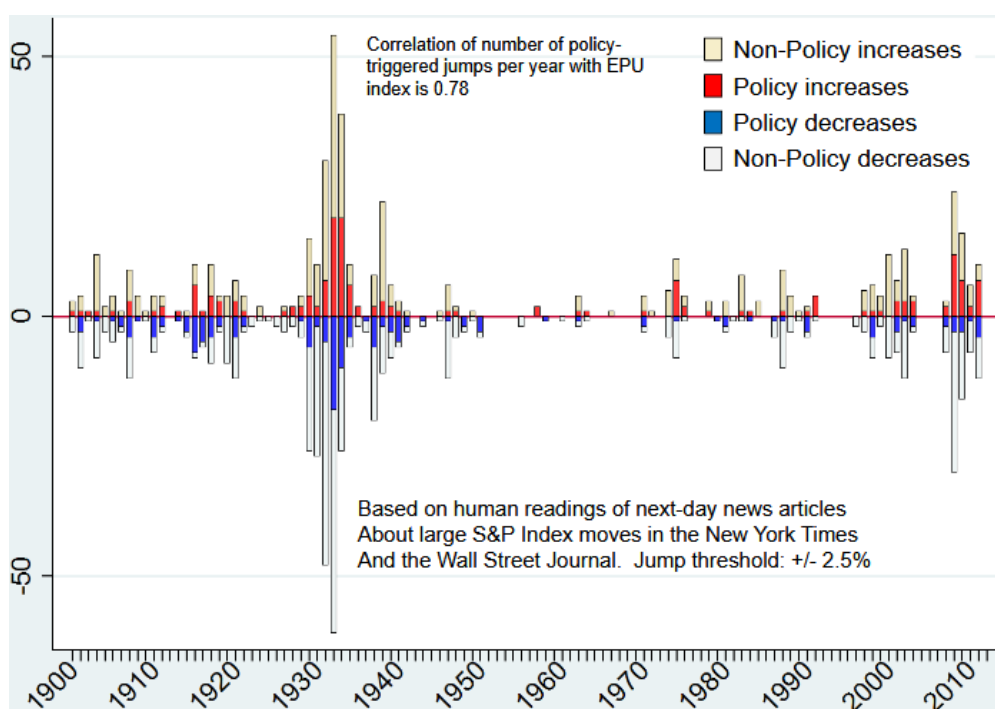


Рисунок 1.6 Аналіз причин щоденних стрибків в ціні індексу S&P 500 на основі кількості згаданих ключових слів в новинах, 1900–2012 рр.

Джерело: [25]

Автори, С. Бейкер, Н. Блум та ін. запропонували порівняння індексу невизначеності економічної політики (EPU Index) з динамікою фінансових ринків на основі регресійного аналізу. Результати регресійного аналізу довели, що стрибки індексу EPU статистично значущо підвищують волатильність цін на акції та провокують падіння корпоративних інвестицій і зайнятості, особливо у секторах із високою залежністю від державних контрактів [25].

Таким чином, дослідження емпірично підтверджує, що невизначеність на рівні державного управління здатна самотійно генерувати значні стрибки необхідної дохідності на фінансових ринках.

Монетарна політика

Черговий чинник, вплив на премію за ризик якого є досить інтуїтивним, оскільки саме дії монетарних регуляторів (зміна процентних ставок, управління грошовою масою) безпосередньо формують профіль макроекономічного ризику. Зокрема, політика жорсткого таргетування інфляції суттєво впливає на реакцію ERP. В умовах сегментованих фінансових ринків, де пайовими інструментами володіє обмежена частка населення, політика таргетування інфляції концентрує ризик коливань доходів виключно на акціонерах через ігнорування потреби згладжувати шоки дивідендів і споживання на користь цін.

Емпіричне та математичне обґрунтування цього механізму наведено у дослідженні Ю. Пенга та А. Зерву (2014). Автори розробили кількісну макроекономічну модель загальної рівноваги із сегментованим фондовим ринком. Модель було відкалібровано на основі фактичних макроекономічних даних для тестування двох режимів: (1) суворого таргетування інфляції та (2) оптимальної політики розподілу ризиків [26].

Результати довели, що за першого режиму значення річної ERP становило 6,96%, що є майже ідентичним до історичних показників ринку США; однак для другого – від 1,55% до 1,56% на рік. Таким чином, зміна в монетарній політиці здатна генерувати премію, яка майже в 4,5 раза перевищуватиме показник оптимальної політики [26].

Поведінковий фактор інвесторів

Цей фактор ґрунтується на врахуванні поведінки інвестора за відсутності припущення щодо його раціональності. Існують три найбільш розповсюджені чинники, в яких інвестори припускаються фатальних та математично неправильних рішень:

Інфляційна ілюзія

Систематична помилка інвесторів полягає у дисконтуванні очікуваних реальних грошових потоків корпорацій за номінальними процентними ставками. Через це в періоди високої інфляції ставки дисконтування зростають, тоді як грошові потоки залишаються на незмінному рівні, що призводить до недооцінки ринку та завищеної ERP [27].

Д. Кемпбелл та Т. Вулдтеенахо (2004) перевірили цю гіпотезу на даних США за 1927–2002 рр. Аналіз показав, що компонент помилкового ринкового ціноутворення майже повністю пояснюється рівнем інфляції ($R^2 = 77,9\%$, коефіцієнт 16,83). Водночас суб'єктивна премія за ризик практично не залежить від інфляційних шоків ($R^2 = 6,61\%$) [27]. Отже, зокрема, нездатність ринку враховувати інфляцію в моделях оцінки пояснює аномальне зростання ERP у кризові періоди.

Короткозоре неприйняття втрат

Згідно з концепцією короткозорого неприйняття втрат, розробленою С. Бенартті та Р. Талером (1995), фінансові втрати відчуються інвестором у 2,25 раза сильніше за еквівалентні прибутки. Оскільки акції волатильні, часта перевірка портфеля змушує інвестора фіксувати проміжні збитки. Щоб компенсувати цей психологічний дискомфорт, учасники ринку вимагають значно вищої дохідності. Автори довели, що історична ERP на рівні близько 6,5% виправдовується лише тоді, коли інвестори переглядають портфель із частотою 11–12 місяців. За горизонту оцінювання 20 років необхідна ERP знизилася б до 1,4%. Різниця між

6,5% та 1,4% становить суто поведінкову плату за надмірну частоту перегляду портфеля.

Ставлення ринку до двозначності

Класична фінансова теорія передбачає прямий зв'язок між ризиком та необхідною дохідністю. Проте на практиці інвестори реагують на невизначеність залежно від ринкового настрою. У стані ринкового песимізму зростання волатильності підвищує ERP. Натомість під час оптимізму учасники ринку ігнорують ризики. С. Газі, М. Шнайдер та ін. (2025) розробили метод виокремлення цього латентного показника оптимізму або песимізму з історичних даних. Аналіз показав, що ізольована ринкова волатильність не здатна прогнозувати майбутню дохідність. Лише після додавання індикатора ставлення до двозначності позитивний зв'язок між ризиком та ERP повністю відновлюється [28].

1.3 Прикладне значення та сфери застосування ERP у сучасній економіці

Премія за ризик не є суто теоретичною величиною. Вона входить у розрахунків, від яких залежать рішення компаній, державних регуляторів, страховиків та інвестиційних фондів. Помилка в оцінці премії навіть на один відсотковий пункт зміщує ставку дисконтування, а отже, й підсумкову вартість активу чи проєкту, тому точність цієї оцінки має пряме практичне значення. Масштаб застосування великий, адже лише сукупні активи п'ятисот найбільших керуючих компаній світу на кінець 2024 року сягали майже 140 трильйонів доларів США [29], і премія за ризик є вхідним параметром для значної частини цих коштів.

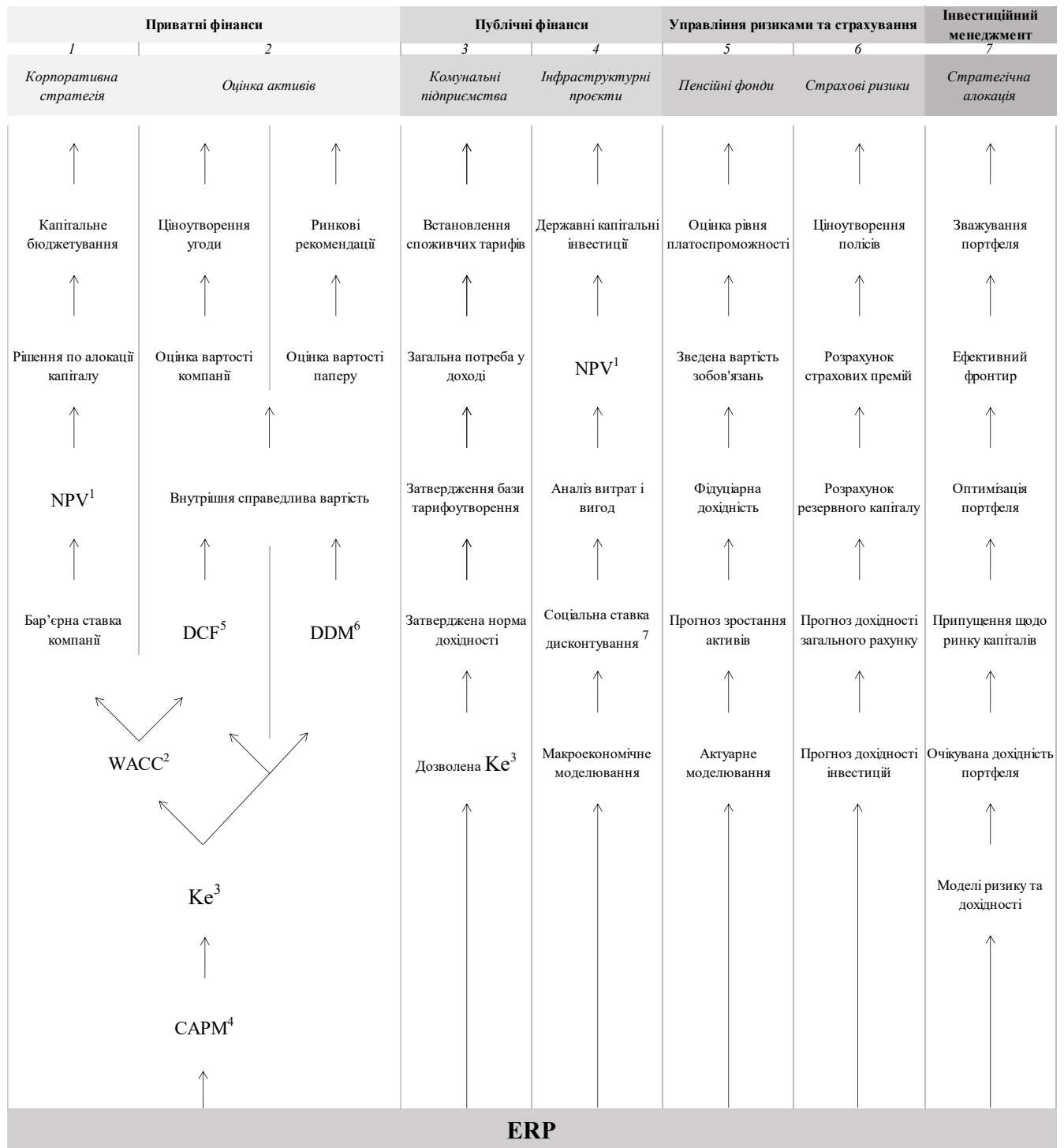
Сукупність сфер, у яких оцінка премії впливає на практичні рішення, узагальнена на рисунку 1.7. Схему побудовано знизу вгору. В її основі лежить премія за ризик, оскільки вона є спільним вхідним параметром для всіх подальших розрахунків. Через модель оцінки капітальних активів премія формує вартість власного капіталу, а та входить до середньозваженої вартості капіталу, методу дисконтованих грошових потоків і моделі дисконтування дивідендів. Ці три

інструменти оцінювання є проміжною ланкою, через яку премія доходить до конкретних прикладних завдань.

Прикладні завдання на схемі згруповані в чотири напрями та сім сфер. Приватні фінанси охоплюють корпоративну стратегію та оцінку активів. Публічні фінанси представлені регулюванням комунальних підприємств і відбором інфраструктурних проєктів. Напрямок управління ризиками та страхування включає пенсійні фонди та страхові ризики. Інвестиційний менеджмент відображено через стратегічну алокацію капіталу. Кожен стовпець схеми читається вгору як послідовність кроків, якими оцінка премії доходить до кінцевого рішення, наприклад, до споживчого тарифу, ціни страхового полісу або структури інвестиційного портфеля.

У приватних фінансах премія за ризик працює у двох сферах, корпоративній стратегії та оцінці активів. У корпоративній стратегії премія через модель оцінки капітальних активів формує вартість власного капіталу, а та входить у середньозважену вартість капіталу, яку компанія використовує як бар'єрну ставку для відбору інвестиційних проєктів. За обстеженнями фінансових директорів понад вісімдесят відсотків компаній застосовують модель оцінки капітальних активів для розрахунку вартості власного капіталу, і ця частка трималася стабільно протягом останніх двох десятиліть [30]. У сфері оцінки активів премія є основою методу дисконтованих грошових потоків і моделі дисконтування дивідендів, за якими визначають внутрішню справедливую вартість компанії або окремого цінного папера для угод злиття і поглинання та для ринкових рекомендацій.

Публічні фінанси спираються на премію за ризик у регулюванні комунальних підприємств і у відборі інфраструктурних проєктів. Тарифи природних монополій, зокрема електроенергетичних і газових компаній США, встановлюють регуляторні комісії штатів, які затверджують дозволену норму дохідності на вкладений капітал. Ця норма містить вартість власного капіталу, обчислену через модель оцінки капітальних активів, а отже й премію за ризик [17].



Нотатки: 1. NPV (Чиста зведена вартість, англ. Net Present Value) — різниця між приведеними майбутніми грошовими потоками та початковими інвестиціями. Критерій доцільності проекту.

2. WACC (Середньозважена вартість капіталу, англ. Weighted average cost of capital) — загальна ціна залучення всіх джерел фінансування компанії (власних та боргових); базова ставка дисконтування.

3. Ke (Вартість власного капіталу, англ. Cost of equity) — необхідна норма дохідності, яку вимагають акціонери як компенсацію за прийнятий ризик.

4. CAPM (Модель оцінки капітальних активів, англ. Capital asset pricing model) — математична формула розрахунку вартості власного капіталу (Ke) на основі ринкової премії за ризик.

5. DCF (Метод дисконтованих грошових потоків, англ. Discounted Cash Flow) — фундаментальний метод оцінки вартості бізнесу на основі його майбутньої здатності генерувати гроші.

6. DDM (Модель дисконтування дивідендів, англ. Dividend discount model) — метод оцінки справедливої вартості акції як суми всіх очікуваних майбутніх дивідендів.

7. Соціальна ставка дисконтування — макроекономічний показник (аналог WACC для держави), що використовується для оцінки соціально-економічної ефективності

Рисунок 1.7 Практичне застосування ERP

Джерело: складено автором на основі джерел

У відборі інфраструктурних проєктів держава порівнює дисконтовані витрати і вигоди, а ставку дисконтування для федеральних програм США встановлює Циркуляр Адміністративно-бюджетного управління США А-94, чинна редакція якого затверджена 9 листопада 2023 року [31].

В управлінні ризиками та страхуванні премія за ризик впливає на пенсійні фонди і страхові компанії. Пенсійний фонд закладає очікувану дохідність своїх активів, від якої залежать оцінка зобов'язань і рівень платоспроможності фонду. Оскільки значну частку активів становлять акції, ця очікувана дохідність безпосередньо залежить від ризикової премії. За даними Національної асоціації державних пенсійних адміністраторів, медіанна закладена дохідність інвестицій державних пенсійних планів США становить 7,0 відсотка і тримається на цьому рівні з 2021 фінансового року. Сукупні фінансові активи пенсійних фондів США наприкінці 2025 року перевищували 29 трильйонів доларів [32], тому навіть невелика похибка в закладеній дохідності зміщує оцінку зобов'язань на значні суми. У страхуванні премія за ризик впливає на вартість капіталу страховика, на основі якої розраховують страхові премії та резервний капітал. Мінімальні вимоги до капіталу страхових компаній США визначає система капіталу, зваженого на ризик (*risk-based capital*), запроваджена Національною асоціацією страхових комісарів [33].

Останній напрям, інвестиційний менеджмент, використовує премію за ризик у стратегічній алокації капіталу. Керуючі активами будують припущення щодо ринку капіталів, у яких очікувана дохідність акцій спирається саме на премію за ризик, і на основі цих припущень оптимізують структуру портфеля. У припущеннях на 2026 рік низка керуючих компаній прогнозує дохідність акцій США нижчою за історичну середню. Причиною називають високі поточні оцінки ринку та стиснуту премію за ризик [34]. Це показує, що оцінка премії безпосередньо впливає на рекомендації щодо розподілу капіталу між акціями та іншими активами.

Огляд семи сфер показує, що премія за ризик є наскрізним вхідним параметром сучасної фінанси. Вона визначає бар'єрну ставку компанії, тариф

комунального підприємства, ставку відбору державного проєкту, оцінку пенсійних зобов'язань, ціну страхового полісу та структуру інвестиційного портфеля. Через це похибка в оцінці премії не лишається локальною, а переноситься на всі рішення, що спираються на ставку дисконтування. Саме практична вага цього показника обґрунтовує потребу в точній оцінці премії та аналізі її чинників, чому й присвячено подальші розділи роботи.

Висновок до розділу 1

У першому розділі з'ясовано, що премія за ризик інвестування в акції за своєю природою є ціною систематичного ризику, тобто додатковою дохідністю вкладень в акції порівняно з безризиковим активом. Простежено еволюцію концепції, етапи якої систематизовано в таблиці 1.1, і показано, що питання про справжній розмір премії досі залишається дискусійним і відоме як парадокс премії за ризик. За таксономією Фернандеса в таблиці 1.2 розмежовано історичну, очікувану, необхідну та неявну премію, що усуває термінологічну плутанину і фіксує, який показник вимірюється в роботі.

Аналіз чинників премії на основі класифікації Дамодарана дав змогу виокремити вісім структурних детермінант, а саме ступінь неприйняття ризику, економічний ризик, наявну інформацію, ліквідність ринку, ризик катастроф, політичні та регуляторні ризики, монетарну політику і поведінковий фактор. Кожен з них діє через власний канал, яким ризик або очікування інвесторів передаються в необхідну дохідність акцій, і разом вони утворюють рамку для емпіричної частини роботи.

Розгляд прикладного значення премії, узагальненого на рисунку 1.7, показав, що вона є наскрізним входним параметром у семи сферах: від бар'єрної ставки компанії та оцінки активів до тарифів комунальних підприємств, державних проєктів, пенсійного й страхового забезпечення та управління портфелем.

РОЗДІЛ 2

ПОРІВНЯЛЬНИЙ АНАЛІЗ МЕТОДІВ КІЛЬКІСНОЇ ОЦІНКИ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК НА РИНКУ АКЦІЙ США

2.1 Методологічні підходи до оцінки ERP

2.1.1 Групи методів та вступ до порівняння результатів

Концептуальний аналіз, проведений у першому розділі, показав, що ряд значень премії за ризик інвестування в акції змінюється з часом, а сама величина не має єдиного загальноприйнятого способу вимірювання. Водночас будь-яке практичне застосування ERP потребує конкретного числового значення. Розрив між концептуальним визначенням та вимірюванням визначає методологічне питання цього підрозділу, а саме як отримати оцінку ERP і наскільки різні методи дають узгоджені відповіді.

Усталена класифікація підходів до оцінки ERP, запропонована А. Дамодараном, охоплює чотири групи методів:

- *Ретроспективні (historical);*
- *Методи виведення (implied);*
- *Методи з боку пропозиції (supply-side);*
- *Опитувальні (survey-based) [35].*

Групи методів відрізняються джерелами даних і об'єктом вимірювання. Ретроспективні методи дають реалізовану премію за минулі періоди, методи з боку пропозиції відновлюють рівноважну премію через компоненти дохідності, а методи виведення і опитування орієнтовані на ex-ante оцінку, що відповідає поточним очікуванням ринку [35].

У роботі реалізовано дев'ять методів оцінки ERP, відібраних за трьома критеріями: охоплення всіх чотирьох груп за Дамодараном, наявність відкритих

даних достатньої якості для ринку США та методологічна різноманітність, що дозволяє виявити чутливість результатів до вхідних припущень. Класифікацію цих методів за групою і типом подано на рисунку 2.1.

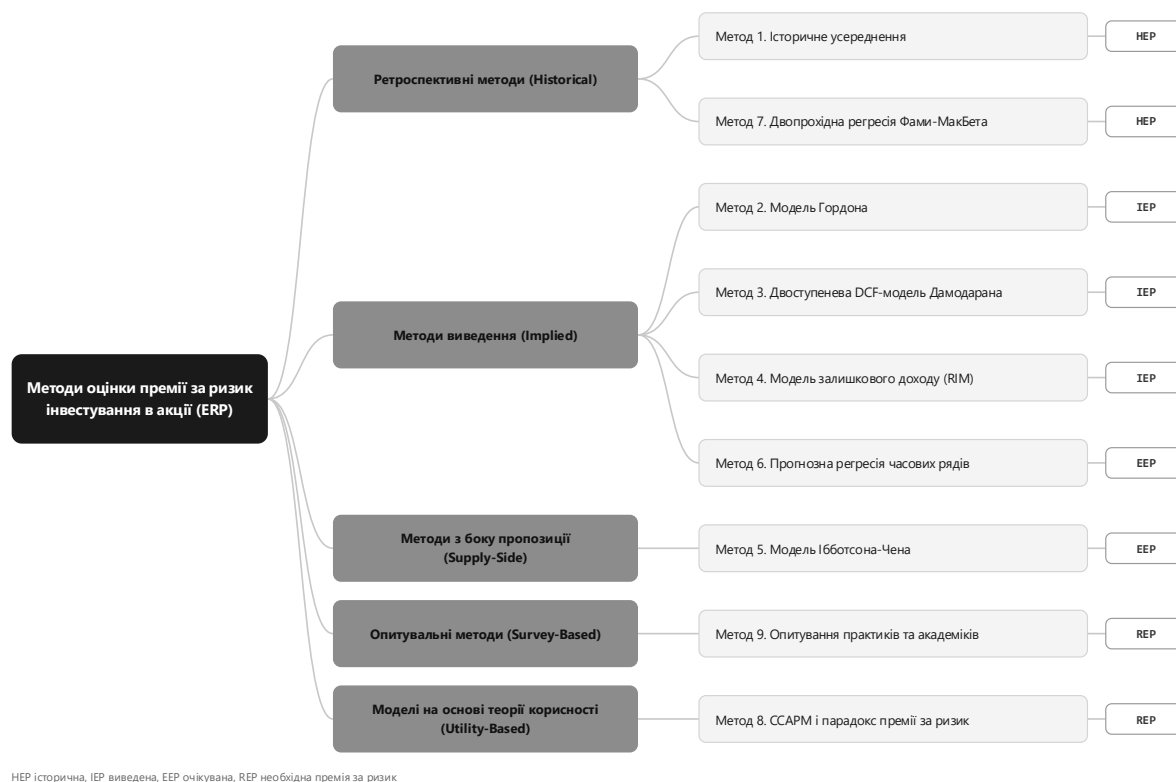


Рисунок 2.1 Класифікація методів оцінки ERP за групою та типом

Джерело: складено автором на основі джерела [35]

Порівняльний аналіз методів у підрозділі 2.2 побудовано за п'ятьма вимірами.

- (1) Часовий горизонт – характеризує орієнтацію методу на довгострокову рівноважну премію або на умовну оцінку в конкретний момент часу.
- (2) Базові припущення – зокрема, щодо стаціонарності часового ряду, ефективності ринку та раціональності очікувань.
- (3) Вимоги до даних – доступність, частота, тривалість ряду та чутливість до вибору базового активу.
- (4) Ступінь суб'єктивності – наявність параметрів, що задаються дослідником (темп зростання, горизонт прогнозу тощо).
- (5) Обмеження – систематичні джерела похибки, специфічні для кожного методу, зокрема, помилка виживання, модельна залежність або вибіркова залежність від часового підперіоду.

2.1.2 Огляд вхідних даних

Ринкові дані по акціях

Рівень цін індексу S&P 500 (SP500)

Місячні спостереження середньомісячної ціни індексу (не ціни закриття) охоплюють період з січня 1871 по лютий 2026 р. і налічують 1 862 значення; для річних розрахунків використовуються 155 грудневих спостережень. Основу ряду формує база Роберта Шіллера (Єльський університет), що ретроспективно відтворює S&P 500 через S&P 90 (з 1926 р.) та індекс Коулза (з 1871 р.). Після вичерпання актуальних даних Шіллера у вересні 2023 р. ряд подовжено ціновою серією SP500 з бази FRED [36,37].

Сукупні річні дивіденди індексу S&P 500 (DIVSP)

Місячна частота, значення на середину місяця у форматі трейлінгових 12 місяців; ряд охоплює 1871–2025 рр. і містить 1 862 спостереження. У базі Шіллера значення DIVSP у кожному місяці дорівнює накопиченій сумі дивідендів на одиницю індексу за попередні 12 місяців, що відтворює фактичний грошовий потік інвестора, який придбав індекс рік тому. Після вересня 2023 р. ряд подовжено даними FRED за аналогічною методологією [36,37].

Сукупні річні прибутки за стандартами GAAP (EARN)

Місячна частота у форматі трейлінгових 12 місяців; значення на середину місяця. База даних Шіллера охоплює 1871 – червень 2023 р. (1 830 спостережень), після чого ряд доповнено даними Дамодарана за 2024–2025 рр. (24 спостереження), що загалом дає 1 854 місячних значення. Змінна відповідає прибутку за стандартом GAAP на одиницю індексу. У роки значних одноразових списань (зокрема 2001–2002 та 2008–2009 рр.) відхилення від операційних прибутків сягає 10–25%. У цій роботі всі методи зведено до показника прибутку за стандартом GAAP для порівнянності результатів [36,38].

Обсяг зворотного викупу акцій індексу S&P 500 (BUYSP)

Річна частота: значення станом на 31 грудня кожного року. 2001–2025 рр., 25 спостережень. Змінна відображає сукупний обсяг зворотного викупу акцій

компаній-складових індексу S&P 500 у розрахунку на одиницю індексу. Дані запозичені з бази Дамодарана, де викуп реєструється на основі публічної фінансової звітності. Відсутність систематичних даних до 2001 р. зумовлена тим, що зворотний викуп акцій набув масштабного поширення лише після прийняття у 1982 р. нормативу «SEC Rule 10b-18», а регулярна агрегована звітність сформувалася значно пізніше. [38]

Коефіцієнт ціна до балансової вартості S&P 500 (P/B)

Річна частота: спостереження станом на 31 грудня кожного року. Ряд охоплює 1999–2025 рр. і налічує 27 значень. Дані надає офіційний сайт S&P Global, де коефіцієнт розраховується як відношення ринкової капіталізації індексу до сукупної балансової вартості його компонентів. Обмеженість ряду 1999 роком зумовлена доступністю офіційних даних і визначає нижню хронологічну межу для методів, що спираються на балансову вартість. [39]

Безризикові ставки

Номінальна ставка дохідності 10-річних державних облігацій США (GS_10)

Місячна частота: значення станом на кінець місяця. 1871–2026 рр., 1 862 спостереження. Змінна відображає дохідність до погашення 10-річних казначейських облігацій США з фіксованим строком погашення. З 1953 р. дані постачає база FRED Федерального резервного банку Сент-Луїса (серія GS10); для горизонту 1871–1952 рр. використовується відновлений ряд Шіллера, методологічно сумісний з подальшим рядом FRED. [36,37]

Номінальна ставка 3-місячних казначейських векселів США (TB3MS)

Місячна частота: значення станом на кінець місяця. 1928–2026 рр. Основний ряд FRED (серія TB3MS) охоплює період січень 1934 – лютий 2026 р. (1 106 спостережень) і котирується на обліковій основі. Для 1928–1933 рр. ряд доповнено шістьма річними значеннями з бази Дамодарана, оскільки FRED не публікує даних до 1934 р. [38,40]

Макроекономічні дані

Індекс споживчих цін для міського населення США (CPI_U)

Місячна частота: значення на середину місяця. 1871–2026 рр., 1 861 спостереження. Ряд Шіллера охоплює 1871–2023 рр. на основі даних Бюро статистики праці США; після 2023 р. ряд продовжено серією CPIAUCSL з бази FRED за тією самою методологією. [36,37]

Номінальний валовий внутрішній продукт США (GDPGR)

Річна частота: значення станом на 1 січня кожного року. 1929–2025 рр., 97 спостережень. Дані отримано з бази FRED Федерального резервного банку Сент-Луїса (серія GDPA) та відображають сукупний обсяг виробленого ВВП США у поточних цінах у мільярдах доларів. [40]

Реальні витрати на особисте споживання (PCERC)

Річна частота: значення станом на 1 січня кожного року. 1929–2025 рр., 97 спостережень. Дані відображають сукупні витрати домогосподарств США на товари та послуги у постійних цінах 2009 р., мільярди доларів. Джерелом є дані про національний дохід Бюро економічного аналізу США. [40]

Чисельність населення США (POPUS)

Річна частота: значення у тисячах осіб станом на 1 січня кожного року. 1929–2025 рр., 97 спостережень. [40]

Прогнозні та зовнішні дані

Консенсусний прогноз зростання прибутків компаній індексу (G_EPS)

Річна частота: прогноз на поточний рік, що оновлюється щороку. 1985–2025 рр., 41 спостереження. Змінна відображає медіанний аналітичний прогноз темпу зростання прибутків компаній S&P 500 на наступні п'ять років. Дані запозичені з бази Дамодарана, де вони агреговані на основі прогнозів аналітиків провідних інвестиційних банків. Обмеженість ряду 1985 роком зумовлена наявністю систематичних агрегованих прогнозних даних. [38]

Дохідність корпоративних облігацій класу Ваа (BAA_R)

Річна частота охоплює повний календарний рік. 1943–2025 рр., 83 спостереження. Змінна відображає фактичну сукупну дохідність корпоративних

облігацій з рейтингом Ваа за класифікацією Moody's за кожен окремий рік, що включає купонний дохід та зміну ринкової ціни. [38]

2.1.3 Огляд та обчислення ключових методів оцінки ERP

Метод 1. Історичне усереднення премії за ризик

Ідея методу, вперше систематизована Ібботсоном та Сінкфільдом у 1976 р., полягає у безпосередньому вимірюванні різниці між реалізованою дохідністю акцій та безризикових активів за тривалий часовий горизонт. Метод НЕР є ретроспективним (ex-post) та довгостроковим. Він спирається на центральне припущення, за яким різниця між минулою дохідністю акцій і безризикових активів є незміщеною оцінкою майбутньої очікуваної ERP, тобто вибіркового період вважається репрезентативним для майбутнього [10].

Методологічну основу методу запозичено з посібника А. Дамодарана, проте обчислення в цьому дослідженні мають дві відмінності, які підвищують внутрішню узгодженість оцінки [17,38].

Річна номінальна дохідність акцій (total return S&P 500):

$$R_{eq,t} = \frac{P_t^{dec} + D_t}{P_{t-1}^{dec}} - 1, \quad (2.1)$$

де P_t^{dec} та P_{t-1}^{dec} – рівень індексу у грудні поточного «t» та попереднього року «t-1» відповідно;

D_t – сукупні трейлінгові дивіденди за 12 місяців на одиницю індексу.

Формула відтворює логіку інвестора, який купує індекс наприкінці року $t - 1$, протягом року t отримує дивіденди, а наприкінці року t продає позицію.

Вибір безризикового активу є першим методологічним рішенням. У цій роботі розрахунок проведено паралельно для двох орієнтирів, а саме 3-місячного казначейського векселя (далі: T-Bill) та 10-річної казначейської облігації (далі: T-Bond). T-Bill найближчий до теоретичного визначення безризикового активу,

оскільки на горизонті 3 місяців цінового ризику практично немає, а реінвестиційний ризик є мінімальним. T-Bond, натомість, краще відповідає горизонту типового інвестиційного рішення, проте несе ризик дюрації⁴. Через це НЕР відносно T-Bill перевищує НЕР відносно T-Bond на реалізовану різницю дохідностей двох активів. У повоєнних підперіодах ця різниця становить близько 1,4–1,5 в.п., а у вибірці 1871–1959 рр. сягає 4 в.п. через штучно занижені короткі ставки до угоди Казначейства і ФРС США 1951 р. [17,41].

Результати наводяться для обох варіантів, що дає змогу обрати орієнтир відповідно до кінцевого застосування.

Для T-Bill дохідність обчислюється у два кроки. По-перше, визначається середня річна облікова ставка на основі місячних спостережень. По-друге, облікова ставка конвертується в інвестиційну дохідність за формулою:

$$y_t^{inv} = \frac{d_t}{1 - d_t * \frac{91}{360}}, \quad (2.2)$$

де d_t – середньорічна облікова ставка;

$91/360$ – коефіцієнт, що відображає частку банківського року для 3-місячного інструменту.

Дохідність державної облігації T-Bond обчислено за підходом постійного строку погашення. На початку року t інвестор купує 10-річну купонну облігацію за номіналом, тому купонна ставка дорівнює ринковій дохідності на початок року. Через рік облігація має 9 років до погашення і продається за ціною, яку обчислено як теперішню вартість анuitету купонних виплат і номіналу за формулою:

$$P_{t+1}^{bond} = c_t * 100 * \frac{1 - (1 - r_t)^{-9}}{r_t} + \frac{100}{(1 + r_t)^9}, \quad (2.3)$$

⁴ Дюрація – це показник чутливості вартості облігації (або портфеля облігацій) до змін ринкових відсоткових ставок. Він відображає очікувану зміну ціни активу у відповідь на зростання або падіння доходності. URL: <https://www.investopedia.com/terms/d/duration.asp> (Дата звернення 13.04.2026).

де c_t – купонна ставка;

r_t – ринкова дохідність у рік t ;

100 – номінальна вартість облигації;

P_{t+1}^{bond} – теперішня вартість 9-річної облигації станом на день продажу.

Сукупна повна річна дохідність дорівнюватиме:

$$R_{bo,t} = c_t + \frac{P_{t+1}^{bond} - 100}{100}, \quad (2.4)$$

Надлишкова дохідність у кожному році дорівнює різниці між дохідністю сукупного річного індексу та дохідністю обраного безризикового активу.

Другим методологічним рішенням є спосіб усереднення надлишкових дохідностей. Арифметична НЕР є незміщеною оцінкою математичного сподівання однорічного надлишкового доходу. Вона показує, яку надлишкову дохідність очікувати за один випадково обраний рік і є коректним вибором для моделей, де ставка дисконтування застосовується до кожного окремого періоду незалежно. Геометрична НЕР вимірює фактичний середньорічний приріст багатства інвестора в акціях понад інвестора у безризикові активи. За аналогією, вона відповідає на запитання: «на скільки відсоткових пунктів річних інвестор в акції випереджав інвестора в безризикові активи протягом усього горизонту?». Жоден з двох варіантів не є апріорі кращим, тому результати у цій роботі наводяться паралельно.

Для оцінки ERP використано чотири ряди змінних:

- SP500
- DIVSP
- GS_10
- TB3MS

Охоплюваний період визначається наявністю даних. Повна вибірка для T-Bond спирається на ряди з 1871 р. і дає 154 річні надлишкові дохідності, а для T-Bill вона обмежена періодом з 1928 р. і дає 98 спостережень, оскільки ряд TB3MS починається з 1928 р.

Таблиця 2.1 Результати Методу 1: арифметична та геометрична НЕР

	Арифметичне середнє		Геометричне середнє	
	T-Bill	T-Bond	T-Bill	T-Bond
1871-2025	8.39%*	6.19%	6.75%	4.82%
<i>Std Error</i>	1.92%	1.49%		
1871-1959	10.67%*	6.48%	8.12%	4.79%
<i>Std Error</i>	4.18%*	2.05%		
1960-2025	7.29%	5.82%	6.07%	4.87%
<i>Std Error</i>	2.01%	2.15%		
1928-2025	8.39%*	7.01%	6.75%	5.55%
<i>Std Error</i>	1.92%	1.99%		

Примітка: Збіг значень 1871–2025 та 1928–2025 для T-Bill спричинений тим, що дані TB3MS починаються з 1928 р., тому повна вибірка для цього бенчмарку фактично складає 98 спостережень.

Джерело: складено автором на основі даних [36–38,40]

Таблиця 2.1 показує, що НЕР відносно T-Bill перевищує НЕР відносно T-Bond у кожному підперіоді, проте величина розриву є нестабільною. У повоєнних вибірках 1928-2025 і 1960-2025 рр. різниця становить близько 1,4-1,5 в.п., у повній вибірці 2,2 в.п., а у підперіоді 1871-1959 рр. сягає 4,2 в.п. Це прямий наслідок штучно занижених коротких ставок до угоди Казначейства і ФРС США 1951 р. Арифметична НЕР перевищує геометричну приблизно на 1-2,5 в.п. через високу чутливість арифметичного середнього до значних відхилень.

Порівняння підперіодів виявляє структурний злам навколо 1960 р., описаний П. Фернандесом. [13] До 1960 р. інвестори віддавали перевагу дивідендному доходу акцій перед купонним доходом низьковолатильних облігацій. Після 1960 р., на тлі скасування угоди Казначейства і ФРС США 1951 р. та переходу до ринкового ціноутворення ставок, пріоритетом став дохід від зростання ціни акцій порівняно з більш волатильними облігаціями (див. таблицю 2.2). Цей перехід підвищив рівень безризикової ставки. Результати таблиці 2.1 показують зниження арифметичної НЕР відносно облігацій з 6,48% до 5,82%, тоді як геометрична НЕР залишилася майже незмінною (4,79% і 4,87%). Тобто фактичний кумулятивний приріст багатства понад облігації залишився на тому самому рівні.

Зростання волатильності дохідності облігацій пояснює, чому стандартна помилка НЕР для 1960–2025 рр. (2,15 %) перевищує стандартну помилку повної вибірки (1,49 %), попри більшу кількість спостережень у повному ряді. Тобто ефект

збільшення вибірки на стандартну помилку послаблений через більшу шумність даних. Втім, сам П. Фернандес стверджує, що період даних із низькою волатильністю (1871–1950 pp.) має сумнівну якість, тому значення стандартної помилки 1,49% не можна вважати цільовим рівнем.

Найкращою точковою оцінкою методу є геометрична HER відносно T-Bond для повної вибірки (4,82%). Ця оцінка відображає фактичний середньорічний приріст багатства інвестора, який тримав S&P 500 з 1871 по 2025 р., і краще відповідає контексту довгострокового вартісного оцінювання, коли ставка дисконтування застосовується до багаторічних грошових потоків. [13,17]

Метод 2: Модель Гордона (Gordon Growth Model)

Метод 1 спирається на припущення про повторюваність історичних премій, яке має суттєве обмеження. Фама та Френч у 2002 р. показали, що значну частину надлишкових дохідностей сформував одноразовий ефект зростання мультиплікатора P/E [42]. Це обґрунтовує перехід до методів, які виводять ERP із поточних ринкових цін. Модель Гордона, формалізована Гордоном та Шапіро у 1956 р. і розширена у монографії Гордона 1962 р., реалізує підхід виведеної премії за ризик (IER), теоретичне підґрунтя якого викладено в пункті 1.1.2. [43,44]

Застосування моделі вимагає двох методологічних рішень, а саме вибору безризикової ставки $R_{f,t}$ та темпу зростання g .

Вибір безризикової ставки у моделі Гордона відрізняється від методу 1. Тут $R_{f,t}$ є ставкою котирування 10-річних казначейських облігацій (GS_10), а не реалізованою дохідністю T-Bond. Модель оперує виключно очікуваними (ex-ante) величинами, тому ставка дисконтування має відповідати цій логіці. GS_10 відображає дохідність, яку інвестор розраховує отримати, купуючи облігацію сьогодні та утримуючи її до погашення, що відповідає перспективному формату моделі.

Як зазначено в пункті 1.1.2, параметр g потребує оцінки та є основним джерелом невизначеності результатів. У цій роботі використано два варіанти.

Основним є варіант g^{div} , що дорівнює середньому темпу зростання дивідендів (DIVSP) за відповідний підперіод:

$$g^{div} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{DIVSP_t}{DIVSP_{t-1}} \right) - 1, \quad (2.5)$$

Додатковим є варіант g^{earn} , що дорівнює середньому темпу зростання прибутків (EARN) за підперіод:

$$g^{earn} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{EARN_t}{EARN_{t-1}} \right) - 1, \quad (2.6)$$

Перший варіант є внутрішньо узгодженим, оскільки дивідендна дохідність та g^{div} описують один і той самий грошовий потік. Обмеження полягає у систематичному заниженні реального зростання корпоративного сектору через поступове заміщення дивідендів зворотним викупом акцій з 1980-х рр.

Натомість варіант g^{earn} точніше відображає приріст капіталу і не спотворюється зміною ставки дивідендних виплат. Однак він втрачає узгодженість грошового потоку, оскільки припускає зростання дивідендів із темпом прибутків. Тому g^{earn} є верхньою межею оцінки, а не самостійною точковою оцінкою.

Наостанок для кожного підперіоду обчислюється одне значення ERP за формулою (1.10), де g є геометричним середнім за весь період, а $\frac{d_1}{P_0}$ та $R_{f,t}$ є середніми за той самий горизонт.

Таблиця 2.2 Результати Методу 2: статична ERP за моделлю Гордона

Підперіод	d_1/P_0	$R_{f,t}$	g^{div}	ERP, g^{div}	g^{earn}	ERP, g^{earn}
1871-2025	4.23%	4.45%	4.48%	4.27%	8.68%	8.46%
1871-1959	5.29%	3.53%	3.33%	5.09%	6.24%	8.00%
1960-2025	2.80%	5.69%	6.03%	3.14%	11.92%	9.04%
1928-2025	3.62%	4.75%	5.43%	4.30%	10.18%	9.06%
1951-2000	3.59%	6.50%	5.00%	2.09%	6.81%	3.90%

Джерело: складено автором на основі даних [36,37,40,42,44]

Таблиця 2.2 наочніше демонструє структурний злам близько 1960 р., який проявляється й у цьому методі. Дивідендна дохідність знижується з 5,29% до 2,80%, а безризикова ставка зростає з 3,53% до 5,69%, що стискає оцінку ERP для пізнього підперіоду до 3,14%.

Варіант g^{earn} систематично завищує ERP у всіх підперіодах, через чутливість темпів зростання прибутку до екстремальних відновлень після кризових років і через зниження коефіцієнта виплат. Тому g^{earn} слід розглядати як верхню межу, а не як базову оцінку.

Найкращою точковою оцінкою методу є ERP за варіантом g^{div} для повної вибірки: 4,27%. Водночас статична специфікація обмежує діагностичну цінність моделі, оскільки вона не відображає зміни ринкових очікувань у часі. Подолання цього обмеження потребує переходу до динамічної багатоступеневої моделі дисконтування, яку розглянуто у Методі 3.

Метод 3: Виведена премія за ризик на основі двоступеневої DCF-моделі

Як уже зазначено, обидва попередні методи не здатні відобразити зміну ринкових очікувань у конкретний момент часу. Виведена премія за ризик (Implied ERP) долає це обмеження, оскільки отримує очікувану дохідність безпосередньо з ринкової ціни та прогнозу грошових потоків. Метод спирається на припущення, що учасники ринку формують обґрунтований консенсус очікувань і справедливо відображають його в ціні. Методологію систематично розвинув і впровадив у практику А. Дамодаран, який щорічно оновлює оцінку виведеної ERP для ринку США [17].

Метод реалізовано у двох варіантах грошового потоку. У першому варіанті (модель дисконтування дивідендів, DDM, формула 1.8) базовим грошовим потоком є дивіденди S&P 500, а у другому ГП є вільний грошовий потік до власників капіталу (FCFE), який додає до дивідендів зворотний викуп акцій. Ряд DDM охоплює 1961–2025 рр. За 1961–1984 рр. використано оцінки Дамодарана, а з 1985 р. розрахунок виконано автором. Ряд FCFE починається з 2001 р., оскільки агреговані дані про зворотний викуп на рівні індексу збираються лише з початку

2000-х рр.

Обидва варіанти використовують двоступеневу структуру дисконтування, яка розділяє прогноз грошових потоків на дві фази з різними темпами зростання.

$$P_0 = \left[\sum_{t=1}^5 CF_0 \frac{(1+g_a)^t}{(1+r)^t} \right] + \left[\frac{CF_0 * (1+g_a)^5 * (1+g_{TV})}{(1+g_{TV})^5} \right], \quad (2.7)$$

де CF_0 – базовий грошовий потік на акцію ($DIVSP+BUYSP$);

g_a – п'ятирічний консенсус-прогноз аналітиків щодо зростання прибутку;

r – необхідна дохідність акцій;

g_{TV} – термінальний темп зростання грошових потоків після 5-го року, прирівняний до R_f (GS_{10}) відповідного року.

Динаміку виведеної ERP за 1961–2025 рр. подано на рисунку 2.2. До 2001 р. ряди DDM та FCFE тотожні, оскільки єдиним доступним грошовим потоком є дивіденди. Після 2001 р. внесок зворотного викупу формує стійкий розрив між двома оцінками.

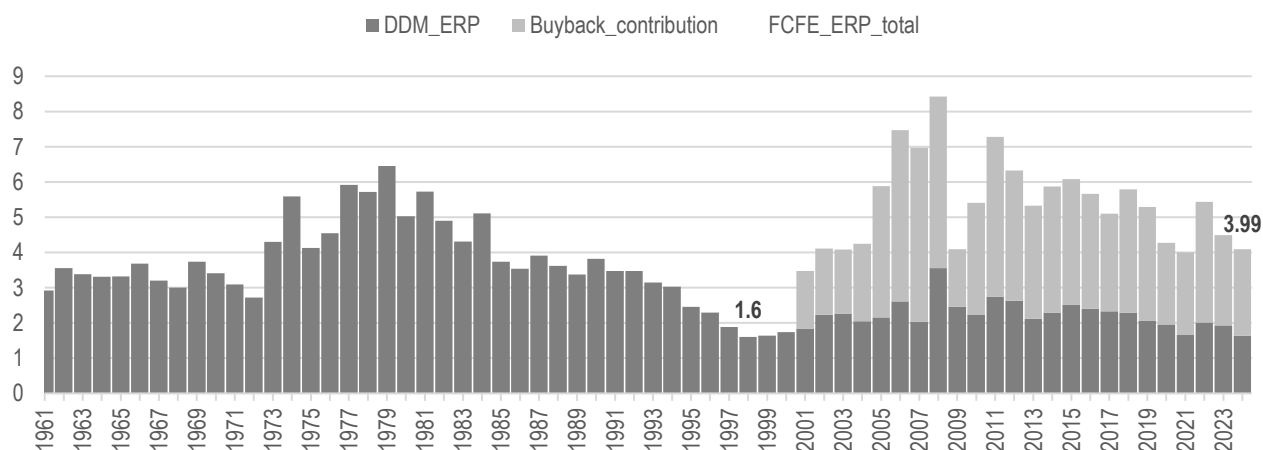


Рисунок 2.2 Неявна ERP за моделлю DDM, внесок зворотного викупу та FCFE, 1961–2025 рр., %

Примітка: 1961–1984: Damodaran DDM (buybacks відсутні). 1985–2000: власний розрахунок DDM. 2001–2024: власний розрахунок DDM + FCFE.

Джерело: складено автором на основі власних обчислень та даних [37,38]

Метод 4: Модель залишкового доходу

Модель залишкового доходу (Residual Income Model, RIM) належить до типу виведених методів. На відміну від двоступеневої DCF-моделі, яка будується на прогнозованих грошових потоках, RIM дозволяє отримати необхідну дохідність у замкненій аналітичній формі безпосередньо з бухгалтерських характеристик ринку: прибутковості, коефіцієнта «ціна/балансова вартість» та очікуваного зростання. Методологічну основу склали роботи Гебхардта, Лі та Свамінатана, а також А. Дамодарана [17,45].

Економічний зміст методу полягає в тому, що ринкова ціна акції відображає дві складові: по-перше, поточну здатність активу генерувати прибуток (виражену через прибутковість ринку), а по-друге, додаткову вартість, яку ринок приписує майбутньому зростанню понад балансову вартість. Чим більша частка ціни припадає саме на очікування зростання (тобто чим менше балансова вартість відносно ціни), тим сильніше прогноз аналітиків впливає на загальну виведену дохідність.

Якщо припустити, що коефіцієнт P/B перебуває в рівновазі, необхідну дохідність можна виразити як суму двох компонентів. Її виведення наведено в Додатку А, а підсумкова формула має вигляд (2.8)

$$r_t = \frac{E_t}{P_t} + g_a * \left(1 - \frac{BV_t}{P_t}\right), \quad (2.8)$$

де $\frac{E_t}{P_t}$ – прибутковість індексу S&P 500 на кінець року t ;

$\frac{BV_t}{P_t}$ – обернений коефіцієнт «ціна/балансова вартість»;

Таблиця 2.3 Результати методу 4: моделі залишкового доходу 1999–2025 рр.

Підперіод	P/B	$E/P, \%$	$g_a, \%$	$r_{RIM}, \%$	$R_f, \%$	$ERP_{RIM}, \%$
1999-2025	3.26	4.43%	7.46%	9.52%	3.36%	6.16%
1999-2008	3.15	3.92%	9.18%	10.19%	4.47%	5.72%
2016-2025	3.98	4.18%	6.78%	9.27%	2.82%	6.45%
Кінець 2025	5.39	3.96%	10.50%	12.51%	4.14%	8.37%

Джерело: складено автором за власними розрахунками на основі джерел

[37,38,45]

Наприкінці 2025 року розрахункова премія за ризик сягнула десятирічного максимуму 8,37%, що пояснюється високим відношенням ціни до балансової вартості (5,39), за якого 81,4% ринкової вартості формується очікуваннями зростання. Завдяки консенсус-прогнозу аналітиків (10,5%) складова зростання у виведеній дохідності забезпечує 8,55 відсоткового пункту і утворює розрив понад 4 пункти порівняно з моделлю вільних грошових потоків (3,99%), яка обмежена повільнішою динамікою фактичних виплат інвесторам. Достовірність підходу послаблюється припущенням про рівноважність ринкових мультиплікаторів, тому тривала переоцінка акцій або задокументоване системне завищення прогнозів аналітиками зумовлює позитивний зсув розрахункової премії. Водночас обмеженість вибірки періодом з 1999 року унеможливорює тестування моделі в умовах альтернативних макроекономічних режимів минулого століття.

Метод 5: Модель Ібботсона-Чена. Декомпозиція за чинниками пропозиції

Виведені методи 2-4, розглянуті раніше, належать до категорії перспективних, оскільки вони виводять ERP із поточних ринкових цін та прогнозів аналітиків. Модель Ібботсона та Чена (2003) посідає іншу позицію, оскільки розкладає фактичну дохідність акцій на вимірювані макроекономічні компоненти, кожен з яких має незалежне економічне обґрунтування. За логікою авторів у довгостроковій рівновазі дохідність капіталу повинна визначатися реальною продуктивністю економіки, а не коливаннями ринкової оцінки прибутку [46].

Модель будується як геометрична декомпозиція сукупної дохідності акцій на чотири мультиплікативні складові:

$$R_{supply} = (1 + DY)(1 + \pi)(1 + g_{real, EPS})(1 + \Delta PE) - 1, \quad (2.9)$$

де DY – дивідендна дохідність;

π – темп інфляції за індексом споживчих цін;

$g_{real, EPS}$ – реальне зростання прибутку на акцію;

ΔPE – середньорічне геометричне зростання коефіцієнта «ціна/прибуток».

Відповідно, перші три фактори відображають фундаментальну дохідність ринку, тоді як четвертий є приростом, що виникає внаслідок зміни ринкових очікувань.

Як дохідність безризикового активу застосовується реалізована дохідність 10-річних казначейських облігацій США, обчислена ідентично методу 1, що забезпечує симетрію вимірювання. [37]

Таблиця 2.4 Результати методу 5: модель Ібботсона-Чена 1872–2025 рр.

Підперіод	DY	π	$g_{real, EPS}$	ΔPE	HEP vs T-Bond	ERP (Пропозиції)	Внесок P/E (HEP-ERP)
1872-2025	4.34%	2.13%	2.15%	0.49%	4.82%	4.42%	0.40%
1928-2025	3.78%	3.04%	2.65%	0.48%	5.55%	5.20%	0.35%
1928-1959	5.43%	1.67%	1.85%	0.32%	6.94%	6.71%	0.23%
1960-2025	2.99%	3.71%	3.04%	0.56%	4.87%	4.46%	0.41%
1990-2025	2.11%	2.67%	4.33%	1.41%	5.95%	4.59%	1.37%

Джерело: складено автором на основі власних розрахунків та джерел [36–38]

Різниця між HEP та оцінкою за методом Ібботсона-Чена за повним рядом 1872–2025 рр. становить 0,40 в.п. (4,82% проти 4,42%) і відповідає внеску компонента розширення мультиплікатора P/E у реалізовану дохідність. Причина в тому, що дохідність пропозиції не включає ефект переоцінки ринком одиниці прибутку. У геометричній декомпозиції ця різниця наближено дорівнює компоненту g_{PE} і відрізняється від нього лише невеликим мультиплікативним крос-членом.

Невеликий внесок розширення P/E відтворюється у підперіодах 1928–2025 рр. (0,35 в.п.), 1928–1959 рр. (0,23 в.п.) та 1960–2025 рр. (0,41 в.п.). У підперіоді 1990–2025 рр. ця закономірність порушується, внесок зростає до 1,37 в.п., що у 3,4 раза перевищує показник повного ряду.

Метод має три обмеження. По-перше, компонент розширення P/E є ретроспективним, тому у перспективних застосуваннях його прирівнюють до нуля,

і модель стає суто фундаментальною оцінкою. По-друге, помилка виживання залишається невиправленою на тих самих підставах, що й у Методі 1. По-третє, розподіл між реальним зростанням прибутків та інфляцією залежить від обраного дефлятора, а CPI може не відповідати ціновій динаміці корпорацій.

Метод 6: Регресійний аналіз передбачуваності премії за ризик

Прогнозна регресія часових рядів належить до методів виведення, оскільки дає перспективну умовну оцінку премії, але за технікою це reduced-form статистичний підхід, який не спирається на модель оцінки активів. Регресійний підхід ґрунтується на гіпотезі, сформульованій Фамою та Френчем (1988, 1989) [42,47]. Якщо поточні показники оцінки ринку (дивідендна дохідність, прибутковість та строковий спред) несуть інформацію про майбутню надлишкову дохідність акцій, цей зв'язок може бути оцінений безпосередньо через регресійне рівняння часового ряду, без постулювання конкретної моделі оцінки активів. Велч та Гояль (2008) систематично перевірили цей клас регресій і дійшли висновку, що передбачуваність премії за ризик є слабкою і нестабільною [48].

Базове рівняння має вигляд:

$$\ln(ERP_t) = \alpha + \beta_1 * \ln\left(\frac{D}{P}\right)_{t-1} + \beta_2 * \ln\left(\frac{E}{P}\right)_{t-1} + \beta_3 * TERM_{t-1} + \varepsilon_t, \quad (2.10)$$

де: $\ln(ERP_t) = \ln(1 + R_{eq,t}) - \ln(1 + R_{f,t})$

α – константа регресії;

$\beta_1, \beta_2, \beta_3$ – коефіцієнти регресії при відповідних предикторах;

$TERM_{t-1}$ – строковий спред, різниця між прибутковістю GS_10 та TB3MS;

ε_t – випадкова похибка.

У рівнянні (2.10) залежною змінною є реалізована логарифмічна надлишкова дохідність акцій, а незалежними змінними є предиктори, ляговані на один рік. Лаг означає, що значення предиктора в момент t-1 використовується для прогнозування

премії за рік t . Саме лагування робить регресію прогножною, бо вона перевіряє, чи відома сьогодні інформація допомагає передбачити майбутню премію.

Відповідно до Велча та Гояля [48]:

- Низький рівень дивідендної дохідності сигналізує про переоцінений ринок і передбачає нижчу майбутню премію, та навпаки;
- Низький рівень прибутковості несе аналогічний сигнал до дивідендного;
- Зростання строкового спреда сигналізує про розширення ділового циклу та передбачає вищу премію за ризик і навпаки.

Оцінено шість специфікацій у трьох підперіодах. Результати наведено у Таблиці 2.5.

Таблиця 2.5 Регресійний аналіз передбачуваності ERP за 1935–2025 рр.

Специфікація	1935-2025			1935-1959			1960-2025		
	α	β	R^2	α	β	R^2	α	β	R^2
D/P	29.0%	0.06*	3.4%	65.7%	0.18*	6.3%	17.0%	0.03	0.7%
E/P	20.9%	0.05	1.7%	42.8%	0.13	5.2%	8.10%	0.01	0.1%
TERM	4.90%	1.70	1.5%	13.7%	-1.45	0.3%	3.30%	1.80	2.4%
D/P+TERM	26.0%	0.06* 1.50	4.5%	7.16%	0.19** (2.24)	7.1%	14.4%	0.03 1.79	3.0%
E/P+TERM	20.5%	0.06 1.93	3.7%	42.9%	0.13* 0.35	5.3%	8.50%	0.02 1.89	2.6%
D/P+E/P+TERM	26.0%	0.06 0.001 1.52	4.6%	83.8%	0.3 (0.10) (4.01)	7.4%	14.3%	0.04 (0.01) (1.72)	3.0%

Джерело: складено автором на основі власних розрахунків та джерел [36–38]

Таблиця 2.5 показує, що прогнозна сила предикторів є слабкою та нестабільною в часі. Найстійкіший результат дає дивідендна дохідність. Коефіцієнт D/P додатний у всіх вісімнадцяти регресіях, що відповідає гіпотезі, а в підперіоді 1935-1959 рр. він є значущим на рівні 5% з t-статистикою 2,18. У повному ряді 1935-2025 рр. D/P значущий на рівні 10%. Прибуткова дохідність і строковий спред мають переважно очікуваний додатний знак у простих специфікаціях, проте жоден з цих коефіцієнтів не досягає статистичної значущості. У підперіоді 1960-2025 рр. жоден предиктор не є значущим, тобто прогнозна сила, помітна в ранньому періоді, у сучасному періоді зникає. Коефіцієнт детермінації не перевищує 0,074, а F-тест є значущим лише для однієї з вісімнадцяти моделей. Сукупно це означає, що передбачуваність премії за поточними ринковими показниками існує, але вона

нестабільна і концентрується в довоєнно-повоєнному періоді. Цей висновок збігається з результатами Велча та Гояля [48].

Повна специфікація з трьома предикторами потребує окремого застереження. Коефіцієнти D/P та E/P у ній втрачають значущість, хоча в простих специфікаціях кожен із них має очікуваний знак. Причина в тому, що дивідендна та прибуткова дохідності сильно корелюють, оскільки обидві містять ціну індексу в знаменнику. Через цю мультиколінеарність повна модель не дає надійних оцінок окремих коефіцієнтів, тому інформативнішими є прості однопредикторні специфікації.

На відміну від методів 1-5, цей підхід не оцінює середню премію за горизонт, а формує умовний прогноз. За поточних значень предикторів модель визначає очікувану премію на наступний рік. Підігнане значення є не точковою оцінкою, а умовним математичним сподіванням, подібно до прогнозу погоди, який задає напрям і ймовірність, але не усуває невизначеності.

Метод спирається на кілька припущень, і кожне з них має свої обмеження. Перше припущення стосується лінійності зв'язку між предикторами та премією. Друге стосується стаціонарності предикторів, проте дивідендна та прибуткова дохідності надзвичайно персистентні, їхній авторегресійний корінь близький до одиниці, що наближає ряди до нестационарних. Третє стосується стабільності коефіцієнтів у часі, яку емпірично підтверджує зникнення значущості після 1960 р. Наведені оцінки є також внутрішньовибірковими, тоді як Велч та Гояль показали, що поза вибіркою передбачуваність премії є ще слабшою.

Для порівняльного аналізу в підрозділі 2.2 з методу взято умовну оцінку премії на 2025 р., що становить 1,07%. Низьке значення відображає історично низьку дивідендну дохідність станом на кінець 2025 р., яка через додатний коефіцієнт D/P тягне прогноз вниз. Прогноз на 2026 р. за предикторами станом на кінець 2025 р. становить 1,54%. Середнє підігнане значення за 1935-2025 рр. дорівнює 4,63%, проте його слід тлумачити обережно, оскільки модель пояснює лише близько 3% варіації, тому це середнє майже збігається з простою середньою реалізованою надлишковою дохідністю над T-Bill.

Метод 7: Двопрохідні регресії Фами–МакБета

Метод двопрохідних регресій Фами та МакБета (1973) [49] оцінює ERP через крос-секційний зв'язок між ризиком і дохідністю активів. На відміну від методів 1-6, які аналізують поведінку одного активу (S&P 500) у часі, цей метод у кожному окремому році порівнює одночасно кілька активів між собою з метою виявити, чи отримують активи з вищою ринковою бетою вищу дохідність.

Логіка методу спирається на CAPM, запропоновану В. Шарпом у 1964 р. [9]. За CAPM єдиним ризиком, за який ринок платить премію, є чутливість активу до загальних ринкових коливань, яку вимірює ринкова бета. Якщо припущення CAPM виконуються, залежність між бетою та надлишковою дохідністю в перерізі активів є лінійною, а нахил цієї лінії, тобто ринкова ціна ризику, є безпосередньою оцінкою ERP.

У роботі процедуру Фами та МакБета адаптовано до макроекономічного рівня. Замість великої кількості індивідуальних акцій NYSE, згрупованих у портфелі, як в оригінальній статті, використовуються три класи активів: SP500, GS_10 та ВАА_R. Це зумовлено метою дослідження, яка полягає в оцінці ринкової ціни систематичного ризику як ERP.

Процедура складається з двох проходів. На першому проході для кожного активу оцінюється ринкова бета методом часової регресії в ковзному 20-річному вікні за формулою:

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \alpha_i + \beta_i * (R_{M,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t}, \quad (2.11)$$

де $R_{i,t}$ – дохідність активу i у рік t ;

$R_{M,t}$ – дохідність ринкового портфеля (S&P500);

β_i – чутливість активу до ринкових коливань;

$\varepsilon_{i,t}$ – залишки.

Ковзне вікно дозволяє бетам змінюватися в часі, що є поправкою на нестационарність ризикових характеристик.

На другому проході для кожного окремого року t виконується крос-секційна регресія реалізованих надлишкових дохідностей на оцінені бети за формулою:

$$(R_{i,t} - R_{f,t}) = \gamma_{0,t} + \gamma_{1,t} * \beta_i + u_{i,t}, \quad (2.12)$$

де $\gamma_{0,t}$ – «нульова бета» премія, тобто надлишкова дохідність активу з нульовою ринковою чутливістю;

$\gamma_{1,t}$ – ринкова премія за одиницю бета-ризик у рік t .

Таблиця 2.6 Результати методу 7: двохпрохідної регресії Фама–МакБета, 1948–2025 рр.

Період	ERP (T-Bill)	ERP (T-Bond)	SE	t	p
1948-2025	6.92%	5.75%	1.86%	3.73%	0.04%
1960-2025	4.79%	3.32%	2.02%	2.37%	2.07%
1990-2021	5.34%	3.86%	3.12%	1.71%	9.74%

Джерело: складено автором на основі власних обчислень та джерел: [36–38,40]

ERP статистично значуща в усіх підперіодах, окрім сучасного. У підперіоді 1990-2021 рр. p дорівнює 0,097, що пояснюється скороченням вибірки до 32 років. Оцінка ERP відносно T-Bond знижується від 5,75% за повний ряд 1948-2025 рр. до 3,32% за 1960-2025 рр., що узгоджується зі структурним зломом, зафіксованим у методах 1, 2 і 5.

Метод спирається на стандартні припущення CAPM: нормальний розподіл дохідностей, відсутність операційних витрат і однорідність очікувань інвесторів. Головне обмеження пов'язане з доступністю даних. Три класи активів замість повноцінного перерізу індивідуальних акцій чи портфелів, як в оригінальному дослідженні, різко знижують статистичну потужність крос-секційної регресії другого проходу, яка фактично втрачає ступені свободи. Через це річні оцінки ціни ризику дуже шумні, а статистична значущість у таблиці походить не з перерізу

активів, а з часового усереднення річних оцінок за методом Фами-МакБета. Включення даних ВАА_R із датасету Дамодарана додає методологічну неоднорідність через відмінності в джерелах [49].

Для порівняльного аналізу в підрозділі 2.2 обрано оцінку за підперіодом 1960-2025 рр. відносно T-Bond, що становить 3,32%. Вона відповідає загальному порівняльному горизонту роботи та забезпечує зіставність з іншими методами.

Метод 8: Споживча модель оцінки активів (CCAPM)

Методи 1-7 оцінюють ERP або безпосередньо з ринкових даних або через ціну систематичного ризику у розрізі активів. Споживча модель оцінки активів (Consumption-Based CAPM, CCAPM), запропонована Бридоном (1979) [50] на основі рівноважної моделі Лукаса (1978) [51] та застосована до парадоксу премії за ризик Метрою та Прескоттом (1985) [11], спирається на інший підхід. Вона виводить ERP з фундаментальних уподобань інвестора, а не з ринкової статистики.

Інвестор тримає акції, щоб забезпечити майбутнє споживання, тому ризикованість активу визначається не його волатильністю як такою, а тим, наскільки його знецінення збігається з моментами, коли споживання і так скорочується. Актив, що втрачає вартість одночасно зі споживчим спадом, вимагає вищої премії, а актив, чия дохідність не пов'язана зі споживанням, несе мало споживчого ризику, тому премія за нього має бути низькою. Відповідно, ERP у моделі визначається двома параметрами: коваріацією між дохідністю акцій та приростом споживання і коефіцієнтом відносного неприйняття ризику γ .

За умови стандартної функції корисності CRRA⁵ та логнормального розподілу дохідностей рівноважна ERP визначається рівнянням (2.13).

$$ERP^{CCAPM} = \gamma * cov(\Delta \ln C_t, R_{exc,t}), \quad (2.13)$$

⁵ Функція корисності з постійним відносним неприйняттям ризику (Constant Relative Risk Aversion, CRRA) має вигляд $U(C) = \frac{C^{1-\gamma}}{(1-\gamma)}$, при $\gamma \neq 1$ та $U(C) = \ln C$ при $\gamma = 1$, де γ – коефіцієнт відносного неприйняття ризику. Властивість сталості відносного неприйняття ризику означає, що частка багатства, яку інвестор готовий ризикувати, не залежить від його поточного рівня добробуту.

де γ – коефіцієнт відносного неприйняття ризику;

$\Delta \ln C_t = \ln(C_t/C_{t-1})$ – логарифмічний приріст реального споживання на одну особу;

Оскільки γ безпосередньо не спостерігається, розрахунок виконується у два кроки. На першому кроці з даних обчислюються спостережувана ERP та коваріація між приростом реального споживання і надлишковою дохідністю акцій. На другому кроці застосовується один з двох варіантів. Або виводиться значення γ , потрібне моделі для пояснення спостережуваної ERP, або задається економічно обґрунтований діапазон γ і теоретична ERP порівнюється зі спостережуваною. Як наближення споживання використано реальні особисті споживчі витрати на одну особу (PCERC / POPUS) [40].

Таблиця 2.7 Результати Методу 8: Споживча модель оцінки активів, 1930–2025 рр.

Показник	1930-2025	1960-2025
ERP спостережена	6.87%	5.82%
Середній приріст споживання	2.86%	2.53%
Коваріація ($\Delta \ln C_t, R_{exc,t}$)	0.00159	0.00007
Кореляція ($\Delta \ln C_t, R_{exc,t}$)	0.16495	0.01829
Виведена γ	43	815
ERP теоретична при $\gamma = 10$	1.59%	0.07%
ERP теоретична при $\gamma = 20$	3.19%	0.14%
ERP теоретична при $\gamma = 30$	4.78%	0.21%

Джерело: складено автором на основі власних обчислень та джерел: [37,38,40]

Результати відтворюють класичний парадокс Мери та Прескотта. Щоб пояснити спостережувану ERP через рівняння (2.13), модель вимагає $\gamma = 43$ для повного ряду та $\gamma = 815$ для підперіоду 1960-2025 рр. Стандартні теоретичні оцінки припускають γ в межах від 1 до 10. При $\gamma = 10$ модель передбачає ERP 1,59% і 0,07%, тобто приблизно в чотири та вісімдесят разів менше від спостережуваних значень [11].

Причина розриву полягає не в рівні споживання, а в структурі коваріації.

Кореляція між приростом споживання та надлишковою дохідністю акцій за 1960–2025 становить лише 0,018, що статистично не відрізняється від нуля. Це означає, що ринок практично не падає в ті самі роки, коли споживання різко скорочується. Модель сприймає цю незалежність як свідчення того, що акції не несуть споживчого ризику, і передбачає мінімальну премію. Реальна історична ERP спростовує цей висновок, і в цьому полягає суть парадоксу.

Метод спирається на кілька припущень: повні ринки без обмежень ліквідності, однорідність уподобань усіх інвесторів та адекватність агрегованого PCERC як наближення споживання граничного інвестора. Останнє припущення є найвразливішим, оскільки PCERC усереднює всі домогосподарства, зокрема й ті, що взагалі не тримають акцій, що штучно знижує оцінену коваріацію. Крім того, річні дані приховують вищочастотну синхронізацію між споживанням і ринком.

Оскільки CCAPM не дає кількісної оцінки ERP у прийнятному діапазоні, метод виключається з порівняльної таблиці підрозділу 2.2. Його роль полягає в демонстрації того, що спостережувана ERP не узгоджується з моделлю раціонального споживача за розумного рівня неприйняття ризику, і це є висновком щодо природи самої премії.

Метод 9: Опитування практиків та академіків

На відміну від попередніх методів, що оцінюють ERP з ринкових даних або теоретичних моделей, метод опитувань реєструє значення премії, яку фахівці фактично закладають у розрахунок вартості власного капіталу. У таксономії Фернандеса [13] ця величина відповідає необхідній ERP (REP).

З 2008 року П. Фернандес та співавтори (IESE Business School) щорічно проводять глобальне опитування понад 14 000 фахівців: викладачів фінансів, аналітиків та корпоративних менеджерів. Респондентів просять вказати безризикову ставку та ERP, які вони застосовують при оцінці вартості капіталу в різних країнах. Підсумковий звіт 2025 року охопив дані щодо 54 країн, а кількість відповідей, придатних для оцінки ринку США, наведено в таблиці 2.8 [52]

Таблиця 2.8 Результати Методу 9: Опитування П. Фернандеса та ін., 2024-2025 рр.

Рік	N	ERP, середнє	ERP, медіана	ERP, макс.	ERP, мін.	R _f , середнє
2024	1287	5.50%	5.50%	16.0%	3.00%	4.1%
2025	1079	5.50%	5.00%	15.0%	2.0%	4.1%

Джерело: [52,53]

Середнє значення залишається стабільним на рівні 5,5% попри скорочення вибірки та зниження медіани у 2025 році до 5,0%. Широкий діапазон відповідей, від 2% до 16%, засвідчує відсутність єдиного методологічного стандарту серед практиків. Безризикова ставка у середньому становить 4,1%, що відповідає рівню дохідності 10-річних казначейських облігацій США на початку відповідних років.

Основне обмеження методу полягає у суб'єктивності оцінок. Отримані значення відображають не ринкову ціну ризику, а усталені практики та можливий ефект якоря (anchoring bias) відносно показників попередніх років. Для порівняльного аналізу у підрозділі 2.2 використовується середнє значення 5,5% за опитуванням 2025 року [52].

2.2 Порівняльний аналіз методів оцінки ERP та їх діагностична цінність

Базовим горизонтом для порівняння обрано 1960–2025 роки. Вибір зумовлений структурним злом фондового ринку США, описаним у підрозділі 2.1, а також тим, що 1960-2025 рр. це найдовше вікно, на якому ретроспективний, виведені, побудований з боку пропозиції та крос-секційний методи дають зіставні оцінки. Розрахунок на повній вибірці з 1871 року підвищує статистичну точність ретроспективних методів, і саме повну вибірку названо найкращою точковою оцінкою в розділах Методів 1 і 2, проте повна вибірка не дає спільної бази для порівняння з методами, які відображають очікування в умовах конкретного монетарного режиму. Тому числа Таблиці 2.9 наведено на спільному вікні 1960-2025 рр., і вони відрізняються від оцінок повної вибірки у відповідних розділах.

Ретроспективні методи (M1, M5, M6, M7) використовують повну дохідність

10-річних казначейських облігацій, оскільки вимірюють реалізовані надлишкові прибутки акцій над облігаціями як класом активів. Форвардні методи (М2, М3, М4) та опитувальний (М9) використовують поточну прибутковість до погашення тих самих облігацій як альтернативу безризикового вкладення на момент оцінки [26].

Три методи мають коротший ряд з обґрунтованих причин. М3 починається з 1961 року через відсутність консенсусних прогнозів зростання прибутків до цієї дати. М4 охоплює 1999–2025 роки через обмеженість надійних річних даних про відношення ціни до балансової вартості акцій індексу S&P 500 [27]. М9 є точковою оцінкою для 2024–2025 років і використовується як орієнтир поточних ринкових очікувань, а не як часовий ряд для усереднення. Метод М8 виключено з порівняння.

Таблиця 2.9 узагальнює характеристики восьми методів оцінки ERP, виявлених та обчислених у підрозділі 2.1.

Таблиця 2.9 Порівняння розглянутих методів оцінки ERP у підрозділі 2.1

№	Метод	Тип	Група	Горизонт	R_f (T-Bond)	ERP
M1	Історичне Усереднення	НЕР	Ретроспективні	1960-2025	Повна факт. дохідність	4.87
M2	Модель Гордона	ІЕР	Виведені	1960-2025	Ринкова ставка	3.14
M3	Неявна ERP (DCF)	ІЕР	Виведені	1961-2025	Ринкова ставка	4.33
M4	Залишковий дохід	ІЕР	Виведені	1999-2025	Ринкова ставка	6.16
M5	Ібботсон-Чен	ЕЕР	З боку пропозиції	1960-2025	Повна факт. дохідність	4.46
M6	Часові регресії	НЕР	Ретроспективні	1960-2025	Повна факт. дохідність	4.63
M7	Фама-МакБет	РЕР	Ретроспективні	1960-2025	Повна факт. дохідність	3.32
M9	Опитування	РЕР	Опитувальні	2024-2025	Ринкова ставка	5.5*

Примітка. Метод 8 виключено з порівняльного аналізу, оскільки калібрування моделі дає коефіцієнт відносного неприйняття ризику від 43 до 815, тоді як теоретично прийнятний рівень — до 10. Оцінку М9 подано як точкову за опитуванням 2025 року, а не як середнє за часовим рядом.

Джерело: власні обчислення на основі джерел [27-42]

Методи М1, М5, М6 і М7 утворюють відносно щільний кластер у межах 3,32–4,87%, що відображає порівняно стабільний реалізований надлишок акцій над облігаціями в США за 1960-2025 рр. Методи М2, М3 і М4 демонструють ширший розкид. Найнижче значення М2 у 3,14% пояснюється систематичним недооцінюванням вартості для акціонерів, бо модель ігнорує зворотний викуп акцій і приймає постійний темп зростання дивідендів. Найвище значення М4 у 6,16% зумовлене не вищою фундаментальною премією, а коротким рядом з 27

спостережень за 1999-2025 рр. і конструкцією методу. Ця вибірка охоплює переважно сучасний режим високих ринкових мультиплікаторів, у якому модель залишкового доходу приписує більшу частку ціни очікуванням зростання, а отже сильніше реагує на оптимізм аналітичних прогнозів. Метод 3 дає 4,33%, що є середнім значенням ковзного 20-річного ряду виведеної ERP. Цей ряд поєднує дві специфікації грошового потоку, дивідендну з оцінкою близько 2,22% та специфікацію з урахуванням викупу акцій близько 5,33%, тому підсумкове значення лежить між ними. Опитувальна оцінка М9 у 5,5% перевищує оцінки більшості методів виведення. Вона відображає поведінкову складову сприйняття ризику респондентами та їхню орієнтацію на нещодавні ринкові події.

Зіставлення припущень і обмежень у Таблиці 2.10 виявляє три закономірності. Перша полягає в тому, що чим вужче метод визначає компенсацію інвестора, тим нижчою є його оцінка. Метод 2 враховує лише дивіденди, а Метод 7 оцінює лише компенсацію за систематичний ризик через нахил крос-секційної залежності, і обидва дають нижчий результат, ніж Метод 1, який вимірює повну реалізовану надлишкову дохідність. Друга закономірність стосується розриву між М1 і М5 за спільного горизонту і безризикової ставки. Різниця у 0,41 відсоткового пункту дорівнює внеску розширення мультиплікатора Р/Е, який М5 за побудовою виключає як перехідний фактор. Третя закономірність охоплює М6, коефіцієнт детермінації якого не перевищує 3% на горизонті 1960-2025 рр. Низький R^2 підтверджує висновок літератури про слабку передбачуваність ERP за макропоказниками, проте не робить метод непридатним, оскільки М6 дає умовний прогноз, чутливий до поточних значень дивідендної дохідності, прибуткової дохідності та строкового спреду.

Таблиця 2.10 Порівняльна характеристика методів оцінки ERP

№	Припущення	Обмеження	Відмінність
M1	- Минула дохідн. = очікувана - Розподіл дохідн. стаціонарний - Ринок США репрезентативний	- Помилка виживання - Чутливість до горизонту - Не враховує зміну очікувань	Оцінка вбирає непередбачуваний приріст курсу акцій, тому реалізована премія перевищує перспективну
M2	- Дивіденди ростуть пост. темпом - Темп зрост. < ставки дисконт. - Вся варт. – лише дивіденди	- Не враховує викупи акцій - Чутл. до параметру зрост. - Занижує при пад. дивід. дох.	- Поточна дивід. дох. ~1.8% - Найнижча серед усіх методів
M3	- Ціна = консенс. прогноз аналіт. - Двоетапна структура адекватна - Аналіт. прогнози незміщені	- Оптимізм аналіт. прогнозів - Чутл. до термінального темпу - Терміналь. темп = R_f занижує	- Ковзне 20р. середнє згладжує - Дивід.: 2.2%, з викупамі: 5.4% - Зважена оцінка: 4.33%

Продовження Таблиці 2.10

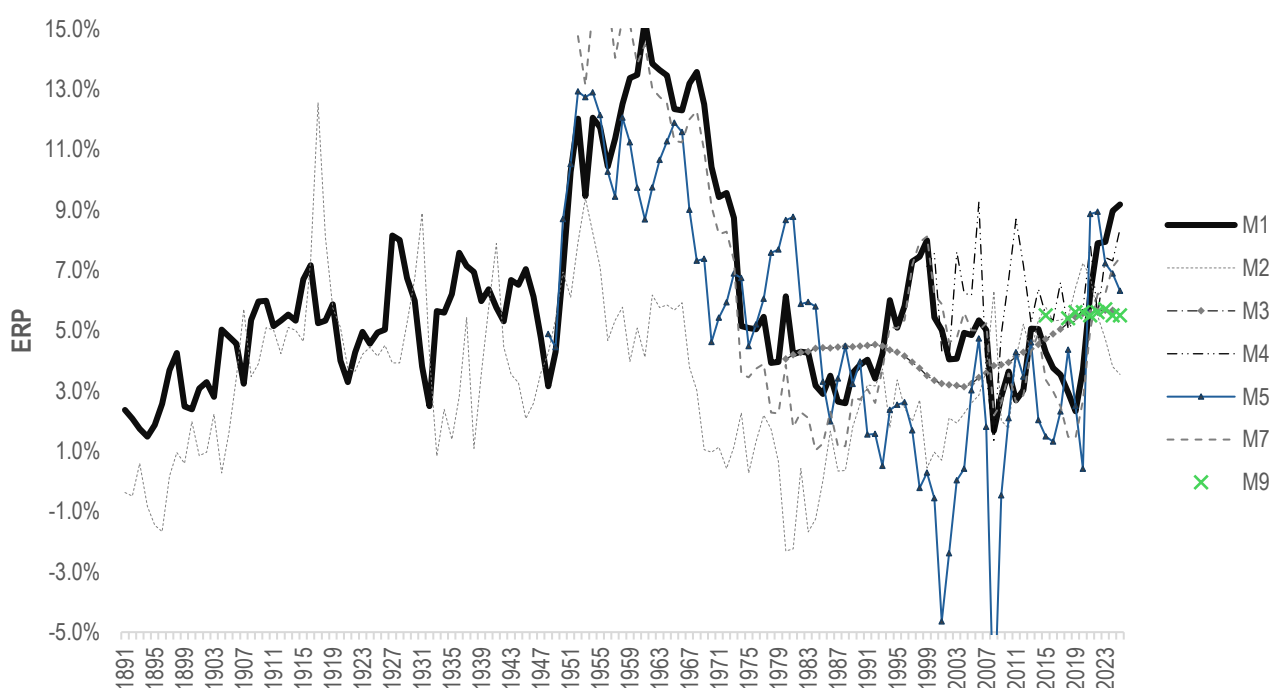
M4	- Надл. дохід відображ. у ціні - Балан. варт. = варт. активів - Умова чист. надлишку викон.	- Короткий ряд – лише 27 р. - Залежність від точності Р/В - Чутл. до якості звітності	- Вибірка концентр. у криз. роки - Знижений Р/В → вища дохідн. - Найвища серед виведених методів
M5	- Дохідн. = макроек. фундамент. - Компоненти дохідн. адитивні - Р/Е повертається до середнього	- Геометрична за конструкцією - Чутл. до декомпозиції - Залежн. від поверн. Р/Е	- Нижче М1: без непередб. зрост. - Внесок Р/Е = лише 0.41 в.п. - Геом. метод < арифм. на ~0.5 в.п
M6	- ERP стаціонарна і передбач. - Предиктори є екзогенними - Коефіц. регр. структ. стабільні	- Нестабільн. коефіц. у часі - Мультиколінеарн. предикторів - Схильн. до надмірн. підгонки	- $R^2 = 7.43\%$: слабке пояснення - Відсікає непередб. компоненту - Близьке до М5 за величиною
M7	- Бета – єдиний фактор ціни - Бета стабільна у часі - Зв'язок бета-дохідн. лінійний	- Чутл. до специфікації факторів - Бета виміряна з помилкою - Слабкий зв'язок бета-дохідн.	- Низький R^2 моделі - Ринк. премія погл. константою - Найнижча серед ретросп. мет.
M9	- Раціональні очікування - Декларації = реальні рішення - Вибірка репрезент. ринок	- Суб'єктивність оцінок - Обмежена репрезент. вибірки - Схильн. до нещодавніх подій	- Поведінкова премія за невизн. - Відображає очікув. 2024-2025 - Вища за виведені методи

Джерело: складено автором за результатами підрозділу 2.1

Рисунки 2.3 і 2.4 подають динаміку оцінок ERP за окремими методами і дозволяють виокремити чотири фази. У 1891-1945 рр. оцінки М1 і М2 коливаються широко, з піками в роки Великої депресії та воєнного фінансового буму, і дають близькі значення, оскільки дивідендна дохідність тоді перевищувала дохідність облігацій. У повоєнні десятиліття М1 спершу зростає, наближаючись до 15% на початку 1960-х рр., а далі знижується до 4-5% наприкінці 1970-х рр., оскільки ковзне вікно поступово втрачає роки високих прибутків і вбирає роки високої інфляції та відсоткових ставок. М5 у цей період відхиляється від М1 вниз через виключення непередбачуваного приросту курсу акцій. У 1980-2010 рр. методи відносно зближуються в межах 4-6%. Найпоказовіший епізод припадає на 1998-2009 рр., коли річна оцінка М5 опускається нижче нуля і сягає мінус 8% у 2008 р. Це закономірний наслідок того, що в роки технологічного перегріву і фінансової кризи макроекономічні фундаменталії не підтримували рівня ринкових цін, тому

модель Ібботсона-Чена давала від'ємну очікувану премію. М3 у той самий період лишається стабільною на рівні 4-5%, оскільки ковзне середнє аналітичних прогнозів згладжує циклічні піки. Після 2020 р. методи знову розходяться. М1 зростає до 9% у 2025 р., оскільки ковзне вікно 2006-2025 рр. вбирає сильні ринкові роки 2013-2021, а М2 знижується до 3,5% через зростання безризикової ставки після 2022 р. за стабільно низької дивідендної дохідності.

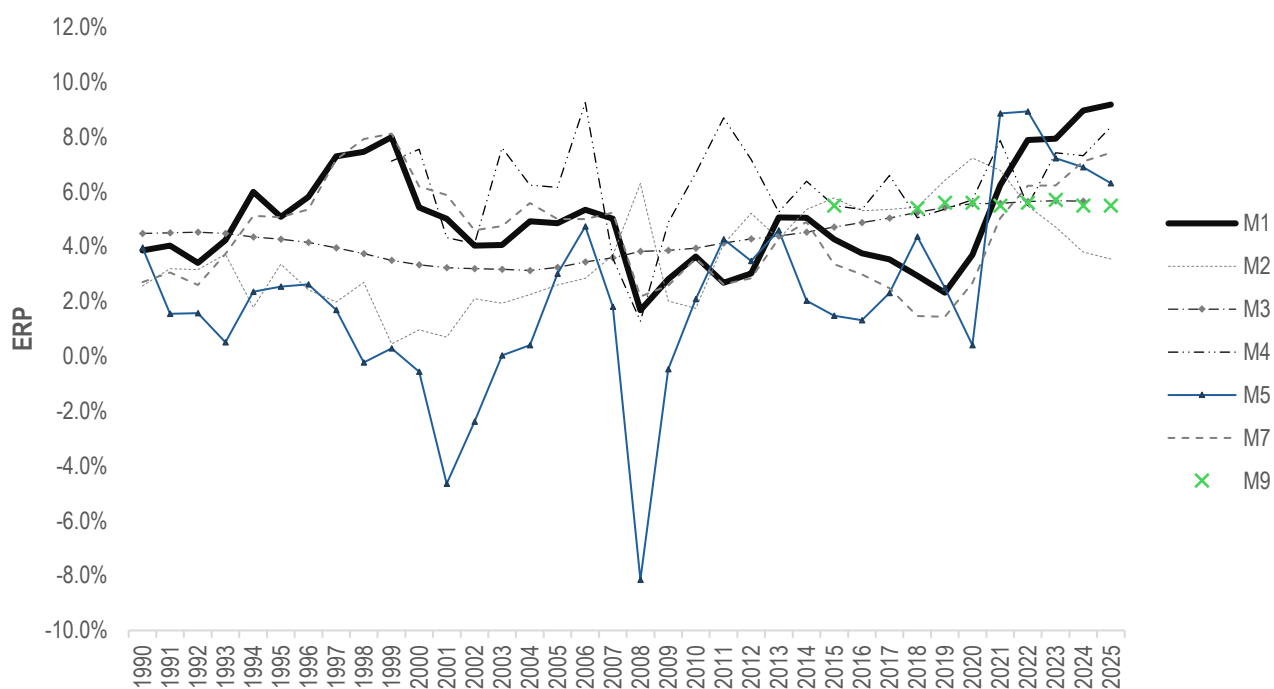
Точкові спостереження М9 лишаються в стабільному діапазоні 5,4-5,7%, що вказує на інертність декларованих очікувань відносно циклічних коливань ринку.



Примітка. М1, М2, М3 і М7 подано як ковзні 20-річні середні, М4 і М5 як річні значення, М9 як точкові спостереження опитувань. Метод 6 з рисунка виключено, бо він дає умовний прогноз на основі поточних предикторів, а не середнє за період, і його річні значення сягають екстремальних величин у кризові роки.

Рисунок 2.2 Динаміка оцінок ERP за методами М1–М5, М7 і М9, 1891-2025 рр.

Джерело: складено автором за власними обчисленнями на основі джерел [27-42]



Примітка: Метод М6 виключено з рисунка. По-перше, він генерує умовний прогноз ERP на основі поточних макроредикторів, а не безумовне середнє за період, що робить його непорівнянним з ковзними оцінками інших методів. По-друге, річні прогнозні значення М6 сягають $[-18,7\% ; 31,9\%]$, відображаючи екстремальні кон'юктурні епізоди, а не стійку динаміку ERP у часі.

Рисунок 2.3 Динаміка оцінок ERP за методами М1-М5, М7 і М9, 1990-2025 рр.

Джерело: власні обчислення на основі джерел [27-42]

Найобґрунтованішим орієнтиром для розрахунку вартості капіталу на ринку США є діапазон 4,2-4,9%. У ці межі потрапляють оцінки чотирьох методів з різними припущеннями, а саме М1, М3, М5 і М6, тому орієнтир не залежить від жодного окремого методу, хоча кожен із цих методів спирається на власні припущення. Метод 1 забезпечує найдовший ретроспективний ряд і слугує стандартом у регуляторних процедурах. Метод 3 відображає поточні ринкові очікування, проте його підсумкове значення це згладжене середнє ковзного ряду. Методи М2, М4 і М7 доцільно використовувати як межі діапазону чутливості, а не як самостійні орієнтири. Оцінка М9 відображає консенсус практиків, але залишається суб'єктивною.

Висновок до розділу 2

У другому розділі реалізовано дев'ять методів кількісної оцінки премії за ризик на ринку акцій США, відібраних так, щоб охопити всі чотири групи за класифікацією Дамодарана, а саме ретроспективні, виведені, побудовані з боку пропозиції та опитувальні. Обчислення показали, що єдиного числа премії не існує, а результат залежить від методу та його припущень. Ретроспективне усереднення дало геометричну премію 4,82% над довгою облігацією, модель Ібботсона-Чена з боку пропозиції 4,42%, модель Гордона 4,27%, крос-секційна регресія Фами-МакБета 3,32% за період з 1960 року, а опитування практиків Фернандеса засвідчило середню необхідну премію 5,5%.

Зіставлення припущень у таблиці 2.10 пояснило цей розкид. Чим вужче метод визначає компенсацію інвестора, тим нижчою виходить його оцінка. Модель Гордона враховує лише дивіденди й ігнорує зворотний викуп акцій, тому дає найнижчий результат, а ретроспективне усереднення вбирає ще й непередбачуваний приріст вартості від переоцінки ринком прибутку, тому дає вищий. Окремо в методах 1, 2, 5 і 7 проявився структурний злам ринку близько 1960 року, після якого оцінки премії для пізнього періоду стали помітно нижчими.

Споживча модель оцінки активів відтворила парадокс Мери і Прескотта, оскільки для пояснення спостережуваної премії потребує коефіцієнта неприйняття ризику від 43 до 815 за теоретично прийнятного рівня до 10, тому її виключено з порівняльної таблиці 2.9. Метод не дає робочої оцінки, проте показує, що спостережувана премія не узгоджується з моделлю раціонального споживача.

Порівняльний аналіз у підрозділі 2.2 показав, що ретроспективні методи утворюють щільний кластер оцінок, тоді як виведені методи розходяться ширше через чутливість до прогнозів і ставки дисконтування. Найобґрунтованішим орієнтиром для розрахунку вартості капіталу на ринку США визначено діапазон 4,2-4,9%. У ці межі потрапляють оцінки чотирьох методів з різними припущеннями, тому орієнтир спирається не на окремий метод, а на їх збіг, що робить його стійким.

Практична цінність розділу не вичерпується самим діапазоном, вона охоплює і вибір методу під конкретне завдання. Для довгострокового вартісного оцінювання придатне ретроспективне усереднення з геометричним середнім, а для оцінки премії за поточних ринкових умов краще підходять виведені методи, що зчитують очікування безпосередньо з цін. Опитувальний метод показує, яку премію фахівці фактично закладають у розрахунки, і його значення 5,5% перевищує модельний діапазон, що вказує на можливий ефект якоря. Регресійний аналіз додатково показав, що ринкові предиктори майже не прогнозують премію наступного року, тому такі методи описують поточний рівень премії, а не передбачають її динаміку.

Отже, надійним результатом розділу є не оцінка окремого методу, а узгоджений діапазон 4,2-4,9% разом з правилами вибору методу під конкретне завдання. Питання про те, які чинники формують рівень премії, визначає завдання наступного розділу.

РОЗДІЛ 3

ЕМПІРИЧНИЙ АНАЛІЗ ДЕТЕРМІНАНТІВ ПРЕМІЇ ЗА РИЗИК НА РИНКУ АКЦІЙ США

3.1 Обґрунтування вибору моделі, постановка задачі та опис даних

У першому розділі визначено вісім чинників, від яких теоретично залежить премія за ризик, а в другому розділі ці чинники слугували основою для оцінки премії за дев'ятьма методами. Проте з'ясувати, який чинник впливає на премію найсильніше і чи є цей вплив статистично значущим, можна лише за допомогою формального кількісного аналізу. Саме це завдання вирішує регресійна модель цього розділу. Вона перевіряє, чи пов'язаний кожен з восьми чинників Дамодарана з реалізованою премією, і ранжує чинники за силою цього зв'язку [17].

Для такого завдання обрано множинну лінійну регресію, оцінену методом найменших квадратів. Дослідницьке питання стосується одночасних чинників рівня премії, а не взаємного впливу змінних одна на одну, тому складніша векторна авторегресія тут зайва і до того ж потребує набагато більшого числа спостережень. Залежна змінна неперервна, тому логіт- і пробіт-моделі, придатні лише для якісних результатів, не підходять [48]. Усі пояснювальні змінні перед оцінюванням переведено у стандартизовані значення, тобто z-оцінки. Це дає змогу безпосередньо порівнювати чинники між собою. Коефіцієнт при стандартизованій змінній показує, на скільки власних стандартних відхилень змінюється премія, коли чинник зростає на одне своє стандартне відхилення. Саме таке порівняння відповідає меті роботи, ранжувати вісім чинників за силою впливу [49].

Премія та кілька чинників є персистентними рядами, а діагностика у підрозділі 3.3 виявляє гетероскедастичність залишків довгої моделі, тест Бройша-Пагана дає р дорівнює 0.023. Тому стандартні похибки оцінено методом Ньюї-Веста з трьома

лагами. Цей метод одночасно коригує похибки на автокореляцію і гетероскедастичність, тому змінювати саму специфікацію не потрібно [54].

Регресійне рівняння моделі має вигляд:

$$ERP_t = \alpha + \beta_1 * Z(X_{1,t}) + \beta_2 * Z(X_{2,t}) + \dots + \beta_8 * Z(X_{8,t}) + \varepsilon_t, \quad (3.1)$$

де ERP_t – реалізована річна надлишкова дохідність ринку акцій США відносно дохідності десятирічних державних облігацій за рік t ;

β_i – стандартизований коефіцієнт, що характеризує силу впливу i -го фактора;

$Z(X_{i,t})$ – стандартизоване значення i -го пояснювального фактора (X – середнє(X)) / $SD(X)$;

ε_t – залишки моделі.

Основна специфікація є одночасною, значення кожного чинника береться за той самий рік, що й премія. Це відповідає логіці Дамодарана, за якою вісім чинників є структурними умовами рівня премії в конкретний момент, а не сигналами для прогнозу [17]. Додатково оцінено лагову специфікацію, де премію зсунуто на рік уперед відносно чинників. Вона перевіряє, чи мають чинники передбачувальну силу, і слугує перевіркою надійності основних висновків.

Модель оцінено на двох вибірках. Довга вибірка охоплює 1935-2025 роки і містить шість чинників, дані за якими доступні протягом усього періоду. Сучасна вибірка охоплює 1984-2025 роки і містить усі вісім чинників, оскільки ліквідність ринку та інформаційний ризик мають дані лише із сучасного періоду. Нижню межу довгої вибірки задає доступність місячних даних про ставку тримісячних казначейських векселів, потрібних для монетарного чинника. Поділ на дві вибірки дає змогу не жертвувати ні довжиною ряду, ні повнотою набору чинників.

Дані зібрано з кількох джерел. Ринкові ряди, дохідності акцій і облігацій, дивіденди, прибутки та індекс споживчих цін взято з набору Шиллера.

Демографічні дані про чисельність населення за віком взяті з Human Mortality Database. Промислове виробництво та ставку казначейських векселів взято з бази FRED. Денні значення індексу S&P 500 для обчислення асиметрії взято з бази Stooq. Оборотно́сть ринку взято зі Світового банку, розсіювання прогнозів зростання ВВП з опитування професійних прогнозистів Філадельфійського федерального резервного банку, а індекс невизначеності економічної політики з бази Бейкера, Блума і Девіса.

Перед оцінюванням ряди перевірено на стаціонарність за допомогою тестів ADF і KPSS. Трендові змінні переведено в річну зміну, а всі інші стандартизовано. Деталі цих перетворень викладено в підрозділі 3.2. [48,55].

Таблиця 3.1 Пояснювальні змінні регресійної моделі та їхній зв'язок з чинниками ERP

Чинник	Змінна	Джерело даних	Очікуваний знак
1 Неприйняття ризику	Співвідношення чис-ті насел. віком 40-49 р. до насел. віком 60-69 р.	Human Mortality Database	(+)
2 Економічний ризик	Мінливість темпу промислового виробництва протягом року	FRED	(-)
3 Ризик катастроф	Асиметрія розподілу денних дохідностей ринку за рік	Stooq	(-)
4 Політична невизначеність	Індекс невизначеності економічної політики	Бейкер, Блум, Девіс	(-)
5 Монетарна політика	Річна зміна ставки тримісячних казначейських векселів	FRED	(+/-)
6 Поведінковий фактор	Річний темп інфляції	набір Шиллера	(-)
7 Ліквідність ринку	Оборотно́сть ринку	Світовий банк	(-)
8 Інформаційний ризик	Дисперсія прогнозів зростання ВВП серед професійних прогнозистів	ФФРБ	(-)

Примітка. Чинники 7 і 8 входять лише до сучасної моделі 1984-2025 рр.

Джерело: складено автором на основі класифікації [17] та методології [48]

На основі теоретичних засад першого розділу сформульовано вісім гіпотез щодо знака зв'язку кожного чинника з реалізованою премією.

Г1. Що більша частка людей середнього віку в населенні порівняно зі старшими, то вищою буде премія. Люди середнього віку заробляють і заощаджують найактивніше, тому активно купують акції, тоді як старші поступово

виходять з акцій і перейдуть на безпечніші активи. Коли частка середнього віку зростає, попит на акції та премія зростають.

Г2. Висока мінливість промислового виробництва протягом року пов'язана з нижчою премією. Різкі коливання виробництва означають економічну нестабільність, а в нестабільні роки дохідність акцій низька або від'ємна.

Г3. Висока асиметрія розподілу денних дохідностей пов'язана з нижчою премією. Сильно від'ємна асиметрія означає, що ринок частіше дає різкі падіння, ніж підйоми, і за цей ризик катастроф інвестори вимагають вищої винагороди. Натомість додатна асиметрія робить акції привабливішими, тож інвестори згодні на меншу премію.

Г4. Зростання невизначеності в економічній політиці знижує премію. Сплеск політичної невизначеності лякає інвесторів, ціни акцій падають, і реалізована дохідність того ж року зменшується.

Г5. Знак зв'язку зміни ставки короткострокових казначейських векселів із премією заздалегідь невизначений. Ставки підвищують і у фазі економічного зростання, сприятливій для акцій, і під час жорсткої монетарної політики, несприятливої для них. Крім того, премія – це різниця між дохідністю акцій і облігацій, тому коли вищі ставки знижують дохідність облігацій, премія механічно зростає.

Г6. Висока інфляція пов'язана з нижчою премією. За гіпотезою інфляційної ілюзії інвестори в періоди високої інфляції недооцінюють реальну вартість майбутніх прибутків компаній, тому акції дешевшають, а їхня дохідність падає.

Г7. Висока оборотність ринку відповідає нижчій премії. Велика оборотність означає, що акції легко купити і продати, тобто ліквідність висока, а ризик ліквідності низький, тому інвестори згодні на меншу винагороду. До того ж, оборотність різко зростає в роки паніки, коли дохідність акцій низька.

Г8. Сильний розкид прогнозів економічного зростання пов'язаний із нижчою премією. Великий розкид означає, що навіть фахівці не мають згоди щодо майбутнього, і ця інформаційна невизначеність збігається з роками слабкої дохідності акцій.

3.2 Побудова OLS-моделі та інтерпретація результатів

На основі специфікації з підрозділу 3.1 побудовано стандартизовані OLS-моделі для довгої вибірки 1935-2025 років і сучасної вибірки 1984-2025 років. Перед оцінюванням усі змінні перевірено на стаціонарність за допомогою тестів ADF і KPSS. Демографічне співвідношення, мінливість виробництва, індекс політичної невизначеності та оборотність ринку виявилися нестаціонарними, тому до моделі їх включено у вигляді річної зміни. Асиметрія дохідностей, інфляція та розсіювання прогнозів є стаціонарними, тому увійшли в рівнях. Зміна ставки векселів за побудовою вже є річною зміною. Після цього всі пояснювальні змінні переведено у z-оцінки.

Таблиця 3.2 містить стандартизовані коефіцієнти двох одночасних моделей зі стандартними похибками Ньюї-Веста. Довга модель охоплює шість чинників; сучасна усі вісім.

Оскільки всі пояснювальні змінні стандартизовано за формулою z-оцінки до оцінювання, кожен коефіцієнт β показує зміну реалізованої ERP у відсоткових пунктах при зростанні відповідного чинника на одне стандартне відхилення за незмінності решти змінних моделі.

Оскільки пояснювальні змінні стандартизовані, кожен коефіцієнт показує, на скільки відсоткових пунктів змінюється премія, коли чинник зростає на одне стандартне відхилення за незмінності решти змінних. У довгій моделі значущими виявилися лише два з шести чинників. Монетарна політика має додатний коефіцієнт 0,047, значущий на рівні 1%, а поведінковий фактор має від'ємний коефіцієнт -0,033, значущий на рівні 10%. Коефіцієнт детермінації дорівнює 0,176, тобто за весь період 1935-2025 років модель пояснює близько вісімнадцяти відсотків мінливості реалізованої премії.

Таблиця 3.2 Результати оцінювання стандартизованих OLS-моделей

	Чинник	β , довга	p , довга	β , сучасна	p , сучасна
1	Неприйняття ризику	0.019	0.207	0.022	0.201
2	Економічний ризик	-0.013	0.512	0.029	0.124
3	Ризик катастроф	-0.013	0.374	-0.023	0.295
4	Політична невизначеність	-0.028	0.162	-0.101	0.002
5	Монетарна політика	0.047	0.009	0.038	0.029
6	Поведінковий фактор	-0.033	0.057	-0.023	0.255
7	Ліквідність ринку			-0.101	<0.001
8	Інформаційний ризик			-0.002	0.921

Примітки. Довга модель, $N=90$, $R^2=0.176$, скоригований $R^2=0.116$, $F=2.948$ ($p=0.012$). Сучасна модель, $N=40$, $R^2=0.603$, скоригований $R^2=0.501$, $F=5.894$ ($p<0.001$). Чинники 7 і 8 у довгій моделі відсутні. p -значення обчислено за t -критерієм зі стандартними похибками Ньюї-Веста, трьома лагами.

Джерело: складено автором за результатами власних розрахунків у середовищі R

У сучасній моделі значущими є три з восьми чинників, а коефіцієнт детермінації помітно вищий і дорівнює 0,603. Найсильніший зв'язок із премією мають політична невизначеність і ліквідність ринку, обидва з коефіцієнтом близько -0,101 і значущі на рівні 1%. Монетарна політика зберігає додатний знак і значущість на рівні 5%.

Монетарна політика – єдиний чинник, значущий в обох вибірках, причому з додатним знаком. Гіпотеза Г5 допускала будь-який знак, і емпірично вона виявилася додатним. Цьому є два пояснення. Ставки зростають переважно у фазі економічного піднесення, коли ринок акцій також забезпечує позитивну дохідність. Крім того, вищі ставки знижують дохідність облігацій, яку віднімають під час обчислення премії, тому премія зростає механічно.

У сучасній вибірці підтвердилися гіпотези Г4 і Г7. Зростання невизначеності в економічній політиці знижує премію, оскільки сплески невизначеності збігаються з падінням цін на акції в тому самому році. Висока оборотність ринку також пов'язана з нижчою премією, бо ліквідний ринок вимагає меншої винагороди за ризик ліквідності. Поведінковий фактор підтверджує гіпотезу Г6 у довгій вибірці, висока інфляція пов'язана з нижчою реалізованою премією, що узгоджується з ідеєю інфляційної ілюзії.

Решта чинників не показала значущого одночасного зв'язку з премією. Демографія, ризик катастроф та інформаційний ризик мають знаки, що збігаються з гіпотезами Г1, Г3 і Г8, проте їхні коефіцієнти статистично не відрізняються від нуля. Економічний ризик має очікуваний від'ємний знак у довгій вибірці, але додатний у сучасній, тому гіпотеза Г2 не підтверджується.

Лагові моделі, де премію зсунуто на рік уперед, дали коефіцієнт детермінації, близький до нуля в обох вибірках. Жоден чинник не пояснює премію наступного року. Це означає, що модель описує одночасну структуру премії, а не прогнозує її наперед, що відповідає закладеній у підрозділі 3.1 ролі моделі.

3.3 Оцінка якості та надійності моделі

Якість обох моделей перевірено повною батареєю діагностичних тестів, передбачених методикою. Таблиця 3.3 зводить результати для довгої та сучасної одночасних моделей.

Таблиця 3.4 Зведені результати діагностичних тестів моделі

Показник	Довга модель	Сучасна модель
R^2 / adj. R^2	0.176 / 0.116	0.603 / 0.501
F-критерій Фішера	F=2.948 (p=0.012)	F=5.894 (p<0.001)
Дарбін-Ватсон	DW=2.171 (p=0.727)	DW=1.721 (p=0.118)
Бройш-Годфрі	$\chi^2=2.863$ (p=0.239)	$\chi^2=0.666$ (p=0.717)
Тест Вайта	$\chi^2=8.130$ (p=0.017)	$\chi^2=0.019$ (p=0.991)
Бройш-Паган	$\chi^2=14.704$ (p=0.023)	$\chi^2=5.224$ (p=0.733)
Жарке-Бера	$\chi^2=6.430$ (p=0.040)	$\chi^2=29.303$ (p<0.001)
Шاپіро-Вілк	W=0.974 (p=0.073)	W=0.916 (p=0.006)
VIF, максимум	1.22	4.09
Тест RESET	F=0.530 (p=0.590)	F=1.508 (p=0.238)
Тест Чоу @ 1960	F=0.324 (p=0.941)	NA
CUSUM	p=0.710	p=0.514

Джерело: складено автором за власними розрахунками у середовищі R

Обидві моделі є статистично значущими за F-критерієм Фішера. Довга модель має коефіцієнт детермінації 0,176, сучасна 0,603. Нижчий показник довгої моделі очікуваний, оскільки значна частина мінливості реалізованої премії за дев'яносторічний період є непрогнозованою ринковою компонентою.

Автокореляція залишків відсутня в обох моделях. Тести Дарбіна-Ватсона і Бройша-Годфрі не виявили серійної залежності, тому виведення на основі стандартних похибок є коректним.

У довгій моделі тести Вайта і Бройша-Пагана виявили гетероскедастичність залишків: $p = 0.017$ і 0.023 . Це типове явище для макроекономічних рядів з кризовими роками. Воно усунене застосуванням стандартних похибок Ньюї-Веста, які одночасно коригують виведення на гетероскедастичність і автокореляцію. У сучасній моделі гетероскедастичності немає. Рисунок 3.1 показує розсіювання залишків довгої моделі навколо нульової лінії.

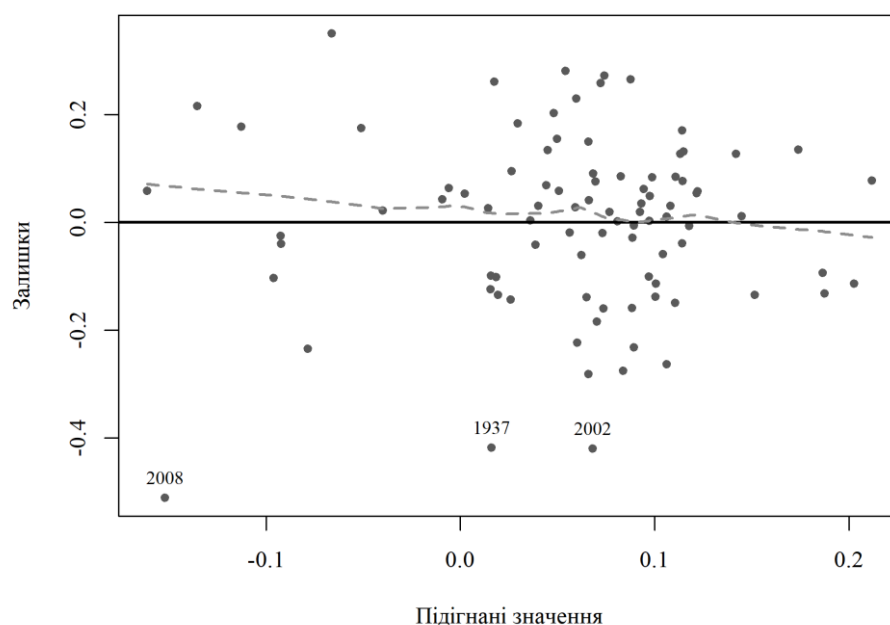


Рисунок 3.1 Залишки відносно підігнаних значень довгої моделі

Джерело: складено автором за власними розрахунками у середовищі R

Розподіл залишків відхиляється від нормального. Тест Жарке-Бера відхиляє нормальність у довгій моделі на межі, p дорівнює 0,040, і виразно у сучасній, p

менше за 0,001. Причина у кризових роках, передусім 2008 і 2020, коли реалізована премія дає сильні викиди. Це не порушує коректності моделі, бо оцінки методу найменших квадратів за ненормальності залишаються незміщеними, а виведення спирається на велику вибірку. До точних p -значень сучасної моделі, де спостережень лише сорок, варто ставитися обережніше. Переоцінка без кризових років, описана нижче, підтверджує, що висновки на цих викидах не тримаються. Рисунок 3.2 подає QQ-графік залишків довгої моделі.

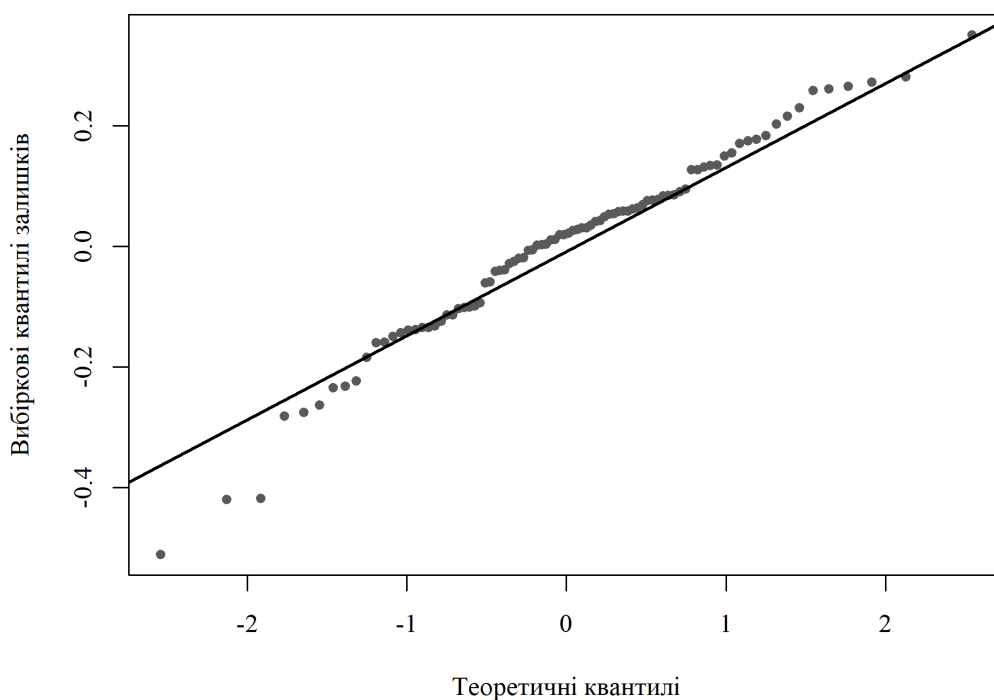


Рисунок 3.2 QQ-графік залишків довгої моделі

Джерело: складено автором за власними розрахунками у середовищі R

Мультиколінеарність у довгій моделі відсутня, максимальний показник VIF дорівнює 1,22. У сучасній моделі VIF сягає 4,09, що нижче за порогове значення, проте чинники політичної невизначеності й економічного ризику корелюють на рівні 0,79. Почергове вилучення однієї з цих змінних показало, що значущим і стійким є саме чинник політичної невизначеності, тоді як економічний ризик переважно дублює її варіацію.

Тест RESET не відхилив лінійну функціональну форму в жодній моделі, тому немає підстав ускладнювати специфікацію нелінійними членами.

Структурну стабільність довгої моделі перевірено чотирма способами. Тест Чоу на 1960 рік дав $p = 0,941$, тобто структурного зламу в цій точці немає. Тест Квандта-Андрюса, що шукає злам у невідомій точці, дав $p = 0,111$, а тест Баї-Перрона за критерієм BIC обрав нуль зламів. Рекурсивний тест CUSUM показав, що коефіцієнти залишаються в межах критичної зони. Усі чотири тести узгоджені, свідчать, що зв'язок чинників з премією стабільний протягом усього періоду 1935-2025 років. Рисунок 3.3 подає CUSUM-лінію.

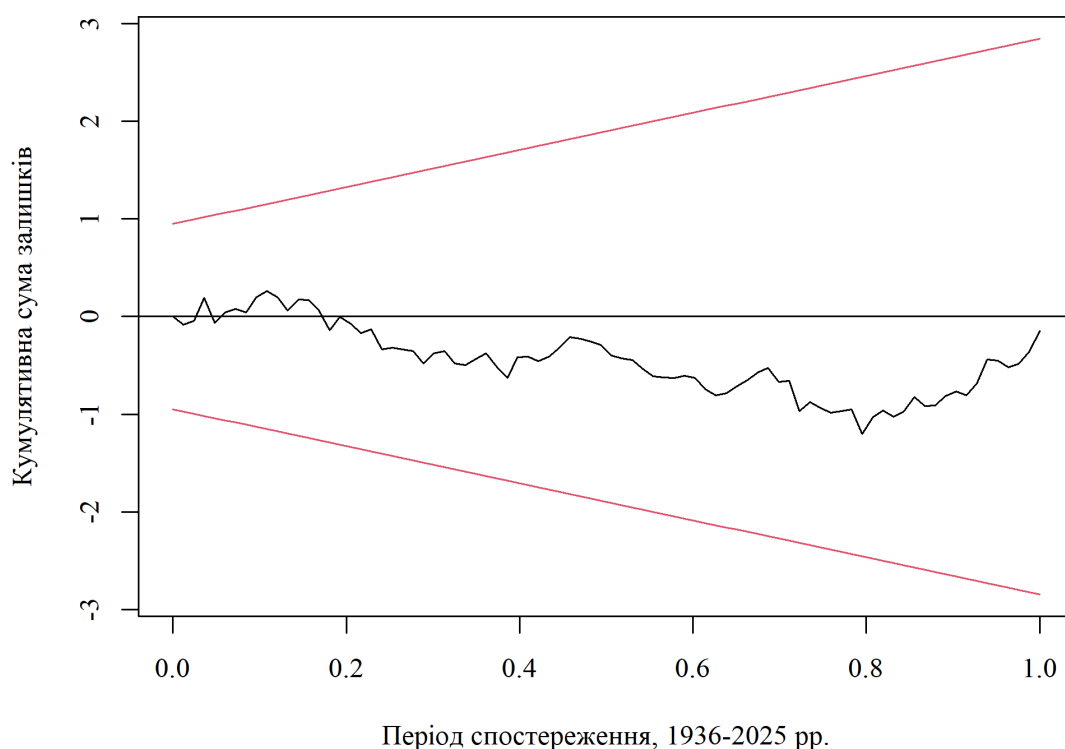


Рисунок 3.3 Рекурсивний тест CUSUM коефіцієнтів довгої моделі

Джерело: складено автором за власними розрахунками у середовищі R

Окрім обов'язкових діагностичних тестів, для перевірки надійності отриманих результатів було проведено кілька додаткових перевірок. Насамперед було побудовано ошадливу модель за процедурою від загального до конкретного. Суть цієї процедури полягає в тому, що на кожному кроці з моделі вилучається чинник із найбільшим p -значенням, після чого модель оцінюється повторно, і так доти, доки всі коефіцієнти не стануть значущими на рівні 10%. У результаті застосування цієї процедури до довгої моделі послідовно було вилучено економічний ризик,

ризик катастроф, демографію та політичну невизначеність, а в підсумковій специфікації залишилися лише монетарна політика та поведінковий фактор, коефіцієнт детермінації якого становив 0,114. У сучасній моделі було вилучено інформаційний ризик, ризик катастроф та економічний ризик, а п'ять чинників, що залишилися, забезпечили скоригований коефіцієнт детермінації на рівні 0,518, тоді як у повній моделі він становив 0,501. Той факт, що цей показник зріс після вилучення трьох чинників, свідчить про те, що вони додавали моделі статистичного шуму, а не пояснювальної сили.

Окрім цього, обидві моделі було переоцінено на вибірці, з якої вилучено кризові 2008 і 2020 роки. Доцільність такої перевірки зумовлена тим, що саме ці роки дають найбільші викиди реалізованої премії, а отже, існував ризик, що значущість чинників тримається переважно на двох екстремальних спостереженнях. Проте результати показали, що цей ризик не підтвердився. Після вилучення кризових років коефіцієнт детермінації довгої моделі знизився з 0,176 до 0,129, однак монетарна політика та поведінковий фактор зберегли свій знак і статистичну значущість. У сучасній моделі політична невизначеність та ліквідність ринку також залишилися значущими на рівні 1%. Отже, було встановлено, що основні висновки розділу не спираються на два ринкові обвали, а відображають стійкий зв'язок чинників з премією.

Поряд з цим було проведено перевірку поведінки моделей поза вибіркою. Її механізм полягав у тому, що коефіцієнти оцінювалися на ранній частині періоду, а потім за ними прогнозувалася пізніша частина, яку модель не використовувала під час оцінювання. Якість такого прогнозу порівнювалася з простим орієнтиром, яким виступало історичне середнє значення премії. Аналіз показав, що жодна з двох моделей цей орієнтир не перевершила, тобто поза вибіркою вони працюють не краще ніж припущення про сталу середню премію. Цей результат не варто розцінювати як ваду конкретної специфікації. Велч і Гоял, які свого часу перевірили багато предикторів премії, дійшли висновку, що премія за акціями майже не піддається прогнозуванню, і отримані в цьому розділі оцінки відтворюють їхній результат. Тому модель цього розділу слід тлумачити як таку,

що описує одночасну структуру зв'язку чинників з премією за окремий рік, а не як інструмент прогнозування премії на майбутнє.

Водночас два отримані результати потребують прямого застереження. Перше з них стосується чинника монетарної політики. Щоб перевірити, наскільки його значущість є змістовною, премію було перераховано за ставкою тримісячних казначейських векселів замість дохідності десятирічної облігації, після чого модель було оцінено повторно. Виявилося, що за такої заміни монетарна політика повністю втрачає значущість, а її p -значення зростає приблизно до 0,93. Це свідчить про те, що в основній моделі цей чинник значною мірою відображає не прямий вплив монетарної політики на ринок акцій, а механічну реакцію облігаційної складової премії на зміну процентних ставок. Друге застереження стосується сучасної моделі. Оскільки вона містить вісім чинників на сорока спостереженнях, вона схильна до перенавчання, тобто підлаштовується під випадкові особливості вибірки. Як наслідок, її коефіцієнт детермінації на рівні 0,603 завищує справжню силу зв'язків, що додатково підтвердила невдала перевірка поза вибіркою. Тому основною доцільно вважати ощадливу п'ятифакторну специфікацію, а високий показник повної моделі трактувати з обережністю.

Отже, побудовані моделі пройшли обов'язкові тести, передбачені методикою, а також низку додаткових перевірок. Було підтверджено, що залишки моделей є серійно незалежними, гетероскедастичність усунено застосуванням стандартних похибок Ньюї-Веста, мультиколінеарність перебуває під контролем, а довга модель зберігає структурну стабільність протягом усього періоду, що засвідчили чотири окремі тести. Ненормальність залишків було пояснено впливом кризових викидів, і встановлено, що вона не зміщує оцінок коефіцієнтів. Проведені перевірки за допомогою ощадливої специфікації, вилучення кризових років, заміни безризикового активу та прогнозування поза вибіркою дали змогу окреслити межі застосовності моделі, а також підтвердили стійкість її основних висновків. З урахуванням наведених застережень можна зробити висновок, що побудована модель є коректним інструментом для відповіді на дослідницьке питання роботи

про відносну силу восьми чинників Дамодарана у формуванні реалізованої премії за ризик на ринку акцій США.

Висновок до розділу 3

У третьому розділі здійснено емпіричну перевірку восьми чинників премії за ризик, теоретично обґрунтованих у першому розділі. Для цього побудовано стандартизовану регресійну модель методом найменших квадратів і оцінено її на двох вибірках, довгій за 1935-2025 роки з шістьма чинниками та сучасній за 1984-2025 роки з повним набором з восьми чинників. Кожну модель оцінено в одночасній та лаговій специфікаціях, а її якість перевірено повною батареєю діагностичних тестів. Така побудова дала змогу встановити, які чинники Дамодарана статистично пов'язані з реалізованою премією, і проранжувати їх за силою впливу.

Результати оцінювання показали, що статистично значущий зв'язок з премією має лише частина чинників. У довгій моделі значущими виявилися монетарна політика з додатним коефіцієнтом 0,047 на рівні 1% та поведінковий фактор з від'ємним коефіцієнтом 0,033 на рівні 10%. У сучасній моделі найсильніший зв'язок з премією мають політична невизначеність та ліквідність ринку, обидва з від'ємним коефіцієнтом близько 0,101 на рівні одного відсотка, а до них додається монетарна політика. Саме монетарна політика стала єдиним чинником, значущим в обох вибірках, тому її можна вважати найстабільнішим детермінантом премії протягом усього дослідженого періоду. Загалом з восьми сформульованих гіпотез емпіричне підтвердження отримали чотири, а саме гіпотези про вплив політичної невизначеності, монетарної політики, інфляції та ліквідності ринку.

Водночас демографічний чинник, економічний ризик, ризик катастроф та інформаційний ризик не показали значущого зв'язку з премією, хоча знаки їхніх коефіцієнтів здебільшого збіглися з очікуваними. Цей результат уточнює класифікацію Дамодарана. Він свідчить, що частина теоретично обґрунтованих

детермінант справді вимірний на реальних даних США, тоді як інші лишаються переважно концептуальними і не дають окремого статистичного сигналу.

Надійність отриманих висновків підтверджено додатковими перевітками. Довга модель структурно стабільна, що засвідчили чотири окремі тести; основні чинники зберегли значущість після вилучення кризових 2008 і 2020 років, а ощадлива специфікація підтвердила склад значущих чинників. Разом з тим, встановлено два обмеження. Значущість монетарної політики виявилася частково механічною, оскільки вона зникає, якщо премію обчислювати над ставкою короткострокових векселів. Сучасна модель з вісьмома чинниками на сорока спостереженнях схильна до перенавчання, тому надійнішою є її ощадлива п'ятифакторна форма. Перевірка поза вибіркою показала, що жодна модель не прогнозує премію наступного року, отже, побудована модель описує одночасну структуру премії, а не передбачає її динаміку.

З практичного погляду, отримані результати дають аналітикам ринку акцій США орієнтир щодо того, які чинники варто відстежувати під час оцінки середовища премії за ризик. У сучасний період це насамперед політична невизначеність і ліквідність ринку, а на довгому горизонті стабільну роль відіграє монетарна політика.

ВИСНОВКИ

У роботі було розкрито поняття та економічну сутність премії за ризик інвестування в акції, систематизовано чинники її формування, обчислено премію на ринку акцій США дев'ятьма методами та побудовано економетричну модель її детермінантів. Дослідження виконувалося послідовно, від теоретичного аналізу до порівняння методів оцінки і власне моделювання. Нижче подано основні результати, отримані за поставленими у вступі завданнями.

Теоретичний аналіз показав, що поняття премії за ризик формувалося протягом тривалого часу. Спершу Дж. Ст. Мілль відокремив плату за ризик від звичайного відсотка на капітал, а Ф. Найт розмежував обчислюваний ризик і невизначеність. Згодом премія дістала строгий кількісний вираз у портфельній теорії Г. Марковіца і Дж. Тобіна та в моделі оцінки капітальних активів В. Шарпа, де вона постає як ринкова ціна одиниці систематичного ризику. У 1976 році Р. Ібботсон і Р. Сінкфілд уперше систематично виміряли історичну премію акцій США і отримали близько 6% річних. Проте Р. Мехра та Е. Прескотт виявили парадокс премії за ризик, який показав, що ретроспективна реалізована премія і перспективна очікувана премія принципово різняться. Отже, за своєю природою премія є ціною систематичного ризику, тобто додатковою дохідністю, якої інвестори вимагають за вкладення в акції порівняно з безризиковим активом.

Окремо було розглянуто, що під спільною назвою премії за ризик співіснують різні показники. За таксономією П. Фернандеса розрізняють чотири види премії, історичну, очікувану, необхідну та неявну. Історична премія спирається на фактичні дані минулого, проте вона завищена через помилку виживання. Очікувана премія відображає настрої інвесторів, необхідна задає поріг прийнятної дохідності, а неявна виводиться з поточних ринкових цін. На основі цього було зроблено висновок, що єдиного універсального значення премії не існує, оскільки інвестори

мають різні очікування, параметри моделей взаємозалежні, фінансовий ринок нестаціонарний, а поведінку окремого інвестора важко перенести на весь ринок.

Чинники формування премії було систематизовано за класифікацією А. Дамодарана, яка містить вісім детермінант, а саме ступінь неприйняття ризику, економічний ризик, наявну інформацію, ліквідність ринку, ризик катастроф, політичні та регуляторні ризики, монетарну політику і поведінковий фактор. Для кожного чинника було залучено окреме емпіричне дослідження, яке пояснює, як саме він впливає на премію. Також було окреслено сім сфер практичного застосування премії, від корпоративної стратегії та оцінки активів до регулювання тарифів, пенсійного і страхового забезпечення та управління портфелем. Це підтвердило, що похибка в оцінці премії переноситься на всі рішення, які спираються на ставку дисконтування, тому точність такої оцінки має пряме практичне значення.

Премію за ризик на ринку акцій США було обчислено дев'ятьма методами, які охоплюють усі чотири групи за Дамодараном. Обчислення показали, що результат суттєво залежить від обраного методу та його припущень. Отримані оцінки розмістилися в діапазоні від 3,32% до 5,5%. При цьому ретроспективне історичне усереднення і модель Ібботсона-Чена з боку пропозиції дали близькі значення 4,82% і 4,42%, модель Гордона дала 4,27%, крос-секційна регресія Фами-МакБета 3,32%, а опитування практиків Фернандеса 5,5%. У методах історичного усереднення, Гордона, Ібботсона-Чена та Фами-МакБета було зафіксовано структурний злам близько 1960 року, після якого оцінений рівень премії для пізнішого періоду помітно знизився.

Споживчу модель оцінки активів було вилучено з порівняння, тому що вона відтворила парадокс Мехри і Прескотта і потребує нереалістичного коефіцієнта неприйняття ризику від 43 до 815. Порівняння методів також показало, що чим вужче метод визначає компенсацію інвестора, тим нижчою є його оцінка. Найнадійнішим результатом другого розділу стала не оцінка окремого методу, а узгоджений діапазон 4,2-4,9%, у який потрапляють оцінки чотирьох незалежних методів. До того ж було визначено діагностичну цінність кожної групи методів,

ретроспективні методи краще описують довгострокову премію, виведені чутливіші до поточних ринкових умов, а опитувальний показує, яку премію фахівці фактично закладають у розрахунки.

Для оцінки відносної сили впливу чинників було побудовано стандартизовану регресійну модель. Її оцінено методом найменших квадратів зі стандартними похибками Ньюї-Веста на двох вибірках, довгій за 1935-2025 роки і сучасній за 1984-2025 роки. Результати показали, що значущий одночасний зв'язок з премією має лише частина чинників. У довгій вибірці значущими виявилися монетарна політика з коефіцієнтом 0,047 і поведінковий фактор з коефіцієнтом мінус 0,033. У сучасній вибірці найсильніший зв'язок мають політична невизначеність і ліквідність ринку, обидві з коефіцієнтом близько мінус 0,101. Демографічний чинник, економічний ризик, ризик катастроф та інформаційний ризик значущого зв'язку не показали.

З восьми гіпотез, сформульованих у роботі, емпіричне підтвердження дістали чотири, про вплив політичної невизначеності, монетарної політики, інфляції та ліквідності ринку. Від'ємний знак чинників ризику було пояснено тим, що залежною змінною є реалізована премія, а в роки зростання ризику ціни акцій падають, тому реалізована дохідність того ж року знижується. Власним результатом роботи стало саме вимірювання відносної сили чинників. Класифікація Дамодарана лише впорядковує детермінанти, але не визначає, який із них впливає на премію сильніше. Натомість побудована модель дає таке ранжування і показує, які елементи класифікації справді вимірні на даних США.

Надійність побудованої моделі було перевірено повною батареєю діагностичних тестів і низкою додаткових перевірок. Залишки виявилися серійно незалежними, гетероскедастичність усунено стандартними похибками Ньюї-Веста, а мультиколінеарність перебуває під контролем. Ненормальність залишків пояснюється кризовими викидами і не зміщує оцінок. На відміну від рівня оцінок премії у другому розділі, сам зв'язок чинників з премією виявився структурно стабільним, що підтвердили чотири окремі тести. Основні висновки також витримали вилучення кризових 2008 і 2020 років та перехід до ошадливої моделі.

Водночас два результати потребують застереження. Значущість монетарної політики є частково механічною, оскільки вона зникає, якщо премію обчислювати над ставкою коротких векселів. Сучасна модель з вісьмома чинниками на сорока спостереженнях схильна до перенавчання, тому надійнішою є її ошадлива п'ятифакторна форма. До того ж перевірка поза вибіркою показала, що чинники не прогнозують премію наперед, а отже модель описує одночасну структуру премії, а не передбачає її динаміку.

Отже, у роботі було досягнуто поставленої мети і дано відповідь на дослідницьке питання. Найобґрунтованішою оцінкою премії за ризик на ринку акцій США визнано діапазон 4,2-4,9%. Серед восьми чинників Дамодарана найсильніший і найстійкіший зв'язок з премією в сучасний період мають політична невизначеність та ліквідність ринку. Монетарна політика значуща протягом усього періоду, проте її вплив частково механічний, а демографічний, економічний, катастрофічний та інформаційний чинники вимірного зв'язку не показали. Загалом одержані результати мають практичну цінність, узгоджений діапазон може слугувати орієнтиром для розрахунку вартості власного капіталу на ринку США, а ранжування чинників підказує, що під час оцінки середовища премії передусім варто відстежувати політичну невизначеність і ліквідність ринку.

СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ

1. Mill J.S. Principles of political economy. Amherst, NY: Prometheus Books, 1848. 891 p. (Great minds series).
2. Clark J.B. Insurance and Business Profit. *The Quarterly Journal of Economics*. 1892. Vol. 7, No. 1. P. 40–54. DOI: 10.2307/1883760.
3. Knight F.H. Risk, uncertainty and profit. New York: Cosimo Classics, 1921.
4. Adam Smith E.L. Common Stocks As Long Term Investments. 1st ed. Martino Fine Books, 2012. 152 p.
5. Williams J.B. The theory of investment value. 5. print. Burlington, Vt: Fraser, 1938. 613 p. (The contrary opinion library).
6. Goetzmann W.N., Ibbotson R.G. History and the Equity Risk Premium. *Handbook of the Equity Risk Premium*. Elsevier, 2008. P. 515–529. DOI: 10.1016/B978-044450899-7.50024-5.
7. Markowitz H. Portfolio Selection. *The Journal of Finance*. 1952. Vol. 7, No. 1. P. 77. DOI: 10.2307/2975974.
8. Tobin J. Liquidity Preference as Behavior Towards Risk. *The Review of Economic Studies*. 1958. Vol. 25, No. 2. P. 65. DOI: 10.2307/2296205.
9. Sharpe W.F. Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk. *The Journal of Finance*. 1964. Vol. 19, No. 3. P. 425. DOI: 10.2307/2977928.
10. Ibbotson R.G., Sinquefeld R.A. Stocks, Bonds, Bills, and Inflation: Year-by-Year Historical Returns (1926-1974). *The Journal of Business*. 1976. Vol. 49, No. 1. P. 11. DOI: 10.1086/295803.
11. Mehra R., Prescott E.C. The equity premium: A puzzle. *Journal of Monetary Economics*. 1985. Vol. 15, No. 2. P. 145–161. DOI: 10.1016/0304-3932(85)90061-3.
12. Cassou S.P., Vazquez J. Preference for Consumption Predictability and the Equity Premium Puzzle. SSRN, 2024. DOI: 10.2139/ssrn.4711382.
13. Fernandez P. Equity Premium: Historical, Expected, Required and Implied. Rochester, NY, 2019. DOI: 10.2139/ssrn.933070.
14. Jorion P., Goetzmann W.N. Global Stock Markets in the Twentieth Century. *The Journal of Finance*. 1999. Vol. 54, No. 3. P. 953–980. DOI: 10.1111/0022-1082.00133.
15. Ilmanen A. Expected Returns on Stocks and Bonds. *The Journal of Portfolio Management*. 2003. Vol. 29, No. 2. P. 7–27. DOI: 10.3905/jpm.2003.319869.
16. McGrattan E.R., Jagannathan R., Scherbina A. The Declining U.S. Equity Premium. *Quarterly Review*. 2000. Vol. 24, No. 4. DOI: 10.21034/qv.2441.

17. Damodaran A. Equity Risk Premiums (ERP): Determinants, Estimation, and Implications – The 2025 Edition. SSRN, 2025. DOI: 10.2139/ssrn.5168609.
18. Bakshi G.S., Chen Z. Baby Boom, Population Aging, and Capital Markets. *The Journal of Business*. 1994. Vol. 67, No. 2. P. 165. DOI: 10.1086/296629.
19. Rieger M.O., Wang M., Hens T. International Evidence on the Equity Premium Puzzle and Time Discounting. *SSRN Electronic Journal*. 2012. DOI: 10.2139/ssrn.2120442.
20. Lettau M., Ludvigson S.C., Wachter J.A. The Declining Equity Premium: What Role Does Macroeconomic Risk Play? *Review of Financial Studies*. 2008. Vol. 21, No. 4. P. 1653–1687. DOI: 10.1093/rfs/hhm020.
21. J.C. Hatchondo. A Quantitative Study of the Role of Wealth Inequality on Asset Prices. FRB Richmond Economic Quarterly, 2008. Vol. 94. P. 73–96.
22. Lau S.T.T., Ng L.K., Zhang B. Information Environment and Equity Risk Premium Volatility Around the World. *SSRN Electronic Journal*. 2011. DOI: 10.2139/ssrn.1972507.
23. Gibson R., Mougeot N. The pricing of systematic liquidity risk: Empirical evidence from the US stock market. *Journal of Banking & Finance*. 2004. Vol. 28, No. 1. P. 157–178. DOI: 10.1016/S0378-4266(02)00402-8.
24. Maheu J.M., McCurdy T.H., Zhao X. Do jumps contribute to the dynamics of the equity premium? *Journal of Financial Economics*. 2013. Vol. 110, No. 2. P. 457–477. DOI: 10.1016/j.jfineco.2013.07.006.
25. Baker S.R., Bloom N., Davis S.J. Measuring Economic Policy Uncertainty*. *The Quarterly Journal of Economics*. 2016. Vol. 131, No. 4. P. 1593–1636. DOI: 10.1093/qje/qjw024.
26. Zervou A.S., Peng Y. Monetary Policy Rules and the Equity Premium. *SSRN Electronic Journal*. 2014. DOI: 10.2139/ssrn.2498684.
27. Campbell J.Y., Vuolteenaho T. Inflation Illusion and Stock Prices. *American Economic Review*. 2004. Vol. 94, No. 2. P. 19–23. DOI: 10.1257/0002828041301533.
28. Ghazi S., Schneider M., Strauss J. Market Ambiguity Attitude Restores the Risk-Return Trade-Off. *Management Science*. 2025. Vol. 71, No. 10. P. 8430–8451. DOI: 10.1287/mnsc.2023.03595.
29. Thinking Ahead Institute. The world's largest asset managers – 2025. URL: https://www.thinkingaheadinstitute.org/content/uploads/2025/11/PI-500-2025_key-findings.pdf.
30. Graham J. Presidential Address: Corporate Finance and Reality. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, 2022. P. w29841. DOI: 10.3386/w29841.
31. Guidelines and Discount Rates for Benefit-Cost Analysis of Federal Programs. 2023. P. 28. URL: <https://www.whitehouse.gov/wp-content/uploads/2023/11/CircularA-94.pdf>.
32. Board of Governors of the Federal Reserve System (US). Pension Funds; Total Financial Assets, Level. 2026. URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/BOGZ1FL594090005Q>.

33. Scott A. White. Successful NAIC Fall National Meeting Continues Progress to ‘Secure Tomorrow.’ Washington: NAIC, 2025. URL: <https://content.naic.org/article/successful-naic-fall-national-meeting-continues-progress-secure-tomorrow>.
34. Thomas Maloney. 2026 Capital Market Assumptions for Major Asset Classes. Portfolio Solutions Group, 2026. URL: <https://www.aqr.com/Insights/Research/Alternative-Thinking/2026-Capital-Market-Assumptions-for-Major-Asset-Classes>.
35. Damodaran A. Investment valuation: tools and techniques for determining the value of any asset. 3rd ed. Hoboken, N.J: Wiley, 2012. 874 p. (Wiley finance series).
36. Shiller, Robert J. U.S. Stock Markets 1871–Present and CAPE Ratio. Yale University, Department of Economics, 2025. URL: <http://www.econ.yale.edu/~shiller/data.htm>.
37. Board of Governors of the Federal Reserve System (US). Market Yield on U.S. Treasury Securities at 10-Year Constant Maturity (GS10). Federal Reserve Economic Data (FRED), Federal Reserve Bank of St. Louis, 2026. URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/GS10>.
38. Damodaran A. Historical Returns on Stocks, Bonds and Bills — United States. NYU Stern School of Business, 2025. URL: <https://pages.stern.nyu.edu/~adamodar/>.
39. S&P Dow Jones Indices. S&P 500 Price to Book Value Ratio — Historical Data. S&P Global, 2025. URL: <https://www.spglobal.com/spdji/en/indices/equity/sp-500/>.
40. Board of Governors of the Federal Reserve System (US). 3-Month Treasury Bill Secondary Market Rate, Discount Basis (TB3MS). Federal Reserve Economic Data (FRED), Federal Reserve Bank of St. Louis, 2026. URL: <https://fred.stlouisfed.org/series/TB3MS>.
41. Pinto J.E., Henry E., Robinson T.R., Stowe J.D., Miller P.F. Equity asset valuation. Third edition. Hoboken, New Jersey: Wiley, 2015. 1 p. (CFA Institute Investment Series).
42. Fama E.F., French K.R. The Equity Premium. *The Journal of Finance*. 2002. Vol. 57, No. 2. P. 637–659. DOI: 10.1111/1540-6261.00437.
43. Gordon M.J. The Savings Investment and Valuation of a Corporation. *The Review of Economics and Statistics*. 1962. Vol. 44, No. 1. P. 37. DOI: 10.2307/1926621.
44. Gordon M.J., Shapiro E. Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit. *Management Science*. 1956. Vol. 3, No. 1. P. 102–110. DOI: 10.1287/mnsc.3.1.102.
45. Gebhardt W.R., Lee C.M.C., Swaminathan B. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research*. 2001. Vol. 39, No. 1. P. 135–176. DOI: 10.1111/1475-679X.00007.
46. Ibbotson R.G., Chen P. The Supply of Stock Market Returns. Yale University, 2001. P. 30. URL: <https://citeseerx.ist.psu.edu/viewdoc/download?doi=10.1.1.139.6327&rep=rep1&type=pdf>.
47. Fama E.F., French K.R. Dividend yields and expected stock returns. *Journal of Financial Economics*. 1988. Vol. 22, No. 1. P. 3–25. DOI: 10.1016/0304-405X(88)90020-7.

48. Welch I., Goyal A. A Comprehensive Look at The Empirical Performance of Equity Premium Prediction. *Review of Financial Studies*. 2008. Vol. 21, No. 4. P. 1455–1508. DOI: 10.1093/rfs/hhm014.
49. Fama E.F., MacBeth J.D. Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests. *Journal of Political Economy*. 1973. Vol. 81, No. 3. P. 607–636. DOI: 10.1086/260061.
50. Breeden D.T. An intertemporal asset pricing model with stochastic consumption and investment opportunities. *Journal of Financial Economics*. 1979. Vol. 7, No. 3. P. 265–296. DOI: 10.1016/0304-405X(79)90016-3.
51. Lucas R.E. Asset Prices in an Exchange Economy. *Econometrica*. 1978. Vol. 46, No. 6. P. 1429. DOI: 10.2307/1913837.
52. Fernandez P., Garcia De La Garza D., Fernández Acín L. Survey: Market Risk Premium and Risk-Free Rate Used for 54 Countries in 2025. SSRN, 2025. DOI: 10.2139/ssrn.5260463.
53. Fernandez P., Garcia De La Garza D., Fernández Acín L. Survey: Market Risk Premium and Risk-Free Rate used for 96 countries in 2024. *SSRN Electronic Journal*. 2024. DOI: 10.2139/ssrn.4754347.
54. Newey W.K., West K.D. A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica*. 1987. Vol. 55, No. 3. P. 703. DOI: 10.2307/1913610.
55. Caldara D., Iacoviello M. Measuring Geopolitical Risk. *American Economic Review*. 2022. Vol. 112, No. 4. P. 1194–1225. DOI: 10.1257/aer.20191823.

Додаток А

Код для побудови моделі в середовищі RSTUDIO:

```
library(dplyr)
library(readr)
library(sandwich)
library(lmtest)
library(car)
library(tseries)
library(moments)

OP <- "C:/Users/Lenovo/Дипломна/Code + Calc/Section 3"
dat <- read_csv(file.path(OP, "Section3_master_clean.csv"), show_col_types =
FALSE)

dat <- dat %>%
  arrange(year) %>%
  mutate(
    IDP = log(DP),
    IEP = log(EP),
    ICAPE = log(CAPE),
    IVIX = log(VIX),
    IGPR = log(GPR),
    dTBL = c(NA, diff(TBL))
  )

zscore <- function(x) {
  m <- mean(x, na.rm = TRUE)
  s <- sd(x, na.rm = TRUE)
  if (s == 0 || is.na(s)) return(rep(NA_real_, length(x)))
  (x - m) / s
}

hac_table <- function(model, lag = NULL) {
  n <- nobs(model)
  if (is.null(lag)) lag <- floor(4 * (n / 100)^(2/9))
  ct <- coeftest(model, vcov = NeweyWest(model, lag = lag, prewhite = FALSE))
  df <- data.frame(
```

```

    beta = round(ct[, 1], 5),
    se_hac = round(ct[, 2], 5),
    t_hac = round(ct[, 3], 5),
    p_hac = round(ct[, 4], 5),
    stringsAsFactors = FALSE
  )
  rownames(df) <- rownames(ct)
  df$sig <- cut(df$p_hac,
               breaks = c(-Inf, .001, .01, .05, .1, Inf),
               labels = c("****", "***", "**", ".", " "))
  df
}

run_diagnostics <- function(model, label, chow_year = 1960, data_used) {
  n <- nobs(model)
  k <- length(coef(model)) - 1
  r2 <- summary(model)$r.squared
  ar2 <- summary(model)$adj.r.squared
  fs <- summary(model)$fstatistic
  fp <- pf(fs[1], fs[2], fs[3], lower.tail = FALSE)

  cat(sprintf("%s N=%d R2=%0.4f adjR2=%0.4f F=%0.3f (p=%0.4f)\n",
              label, n, r2, ar2, fs[1], fp))

  dw <- dwtest(model)
  bg <- bgtest(model, order = 2)
  wh <- bptest(model, ~ fitted(model) + I(fitted(model)^2))
  jb <- jarque.bera.test(residuals(model))
  rs <- resettest(model, power = 2:3)

  cat(sprintf("DW=%0.3f(p=%0.4f)    BG(2)=%0.3f(p=%0.4f)    White=%0.3f(p=%0.4f)
JB=%0.3f(p=%0.4f) RESET=%0.3f(p=%0.4f)\n",
              dw$statistic, dw$p.value,
              bg$statistic, bg$p.value,
              wh$statistic, wh$p.value,
              jb$statistic, jb$p.value,
              rs$statistic, rs$p.value))

  if (k > 1) {

```

```

v <- tryCatch(vif(model), error = function(e) NULL)
if (!is.null(v))
  cat("VIF:", paste(sprintf("%s=%.2f", names(v), v), collapse = " "), "\n")
}

yrs <- data_used[["year"]]
k_tot <- length(coef(model))
n_pre <- sum(yrs < chow_year, na.rm = TRUE)
n_post <- sum(yrs >= chow_year, na.rm = TRUE)

if (n_pre >= k_tot + 2 && n_post >= k_tot + 2) {
  fm <- formula(model)
  rss_r <- sum(residuals(model)^2)
  rss_ur <- sum(residuals(lm(fm, data = data_used[yrs < chow_year, ]))^2) +
    sum(residuals(lm(fm, data = data_used[yrs >= chow_year, ]))^2)
  df1 <- k_tot
  df2 <- n - 2 * k_tot
  F_ch <- ((rss_r - rss_ur) / df1) / (rss_ur / df2)
  p_ch <- pf(F_ch, df1, df2, lower.tail = FALSE)
  cat(sprintf("Chow@%d: F=%.3f df=(%d,%d) p=%.4f\n",
    chow_year, F_ch, df1, df2, p_ch))
}

invisible(list(r2 = r2, adj_r2 = ar2, n = n))
}

# Предиктори тръох моделей
vars_A <- c("IDP", "SVAR", "dTBL", "TMS", "DFY", "RSKEW", "IGPR",
"WAR")
vars_B <- c("IDP", "IEP", "ICAPE", "dTBL", "TMS", "DFY", "SVAR",
"RSKEW", "SENT", "IGPR")
vars_C <- c("IDP", "DFY", "IVIX", "SVAR", "RSKEW", "SENT", "IGPR")

run_standardized_ols <- function(df, dep_var, pred_vars,
  label, year_from, year_to) {
  cols <- c(dep_var, pred_vars, "year")
  sub <- df %>% filter(year >= year_from, year <= year_to)
  sub <- sub[, cols, drop = FALSE] %>% na.omit()
  n <- nrow(sub)

```

```

k    <- length(pred_vars)

if (n < k + 5) {
  cat("Недостатньо спостережень:", label, "\n")
  return(invisible(NULL))
}

sub_z <- sub
for (v in pred_vars) sub_z[[v]] <- zscore(sub[[v]])

fm <- as.formula(paste(dep_var, "~", paste(pred_vars, collapse = " + ")))
mod <- lm(fm, data = sub_z)
ht <- hac_table(mod)

cat(sprintf("\n--- %s (%d-%d) ---\n", label, year_from, year_to))
print(ht)
run_diagnostics(mod, label, data_used = sub_z)

invisible(list(
  model    = mod,
  hac      = ht,
  data     = sub_z,
  r2       = summary(mod)$r.squared,
  adj_r2   = summary(mod)$adj.r.squared,
  n        = n,
  year_range = range(sub$year)
))
}

res_A <- run_standardized_ols(dat, "ERP", vars_A, "Model_A", 1935, 2025)
res_B <- run_standardized_ols(dat, "ERP", vars_B, "Model_B", 1960, 2025)
res_C <- run_standardized_ols(dat, "ERP", vars_C, "Model_C", 1990, 2025)

```