

Національний університет «Полтавська політехніка імені Юрія Кондратюка»

Навчально-науковий інститут фінансів, економіки, управління та права

Кафедра економіки, підприємництва та маркетингу

Кваліфікаційна робота

магістр

(ступінь вищої освіти)

на тему

Економетричні методи економічного аналізу діяльності підприємства

(на прикладі АТ «ПЗМС»)

Виконав: студент 6 курсу, групи 601-Е

спеціальності 051 «Економіка»

(код і назва спеціальності)

Пащенко А.Г.

(прізвище та ініціали)

Науковий керівник: к.е.н., доц. Чижевська М.Б.

(прізвище та ініціали)

Рецензент: _____

(прізвище та ініціали)

Робота допущена до захисту:

Завідувач кафедри економіки, підприємництва та маркетингу

_____._____2024 р. _____ М.Б. Чижевська

Полтава 2024

РЕФЕРАТ

Кваліфікаційна робота: 113 с., 30 рис., 6 табл., 50 джерел літератури.

Об'єктом дослідження є процес реалізації економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Предметом дослідження є сукупність теоретичних та методичних підходів щодо застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Мета дослідження – застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Методи дослідження – методи економічного аналізу, економіко-математичного моделювання, системного аналізу, математичної статистики.

У вступі подано стан проблеми, конкретизоване завдання на кваліфікаційну роботу.

Перший розділ містить теоретичні аспекти застосування економетричних методів в аналізі діяльності підприємства, зокрема розглянуто сутність та зміст економетричних методів економічного аналізу, багатофакторний регресійний аналіз в економічних дослідженнях, застосування виробничої функції в економічному аналізі.

У другому розділі охарактеризовано діяльність АТ «ПЗМС». Розглянуто організаційну структуру підприємства. Проаналізовано фінансово-економічні показники діяльності АТ «ПЗМС».

У третьому розділі побудовано рівняння парної лінійної регресії для прогнозування чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС», побудовано рівняння множинної лінійної регресії для аналізу впливу факторів на чистий дохід від реалізації продукції АТ «ПЗМС», застосовано функцію Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «ПЗМС».

ЕКОНОМЕТРИЧНІ МЕТОДИ, ПАРНА ЛІНІЙНА РЕГРЕСІЯ, МНОЖИННА ЛІНІЙНА РЕГРЕСІЯ, ВИРОБНИЧА ФУНКЦІЯ КОББА-ДУГЛАСА.

ABSTRACT

Qualification work: 113 p., 30 rites, 6 tables, 50 sources of literature.

The object of the research is the process of implementing econometric methods in the economic analysis of the enterprise.

The subject of the study is a set of theoretical and methodological approaches to the application of econometric methods in the economic analysis of the enterprise.

The purpose of the study is the application of econometric methods in the economic analysis of the enterprise.

Methods of research - methods of economic analysis, economic-mathematical modeling, system analysis, mathematical statistics.

The introduction presents the state of the problem, the specific task for the qualification work.

The first section contains theoretical aspects of the application of econometric methods in the analysis of the enterprise's activities, in particular, the essence and content of econometric methods of economic analysis, multivariate regression analysis in economic research, application of the production function in economic analysis are considered.

The second chapter describes the activities of PZMS JSC. The organizational structure of the enterprise is considered. The financial and economic indicators of JSC "PZMS" were analyzed.

In the third section, a pair linear regression equation is constructed for forecasting the net income from the sale of JSC "PZMS", a multiple linear regression equation is constructed for the analysis of the influence of factors on the net income from the sale of JSC "PZMS", the Cobb-Douglas function is applied to analyze the production activity of the JSC "PZMS".

ECONOMETRIC METHODS, PAIR LINEAR REGRESSION, MULTIPLE LINEAR REGRESSION, COBB-DOUGLAS PRODUCTION FUNCTION.

ЗМІСТ

ВСТУП.....	6
РОЗДІЛ 1. ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ЗАСТОСУВАННЯ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МЕТОДІВ В АНАЛІЗІ ДІЯЛЬНОСТІ ПІДПРИЄМСТВА	9
1.1 Сутність та зміст економетричних методів економічного аналізу.....	9
1.1 Багатофакторний регресійний аналіз в економічних дослідженнях	19
1.3 Застосування виробничої функції в економічному аналізі	28
Висновки за розділом 1	36
РОЗДІЛ 2. АНАЛІЗ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ АТ «ПЗМС»	37
2.1 Загальна характеристика АТ «ПЗМС»	37
2.2 Організаційна структура підприємства	41
2.3 Аналіз фінансово-економічних показників діяльності АТ «ПЗМС»	46
Висновки за розділом 2	61
РОЗДІЛ 3. ЗАСТОСУВАННЯ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МЕТОДІВ ДЛЯ АНАЛІЗУ ДІЯЛЬНОСТІ АТ «ПЗМС»	63
3.1 Побудова та дослідження рівняння парної лінійної регресії	63
3.2 Побудова та дослідження рівняння множинної лінійної регресії	79
3.2 Застосування функції Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «ПЗМС»	94
Висновки за розділом 3	103
ВИСНОВКИ.....	105
СПИСОК ВИКОРИСТАНИХ ДЖЕРЕЛ	108
ДОДАТКИ.....	113

ВСТУП

Актуальність теми. На сучасному етапі розвитку економіки України зростає роль своєчасного та якісного аналізу діяльності підприємств, яка значною мірою залежить від того, наскільки достовірно вони можуть передбачити перспективи свого розвитку на майбутнє. Ефективним інструментом такого аналізу є економетричні методи та моделі. Економетрія базується на вивченні взаємодії різних економічних процесів і показників та відображення цієї взаємодії у формалізованому виді й побудові моделей. Головною задачею економетрії в ринковій економіці є ретельне вивчення кількісних зв'язків між показниками для кращого розуміння господарських явищ і процесів, що, в свою чергу, дозволяє більш обґрунтовано сформулювати управлінські рішення та дати прогнози на майбутнє.

Зв'язок роботи з науковими темами. Питання застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства відповідають напряму досліджень кафедри економіки, підприємництва та маркетингу Національного університету «Полтавська політехніка імені Юрія Кондратюка» та спеціальності 051 «Економіка».

Мета і завдання дослідження. Метою кваліфікаційної роботи є застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Реалізація поставленої мети передбачає виконання таких завдань:

визначити сутність та зміст економетричних методів економічного аналізу;

розглянути багатofакторний регресійний аналіз в економічних дослідженнях;

дослідити застосування виробничої функції в економічному аналізі;

охарактеризувати діяльність АТ «Полтавський завод медичного скла»;

вивчити організаційну структуру АТ «Полтавський завод медичного скла»;

проаналізувати фінансово-економічні показники діяльності АТ «Полтавський завод медичного скла»;

побудувати рівняння парної лінійної регресії для прогнозування чистого доходу від реалізації продукції АТ «Полтавський завод медичного скла»;

побудувати рівняння множинної лінійної регресії для аналізу впливу факторів на чистий дохід від реалізації продукції АТ «Полтавський завод медичного скла»;

застосувати функцію Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «Полтавський завод медичного скла».

Об'єкт дослідження. Об'єктом дослідження є процес реалізації економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Предмет дослідження. Предметом дослідження є сукупність теоретичних та методичних підходів щодо застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства.

Методи дослідження. Для досягнення поставленої мети у роботі використано такі методи дослідження: обґрунтування, уточнення та упорядкування понятійно-категоріального апарату теорії економетричних методів в економічному аналізі діяльності підприємства, для формулювання висновків за результатами дослідження; *аналіз і синтез, індукція та дедукція* – для виділення чинників, що впливають на фінансово-економічну діяльність підприємства; *узагальнення та порівняння* – для аналізу методичних підходів до економетричних методів в аналізі діяльності підприємства; *графічні методи* – для наочності результатів аналізу та схематичного відтворення теоретичних і практичних положень роботи; *економіко-математичне моделювання* – для застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності АТ «Полтавський завод медичного скла».

Інформаційна база. Інформаційну базу дослідження становлять законодавчі та нормативні акти України, офіційні статистичні матеріали, вітчизняні та зарубіжні наукові публікації, дані фінансової та статистичної звітності підприємства, матеріали Інтернет-ресурсів, а також результати власних досліджень і розробок магістра.

Практичне значення одержаних результатів. Одержані результати і розроблені в магістерській роботі підходи та рекомендації являють собою методичну базу щодо застосування економетричних методів в економічному аналізі діяльності АТ «Полтавський завод медичного скла».

Апробація результатів дослідження. Одержані результати дослідження, основні висновки та пропозиції оприлюднені у Матеріалах XIII Всеукраїнської науково-практичної Інтернет-конференції з міжнародною участю «Сучасна економічна наука: теорія і практика» Національного університету «Полтавська політехніка імені Юрія Кондратюка» (2023)..

РОЗДІЛ 1.

ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ЗАСТОСУВАННЯ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МЕТОДІВ В АНАЛІЗІ ДІЯЛЬНОСТІ ПІДПРИЄМСТВА

1.1 Сутність та зміст економетричних методів економічного аналізу

Діяльність сучасних підприємств зумовлює необхідність проведення комплексного економічного аналізу, пов'язаного з обробкою великого обсягу інформації. Комплексний економічний і фінансовий аналіз, що передбачає побудову системи показників та відбиває всі суттєві сторони діяльності організації є базою для прийняття рішень, розробки фінансової політики будь-якого економічного суб'єкта. На практиці оптимізація роботи підприємства передбачає застосування економетричних методів економічного аналізу.

Економетричні методи економічного аналізу – методи економічного аналізу, які базуються на побудові економіко-математичних функцій і моделей та їх наступного економічного аналізу. Економіко-математичні функції – тип функціональної залежності між певними економічними параметрами (змінними), один з яких є залежною змінною, а інші – незалежними змінними. Ці функції або моделі поділяють на однофакторні (одна незалежна змінна) і багатфакторні (незалежних змінних кілька) [1].

Згідно з визначенням сучасної наукової термінології, економіко-математична модель (ЕММ) – це математичний опис економічного об'єкта або процесу з метою їх дослідження та управління ними; математичний запис розв'язуваної економічної задачі [2].

Економетрична модель – це статистична модель, яка є засобом прогнозування значень визначених змінних, які називаються ендогенними мінними, або регресантами.

Дослідження економіко-математичних та економетричних моделей проводиться шляхом використання специфічного математичного інструментарію, який має назву «економетричні методи». Як комплексна економічна категорія економетричні методи являють собою неекспериментальні методи оцінювання і полягають у спільному застосуванні математичного, статистичного та економічного інструментарію до аналізу емпіричних даних для оцінки ефекту програми.

Економетричні методи розмежовуються залежно від умов їх використання і мають таку класифікацію (рис. 1.1).



Рисунок 1.1 – Класифікація економетричних методів [2]

Кореляційно-регресійний аналіз є провідним економетричним методом для економічного аналізу діяльності підприємства. Кореляційно-регресійний аналіз – це побудова та аналіз економіко-математичної моделі у вигляді рівняння регресії (рівняння кореляційного зв'язку), що виражає залежність результативної ознаки від однієї або кількох ознак-факторів і дає оцінку міри щільності зв'язку. Правильне застосування кореляційних методів дає змогу зрозуміти глибинну сутність процесів взаємозв'язків. Кореляційні зв'язки виявляються не в кожному окремому випадку, а в середньому для багатьох випадків. У цих зв'язках між причиною і наслідком немає повної відповідності, а спостерігається лише певне співвідношення.

Кореляційно-регресійний аналіз складається з таких етапів: попередній (апріорний) аналіз; збирання інформації та її первинна обробка; побудова моделі (рівняння регресії); оцінка й аналіз моделі [3].

Використання методу кореляційно-регресійного аналізу дає змогу вирішити такі основні завдання:

встановити характер і тісноту зв'язку між досліджуваними явищами;
визначити і кількісно виміряти ступінь впливу окремих факторів і їх комплексу на рівень досліджуваного явища;

на підставі фактичних даних моделі залежності економічних показників від різних факторів розраховувати кількісні зміни аналізованого явища під час прогнозування показників і створити основу для об'єктивного прийняття ефективних рішень щодо управління підприємством [4].

Кореляційно-регресійний аналіз ґрунтується на побудові кореляційного поля та лінійних моделей, на основі яких проводиться прогнозування економічних процесів та приймаються рішення.

Необхідно чітко розрізняти відмінність між кореляційною та функціональною залежністю статистичних показників, адже неправильний вибір специфікації моделі призведе до некоректних розрахунків і, як наслідок, неправильних трансформацій.

У разі функціонального зв'язку зміна однієї ознаки чи показника на певну величину викликає за собою зміни другої ознаки чи показника на чітко визначену величину. Такого роду залежність в її чистому вигляді зустрічається в математиці, фізиці, хімії. За кореляційної залежності будь-кому значенню однієї змінної величини може відповідати декілька чи навіть безліч різноманітних, тобто варіюючих, значень іншої змінної величини.

Головна відмінність кореляційної залежності від функціональної полягає в тому, що функціональний зв'язок має місце в кожному окремому випадку

спостереження, а кореляційний – проявляється так само лише в середньому або в цілому для всієї даної сукупності спостережень і є неточним щодо окремих спостережень [5].

Необхідно зазначити, що на об'єктивність тієї чи іншої економетричної моделі впливає низка факторів, найбільш суттєвими з яких є такі: уведення в модель не всіх пояснюючих змінних; неправильний вибір функціональної форми моделі; агрегування змінних; помилки вимірювань; обмеженість статистичних даних.

Окрім кореляційно-регресійного аналізу в економічному аналізі використовується аналіз часових рядів, який являє собою сукупність математико-статистичних методів аналізу, призначених для структури часових рядів і для їх прогнозування.

Виділяють дві основні мети аналізу часових рядів: визначення природи ряду і прогнозування майбутніх значень часового ряду по теперішнім і минулим значенням. Дані цілі вимагають, щоб модель ряду була ідентифікована і формально описана. Як тільки модель визначена, з її допомогою можна інтерпретувати представлені дані. Незважаючи на об'єктивність розуміння і справедливості теорії, низку статистичних даних можна екстраполювати на основі знайденої моделі, тобто передбачити його майбутні значення.

Часові ряди досліджуються з різними цілями. В одному ряді випадків буває достатньо отримати опис характерних особливостей ряду, а в іншому ряді випадків потрібно не тільки передбачати майбутні значення часового ряду, а й управляти його поведінкою. Метод аналізу часового ряду визначається, з одного боку, цілями аналізу, а з іншого – ймовірнісною природою формування його значень.

Найпоширеніші методи аналізу часових рядів:

спектральний аналіз – дає змогу знаходити періодичні складники часового ряду;

кореляційний аналіз – дає змогу знаходити суттєві періодичні залежності і відповідні їм затримки (лаги) як усередині одного ряду (автокореляція), так і між кількома рядами (кроскореляція);

моделі авторегресії і ковзного середнього – моделі, орієнтовані на опис процесів, що виявляють однорідні коливання, порушені випадковими впливами. Дають змогу передбачати майбутні значення ряду;

багатоканальні моделі авторегресії і ковзного середнього – моделі застосовуються тоді, коли є кілька корельованих між собою часових рядів. У них є коливання, порушені однією причиною. Дають змогу передбачати майбутні значення ряду;

сезонна модель Бокса-Дженкінса – застосовується, коли часовий ряд містить явно виражений лінійний тренд і сезонні складники. Дає змогу передбачати майбутні значення ряду;

прогноз експоненціально зваженим ковзним середнім – найпростіша модель прогнозування часового ряду. Застосовується в багатьох випадках, у тому числі охоплює модель ціноутворення на основі випадкових коливань [6].

Важливим елементом аналізу часового ряду є прогнозування його майбутніх (екстраполяція) або відновлення пропущених (інтерполяція) значень і визначення точності цього прогнозу на базі підбраної моделі. Точно підібрати математичну модель удається не для всякого часового ряду. Нерідко буває й так, що для опису підходять відразу декілька моделей. Неоднозначність вибору моделі може спостерігатися як на етапі виділення детермінованого компонента ряду, так і під час вибору структури ряду залишків, тому досить часто розробляють декілька прогнозів, зроблених за допомогою різних моделей.

Панельний економетричний аналіз є підрозділом економетрики, що досліджує й аналізує панельні дані, які представляють собою простежені в часі просторові мікроекономічні вибірки, тобто ті, що складаються зі спостережень одних і тих же економічних одиниць, які здійснюються в послідовні періоди часу.

Панельні дані нараховують три виміри: ознаки, об'єкти, час. Їхнє використання дає низку істотних переваг під час оцінки параметрів регресійних залежностей, оскільки вони дають змогу проводити як аналіз часових рядів, так і аналіз просторових вибірок. За допомогою подібних даних вивчають бідність, безробіття, злочинність, а також оцінюють результативність державних програм у сфері соціальної політики в макро- економіці та аналізують ефективність прийняття управлінських рішень на рівні підприємства.

Кожен із вищевказаних методів дає змогу проаналізувати статистичні дані та на їх основі провести перспективне та ретроспективне прогнозування. Але необхідно зазначити, що на кожний із даних методів аналізу впливає цілий спектр факторів, які знижують ефективність використання даних методів для економічного аналізу підприємства.

Перелік основних факторів негативного впливу на економетричну модель ілюструє рис. 1.2.



Рисунок 1.2 – Фактори, що негативно впливають на економетричну модель [7]

Автокореляція – статистичний взаємозв'язок між послідовностями величин одного ряду, взятими зі зсувом для випадкового процесу, зі зрушенням за часом. Наявність автокореляції випадкових помилок регресійній моделі призводить до погіршення якості МНК-оцінок параметрів регресії, а також до завищення тестових статистик, за якими перевіряється якість моделі (тобто створюється штучне поліпшення якості моделі щодо її дійсного рівня точності). Отже, тестування автокореляції випадкових помилок є необхідною процедурою побудови регресійної моделі. Коефіцієнти автокореляції також мають самостійне важливе значення для моделей часових рядів ARMA.

Основними причинами автокореляції є:

неправильний вибір форми регресійної залежності;

неврахування в моделі одного або декількох важливих факторів;

циклічність значень економічних змінних у разі побудови моделі за тимчасовими даними.

Автокореляція може привести до помилкового висновку про несуттєвий вплив досліджуваного фактора на результуючий регресант Y , тоді як насправді вплив фактора на Y є суттєвим.

Для визначення присутності автокореляції в регресійному рівнянні використовують спеціальний коефіцієнт автокореляції, який описується такою формулою:

$$r_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y}_1) * (y_{t-1} - \bar{y}_2)}{\sqrt{\sum_{t=2}^n (y_t - \bar{y}_1)^2 * \sum_{t=2}^n (y_{t-1} - \bar{y}_2)^2}} \quad (1.1)$$

Для визначення наявності автокореляції в економетричній моделі використовують експоненціальний коефіцієнт Дарбіна-Уотсона, який виглядає так:

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2} \quad (1.2)$$

Значення d-статистики порівнюється з критичними значеннями d_1 і d_2 . При цьому можуть виникнути такі ситуації:

- якщо $d_2 < d < (4 - d_2)$, то залишки визнаються некорельованими;
- якщо $0 < d < d_1$, то є позитивна автокореляція;
- якщо $(4 - d_1) < d < 4$, то існує негативна автокореляція;
- якщо $d_1 < d < d_2$ або $(4 - d_2) < d < (4 - d_1)$, то це вказує на невизначеність ситуації [7].

На основі отриманих показників можна зробити висновок про наявність автокореляції та застосувати математичний інструментарій для мінімізації її впливу на економетричну модель і підвищення ефективності прийнятих рішень.

Не менш важливим залишається питання виявлення гетероскедастичності в економетричній моделі. Гетероскедастичність – це явище, за якого дисперсія залишків є величиною змінною. Якщо дисперсія залишків – величина постійна, то має місце гомоскедастичність. Якщо існує гетероскедастичність залишків, то це спричинюється до того, що оцінки параметрів моделі МНК будуть незміщеними, обґрунтованими, але неефективними. При цьому формулу для стандартної помилки оцінки застосувати не можна. Наявність гетероскедастичності призводить до таких наслідків:

- оцінки коефіцієнтів регресії моделі будуть незміщеними і лінійними;
- оцінки не будуть ефективними (тобто вони не матимуть найменшої дисперсії порівняно з іншими оцінками невідомого параметра). Оцінки не будуть навіть асимптотично ефективними. Збільшення дисперсії оцінок знижує ймовірність отримання максимально точних оцінок;
- дисперсії оцінок параметрів регресії будуть зміщеними;

висновки, отримані на підставі відповідних t - і F -статистик, а також інтервальні оцінки будуть ненадійними. Це може призвести до визнання статистично незначущих параметрів регресії статистично значущими;

зростання довірчих інтервалів.

Для нівелювання впливу гетероскедастичності та нормалізації розподілу дисперсії залишків необхідно використати такі методи:

якщо виявлено гетероскедастичність, а дисперсії невідомі, необхідно трансформувати початкову модель для усунення гетероскедастичності.

якщо відомі σ_u^2 , то невідомі параметри регресійної моделі розраховуються за МНК.

якщо невідомі σ_u^2 , але відомий вигляд залежності між σ_u^2 та однією із незалежних змінних x_i , то параметри регресійної моделі розраховуються за УМНК [8].

Особливої уваги заслуговує таке явище, як мультиколінеарність. Мультиколінеарність виникає тоді, коли більше ніж два фактори зв'язані між собою лінійною залежністю, тобто має місце вплив факторів один на одного. Наявність мультиколінеарності буде означати, що деякі фактори завжди будуть діяти взаємозалежно. Іншими словами, коефіцієнт кореляції між цими двома факторами близький або дорівнює 1.

Незважаючи на те що МНК-оцінки за мультиколінеарності є повністю BLUE-оцінками, вона має достатньо негативні практичні наслідки для моделювання.

Першим практичним наслідком мультиколінеарності є велика дисперсія і коваріація оцінок параметрів, обчислених за методом найменших квадратів.

Другим практичним наслідком мультиколінеарності є збільшення інтервалу довіри. Оскільки збільшення коефіцієнту кореляції призводить до

збільшення значень середньоквадратичних відхилень параметрів, то збільшується й інтервал довіри до них.

Третім практичним наслідком мультиколінеарності є незначущість t -статистики [9].

До основних засобів вилучення мультиколінеарності з економетричної моделі належать такі:

1. Використання первинної інформації інколи дає змогу уникнути проблеми мультиколінеарності. Для цього виявляється кількісна міра зв'язку між параметрами, відповідно замінюються фактори й отримується модель з кількістю факторів $(p-1)$, де p – попередня кількість факторів.

2. Метод зведення інформації, що передбачає об'єднання міжгалузевої та динамічної інформації. Цей метод був запропонований Джеймсом Тобіном.

3. Вилучення змінної (змінних) і помилка специфікації. Якщо ми маємо мультиколінеарність, то просто можемо вилучити одну з незалежних змінних. Але вилучення змінної з моделі може призвести до помилки специфікації, що виникає через некоректне визначення моделі, що використовується в аналізі. Тоді оцінки будуть зміщені і не будуть BLUE-оцінками.

4. Перетворення змінних.

5. Збільшення спостережень може пом'якшити мультиколінеарність, якщо вибірка була невелика.

6. Розв'язанню проблеми усунення мультиколінеарності факторів може допомогти і перехід до рівняння приведеної формули. Із цією метою в рівняння регресії підставляють фактор, що розглядається, виражений з іншого рівняння.

1.1 Багатофакторний регресійний аналіз в економічних дослідженнях

Більшість економічних показників формується під впливом багатьох різноманітних факторів. Їх виявлення та оцінювання ступеня цього впливу складає основу множинного регресійного аналізу. У зв'язку зі складністю розрахунків для побудови та аналізу множинних регресійних моделей використовують сучасні пакети прикладних програм, а також уміння аналізувати отримані результати та робити за ними висновки.

Узагальнена лінійна множинна кореляційно-регресійна модель описує кореляційну залежність результуючої змінної y від факторних ознак x_1, x_2, \dots, x_k для всієї генеральної сукупності. Вона має вигляд [8]:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon. \quad (1.3)$$

Тут: y – результуюча (залежна) змінна, або регресант;

x_1, x_2, \dots, x_k – факторні (незалежні) змінні(ознаки), або регресори;

$\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ – істинні (невідомі) параметри моделі (константи), які треба оцінити; β_0 – вільний член рівняння регресії, $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ – коефіцієнти множинної регресії;

ε – не спостережувана випадкова величина і можна лише зробити припущення відповідно до закону її розподілу;

k – кількість факторів.

На відміну від узагальненої регресійної моделі, вибіркова модель будується для певної вибірки. Невідомі параметри вибіркової моделі є випадковими величинами, математичне сподівання яких дорівнює параметрам узагальненої моделі (випадок класичної лінійної регресії), випадкові величини (помилки) можна оцінити, виходячи з вибірових даних [9].

Якщо маємо вектори спостережень за результуючою змінною

$$Y = (y_1, y_2, \dots, y_n)$$

та факторними ознаками x_1, x_2, \dots, x_k

$$x_1 = (x_{11}, x_{12}, \dots, x_{1n});$$

$$x_2 = (x_{21}, x_{22}, \dots, x_{2n});$$

... ..

$$x_k = (x_{k1}, x_{k2}, \dots, x_{kn});$$

то на підставі даних цих спостережень можна побудувати вибірку лінійну множинну кореляційно-регресійну модель:

$$\hat{y} = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k + e, \quad (1.4)$$

де $\hat{y} = y^{\text{теор}}$ – теоретичне значення результуючої змінної y ;

$b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ – оцінки невідомих параметрів $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$.

Вибіркова лінійна багатофакторна модель має такий вигляд:

$$y = b_0 + b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_k x_k + e, \quad (1.5)$$

де y – залежна змінна;

x_1, x_2, \dots, x_k – незалежні змінні (фактори);

$b_0, b_1, b_2, \dots, b_k$ – оцінки невідомих параметрів узагальненої моделі (1.3);

e – випадкова величина (помилка, відхилення моделі):

$$e_i = \hat{y}_i - \tilde{y}_i, \quad i = \overline{1, n}.$$

Лінійною регресійною моделлю називається модель, яка лінійна за своїми параметрами.

За введеними позначеннями, множинна модель має k незалежних змінних (факторів), які впливають на залежну змінну Y , та $(k+1)$ невідомих параметрів, які потрібно оцінити.

Лінійну теоретичну модель (1.3) можна записати у вигляді системи лінійних алгебраїчних рівнянь [8]:

$$\begin{cases} y_1 = \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{12} + \beta_3 x_{13} + \cdots + \beta_k x_{1k} + \varepsilon_1, \\ y_2 = \beta_0 + \beta_1 x_{21} + \beta_2 x_{22} + \beta_3 x_{23} + \cdots + \beta_k x_{2k} + \varepsilon_2, \\ y_3 = \beta_0 + \beta_1 x_{31} + \beta_2 x_{32} + \beta_3 x_{33} + \cdots + \beta_k x_{3k} + \varepsilon_3, \\ \quad \dots \\ y_n = \beta_0 + \beta_1 x_{n1} + \beta_2 x_{n2} + \beta_3 x_{n3} + \cdots + \beta_k x_{nk} + \varepsilon_n, \end{cases} \quad (1.3.1)$$

або у векторно-матричній формі:

$$Y = X \cdot \beta + \varepsilon, \quad (1.3.2)$$

де

$$Y = \begin{pmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \dots \\ y_n \end{pmatrix}, \quad X = \begin{pmatrix} 1 & x_{11} & x_{12} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & x_{22} & \dots & x_{2k} \\ 1 & x_{31} & x_{32} & \dots & x_{3k} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & x_{n1} & x_{n2} & \dots & x_{nk} \end{pmatrix},$$

$$\beta = (\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k)^T, \quad \varepsilon = (\varepsilon_1, \varepsilon_2, \varepsilon_3, \dots, \varepsilon_n)^T.$$

Емпірична модель є статистичним аналогом теоретичної моделі. За її допомогою визначаються статистичні оцінки параметрів (1.5.1).

Використовується при цьому статистична обробка вибірки.

Емпірична модель має такий вигляд:

$$\begin{cases} y_1 = b_0 + b_1 x_{11} + b_2 x_{12} + b_3 x_{13} + \cdots + b_k x_{1k} + e_1, \\ y_2 = b_0 + b_1 x_{21} + b_2 x_{22} + b_3 x_{23} + \cdots + b_k x_{2k} + e_2, \\ y_3 = b_0 + b_1 x_{31} + b_2 x_{32} + b_3 x_{33} + \cdots + b_k x_{3k} + e_3, \\ \quad \dots \\ y_n = b_0 + b_1 x_{n1} + b_2 x_{n2} + b_3 x_{n3} + \cdots + b_k x_{nk} + e_n, \end{cases} \quad (1.5.1)$$

або у векторно-матричній формі:

$$Y = X \cdot b + e,$$

де $b = (b_0, b_1, b_2, \dots, b_k)^T$, $e = (e_1, e_2, e_3, \dots, e_n)^T$.

Вектор b – статистична оцінка теоретичного вектора β лінійної множинної регресії (1.3.2), вектор похибок e – статистична оцінка випадкового вектора ε цієї ж моделі.

У разі узагальненої регресійної моделі, дійсної для всієї генеральної сукупності, випадкова величина ε є не спостережуваною величиною, і можна зробити лише деякі припущення щодо її поведінки та закону розподілу. Для класичної множинної регресійної моделі (1.3), яка є узагальненням простої лінійної регресійної моделі, всі основні класичні припущення зберігаються, але дещо модифікуються.

У класичному множинному кореляційно-регресійному аналізі до узагальненої моделі (1.3) висувають такі припущення [10].

1. Математичне сподівання випадкової величини дорівнює нулю:

$$M(\varepsilon) = 0.$$

2. Випадкові величини ε_i в різних точках незалежні між собою:

$$\text{cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \overline{\varepsilon_i \cdot \varepsilon_j} - \overline{\varepsilon_i} \cdot \overline{\varepsilon_j} = 0, \quad i = \overline{1, n}, \quad j = \overline{1, n}; \quad i \neq j.$$

3. Модель гомоскедастична, тобто має однакову дисперсію для будь-якого спостереження:

$$D(\varepsilon_i) = \sigma^2, \quad i = \overline{1, n}.$$

4. Коваріація між випадковою величиною ε_1 та кожною незалежною змінною x дорівнює нулю:

$$\text{cov}(x_{ij}, \varepsilon_i) = 0, \quad j = \overline{1, k}, \quad i = \overline{1, n}.$$

Факторні ознаки x_1, x_2, \dots, x_k є нестохастичними змінними, тобто не залежать від випадкових величин ε .

Зазначимо, що ця властивість виконується автоматично, якщо $x_j (j = \overline{1, k})$ не стохастичні та перше припущення має силу.

5. Модель повинна бути правильно специфікованою.

6. Випадкова величина ε має нормальний закон розподілу з математичним сподіванням, що дорівнює нулю, і дисперсією, яка дорівнює σ^2 , тобто щільність розподілу $\varphi(x)$ випадкової величини ε має вигляд:

$$\varphi(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{x^2}{2\sigma^2}}. \quad (1.6)$$

7. Факторні ознаки x_1, x_2, \dots, x_k незалежні між собою (відсутність мультиколінеарності):

$$\text{cov}(x_i, x_j) = 0, \quad j = \overline{1, k}, \quad i = \overline{1, n}.$$

Не повинно бути точного лінійного зв'язку між двома або більше факторами. Припущення 7 не прийнятне для простої парної лінійної регресії, але воно надзвичайно важливе для множинної регресії.

Припустимо, що є лінійна залежність між факторами x_1 та x_2 . Неможливо точно визначити окремий вплив кожного з цих факторів на залежну змінну y . Графічно це можна подати, виходячи з кругової діаграми (рис.1.3). На рис. 1.3 а) підмножина 1 описує вплив фактора x_1 на y , підмножина 2 описує вплив фактора x_2 на y . Підмножини 1 та 2 спільної частини не мають, в цьому випадку фактори x_1 і x_2 незалежні (неколінеарні). На рис. 1.3 б) підмножина 3 описує окремий вплив фактора x_1 , а підмножина 5 – окремий вплив фактора x_2 . Підмножина 4 описує як вплив обох факторів x_1 та x_2 на зміну y , так і вплив

одного з факторів на інший. Саме підмножина 4 графічно описує ситуацію колінеарності.

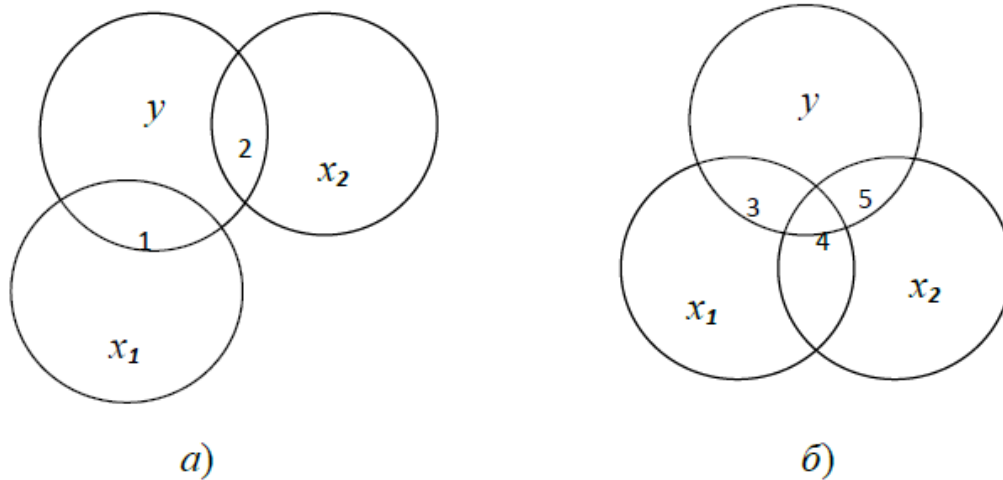


Рисунок 1.3 – Зв'язок між факторами [8]:

а) – відсутність залежності між факторами x_1 і x_2 ;

б) – наявність такої залежності.

У тому випадку, коли між факторами існує лінійна статистична залежність, кажуть, що для моделі існує явище мультиколінеарності. На рис. 1.3 а) графічно зображений випадок відсутності мультиколінеарності між факторами x_1 та x_2 , а на рис. 1.3 б) – її наявності.

Можна виділити такі основні етапи побудови вибіркової множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі [11].

1. Вибір та аналіз усіх можливих факторів, які впливають на процес (або показник), що вивчається.
2. Вимір та аналіз знайдених факторів.
3. Математико-статистичний аналіз факторів.
4. Вибір методу та побудова регресійної множинної моделі.
5. Оцінка невідомих параметрів регресійної моделі.

6. Перевірка моделі на адекватність.
7. Розрахунок основних характеристик та побудова інтервалів довіри.
8. Аналіз отриманих результатів, висновки.

Розглянемо детально кожний із етапів побудови множинної регресійної моделі.

На першому етапі потрібно глибоко розуміти суть економічного об'єкта, процесу, явища, дослідити його з макроекономічних та мікроекономічних позицій; виявити якомога більше факторів, які в конкретному випадку можуть справити суттєвий або несуттєвий вплив на його зміну.

На другому етапі проводять кількісний аналіз відібраних факторів: оцінювання можливості їх кількісного вираження, підбирання та розроблення шкал оцінювання якісних факторів, проведення спостережень та вимірювання (збирання статистичних даних), щоб отримати емпіричні дані вибірки.

Після того, як усі фактори проаналізовано, подано у кількісному вигляді, тобто у вигляді динамічних або варіаційних рядів, переходять до третього етапу – етапу математико-статистичного аналізу, який є найважливішим підготовчим етапом для побудови регресійної багатофакторної моделі. Це заключний етап формування необхідної інформаційної бази.

При наявності у динамічних рядах недостатньої інформації за допомогою спеціальних методів проводиться її відтворення. На цьому етапі проводиться перевірка основних припущень класичного регресійного аналізу, крім того, здійснюється найважливіша процедура множинного аналізу – перевірка факторів на мультиколінеарність. Для цього спочатку будується матриця коефіцієнтів парної кореляції $(k+1)$ -го порядку, яка є симетричною і має такий вигляд [12]:

$$R = \begin{pmatrix} r_{yy} & r_{yx_1} & r_{yx_2} & \cdots & r_{yx_k} \\ r_{x_1y} & r_{x_1x_1} & r_{x_1x_2} & \cdots & r_{x_1x_k} \\ r_{x_2y} & r_{x_2x_1} & r_{x_2x_2} & \cdots & r_{x_2x_k} \\ \cdots & \cdots & \cdots & \cdots & \cdots \\ r_{x_ky} & r_{x_kx_1} & r_{x_kx_2} & \cdots & r_{x_kx_k} \end{pmatrix}. \quad (1.7)$$

де $r_{x_i x_j} = r_{x_j x_i}$ ($i = j = \overline{1, k}$) – коефіцієнт парної кореляції між i -тим та j -м факторами; r_{yx_j} – коефіцієнт кореляції між залежною змінною y та j -тим фактором.

Елементи матриці R обчислюються за формулою [12]:

$$r_{x_i x_j} = \frac{\sum_{j=1}^n (x_{ji} - \bar{x}_i)(x_{ij} - \bar{x}_j)}{\sqrt{\sum_{j=1}^n (x_{ji} - \bar{x}_i)^2 \sum_{j=1}^n (x_{ij} - \bar{x}_j)^2}} = \frac{\overline{x_i x_j} - \bar{x}_i \cdot \bar{x}_j}{\sigma_{x_i} \cdot \sigma_{x_j}} = \frac{\text{cov}(x_i, x_j)}{\sigma_{x_i} \cdot \sigma_{x_j}}. \quad (1.8)$$

Далі аналізуються коефіцієнти парної кореляції між факторами (зазначимо, що $|r_{x_i x_j}| \leq 1$). Якщо модуль значення деяких з них близький до одиниці, то це вказує на щільний зв'язок між ними, або на мультиколінеарність. У цьому випадку один з факторів треба залишити (найчастіше той фактор, який з економічної точки зору більш вагомий для аналізу впливу на залежну змінну), а інший вилучити із подальшого розгляду.. Можна також залишити фактор, який має більший коефіцієнт кореляції із залежною змінною y . Такий аналіз проводиться для кожної пари залежних між собою факторів. Результатом етапу математико-статистичного аналізу є знаходження множини основних незалежних між собою факторів, які є базою для побудови регресійної моделі.

Метод побудови регресійної множинної моделі (четвертий етап) впливає на остаточний вигляд регресійної моделі. Найбільш поширеним методом побудови множинної лінійної кореляційно-регресійної моделі є метод найменших квадратів (МНК) або його модифікації.

Оцінка невідомих параметрів моделі (п'ятий етап) $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ здійснюється у лінійних регресійних моделях за МНК, як у випадку простої лінійної регресії.

Після того, як параметри знайдено, проводиться перевірка моделі на адекватність (шостий етап) за F -критерієм Фішера, а також перевірка значущості знайдених параметрів за t -критерієм Ст'юдента. Якщо модель неадекватна, то необхідно повернутися до етапу побудови моделі і, можливо, від лінійної моделі перейти до нелінійної, або ввести додаткові фактори.

У випадку адекватності моделі виконується сьомий етап : розраховуються основні характеристики та будуються інтервали довіри. Для перевірки множинної лінійної регресійної моделі на точність обчислюють стандартну похибку моделі, коефіцієнти множинної детермінації та кореляції, вибірккову похибку моделі та похибку індивідуального прогнозу, проводять експрес-діагностику моделі. Можна також будувати рівняння часткових регресій і обчислювати коефіцієнти часткової кореляції.

Під час побудови лінійної множинної регресійної моделі керуються двома суперечливими критеріями: з одного боку, чим більше факторних ознак умістить модель, тим вона точніша, з іншого боку, включення в модель великої кількості факторів вимагає більших обсягів емпіричних даних і значно ускладнює процес побудови та дослідження моделі. На восьмому етапі здійснюється вибір кінцевої моделі, який полягає у компромісі між цими двома критеріями, а також провести аналіз отриманих результатів (зокрема, зробити висновок про вплив окремих факторів на залежний показник). Це дасть змогу ефективніше керувати економічними системами, прогнозувати результати їх функціонування.

Множинна кореляційно-регресійна модель дає можливість зобразити залежність економічної змінної, яку досліджують, від численних факторів, що впливають на її поведінку, кількісно оцінити їхній вплив, виявити найсуттєвіші фактори.

1.3 Застосування виробничої функції в економічному аналізі

Виробнича функція (ВФ) є економіко-статистичною моделлю процесу виробництва продукції в даній економічній системі й виражає стійку закономірну кількісну залежність між об'ємними показниками ресурсів і випуску продукції.

Широке використання апарату виробничих функцій на рівні мікроекономіки пов'язане із можливостями аналізу та планування роботи підприємства чи фірми; в макроекономічних дослідженнях ВФ – це не тільки один із способів прогнозування розвитку економіки, а й прикладний інструмент, який використовується для оцінки та порівняння ефективності економік.

У загальному вигляді виробнича функція може бути представлена рівнянням [21]:

$$F(x, y, A) = 0, \quad (1.9)$$

де y – вектор випусків продукції, x – вектор витрат ресурсів, A – матриця параметрів. В економічних дослідженнях ВФ використовується, як правило, у вигляді одного рівняння, де компоненти випуску об'єднані в одну скалярну величину (y), а кількість різних виробничих ресурсів (фактори x_i) зведені до мінімуму, що дозволяє розрахувати параметри функції:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (1.10)$$

Цінним інструментом вивчення виробничих функцій є їх геометрична інтерпретація. У випадку однієї незалежної та однієї залежної змінних ($P = f(x)$) неперервну ВФ можна зобразити кривою на площині з координатами P та x (рис. 1.4).

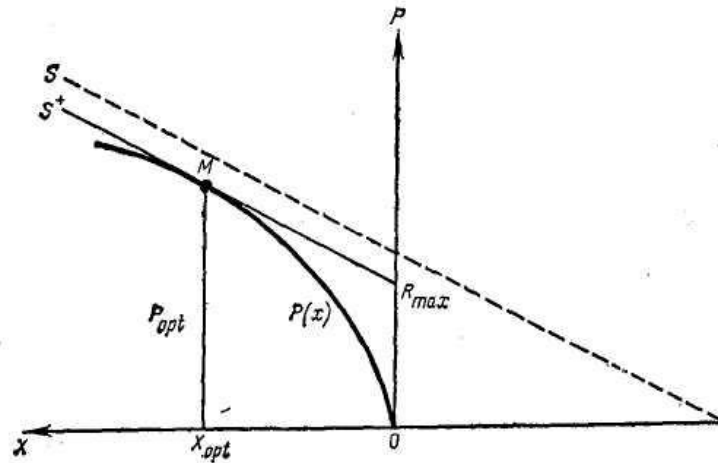


Рисунок 1.4 – Геометрична інтерпретація ВФ на площині [21]

У випадку двох незалежних змінних ВФ – це поверхня у тривимірному просторі (рис. 1.5). За умови більшої кількості змінних ВФ представляє гіперповерхню (виробничий пагорб) в абстрактному багатовимірному просторі.

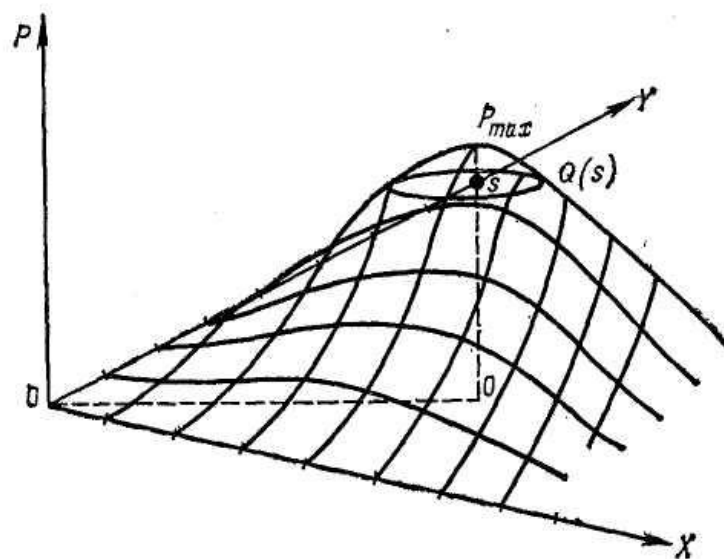


Рисунок 1.5 – Виробнича функція у тривимірному просторі [21]

Особливу увагу представляють екстремальні точки ВФ. Якщо на рис. 1.4 постійне (лінійне) співвідношення цін на продукцію й витрат зобразити прямою S , то точка дотику M кривої $P(x)$ та прямої S буде точкою оптимуму при критерії

максимізації прибутку (це наглядно видно із графіка, де відрізок OR відповідає максимуму прибутку). Точці дотику M відповідає оптимальне значення випуску P_{opt} та оптимальне значення витрат ресурсу x_{opt} . Аналогічно екстремальні точки ВФ можуть бути представлені як точки дотику множини гіперплощин з поверхнею виробничої функції у випадку багатьох змінних. Геометричне місце точок на гіперповерхні ВФ, що відповідають фіксованому рівню випуску продукції при різних варіантах поєднання витрат називається ізоквантою. Теоретично будь-яка точка на ізокванті відповідає заданому рівню продукції, однак по технічним причинам може бути реалізованою лише частина всієї множини варіантів. Знаходження серед підмножини технологічно допустимих варіантів точки (або точок) з найвищою економічною ефективністю є задачею оптимального програмування [22].

Залежно від характеру виробничого процесу, цілей та засобів моделювання ВФ можуть використовуватись невід'ємні функції різного виду, деякі з них представлені на прикладі двофакторної функції у табл. 1.1.

Виобнича функція має широке поле застосування, оскільки її динамічний аналіз дозволяє вирішити дуже важливі завдання:

вивчення динаміки ефективності виробничих факторів (продуктивності праці, фондівіддачі);

визначення екстенсивних та інтенсивних факторів економічного зростання,

визначення вкладу кожного виробничого фактора в загальний приріст виробництва.

У теоретичному та прикладному макроекономічному аналізі найширше застосування мають чотири види ВФ: лінійна, функція Кобба-Дугласа, функція CES (з постійною еластичністю заміни), функція Леонтьєва. Їх перевагами є невелика кількість параметрів, що полегшує статистичну оцінку, а також

показники економічного зростання (ефективності, інтенсифікації), що розраховані на їх основі, мають зручну аналітичну форму.

Таблиця 1.1 – Види та практика використання виробничих функцій [24]

Назва ВФ	Двофакторна ВФ	Використання
Функція з фіксованими пропорціями факторів (ВФ Леонтьєва)	$Y = \min(x_1 / a_1, x_2 / a_2)$	Призначення для моделювання строго детермінованих технологій, що не допускає відхилення від технологічних норм використання ресурсів на одиницю продукції. Зазвичай використовується для описування дрібномасштабних або повністю автоматизованих виробничих об'єктів.
ВФ Кобба – Дугласа	$Y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2}$	Використовується для опису середньомасштабних об'єктів (від промислового об'єднання до галузі), що характеризується стійким, стабільним функціонуванням.
Лінійна ВФ	$Y = a_1 x_1 + a_2 x_2$	Застосовується для моделювання великомасштабних систем (велика галузь, економіка в цілому), у яких випуск продукції є результатом одного функціонування великої кількості різних технологій
Багаторежимна функція	$Y = a_0 x_1 x_2 - a_1 x_1^2 - a_2 x_2^2$	Використовується при описі процесів, у яких рівень віддачі кожної нової одиниці ресурсу стрибкоподібно змінюється залежно від співвідношення факторів. Доцільно застосовувати при наявності апріорної інформації про число режимів, а іноді й про ширину «перехідної» області між режимами.
ВФ з постійною еластичністю за зміною факторів ПЕЗ (CTS – constane, elasticity of substitution)	$Y = (a_1 x_1^{a_2} + a_3 x_2^{a_4})^{a_5}$	Застосовується у випадках, коли відсутня точна інформація про рівень взаємозамінності виробничих факторів і є підстави припускати, що цей рівень істотно не зміниться при зміні обсягів ресурсів. Може бути використана (при наявності засобів оцінювання параметрів) для моделювання систем будь – якого рівня.
Функція Солоу	$Y = (a_1 x_1^{a_3} + a_2 x_2^{a_4})^{a_5}$	Може використовуватися в тих же ситуаціях, що й ВФ ПЕЗ, однак припущення, що лежать у її основі, є більш слабшими за передумови ПЕЗ. Рекомендується в тих випадках, коли припущення про однорідність є невинуватими. Може моделювати системи будь-якого масштабу.

Серед найвідоміших – функція Кобба-Дугласа, яку у загальному вигляді можна записати як [21]:

$$Y_t = f(K_t, L_t) = AK_t^\alpha L_t^\beta, \quad (1.11)$$

де A – коефіцієнт, що характеризує ефективність виробництва, α і β – коефіцієнти еластичності виробництва, відповідно, по капіталу K і праці L , що згідно з неокласичною теорією відображають роль кожного фактора виробництва у прирості кінцевого продукту (чи частку доходу відповідного фактора в одиниці сукупного доходу).

У практиці використання ВФ перевірка суми коефіцієнтів α і β на рівність одиниці має велике значення, бо визначає тип економічного зростання:

1) $\alpha + \beta > 1$ (ВФ із зростаючою віддачею від масштабу) відповідає інтенсивному економічному зростанню, причому у випадку $\alpha > \beta$ має місце працеінтенсивне економічне зростання; при $\alpha < \beta$ фондоінтенсивне економічне зростання;

2) $\alpha + \beta < 1$ (ВФ із спадною віддачею від масштабу) означає, що випуск продукції зростає повільніше, ніж зростання факторів K і L , тобто економічне зростання відсутнє (або поза розглядом залишиться інші важливі фактори);

3) $\alpha + \beta = 1$ має місце екстенсивний тип економічного зростання (ВФ із постійною віддачею від масштабу).

Серед важливих факторів, що не враховані у виробничій функції типу (1.11), варто відзначити науково-технічний прогрес (НТП). Вплив НТП проявляється у зростанні або сукупної ефективності ресурсів, або ефективності окремого ресурсу. У зв'язку з цим розрізняють три види ВФ [21]:

1) ВФ, у якій НТП враховується як функція від часу, що безпосередньо не пов'язується ні з працею, ні з капіталом (*нейтральний НТП або НТП по Хіксу*):

$$Y = A(t)f(K, L), \quad (1.12)$$

де $A(t) = Ae^{jt}$ – функція, що відображає вплив на ефективність різних факторів, які для узагальнення об'єднані поняттям НТП.

2) ВФ із працезберігаючим НТП (*НТП по Солоу*). Згідно із моделлю Солоу, ефективність використання трудових ресурсів із часом зростає, а ефективність використання капіталу залишається незмінною:

$$Y = f(K, A(t)L). \quad (1.13)$$

3) Капіталозберігаючий НТП (продуктивність капіталу зростає при незмінності його фізичного обсягу) є більш рідким випадком (*НТП по Хароду*):

$$Y = f(A(t)K, L). \quad (1.14)$$

Використання апарату ВФ дозволяє на практиці оцінювати вклад кожного фактора в економічне зростання. Це стає можливим, тому що під час оцінювання ВФ часові ряди макроекономічних змінних Y_t , K_t , L_t вважаються відомими, а оцінюються значення коефіцієнтів α і β . Логарифмування моделі (1.10) приводить функцію до лінійного виду: $\ln Y = \ln A + jt + \alpha \ln K + \beta \ln L$. Після диференціювання обох частин рівняння (при $dt = 1$) можна отримати рівняння у прирестній формі з виділенням вкладу кожного фактора:

$$\frac{dY}{Y} = j + \alpha \frac{dK}{K} + \beta \frac{dL}{L}.$$

При використанні нелінійних методів оцінюється модель:

$$\frac{Y}{L} = Ae^{jt} \left(\frac{K}{L} \right),$$

де Y/L – продуктивність праці, а K/L – фондоозброєність.

Активне включення у ВФ змінних, які характеризують різні аспекти людського чи інтелектуального капіталу (йдеться про знання, вміння, кваліфікацію робітників), стало результатом появи моделей із ендегенним НТП, які базуються на ідеї нагромадження людського капіталу.

Перші моделі ендегенного зростання базувались на тому, що технологія (знання) є суспільним благом [24]. Оскільки технічний прогрес – це результат нагромаджених знань, а знання дають монопольну владу фірмі-новатору і їх нагромадження супроводжується позитивними зовнішніми ефектами, то технологія покращується у всіх фірм в економіці. Якщо розглядати модель економіки, в якій є два сектори (виробництва знань і виробництва випуску), то віддача у першому секторі буде спадною, а в другому – зростаючою. Отже й зростаючою буде віддача від масштабу виробничої функції. З цього виходить, що в економіці, де накопичено більше знань (у широкому розумінні цього слова, тобто в економіці з високим рівнем технології й високо розвиненими інститутами) віддача від інвестицій буде вищою, а процес інвестування буде здійснюватись більш швидкими темпами. Тому величина коефіцієнта при змінній K у ВФ моделі ендегенного росту буде більшою, ніж у неокласичній ВФ (де припускається постійна віддача від масштабу).

Показовою моделлю з ендегенним НТП є модель П. Ромера, Ф. Агійона та П. Хоувіта, де П. Ромер розділяє економіку на три основні сектори. В першому дослідницькому секторі «виробляються нові знання»:

$$\widehat{A} = \delta \cdot H_a \cdot A, \quad (1.15)$$

де H – людський капітал, A – існуючий запас знань, δ – параметр наукової продуктивності. У другому секторі знання трансформуються у засоби виробництва (технологічне обладнання). Третій сектор за допомогою засобів виробництва, витрат праці й людського капіталу забезпечує випуск кінцевої

продукції. Капітал K в моделі П.Ромера представляється як сума його складових x , витрачених на придбання необхідних засобів виробництва:

$$Y(H_y, L, x) = H_y^\alpha L^\beta \sum_{i=1}^{\infty} x_i^{1-\alpha-\beta}, \quad (1.16)$$

де x – список засобів виробництва, що використовуються однією фірмою для випуску кінцевої продукції; α, β – технологічні параметри.

У загальному випадку сучасна ВФ, що включає фактор людського капіталу, може бути представленою у вигляді:

$$F = (K, L, k, h), \quad (1.17)$$

де K, L – сукупні витрати праці й капіталу; k – сукупний інтелектуальний капітал; h – витрати інтелектуальної праці.

Свого роду унікальним у рамках побудови моделей ендогенного зростання є на сьогоднішній день дослідження проведене в Інституті економіки прогнозування НАН України під керівництвом В.Гейця. Фахівцями відділу моделювання економічного розвитку з метою оцінки впливу різних факторів для розширеної ВФ, яка описує економіку України, було сконструйовано низку інтегральних показників та індексів. Серед них: виробничої діяльності, структурних зрушень, технологічного розвитку, людського капіталу, зовнішніх факторів, фінансових ресурсів, добробуту. Такий підхід дав змогу розширити аналітичні та прогностичні можливості розроблених моделей, оскільки нові запропоновані змінні у ВФ несуть не тільки кількісну характеристику досліджуваних процесів, але головне – містять різні якісні характеристики (чого не можливо одночасно досягнути традиційними засобами).

Висновки за розділом 1

У першому розділі кваліфікаційної роботи було розглянуто теоретичні аспекти застосування економетричних методів в аналізі діяльності підприємства. Економетричні методи економічного аналізу – методи економічного аналізу, які базуються на побудові економіко-математичних функцій і моделей та їх наступного економічного аналізу.

Кореляційно-регресійний аналіз є провідним економетричним методом для економічного аналізу діяльності підприємства.

Проведене дослідження дозволяє зазначити, що множинна кореляційно-регресійна модель дає можливість зобразити залежність економічної змінної, яку досліджують, від численних факторів, що впливають на її поведінку, кількісно оцінити їхній вплив, виявити найсуттєвіші фактори. У зв'язку зі складністю розрахунків для побудови та аналізу множинних регресійних моделей використовують сучасні пакети прикладних програм, а також уміння аналізувати отримані результати та робити за ними висновки.

Виробнича функція (ВФ) є економіко-статистичною моделлю процесу виробництва продукції в даній економічній системі й виражає стійку закономірну кількісну залежність між об'ємними показниками ресурсів і випуску продукції.

У теоретичному та прикладному макроекономічному аналізі найширше застосування мають чотири види ВФ: лінійна, функція Кобба-Дугласа, функція *CES* (з постійною еластичністю заміни), функція Леонтьєва. Їх перевагами є невелика кількість параметрів, що полегшує статистичну оцінку, а також показники економічного зростання (ефективності, інтенсифікації), що розраховані на їх основі, мають зручну аналітичну форму.

РОЗДІЛ 2.

АНАЛІЗ ЕКОНОМІЧНОЇ ДІЯЛЬНОСТІ АТ «ПЗМС»

2.1 Загальна характеристика АТ «ПЗМС»

Об'єктом для дослідження у даній кваліфікаційній роботі є акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла» (далі – АТ «ПЗМС»). Знаходиться дане товариство за адресою: Україна, 36008, Полтавська обл., місто Полтава, вулиця Європейська, будинок 158.

Акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла» є правонаступником Відкритого акціонерного товариства «Полтавський завод медичного скла» заснованого згідно з рішенням Регіонального відділення Фонду державного майна України в Полтавській області від 19 лютого 1996 року № 80- ПР шляхом перетворення державного підприємства «Полтавський завод медичного скла» у відкрите акціонерне товариство відповідно до Постанови Кабінету Міністрів України № 32 від 17 січня 1995 року та перейменовано в Публічне акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла» на виконання вимог Закону України «Про акціонерні товариства» № 514-VI від 17.09.2008. На вимогу Закону України «Про акціонерні товариства» зі змінами з 06.01.2018р. - № 2210-VIII від 16.11.2017 р. Публічне акціонерне товариство [25].

«Полтавський завод медичного скла» змінює тип Товариства на Приватне акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла» та затверджує нове найменування Товариства – Акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла».

Основними видами діяльності компанії є:

виробництво й оброблення інших скляних виробів, у тому числі технічних (КВЕД: 23.19);

виробництво промислових газів (КВЕД: 20.11);

виробництво фармацевтичних препаратів і матеріалів (КВЕД: 21.20);

оптова торгівля фарфором, скляним посудом і засобами для чищення (КВЕД:46.44);

вантажний автомобільний транспорт (КВЕД: 49.41) [25].

АТ «ПЗМС» не має дочірніх підприємств, філій, представництв, не належить до об'єднань підприємств, не проводить спільну діяльність з іншими суб'єктами права, в порядку передбаченому ЗУ «Про спільну діяльність».

Статутний капітал АТ «ПЗМС» становить 2,617 млн. грн. Він може збільшуватися шляхом додаткової емісії акцій чи підвищення їх номінальної вартості.

АТ «ПЗМС» є найбільшим заводом в Україні по виробництву медичного скла. Діяльність даного товариства має важливе суспільне значення, так як направлена на забезпечення потреби медичних закладів скляними виробами. Також дане товариство у Полтаві виробляє кисень та забезпечує їх медичні заклади. Особливого значення це набуло в умовах пандемії Covid-19, коли медичні заклади потребували додаткового кисню для спасіння хворих.

Продукція АТ «ПЗМС»:

скло медичне марки УСП-1 ТУ У 00480945-002-96;

трубки скляні ТУ У 00480945-004-96;

скло медичне марок УСП-1 та УСП-1-сз в гранулах ТУ У 26.1-00480945-014:2008;

бій скляний медичного скла ТУ У 26.1-00480945-012-2002;

ампули скляні ТУ У 00480945-005-96;

кисень рідкий технічний та медичний;

кисень газоподібний технічний та медичний [25].

АТ «ПЗМС» розвивається на інноваційній основі постійно впроваджуючи різноманітні інновації, підвищуючи якість продукції та ефективність свого функціонування. Зокрема, було впроваджено нове обладнання італійського виробництва «Novo Pack» для упаковки скляних трубок в спеціальну плівку. Такий захід дозволив зменшити ризик пошкодження продукції при транспортуванні. На даний час АТ «ПЗМС» у рік виготовляє більше 7 тис. тон скляної трубки, 1 млрд, 900 млн. ампул та 4 млн. пробірок. Виробничі потужності товариства дозволяють щорічно виробляти такі обсяги продукції.

Важливою перевагою АТ «ПЗМС» є висока якість виробленої продукції. Так, уся продукція, що виробляється сертифікована відповідно до усіх державних та європейських стандартів якості. Зокрема, продукція товариства має такі сертифікати відповідності якості як ISO 15378:2011 та ISO 9001:2008. Це дозволяє АТ «ПЗМС» реалізовувати продукцію не лише на території України, але і за її межами. Перспективи розвитку АТ «ПЗМС» полягають у збільшення своєї присутності на ринках ЄС.

Зазначимо, що основними клієнтами (споживачами) продукції АТ «ПЗМС» є медичні заклади. Основним ринком збуту продукції досліджуваного товариства є Україна. Найбільші обсяги товариство реалізовує медичним закладам Києва, Харкова, Полтави, Львова та інших регіонів. Також товариство частину своєї продукції реалізовує за кордон в такі країни як Великобританія, Грузія та Молдавія.

Основними конкурентами АТ «ПЗМС» на вітчизняному ринку є такі підприємства виробники виробів з медичного скла як: ПрАТ «Біо мед скло», ПрАТ «Костопільський завод скловиробів», ПрАТ «Мар'янівський скло завод» та інші підприємства.

Далі скористаємося методом SWOT-аналізу для оцінки не лише зовнішнього середовища, але й внутрішнього середовища АТ «ПЗМС». Результати SWOT-аналізу АТ «ПЗМС» наведено у таблиці 2.1.

Таблиця 2.1 – SWOT-аналіз АТ «ПЗМС»

Зовнішнє середовище	
Можливості	Загрози
1. Диверсифікація діяльності, розширення асортименту продукції	1. Наслідки військових дій на території України
2. Полегшення виходу на ринки ЄС	2. Втрата платоспроможності окремих контрагентів товариства
3. Розвиток ринку скляних виробів	3. Різкі зміни валютних курсів
4. Підвищення попиту на окремі види продукції, зокрема кисень	4. Зміни митного, податкового та валютного законодавства
5. Збільшення державної підтримки	5. Підвищення вартості сировини
	7. Підвищення вартості енергоносіїв
Внутрішнє середовище	
Сильні сторони	Слабкі сторони
1. Високий імідж підприємства	1. Вузкий асортимент продукції
2. Прибуткова діяльність	2. Висока залежність від реалізації одного виду продукції (медичних ампул)
3. Високі фінансові можливості	3. Висока собівартість виробництва
4. Активна зовнішньоекономічна діяльність	4. Орієнтація збуту на ринки країн СНД
5. Досвідчені та кваліфіковані працівники	5. Невелика частка вітчизняного ринку
6. Велика частка вітчизняного ринку	
7. Висока якість продукції, що підтверджено міжнародними стандартами	
8. Розвинена матеріально-технічна база	
9. Наявність стабільних партнерів, у тому числі іноземних	
10. Високий рівень соціальної відповідальності	

Наведена таблиця показує, що при аналізі внутрішнього середовища виявлено більшу кількість сильних сторін, а ніж слабких. Це свідчить про розвинене внутрішнє середовище товариства та наявність можливостей щодо його розвитку. Що стосується зовнішнього середовища, то воно є досить

нестабільним та несприятливим. У ньому криється велика кількість ризиків, які за умови реалізації створюють значні перешкоди для функціонування АТ «ПЗМС».

Економічна політика АТ «ПЗМС» включає такі складові:

- виготовлення продукції гарантованої якості;
- постійне вивчення потреб та очікувань споживачів;
- відмінна якість обслуговування споживачів на підприємстві;
- дотримання термінів виготовлення та постачання продукції;
- підтримання взаємовигідних відносин з постачальниками сировини, матеріалів та комплектуючих;
- постійне вдосконалення діючої на підприємстві системи менеджменту якості.

2.2 Організаційна структура підприємства

Під структурою управління організацією розуміється упорядкована сукупність взаємопов'язаних елементів, які знаходяться між собою в сталих відношеннях, що забезпечують їх функціонування і розвиток як єдиного цілого. Елементами структури є окремі робітники, служби та інші ланки апарату управління, а відношення між ними підтримуються завдяки зв'язкам, що прийнято поділяти на горизонтальні і вертикальні.

Горизонтальні зв'язки носять характер погодження і є, як правило, однорівневими.

Вертикальні зв'язки – це зв'язки підпорядкування, і необхідність в них виникає при ієрархічності управління, тобто за наявності декількох рівнів управління. Крім того, зв'язки в структурі управління можуть носити лінійний і функціональний характер.

Лінійні зв'язки відображають рух управлінських рішень і інформації між так званими лінійними керівниками, тобто, особами, які повністю відповідають за діяльність організації або її структурних підрозділів, функціональні зв'язки мають відповідати лінії руху інформації і управлінським рішенням тим або іншим функціям управління.

В рамках структури управління протікає управлінський процес (рух інформації і прийняття управлінських рішень), між учасниками якого розподілені задачі і функції управління, а отже - права і відповідальність за їх виконання. З цих позицій структуру управління можна розглядати як форму розподілу і кооперації управлінської діяльності, в рамках якої відбувається процес управління, направлений на досягнення наміченої цілі менеджменту.

Таким чином, структура управління включає в себе всі цілі, розподілені між різноманітними ланками, зв'язки між якими забезпечують координацію окремих дій по їх виконанню. Тому її можна розглядати як зворотну сторону характеристики механізму функціонування (як процесу реалізації структурних зв'язків системи управління).

Багатогранність утримання структур управління передбачає множинність принципів їхнього формування. Передусім структура повинна відображати мету і задачі організації, отже, змінюватися разом зі змінами, що відбуваються. Вона повинна відображати функціональний розподіл праці і обсяг повноважень робітників управління; останні визначаються політикою, процедурами, правилами і посадовими інструкціями і поширюються, як правило, у напрямку більш високих рівнів управління. При цьому повноваження керівника будь-якого рівня обмежуються не тільки внутрішніми факторами, але й факторами зовнішньої середовища, рівнем культури та ціннісними орієнтаціями суспільства, прийнятими в ньому традиціями і нормами. Важливе значення має

також реалізація принципу відповідності між функціями і повноваженнями, з одного боку, і кваліфікацією і рівнем культури - з іншої.

Важливий вплив на ефективність функціонування АТ «ПЗМС» має сформована лінійно-функціональна організаційна структура управління, яка відображає склад керівних органів влади товариства та структурні підрозділи, рису. 2.1.

Вищим органом управління АТ «ПЗМС» є загальні збори акціонерів. Вони відповідають за стратегічно важливі рішення, що стосуються сфери діяльності товариства. Вищим виконавчим органом управління є генеральний директор. Він виконує функції по поточному управлінню АТ «ПЗМС», а також водночас є й одним з акціонерів досліджуваного товариства. Контролюючі функції за вищим виконавчим органом управління на АТ «ПЗМС» здійснює наглядова рада у складі 5 осіб та ревізійна функція в складі 3 осіб. Вони здійснюють перевірку діяльності досліджуваного товариства, стежать за результатами фінансово-господарської діяльності.

Серед переваг лінійно-функціональної ОСУ можна виділити такі:

швидка реакція на розпорядження та вказівки від постановки до виконання; оперативність у прийнятті управлінських рішень;

раціональне поєднання двох моделей: лінійної та функціональної, що зумовлює більш сталі взаємозв'язки та їх ефективність;

висока відповідальність керівництва та лінійних працівників, єдність і чіткість у менеджменті;

висока професійність спеціалістів функціональних підрозділів;

зберігається висока ефективність координації процесів, навіть при великій кількості персоналу.

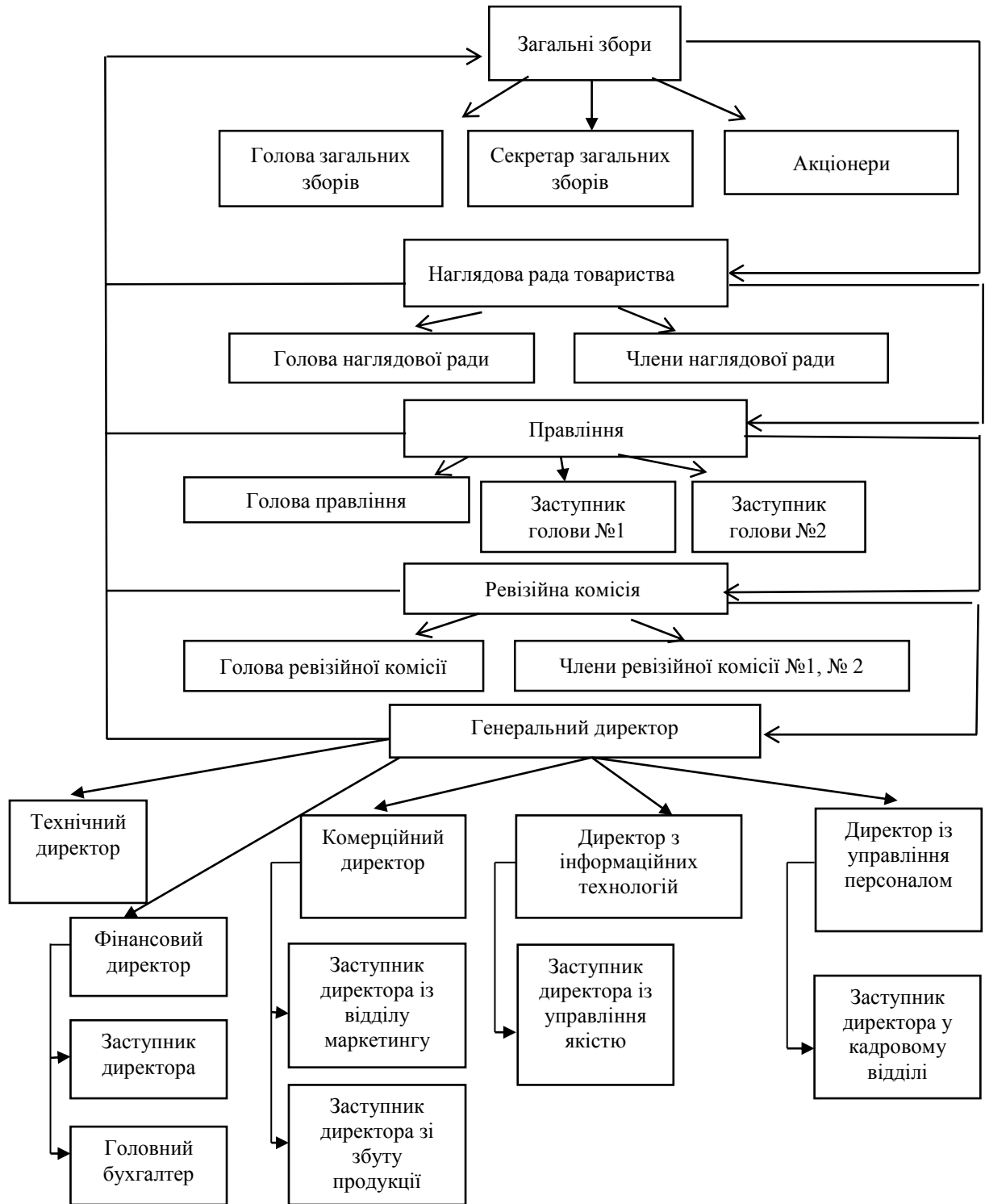


Рисунок 2.1 – Організаційна структура управління АТ «ПЗМС»

Така структура дає змогу підприємству бути клієнтоорієнтовним, виробляти продукцію із незмінною якістю, стабільно забезпечувати попит і задовольняти потреби клієнтів. А також мати досить низький рівень міграції персоналу, що позитивно впливає на якість виробництва та підтримує корпоративні стандарти на високому рівні.

Для кожного працівника товариства розроблені та введені посадові інструкції, у відповідності до яких вони здійснюють свою діяльність. Робота персоналу на АТ «ПЗМС» є досить регламентована та структурована.

Основною метою кадрової політики на підприємстві є своєчасне забезпечення оптимального балансу процесів комплектування, збереження персоналу, його розвитку відповідно до потреб підприємства, вимог діючого законодавства та стану ринку праці, забезпечення умов реалізації прав і обов'язків працівників, що передбачені трудовим законодавством. Загальна кількість працівників на підприємстві складає 425 чоловік, в т.ч. жінок на керівних посадах 16 осіб.

Правління підприємства застосовує моральні та матеріальні заохочення працівників у відповідності до Кодексу законів про працю України та Правил внутрішнього трудового розпорядку в вигляді преміювання, матеріальної допомоги, оголошення подяки, нагородження цінним подарунком, занесенням на Дошку Пошани та в Книгу Пошани. Заохочення застосовуються Правлінням за узгодженням з профспілковим комітетом підприємства. При застосуванні заохочень враховується думка трудового колективу.

Охорона праці та безпека працівників підприємства здійснюється через систему правових, соціально – економічних, організаційно – технічних, санітарно – гігієнічних, лікувально – профілактичних заходів і засобів, спрямованих на збереження життя, здоров'я та працездатності працівників.

Впровадження новітніх технологій з використанням обладнання провідних фірм Європи, високий рівень конкуренції між країнами є вагомим важелем для безупинного навчання персоналу підприємства. В основі успішного розвитку підприємства є принцип загальної поваги прав людини. Відкрита політика у господарській діяльності підприємства унеможлиблює прояви корупції та хабарництва.

Ознаками оптимальної структури управління є: невелика кількість підрозділів з висококваліфікованим персоналом; невелика кількість рівнів управління; наявність у структурі управління груп фахівців; швидкість реакції на зміни; висока продуктивність і низькі витрати. В цілому організаційна структура АТ «ПЗМС» повністю відповідає обраному напрямку виробництва та забезпечує нормальний виробничий процес.

2.3 Аналіз фінансово-економічних показників діяльності АТ «ПЗМС»

Важливим етапом аналізу діяльності підприємства є оцінка його економічних та фінансових показників.

Результативність діяльності АТ «ПЗМС» розраховано за трьома групами показників: ефективність використання основних засобів, рентабельність та ліквідність.

В першій групі показників було проаналізовано: коефіцієнт зносу, коефіцієнт придатності основних засобів, фондівдача, частка основних засобів в активах, операційна рентабельність основних засобів.

Коефіцієнт зносу основних засобів показує, яка частина вартості основних засобів перенесена на готову продукцію, розраховується за формулою:

$$k_{03}^c = \frac{z_n}{03_n}, \quad (2.1)$$

де Z_n – знос основних засобів (сума амортизації з початку їх корисного використання) на певну дату (ф.№1 р.1012);

OZ_n – первісна вартість основних засобів на ту ж дату (ф.№1 р.1011).

Рівень зносу вважають високим, якщо цей коефіцієнт $> 0,5$. Чим менше значення показника, тим кращий технічний стан основних засобів.

Коефіцієнт придатності основних засобів показує, яка частина основних засобів придатна для експлуатації, тобто не списана на витрати діяльності, розраховується за формулою:

$$k_{OZ}^n = \frac{OZ_3}{OZ_n}, \quad (2.2)$$

де OZ_3 – залишкова вартість основних засобів підприємства на певну дату (ф.№1 р. 1010).

Чим більше значення показника, тим кращий технічний стан основних засобів.

Фондовіддача виробничих основних засобів характеризує обсяг виробленої продукції в розрахунку на грошову одиницю вартості основних та/або виробничих засобів підприємства, розраховується за формулою:

$$\Phi_v = \frac{ЧД}{\overline{OZ}}, \quad (2.3)$$

де ЧД – чистий дохід від реалізації продукції (ф.№2 р.2000);

\overline{OZ} – середньорічна вартість основних засобів за аналізований період [ф.№1 р.1011(п.р.) + ф.№1 р.1011(к.р.)]/2.

Динаміка зменшення частки основних засобів в активах протягом певного періоду є позитивною в умовах стабільного або зростаючого обсягу виробництва. Значення показника демонструє, яку частку фінансових коштів компанії відволікають основні засоби.

Частка основних засобів в активах, розраховується за формулою:

$$\text{ЧОЗ}_{\Sigma A} = \frac{\text{ОЗ}_3}{\Sigma A}, \quad (2.4)$$

де ОЗ_3 – залишкова вартість основних засобів підприємства на певну дату (ф.№1 р.1010);

ΣA – залишкова вартість основних засобів підприємства на певну дату (ф.№1 р.1300).

Динаміка зменшення частки основних засобів в активах протягом певного періоду є позитивною в умовах стабільного або зростаючого обсягу виробництва. Значення показника демонструє, яку частку фінансових коштів компанії відволікають основні засоби.

Операційна рентабельність основних засобів характеризує прибутковість використання основних засобів, розраховується за формулою:

$$P_{\text{ОЗ}}^{\circ} = \frac{P_{\text{о}}}{\overline{\text{ОЗ}}}, \quad (2.5)$$

де $P_{\text{о}}$ – прибуток від операційної діяльності за аналізований період (ф.№2 р.2190);

$\overline{\text{ОЗ}}$ – середня вартість основних засобів за аналізований період $[\text{ф.№1 р.1010(п.р.)} + \text{ф.№1 р.1010(к.р.)}]/2$.

На рисунку 2.2 – 2.3 представлено динаміку коефіцієнту зносу та коефіцієнту придатності основних засобів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

За досліджуваний період коефіцієнту зносу основних засобів АТ «ПЗМС» збільшився на 33,4%, відповідно коефіцієнт придатності основних засобів зменшився на 18,6%, що свідчить про погіршення їх технічного стану.

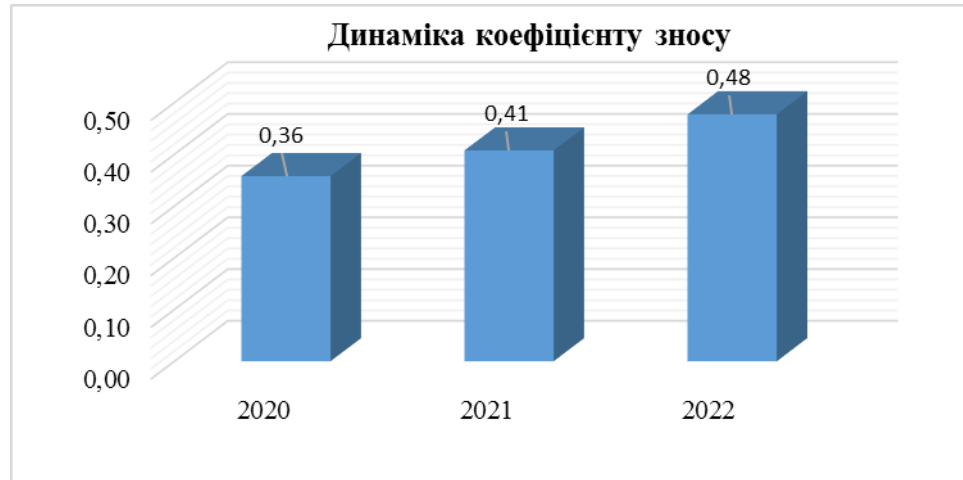


Рисунок 2.2 – Динаміка коефіцієнту зносу основних засобів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]



Рисунок 2.3 – Динаміка коефіцієнту придатності основних засобів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Потрібно зауважити, що зростання коефіцієнта зносу не завжди є негативним явищем. Це може вказувати на те, що компанія активно використовує свої ресурси та вживає заходів для модернізації та підвищення продуктивності.

На рисунку 2.4 представлено динаміку фондovіддачі АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

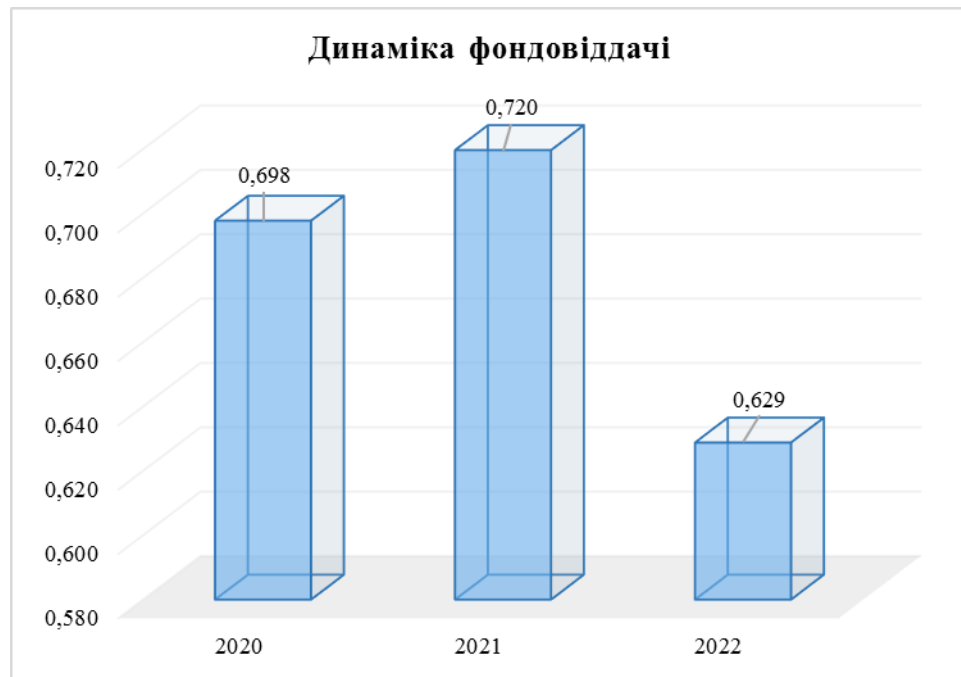


Рисунок 2.4 – Динаміка фондovіддачі АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

На рівень фондovіддачі впливають різні фактори, пов'язані як з зміною об'єму продукції, так і з ефективністю використання основних виробничих фондів, особливо активної її частини. Підвищення долі активної частини фондів у загальній її вартості є стимулюючим фактором росту фондovіддачі. Головна причина зниження фондovіддачі – неефективне використання основних фондів (простої обладнання, недовикористання виробничих потужностей, низький коефіцієнт змінності, наявність невстановленого обладнання і тощо).

На рисунку 2.5 представлено динаміку частки основних засобів в активах АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

Частка основних засобів в активах за 2020-2022 рр. зменшилася на 19,2%, що може свідчити про ліквідацію або продаж неефективних, застарілих або збиткових активів; зміни в структурі компанії або перегляд бізнес-процесів;

впровадження цифрових технологій та автоматизацію виробничих процесів, що може зменшити потребу в фізичних основних засобах.

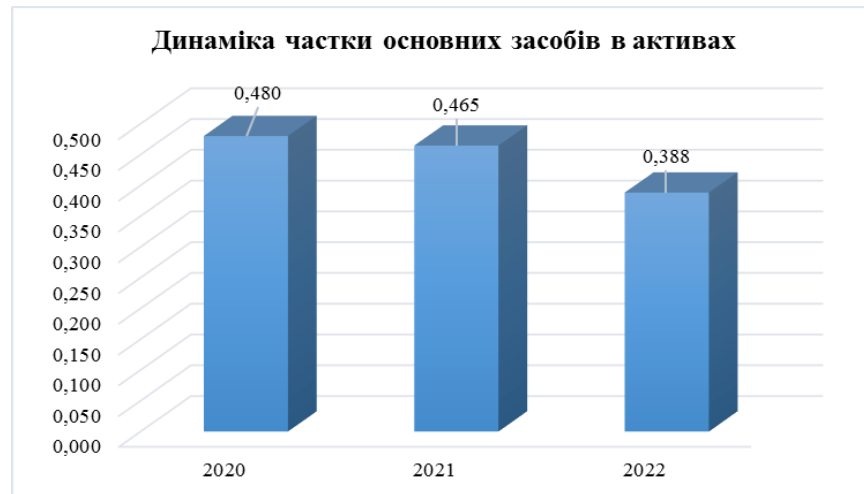


Рисунок 2.5 – Динаміка частки основних засобів в активах АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

На рисунку 2.6 представлено динаміку операційної рентабельності основних засобів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

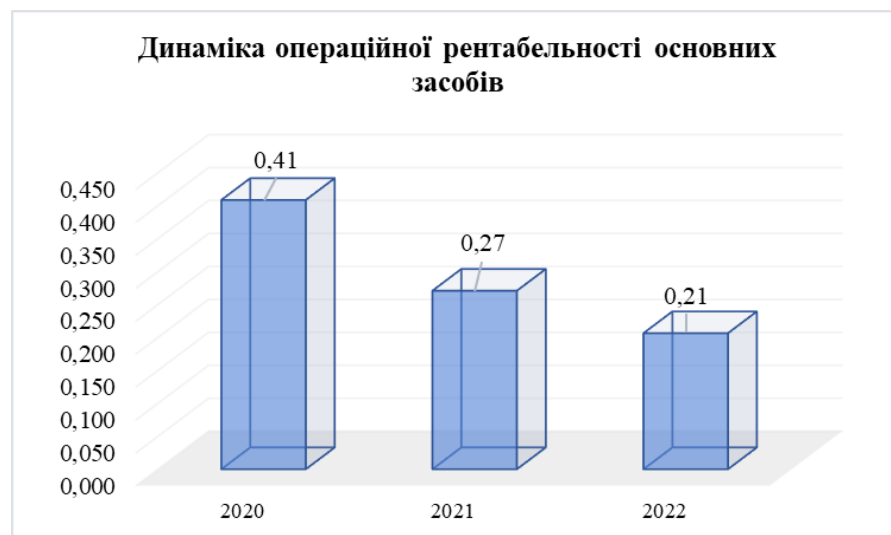


Рисунок 2.6 – Динаміка операційної рентабельності основних засобів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

За досліджуваний період операційна рентабельність основних засобів зменшилася на 49,5%. Зниження операційної рентабельності основних засобів може вказувати на проблеми або виклики, які виникли в управлінні та використанні основних активів підприємства, зокрема: збільшення витрат на технічне обслуговування та ремонт може негативно впливати на операційну рентабельність, зменшуючи чистий прибуток від використання активів; використання застарілого обладнання може знижувати його продуктивність та впливати на ефективність операцій; економічні зміни, зміни в галузевому середовищі чи зміни в споживчому попиті можуть також впливати на ефективність використання активів.

В другій групі показників проаналізовано показники рентабельності: рентабельність продажу, рентабельність активів, рентабельність власного капіталу. *Рентабельність продажів* – це коефіцієнт, який відображає частку прибутку в загальному доході бізнесу, розраховується за формулою:

$$P_{\text{пр}} = \frac{\text{Пр}_{\text{зд}}}{\text{ЧД}} * 100, \quad (2.6)$$

де $\text{Пр}_{\text{зд}}$ – прибуток від звичайної діяльності до оподаткування (ф.№2 р.2290);

ЧД – чистий дохід від реалізації продукції (ф.№2 р.2000).

Нормативне значення $>0,3$, в умовах високого податкового тиску - $> 0,15$.

Рентабельність активів (англомовний аналог Return on Assets (ROA) - показує ефективність використання активів компанії для генерації прибутку, розраховується за формулою:

$$P_{\text{ак}} = \frac{\text{Пр}_{\text{зд}}}{\text{СК}} * 100, \quad (2.7)$$

де $\overline{\text{СК}}$ – середня вартість сукупного капіталу [ф.№1 р.1300(п.р.) + ф.№1 р.1300(к.р.)]/2.

Зазвичай нормативні значення рентабельності активів може коливатися від одного сектору бізнесу до іншого, але загально прийнятій рівень може бути в межах 5-15% або більше в залежності від специфіки галузі та ринкових умов. Високе значення показника свідчить про хорошу роботу підприємства.

Рентабельність власного капіталу (англомовний аналог Return On Equity (ROE)) розраховується за формулою:

$$P_{\text{ВК}} = \frac{\text{ЧП}}{\text{ВК}} * 100, \quad (2.8)$$

де ЧП – чистий прибуток (ф.№2 р.2350);

$\overline{\text{ВК}}$ – середня вартість власного капіталу [ф.№1 р.1495(п.р.) + ф.№1 р.1495(к.р.)]/2.

Рентабельність капіталу комплексно показує ефективність використання матеріальних, трудових і грошових ресурсів компанії.

На рисунку 2.7 представлено динаміку рентабельності продажу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.



Рисунок 2.7 – Динаміка рентабельності продажу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Рентабельність продажу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр, знизилася на 12%, але має достатньо високі показники, що свідчить про ефективне використання ресурсів, оптимізацію виробничих процесів та можливо високий попит на продукцію або послуги компанії. Висока рентабельність продажу може бути позитивним показником для інвесторів і партнерів.

На рисунку 2.8 представлено динаміку рентабельності активів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

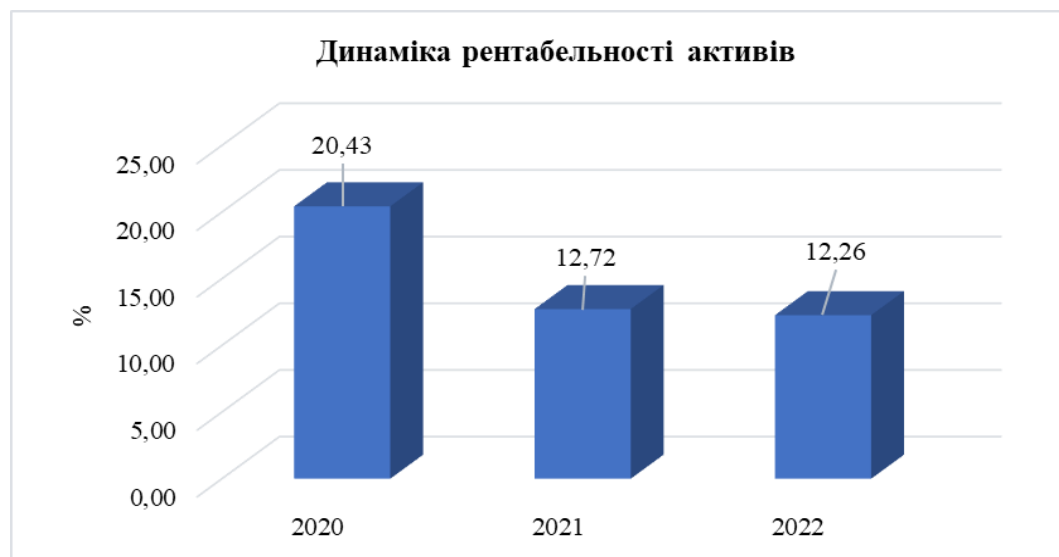


Рисунок 2.8 – Динаміка рентабельності активів АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

За досліджуваний період динаміка активів зменшилася на 8,2%, хоча залишається в межах нормативних значень.

Зменшення рентабельності активів може свідчити про ряд можливих проблем: використання застарілого або неефективного обладнання може зменшити продуктивність та прибутковість активів; збільшення фінансових витрат, таких як відсоткові платежі за позичками, також може впливати на загальну рентабельність.

На рисунку 2.9 представлено динаміку рентабельності власного капіталу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

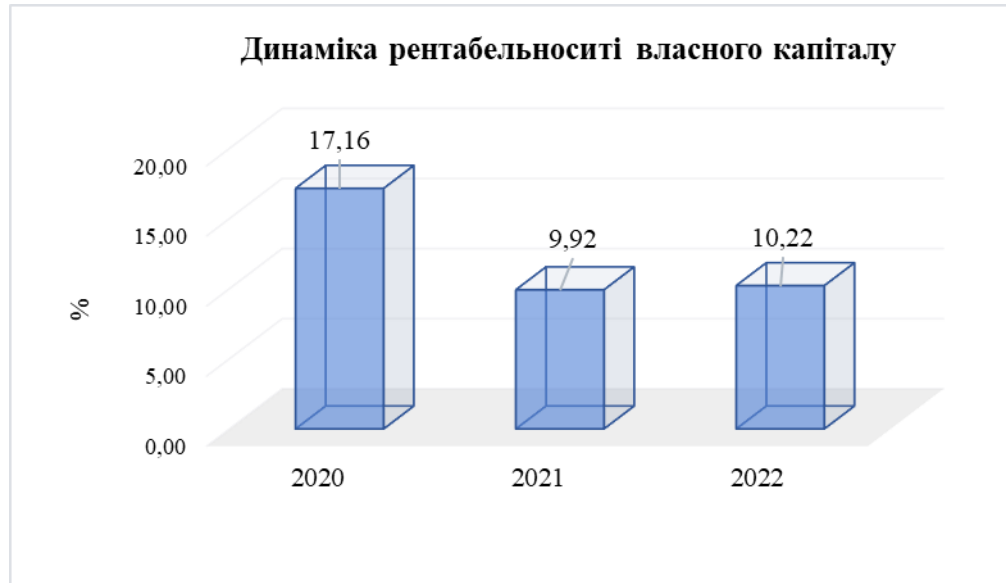


Рисунок 2.9 – Динаміка рентабельності власного капіталу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

За досліджуваний період рентабельність власного капіталу АТ «ПЗМС» зменшилася на 7%, проте знаходиться в межах норми.

Проте, зниження рентабельності власного капіталу варто розглядати як сигнал для підприємства переглянути його стратегію, ефективність управління та можливість впровадження заходів для покращення фінансового стану.

В третій групі показників було проаналізовано: коефіцієнт абсолютної ліквідності, коефіцієнт загальної ліквідності, проміжний коефіцієнт покриття, коефіцієнт поточної ліквідності, коефіцієнт критичної ліквідності.

Коефіцієнт абсолютної ліквідності (англомовний аналог Cash Ratio) розраховується за формулою (ф.№1 р.(1165+1160)/1695):

$$k_{ал} = \frac{\text{Грошові кошти та їх еквіваленти}}{\text{Поточні зобов'язання}} \quad (9)$$

Показник демонструє частку поточних зобов'язань компанії, яка може бути погашена негайно. Нормативним вважається значення від 0,1 до 0,2.

Коефіцієнт загальної ліквідності (коефіцієнт покриття) характеризує здатність підприємства забезпечити свої короткострокові зобов'язання з найбільше легко реалізованої частини активів – оборотних коштів, розраховується за формулою (ф.№1 р.1195/1695):

$$k_{зл} = \frac{\text{Оборотні активи}}{\text{Поточні зобов'язання}} \quad (10)$$

Цей коефіцієнт дає найбільш загальну оцінку ліквідності активів. Оскільки поточні зобов'язання підприємства погашаються в основному за рахунок поточних активів, для забезпечення нормального рівня ліквідності необхідно, щоб вартість поточних активів перевищувала суму поточних зобов'язань (ця вимога також впливає з “модифікованого золотого фінансового правила”). Нормальним значенням даного коефіцієнта вважається 1,5...2,5, але не менше 1. Однак на його рівень впливає галузева належність підприємства, структура запасів, стан дебіторської заборгованості, тривалість виробничого циклу й інші фактори.

Проміжний коефіцієнт покриття розраховується за формулою (ф.№1 р.(1166+1160+(1040+1125+1130+1155))/1695):

$$пк_{п} = \frac{\text{Грошові кошти та їх еквіваленти + Дебіторська заборгованість}}{\text{Поточні зобов'язання}} \quad (11)$$

Він показує наскільки короткострокові зобов'язання можуть бути погашені за рахунок грошових коштів, а також дебіторською заборгованістю. Нормативне значення цього показника 0,5–0,7, а за визначенням окремих економістів – не менше 0,7–0,8.

Показник поточної ліквідності (англомовний аналог Current Ratio) – це індикатор здатності компанії відповідати за поточними зобов'язаннями за

допомогою оборотних активів, розраховується за формулою (ф.№1 р.(1195+1170)/((1510+1515+1520+1521)+1695+1665):

$$k_{\text{пл}} = \frac{\text{Оборотні кошти}}{\text{Поточні зобов'язання}} \quad (12)$$

Показник демонструє, скільки в компанії є гривень оборотних коштів на кожну гривню поточних зобов'язань. Нормативним є значення в рамках 1-3, однак більш бажаним є значення 2-3.

Коефіцієнт критичної ліквідності (Quick ratio, QR) розраховується за формулою (ф.№1 р.(1195+1101+1102)/1695):

$$k_{\text{кл}} = \frac{\text{Високоліквідні поточні активи}}{\text{Поточні зобов'язання}} \quad (13)$$

Теоретично оптимальним рівнем коефіцієнта критичної ліквідності є значення 1. Однак на практиці у багатьох сферах діяльності він набагато нижчий. Значення, що перевищують 1, свідчать про низький фінансовий ризик та хороші потенційні можливості для залучення додаткових фінансових коштів.

На рисунку 2.10 представлено динаміку коефіцієнта абсолютної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

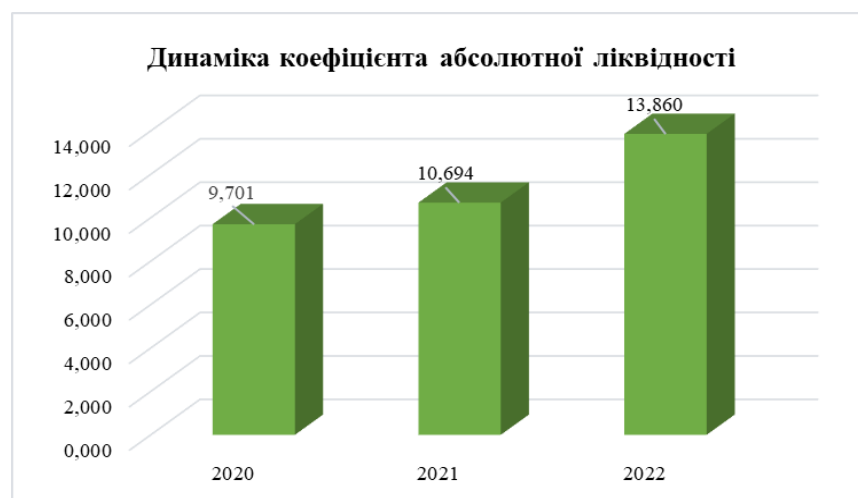


Рисунок 2.10 – Динаміка коефіцієнта абсолютної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Коефіцієнта абсолютної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр збільшився на 42,9%, що може вказувати на проблеми в компанії і свідчити про неефективну стратегію управління фінансовими ресурсами. Занадто високий показник абсолютної ліквідності говорить про те, що значна частина капіталу відволікається на формування непродуктивних активів.

На рисунку 2.11 представлено динаміку коефіцієнта загальної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

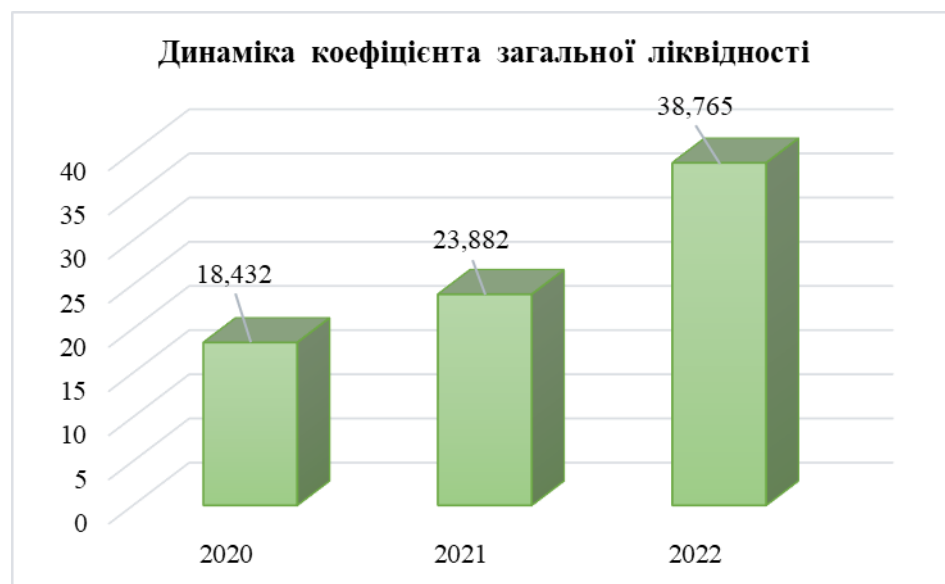


Рисунок 2.11 – Динаміка коефіцієнта загальної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

АТ «ПЗМС» має значення коефіцієнта загальної ліквідності, що значно перевищує 1, підприємство може володіти значним обсягом вільних ресурсів, які сформувалися завдяки власним джерелам. З позиції кредиторів підприємства такий варіант формування оборотних коштів є найбільш прийнятним. Одночасно, з погляду менеджера, значне нагромадження запасів на підприємстві, відволікання коштів у дебіторську заборгованість може бути пов'язане з неефективним управлінням активами.

На рисунку 2.12 представлено динаміку проміжного коефіцієнта покриття АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

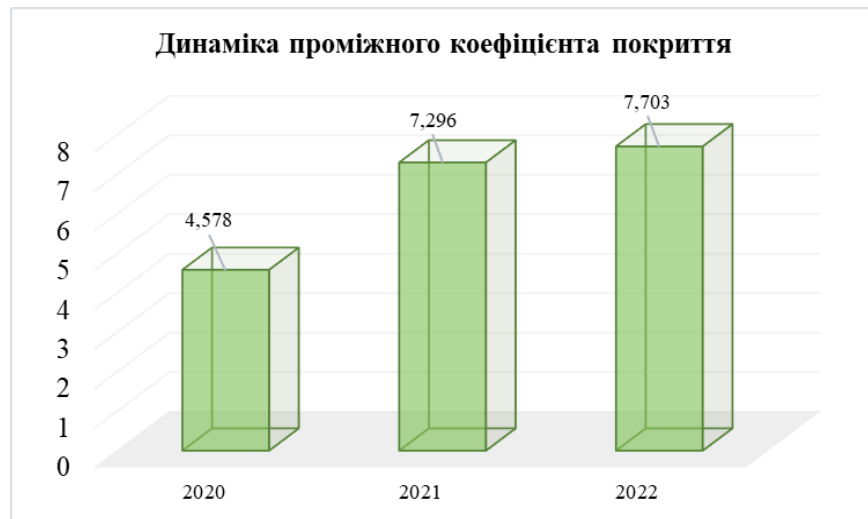


Рисунок 2.12 – Динаміка проміжного коефіцієнта покриття АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Показники проміжного коефіцієнта покриття АТ «ПЗМС» значно перевищують нормативні.

На рисунку 2.13 представлено динаміку коефіцієнта поточної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.



Рисунок 2.13 – Динаміка коефіцієнта поточної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Показники коефіцієнта поточної ліквідності АТ «ПЗМС» мають значення значно вище нормативного та водночас демонструють позитивну тенденцію.

На рисунку 2.14 представлено динаміку коефіцієнта критичної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр.

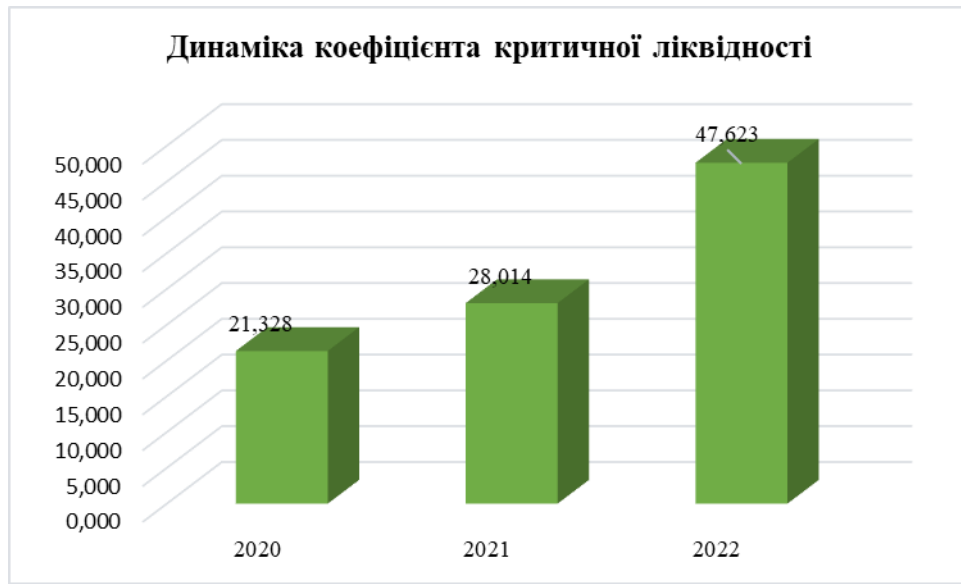


Рисунок 2.14 – Динаміка коефіцієнта критичної ліквідності АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. [25]

Показники коефіцієнта критичної ліквідності АТ «ПЗМС» мають значення значно вище нормативного та водночас демонструють позитивну тенденцію. Високі коефіцієнти критичної ліквідності вказують на те, що компанія має достатню кількість ліквідних активів для погашення своїх найзначущих зобов'язань в найближчому майбутньому. Це може бути позитивним сигналом і свідчити про фінансову стійкість компанії. Однак існують деякі аспекти, які слід враховувати:

Високий рівень ліквідності може вказувати на збереження занадто багато готівки, яка не приносить прибутку.

Занадто великі ліквідні активи можуть свідчити про неефективне управління ресурсами та неправильне розміщення капіталу.

Висновки за розділом 2

У другому розділі кваліфікаційної роботи було наведено основні відомості про Акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла». АТ «ПЗМС» є найбільшим заводом в Україні по виробництву медичного скла. Діяльність даного товариства має важливе суспільне значення, так як направлена на забезпечення потреби медичних закладів скляними виробами.

Розглянуто організаційно-управлінську структуру АТ «ПЗМС». В цілому організаційна структура підприємства повністю відповідає обраному напрямку виробництва та забезпечує нормальний виробничий процес.

Проведено аналіз фінансово-економічних показників АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. Результативність діяльності АТ «ПЗМС» розраховано за трьома групами показників: ефективність використання основних засобів, рентабельність та ліквідність.

За досліджуваний період коефіцієнту зносу основних засобів АТ «ПЗМС» збільшився на 33,4%, відповідно коефіцієнт придатності основних засобів зменшився на 18,6%, що свідчить про погіршення їх технічного стану.

Головна причина зниження фондівддачі – неефективне використання основних фондів (простої обладнання, недовикористання виробничих потужностей, низький коефіцієнт змінності, наявність невстановленого обладнання і тощо).

Частка основних засобів в активах за 2020-2022 рр. зменшилася на 19,2%, що може свідчити про ліквідацію або продаж неефективних, застарілих або збиткових активів; зміни в структурі компанії або перегляд бізнес-процесів; впровадження цифрових технологій та автоматизацію виробничих процесів, що може зменшити потребу в фізичних основних засобах.

За досліджуваний період операційна рентабельність основних засобів зменшилася на 49,5%. Зниження операційної рентабельності основних засобів може вказувати на проблеми, які виникли в управлінні та використанні основних активів підприємства.

Рентабельність продажу АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр, знизилася на 12%, але має достатньо високі показники, що свідчить про ефективне використання ресурсів, оптимізацію виробничих процесів та можливо високий попит на продукцію або послуги компанії.

За досліджуваний період динаміка активів зменшилася на 8,2%, хоча залишається в межах нормативних значень. Зменшення рентабельності активів може свідчити про ряд можливих проблем: використання застарілого або неефективного обладнання може зменшити продуктивність та прибутковість активів; збільшення фінансових витрат, таких як відсоткові платежі за позичками, також може впливати на загальну рентабельність.

За досліджуваний період рентабельність власного капіталу АТ «ПЗМС» зменшилася на 7%, проте знаходиться в межах норми. Проте, зниження рентабельності власного капіталу варто розглядати як сигнал для підприємства переглянути його стратегію, ефективність управління та можливість впровадження заходів для покращення фінансового стану.

Показники ліквідності АТ «ПЗМС» значно вище нормативних та мають тенденцію до збільшення. Занадто великі ліквідні активи можуть свідчити про неефективне управління ресурсами та неправильне розміщення капіталу.

Загалом діяльність АТ «ПЗМС» є прибутковою, фінансовий стан стабільним.

РОЗДІЛ 3. ЗАСТОСУВАННЯ ЕКОНОМЕТРИЧНИХ МЕТОДІВ ДЛЯ АНАЛІЗУ ДІЯЛЬНОСТІ АТ «ПЗМС»

3.1 Побудова та дослідження рівняння парної лінійної регресії

Прості лінійні регресійні моделі встановлюють лінійну залежність між двома змінними. При цьому одна із змінних вважається залежною змінною (Y) та розглядається як функція від незалежної змінної (X).

У загальному вигляді проста вибіркова регресійна модель запишеться так:

$$Y = a_0 + a_1 X + u, \quad (3.1)$$

де Y – вектор спостережень за залежною змінною;

X – вектор спостережень за незалежною змінною;

a_0, a_1 – невідомі параметри регресійної моделі;

u – вектор випадкових величин (помилки).

Регресійна модель називається лінійною, якщо вона лінійна за своїми параметрами. Отже, модель (3.1) є лінійною регресійною моделлю [8].

Французький математик Лежандром у XIX ст. запропонував метод знаходження теоретичної лінії, наближеної до фактичних даних як мінімальну суму (S) квадратів відхилення їх ординат Y_i від теоретичних значень Y :

$$S = \sum_{i=1}^n u_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y - Y_i)^2 = \min \quad (3.2)$$

З цього і назва методу – метод найменших квадратів (або скорочено МНК). Відхилення, або помилки, ще інколи називають залишками. Треба проводити пряму таким чином, щоб сума квадратів помилок була мінімальною:

$$\sum_{i=1}^n u_i^2 = \sum_{i=1}^n (Y_{\text{факт}} - a_0 - a_1 X_i)^2 = f(a_0, a_1) \rightarrow \min \quad (3.3)$$

Визначимо значення a_0 та a_1 , які мінімізують вираз (3.3). Мінімум функції (3.3) досягається за необхідних умов, коли перші похідні дорівнюють нулеві, тобто

$$\begin{cases} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n u_i^2)}{\partial a_0} = \frac{\partial f(a_0, a_1)}{\partial a_0} = 0; \\ \frac{\partial(\sum_{i=1}^n u_i^2)}{\partial a_1} = \frac{\partial f(a_0, a_1)}{\partial a_1} = 0; \end{cases} \quad (3.4)$$

$$\begin{cases} \frac{\partial(\sum_{i=1}^n u_i^2)}{\partial a_0} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_{\text{факт}} - a_0 - a_1 x_i) = 0; \\ \frac{\partial(\sum_{i=1}^n u_i^2)}{\partial a_1} = -2 \sum_{i=1}^n (Y_{\text{факт}} - a_0 - a_1 x_i) x_i = 0. \end{cases} \quad (3.5)$$

Звідки отримаємо систему лінійних рівнянь яка називається нормальною:

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n Y_{\text{факт}} = n a_0 + a_1 \sum_{i=1}^n X_i \\ \sum_{i=1}^n Y_{\text{факт}} X_i = a_0 \sum_{i=1}^n X_i + a_1 \sum_{i=1}^n X_i^2 \end{cases} \quad (3.6)$$

Всі суми, що входять в систему, обраховуються на основі вхідних статистичних даних.

Після вибору виду рівняння регресії та знаходження його параметрів розпочинають наступний етап – кореляційний аналіз, тобто дають оцінку тісноти та значимості зв'язку змінних у регресійній моделі. Тісноту зв'язку між залежною змінною Y та незалежною змінною X оцінюють за допомогою статистичних характеристик: коефіцієнт детермінації, коефіцієнт кореляції. За допомогою цих коефіцієнтів перевіряється відповідність побудованої

регресійної моделі (теоретичної) фактичним даним. У поняття «тіснота зв'язку» вкладається оцінка впливу незалежної змінної (X) на залежну змінну (Y).

Після встановлення тісноти зв'язку між змінними моделі характеризують значимість зв'язку, яка в кореляційному аналізі частіше всього здійснюється за допомогою F-критерію Фішера.

Коефіцієнт детермінації показує, якою мірою варіація залежної змінної (результативного показника) Y визначається варіацією незалежної змінної (вхідного показника) X . Тобто дається відповідь на запитання, чи справді зміна значення Y лінійно залежить саме від зміни значення X , а не відбувається під впливом різних випадкових факторів. Він використовується як при лінійному, так і при нелінійному зв'язку між змінними та розраховується за формулою [8]:

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{розр} - Y_{сер})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_{факт} - Y_{сер})^2} \quad (3.7)$$

де $Y_{розр}$ – теоретичні значення залежної змінної на підставі побудованої регресійної моделі; $Y_{сер}$ – загальна середня фактичних даних залежної змінної; $Y_{факт}$ – фактичні індивідуальні значення залежної змінної. Коефіцієнт детермінації приймає значення від 0 (відсутній лінійний зв'язок між показниками) до 1 (відсутній кореляційний зв'язок між показниками).

Найпростішим критерієм, який дає кількісну оцінку зв'язку між двома показниками, є коефіцієнт кореляції (або індекс кореляції). Він розраховується за такою формулою:

$$R = \pm \sqrt{1 - \frac{\sum_{i=1}^n (Y_{факт} - Y_{розр})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_{факт} - Y_{сер})^2}} \quad (3.8)$$

Чим ближче коефіцієнт кореляції до одиниці, тим тісніше зв'язок між незалежною та залежною змінними. Іноді для спрощення розрахунків тісноту кореляційного зв'язку характеризують коефіцієнтом кореляції, який розраховується за формулою:

$$R = \sqrt{R^2} \quad (3.9)$$

Значення R лежить у діапазоні від -1 до $+1$. При $R=0$ змінні не можуть мати лінійного кореляційного зв'язку. Ступінь тісноти їх лінійної залежності зростає при наближенні R до ± 1 . Кореляційний зв'язок між показниками відсутній при $R=\pm 1$. Коли $R>0$, то зв'язок між показниками прямий, якщо $R<0$ – обернений.

Тестування значимості змінної X , або адекватності моделі проводиться за критерієм Фішера. Перевіряється, чи справді незалежна X впливає на значення залежної Y . Використовуючи суми квадратів відхилень, обчислимо F -критерій Фішера за формулою:

$$F_{розр} = \frac{\sum (Y_{факт} - Y_{сер})^2}{\sum (Y_{факт} - Y_{розр})^2} \quad (3.10)$$

Розрахунковий критерій Фішера з урахуванням ступенів вільності обчислюємо за формулою:

$$F_{розр} = \frac{\sum (Y_{розр} - Y_{сер})^2 / m}{\sum (Y_{факт} - Y_{сер})^2 / n - m - 1} \quad (3.11)$$

де m , $(n-m-1)$ – число ступенів вільності відповідно чисельника та знаменника залежності;

n – кількість спостережень;

m – кількість незалежних змінних.

За таблицями F -розподілу Фішера знаходимо F -критичне значення при заданому рівні значимості (або помилки) та за ступенями вільності f_1 та f_2 :

$f_1 = (n - m - 1)$, $f_2 = (n - 1)$, де n – кількість спостережень; m – кількість незалежних змінних.

Можлива помилка (рівень значимості) α може прийматися або 0,05 або 0,01. Це означає, що у 5% або 1% випадків ми можемо помилитися, а у 95% або 99% випадків (рівень довіри) наші висновки будуть правильними.

Якщо за своїми значеннями $F_{розн} > F_{табл}$, то можна зробити висновок про адекватність побудованої моделі – припускаємо присутність лінійного зв'язку.

Зв'язок між коефіцієнтом детермінації (R^2) та F-критерієм Фішера Між коефіцієнтом детермінації R^2 та F-критерієм Фішера є зв'язок:

$$F = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m - 1}{m} \quad (3.12)$$

Отже, можливе тестування адекватності моделі, використовуючи тільки коефіцієнт детермінації.

Під терміном «ступінь вільності» (ступінь свободи) в економетрії розуміють число, яке показує, скільки незалежних елементів інформації із змінних Y_i ($i = 1 \dots n$) потрібно для розрахунку розглядаємої суми квадратів.

В кореляційному аналізі існує рівняння, яке пов'язує відхилення загальної суми квадратів із залишковою сумою квадратів та сумою квадратів, що пояснює регресію:

$$S_y = S_u + S_Y \quad (3.13)$$

де S_y – загальна сума квадратів відхилень:

$$S_y = \sum (Y_{факт} - Y_{сер})^2 \quad (3.14)$$

S_u – залишкова сума квадратів відхилень:

$$S_u = \sum (Y_{факт} - Y_{розн})^2 \quad (3.15)$$

S_Y – регресійна сума квадратів відхилень:

$$S_Y = \sum (Y_{розр} - Y_{сер})^2 \quad (3.16)$$

Кожна із зазначених сум пов'язана з ступенями вільності: для загальної суми квадратів S_y потрібно $(n-1)$ незалежних чисел, тобто ступенів вільності; для регресійної суми квадратів S_u – $(n-m_1)$ ступенів вільності; для регресійної суми квадратів S_Y – (m_1-1) ступенів вільності, де n – кількість спостережень; m_1 – кількість параметрів моделі.

Визначаємо стандартні похибки оцінок параметрів моделі з урахуванням дисперсії залишків:

$$S_{\beta_j} = \sqrt{\sigma_u^2 c_{kj}} \quad (3.17)$$

де σ_u^2 дисперсія залишків:

$$\sigma_u^2 = \frac{\sum_{i=1}^n u_i^2}{n - m_1} \quad (3.18)$$

c_{kj} – елемент матриці похибок C (матриця, обернена до матриці коефіцієнтів системи нормальних рівнянь);

m_1 – кількість параметрів моделі.

В залежності від значення стандартної похибки робиться висновок про ступінь незміщеності оцінок параметрів.

Коли стандартні помилки параметрів S_{β_j} не перевищують абсолютні значення цих параметрів, то це може означати, що оцінки параметрів є незміщеними відносно їх істотних значень. Параметри можуть мати зміщення, яке обумовлене невеликою сукупністю спостережень.

Порівнюються стандартні похибки оцінки з величиною оцінки: $\frac{S_{\beta_j}}{\beta_j} 100$.

Якщо ці величини є невеликими (менше 10%) – це характеризує модель позитивно.

Визначається також середньоквадратичне відхилення (похибка)

$$S_{yx} = \pm \sqrt{\frac{\sum (Y_{\text{факт}} - Y_{\text{розра}})^2}{n-1}} \quad (3.19)$$

Теорія похибок рекомендує при кількості вибірок меншої від 25-30 у знаменнику підкорінної дробі використовувати $(n-1)$ замість n .

Відносна похибка:

$$\sigma = \frac{S_{yx}}{Y_{\text{сер}}} \cdot 100 \quad (3.20)$$

Величина відносної похибки теоретично в економічних розрахунках повинна складати не більше 6%.

Коефіцієнт еластичності K_{el} відображає, на скільки відсотків зміниться показник Y , при зміні фактору X на один відсоток. Він обраховується для базисних значень та прогнозу за формулою:

$$K_{el} = a \frac{X}{Y_P} \quad (3.21)$$

Отже, аналіз регресії включає оцінку значимості коефіцієнтів, визначення ступеня придатності моделі, а також діагностику помилок та інші аспекти, які допомагають оцінити якість та надійність моделі. Регресійний аналіз широко використовується в статистиці, економіці, фінансах та інших галузях для вивчення взаємозв'язків між змінними та прогнозування результатів.

Побудуємо моделі парної лінійної регресії для аналізу залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від таких економічних показників: необоротні активи, оборотні активи, власний капітал, поточні зобов'язання. Побудовані моделі використаємо для прогнозування чистого доходу від реалізації продукції на майбутній період.

Чистий дохід від реалізації продукції є ключовим показником фінансової ефективності підприємства і вказує на його здатність генерувати прибуток в результаті основної господарської діяльності.

Інформаційна база моделювання сформована на підставі фінансової звітності АТ «ПЗМС» за 2011-2022 рр., табл. 3.1.

Таблиця 3.1 – Статистичні дані АТ «ПЗМС» [25]

Роки	Чистий дохід від реалізації продукції, тис. грн., (Y)	Необоротні активи, тис. грн., (X ₁)	Оборотні активи, тис. грн., (X ₂)	Власний капітал, тис. грн., (X ₃)	Поточні зобов'язання, тис. грн., (X ₄)
2011	225952	67033	159597	210297	15268
2012	223107	95954	167149	238640	24511
2013	214784	105499	174526	248724	31301
2014	239685	130640	229565	325971	34234
2015	327197	221534	191280	387947	24867
2016	318074	303480	181295	464752	20023
2017	354951	320983	249013	553644	16352
2018	370442	362580	237960	578780	22057
2019	403890	408954	305481	698751	15684
2020	392744	396185	381011	756525	20671
2021	430956	378973	407498	769408	17063
2022	388102	336479	495452	819150	12781
	R	0,967	0,765	0,953	-0,613

В таблиці наведено кореляційне відношення кожного незалежного фактору до чистого доходу від реалізації продукції. Отже, всі обрані фактори мають значний вплив на формування чистого доходу від реалізації продукції.

Обсяг необоротних активів впливає на формування чистого доходу від реалізації продукції в різні способи. Необоротні активи, такі як обладнання та машини, включаються в амортизаційні витрати. Зменшення вартості активів через амортизацію може зменшити прибуток, що впливає на чистий дохід.

Обслуговування та утримання необоротних активів може вимагати додаткових витрат. Високі витрати на обслуговування можуть знизити чистий дохід. Якщо підприємство ефективно використовує необоротні активи у виробничому процесі, це може призвести до підвищення продуктивності та виробничої ефективності, що може позитивно позначитися на чистому доході. Залежно від стану необоротних активів, підприємство може здійснювати інвестиції в їх розширення або оновлення. Ці витрати можуть впливати на чистий дохід через збільшення витрат або покращення ефективності.

Оборотні активи також можуть впливати на формування чистого доходу від реалізації продукції. Розмір запасів може впливати на витрати на утримання і управління запасами. Якщо обсяг запасів занадто великий, може збільшитися вартість утримання і ризик застою. З іншого боку, занадто малі запаси можуть впливати на недостатність товарів для виробництва та впливати на виробничу діяльність. Велика дебіторська заборгованість може сповільнити обіг коштів, особливо якщо клієнти затримують оплату. Це може впливати на ліквідність та доступність грошових потоків для оплати зобов'язань. Ефективне управління грошовими ресурсами може позитивно впливати на фінансову стабільність підприємства. Збільшення грошових еквівалентів і доступність на банківських рахунках може забезпечити більше можливостей для інвестицій чи оплати зобов'язань. Оборотні активи взаємодіють у циклі обороту коштів разом з виробництвом та реалізацією. Зменшення часу обороту може призвести до підвищення ефективності використання ресурсів та збільшення чистого доходу. Отже, важливо балансувати рівень оборотних активів, щоб забезпечити оптимальний вплив на чистий дохід від реалізації продукції.

Власний капітал відіграє важливу роль у формуванні чистого доходу від реалізації продукції. Власний капітал є джерелом фінансування операцій підприємства. Коли підприємство використовує власні кошти для фінансування,

воно може уникнути виплати відсотків за позиками. Це може призвести до зменшення фінансових витрат і підвищення чистого доходу. Власний капітал може впливати на здатність підприємства утримувати великі рівні запасів та оборотних активів. Оптимальне управління цими активами може впливати на ефективність виробництва і відповідно на чистий дохід від реалізації продукції. Власний капітал може забезпечити підприємство достатнім рівнем грошового потоку. Наявність достатнього грошового резерву може допомогти забезпечити фінансову стійкість і зменшити ризик неплатоспроможності. Капітал, вкладений власниками підприємства, є дешевшим з точки зору вартості, оскільки не вимагає виплати відсотків, як у випадку позик. Зменшення фінансових витрат може призвести до збільшення чистого доходу. Значний рівень власного капіталу робить підприємство більш привабливим для потенційних інвесторів та кредиторів. Це може забезпечити підприємству більше можливостей для залучення додаткового капіталу та розвитку проектів, що впливають на чистий дохід. Узагальнюючи, власний капітал не лише забезпечує фінансове забезпечення для підприємства, але й впливає на його фінансову структуру та рішення, що мають важливий вплив на чистий дохід від реалізації продукції.

Поточні зобов'язання (короткострокові зобов'язання) можуть впливати на формування чистого доходу від реалізації продукції на різних етапах фінансового циклу підприємства. Якщо підприємство використовує поточні зобов'язання для фінансування своєї діяльності, наприклад, за допомогою короткострокових позик, то воно може стикатися з витратами на відсотки. Великий обсяг короткострокових зобов'язань може призвести до високих фінансових витрат і, відповідно, зменшити чистий дохід. Якщо підприємство має зобов'язання, які повинні бути виплачені невідкладно, це може вплинути на його ліквідність та грошовий потік. Виплата поточних зобов'язань може зменшити грошові резерви підприємства, що може вплинути на його фінансову

стабільність. Поточні зобов'язання і поточні активи утворюють робочий капітал. Оптимальне управління робочим капіталом може впливати на ліквідність підприємства та його здатність фінансувати операції. Збільшення обсягу поточних зобов'язань може покращити робочий капітал, але при цьому може зростати й ризик. Великий обсяг поточних зобов'язань може вплинути на вартість капіталу підприємства. Короткострокові кредити можуть мати вищі відсоткові ставки, що збільшує фінансові витрати та впливає на чистий дохід. Збалансоване управління поточними зобов'язаннями може допомогти максимізувати чистий дохід від реалізації продукції та підтримувати фінансову стійкість підприємства.

Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів представлено на рис. 3.1 –3.2.

▲	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	
1	Роки	Y	XI	Y*X	X ²	Y _p	(Y-Y _p) ²	(Y-Y _p) ²	(X-X _p) ²	D _y	Y _{min}	Y _{max}	K _{ст}	
2	2011	225952	67033	15146240416	4493423089	209491,82	270937600,81	9644222025	37503485516,69	26291,27	183200,55	235783,09	0,19	
3	2012	223107	95954	21408009078	9207170116	226615,97	12312863,21	10211102500	27138334081,36	23567,69	203048,27	250183,66	0,25	
4	2013	214784	105499	22659497216	11130039001	232267,57	305675304,81	11962453129	24084608594,69	22703,07	209564,51	254970,64	0,27	
5	2014	239685	130640	31312448400	17066809600	247153,58	55779719,01	7135518784	16913305951,36	20529,92	226623,67	267683,50	0,31	
6	2015	327197	221534	72485260198	49077313156	300972,00	687750370,24	9241600	1533283701,36	14831,82	286140,19	315803,82	0,44	
7	2016	318074	303480	96529097520	92100110400	349492,31	987110101,81	37002889	1830884258,03	14962,68	334529,63	364454,98	0,51	
8	2017	354951	320983	113933236833	103030086289	359855,85	24057564,48	948270436	3635105166,69	15732,73	344123,12	375588,58	0,53	
9	2018	370442	362580	134314860360	131464256400	384485,47	197219158,25	2142301225	10381334358,03	18327,62	366157,85	402813,09	0,56	
10	2019	403890	408954	165172431060	167243374116	411943,56	64859873,79	6357351289	21981867748,03	22088,03	389855,53	434031,59	0,59	
11	2020	392744	396185	155599281640	156962554225	404383,03	135466924,23	4704176569	18358578871,36	20986,00	383397,03	425369,02	0,58	
12	2021	430956	378973	163320688188	143620534729	394191,78	1351607537,21	11406026401	13990592096,69	19575,16	374616,63	413766,94	0,57	
13	2022	388102	336479	130588172858	113218117441	369031,05	363701238,26	4088963025	5743795681,36	16587,50	352443,55	385618,54	0,54	
14	2023		337000		Прогноз:	369339,53						352720,77	385958,29	0,54
15		3889884	3128294	1122469223767	998613788562	3889884,00	4456478256,11	68646629872	183095176025,67					
16		n =	12,00	X _c =	260691,17	R =	0,96700							
17		a =	0,59	Y _c =	324157,00	F _{роз} =	144,04	t _{крит} =	2,201					
18		b =	169801,52	s =	22252,29	F _{крит} =	4,965							

Рисунок 3.1 – Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів

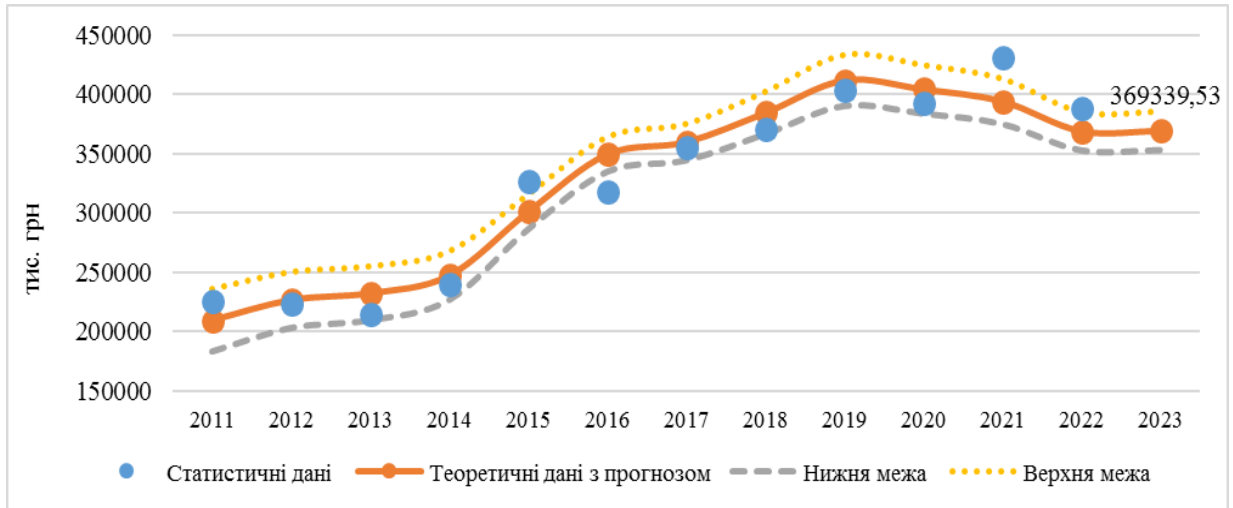


Рисунок 3.2 – Графічне представлення побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів

Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від оборотних активів представлено на рис. 3.3–3.4.

▲	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Роки	Y	X ²	Y*X	X ²	Y _p	(Y-Y _p) ²	(Y-Y _p) ²	(X-X _p) ²	D _y	Y _{min}	Y _{max}	K _{ст}
2	2011	225952	159597	36061261344	25471202409	266056	1608293290	9644222025	11106750988	50687	215369	316742	0,33
3	2012	223107	167149	37292111943	27938788201	270219	2219540862	10211102500	9571994709	48896	221323	319115	0,34
4	2013	214784	174526	37485392384	30459324676	274286	3540487512	11962453129	8182934063	47217	227069	321503	0,35
5	2014	239685	229565	55023287025	52700089225	304629	4217773458	7135518784	1254616880	37742	266888	342371	0,42
6	2015	327197	191280	62586242160	36588038400	283523	1907453648	9241600	5432511260	43702	239821	327225	0,37
7	2016	318074	181295	57665225830	32867877025	278018	1604499669	37002889	7004111746	45743	232274	323761	0,36
8	2017	354951	249013	88387413363	62007474169	315351	1568143531	948270436	255123038	36171	279181	351522	0,44
9	2018	370442	237960	88150325400	56624893611	309258	3743539150	2142301225	730389233	36926	272331	346184	0,42
10	2019	403890	305481	123380721090	93318641361	346482	3295630545	6357351289	1639879735	38330	308152	384813	0,49
11	2020	392744	381011	149639784184	145169382121	388123	21356943	4704176569	13461900075	53318	334805	441440	0,54
12	2021	430956	407498	175613708088	166054620004	402725	796982928	11406026401	20309792297	60319	342406	463044	0,56
13	2022	388102	495452	192285912104	245472684304	451215	3983222842	4088963025	53114774698	86313	364902	537528	0,61
14	2023		500000		Прогноз:	453722			55231781636,76	87726,03	365996	541448	0,61
15		3889884	3179827	1103571384915	974673015506	3889884	28506924379	68646629872	132064778723				
16		n =	12,00	X _e =	264985,57	R =	0,76468						
17		a =	0,55	Y _e =	324157,00	F _{роз} =	14,08	t _{крит} =	2,201				
18		b =	178068,57	S =	56279,98	F _{крит} =	4,965						

Рисунок 3.3 – Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від оборотних активів

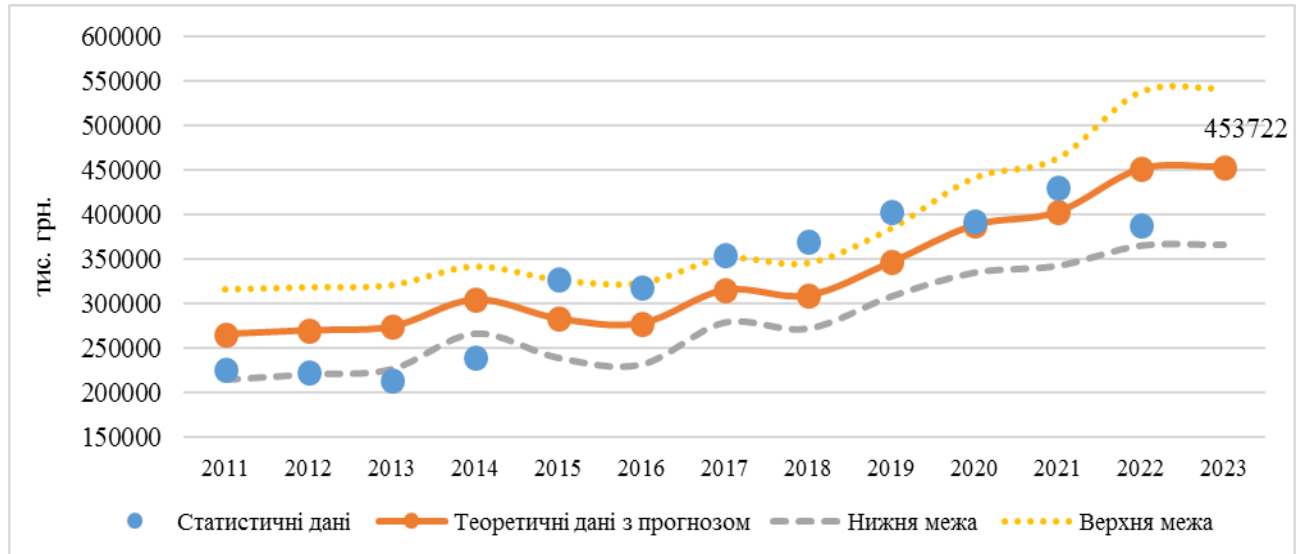


Рисунок 3.4 – Графічне представлення побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від оборотних активів

Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від власного капіталу представлено на рис. 3.5–3.6.

▲	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Роки	Y	X3	Y*X	X ²	Y _p	(Y-Y _p) ²	(Y-Y _p) ²	(X-X _p) ²	D _y	Y _{min}	Y _{max}	K _{дт}
2	2011	225952	210297	47517027744	44224828209	224974	956616	9644222025	86486253302	28614	196360	253588	0,32
3	2012	223107	238640	53242254480	56949049600	234533	130550603	10211102500	70619050997	26842	207691	261375	0,34
4	2013	214784	248724	53421935616	61863628176	237934	535913126	11962453129	65361244274	26228	211706	264162	0,35
5	2014	239685	325971	78130359135	106257092841	263986	590542015	7135518784	31830646341	21913	242073	285899	0,42
6	2015	327197	387947	126935094559	150502874809	284888	1790046787	9241600	13557214571	19156	265732	304044	0,46
7	2016	318074	464752	147825527648	215994421504	310791	53038309	37002889	1570572756	17108	293683	327899	0,50
8	2017	354951	553644	196516491444	306521678736	340771	201074744	948270436	2426700074	17262	323508	358033	0,55
9	2018	370442	578780	214404579521	334986784497	349248	449168138	2142301225	5535058861	17812	331437	367060	0,56
10	2019	403890	698751	282218541390	488252960001	389710	201083481	6357351289	37779132304	22738	366972	412448	0,60
11	2020	392744	756525	297120654600	572330075625	409194	270616671	4704176569	63575864320	26016	383178	435211	0,62
12	2021	430956	769408	331580994048	591988670464	413539	303339945	11406026401	70238540891	26798	386742	440337	0,63
13	2022	388102	819150	317913753300	671006722500	430315	1781962467	4088963025	99078609034	29947	400369	460262	0,64
14	2023		820000		Прогноз:	430602			99614436365	30002	400600	460604	0,64
15		3889884	6052589	2146827213485	3600878786962	3889884	6308292902	68646629872	548058887724				
16		n =	12,00	X _c =	504382,45	R =	0,95295						
17		a =	0,34	Y _c =	324157,00	F _{роз} =	98,82	t _{крит} =	2,201				
18		b =	154049,30	S =	26474,92	F _{крит} =	4,965						

Рисунок 3.5 – Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від власного капіталу

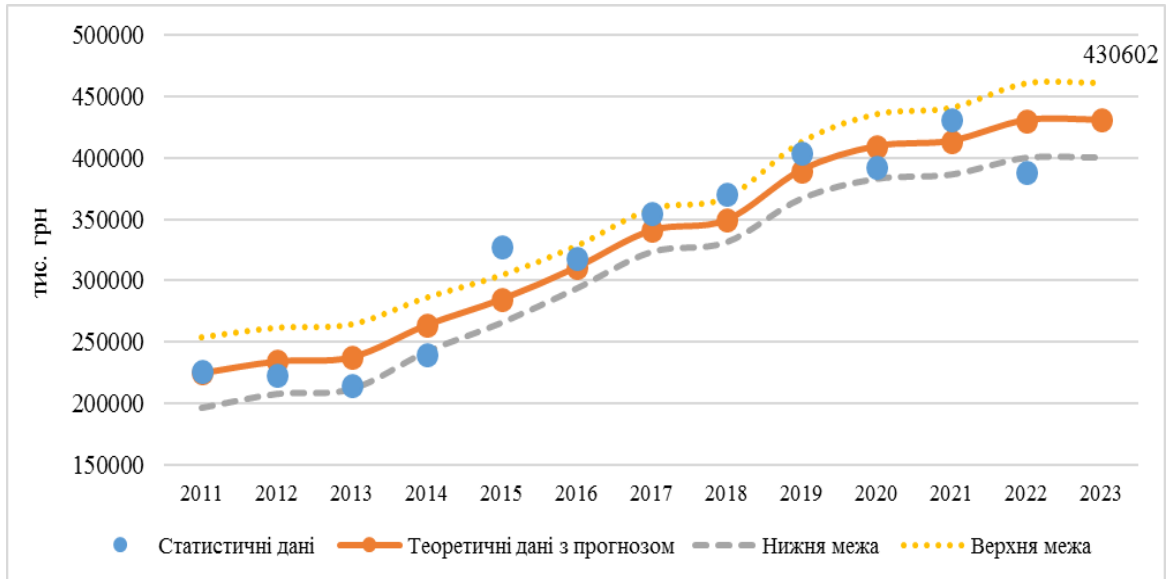


Рисунок 3.6 – Графічне представлення побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від власного капіталу

Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від поточних зобов'язань представлено на рис. 3.7–3.8.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M
1	Роки	Y	X^2	$Y \cdot X$	X^2	Y_p	$(Y - Y_p)^2$	$(Y - Y_e)^2$	$(X - X_e)^2$	D_y	Y_{min}	Y_{max}	$K_{ст}$
2	2011	225952	15268	3449835136	233111824	368111	20209211265	9644222025	35596991	60375	307736	428486	-0,31
3	2012	223107	24511	5468575677	600789121	300018	5915238949	10211102500	10736622	49405	250612	349423	-0,60
4	2013	214784	31301	6722953984	979752601	249995	1239843772	11962453129	101338017	82642	167353	332638	-0,92
5	2014	239685	34234	8205376290	1171966756	228388	127624504	7135518784	168991643	100533	127855	328921	-1,10
6	2015	327197	24867	8136407799	618367689	297395	888163629	9241600	13196354	50597	246798	347992	-0,62
7	2016	318074	20023	6368795702	400920529	333081	225205508	37002889	1467300	44630	288451	377711	-0,44
8	2017	354951	16352	5804158752	267387904	360125	26772742	948270436	23837063	55457	304668	415582	-0,33
9	2018	370442	22057	8170786274	486504947	318097	2739962417	2142301225	676565	44199	273898	362296	-0,51
10	2019	403890	15684	6334610760	245987856	365046	1508823829	6357351289	30806068	58422	306625	423468	-0,32
11	2020	392744	20671	8118411224	427290241	328307	4152125769	4704176569	317331	44002	284305	372309	-0,46
12	2021	430956	17063	7353402228	291145969	354887	5786450828	11406026401	17399922	52571	302317	407458	-0,35
13	2022	388102	12781	4960331662	163353961	386433	2785814	4088963025	71458643	73364	313069	459797	-0,24
14	2023		14000		Прогноз:	377453					310699	444206	-0,27
15		3889884	254812	79093645488	5886579398	3889884	42822209026	68646629872	475822520				
16		$n =$	12,00	$X_e =$	21234,32	$R =$	0,61335						
17		$a =$	-7,37	$Y_e =$	324157,00	$F_{роз} =$	6,03	$t_{крит} =$	2,201				
18		$b =$	480591,01	$S =$	68978,43	$F_{крит} =$	4,965						

Рисунок 3.7 – Результати побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від поточних зобов'язань

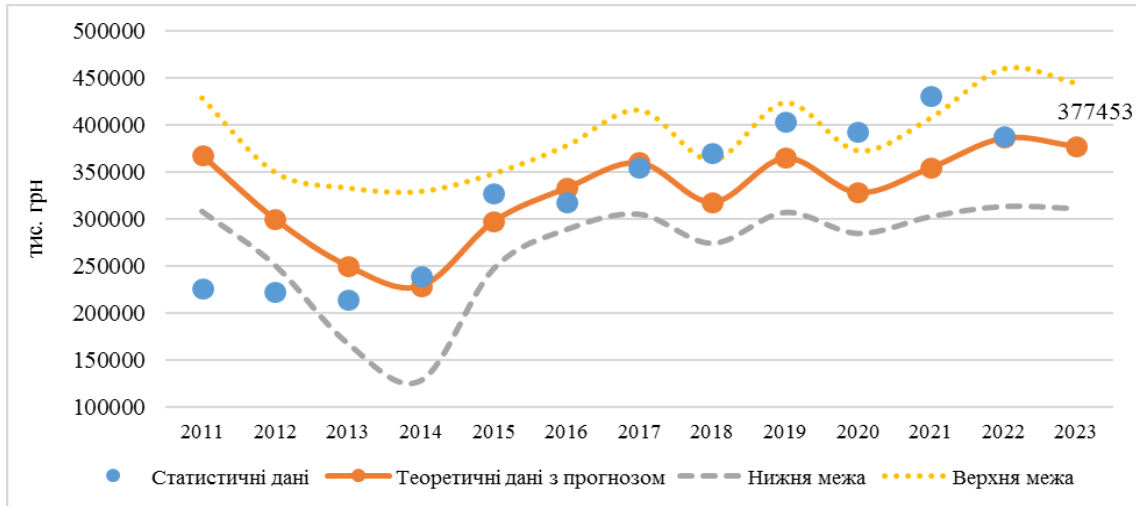


Рисунок 3.8 – Графічне представлення побудови парної лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від поточних зобов'язань

В таблиці 3.2 подано узагальнюючу статистику та результати прогнозування чистого доходу від реалізації продукції за парною лінійною регресією.

Таблиця 3.2 – Статистика та результати прогнозування чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» за парною лінійною регресією

Рівняння регресії	F статистика		R	Прогнозне значення чистого доходу на 2023 р. з довірчим інтервалом, тис. грн			Кел
	$F_{роз}$	$F_{крит}$		Y_p	Y_{min}	Y_{max}	
$Y=0,59X_1+169801,52$	144,04	4,965	0,97	369339,5	352720,8	385958,3	0,54
$Y=0,55X_2+178068,57$	14,08	4,965	0,76	453722,1	365996,1	541448,1	0,61
$Y=0,34X_3+154049,32$	98,82	4,965	0,95	430602	400600	460604	0,64
$Y= -7,37X_4 + 480591,01$	6,03	4,965	0,61	377452,5	310699,4	444205,7	-0,27

Отже, рівняння лінійної регресії залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів має вигляд $Y=0,59X_1+169801,52$; від оборотних активів $Y=0,55X_2+178068,57$; від власного капіталу $Y=0,34X_3+154049,32$; від поточних зобов'язань $Y= -7,37X_4 + 480591,01$.

Оскільки $F_{роз} > F_{крит}$ для всіх побудованих моделей, то з надійною ймовірністю $P=0,95$ можна вважати, що математичні моделі адекватні експериментальним даним і на основі цих моделей можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

Для фактора $X_1 = 337000$ тис. грн. точкова оцінка прогнозу показника має значення $Y_p = 369339,53$ тис. грн. З надійною ймовірністю $P=0,95$ прогноз показника буде набувати значення в інтервалі $(352720,77; 385958,29)$. Для прогнозу зміна фактора на 1% викличе зміну показника в середньому на 0,54%.

Для фактора $X_2 = 500000$ тис. грн. точкова оцінка прогнозу показника має значення $Y_p = 453722$ тис. грн. З надійною ймовірністю $P=0,95$ прогноз показника буде набувати значення в інтервалі $(365996; 541448)$. Для прогнозу зміна фактора на 1% викличе зміну показника в середньому на 0,61%.

Для фактора $X_3 = 820000$ тис. грн. точкова оцінка прогнозу показника має значення $Y_p = 430602$ тис. грн. З надійною ймовірністю $P=0,95$ прогноз показника буде набувати значення в інтервалі $(400600; 460604)$. Для прогнозу зміна фактора на 1% викличе зміну показника в середньому на 0,64%.

Для фактора $X_4 = 14000$ тис. грн. точкова оцінка прогнозу показника має значення $Y_p = 377453$ тис. грн. З надійною ймовірністю $P=0,95$ прогноз показника буде набувати значення в інтервалі $(310699; 444206)$. Для прогнозу зміна фактора на 1% викличе зміну показника в середньому на -0,27%.

За критерієм песимізму в 2023 році прогнозне значення чистого доходу від реалізації буде знаходитися на рівні 369339,5 тис.грн. За критерієм оптимізму даний показник становитиме 453722,1 тис.грн. в 2023 році.

Отримані прогнозні значення можна використовувати для стратегічного планування діяльності АТ «ПЗМС».

Дану методику прогнозування можна використовувати для планування інших фінансово-економічних показників АТ «ПЗМС».

3.2 Побудова та дослідження рівняння множинної лінійної регресії

Завданням кореляційно-регресійного аналізу є побудова та аналіз економіко-математичної моделі рівняння регресії (рівняння кореляційного зв'язку), що відображає залежність результативної ознаки від кількох факторних ознак і дає оцінку міри щільності зв'язку. Кореляційні зв'язки встановлюються в середньому для великої сукупності даних з інформаційної бази, яка має достатньо типові та надійні статистичні характеристики, а також якісну однорідність (наближеність умов формування результативних і факторних ознак) та кількісну однорідність (відсутність одиниці спостереження, яка за числовими характеристиками суттєво відрізняється від основної маси даних). Ці особливості потребують розв'язання двох задач: знаходження форми функціонального зв'язку та визначення міри наближення кореляційного зв'язку за ним.

Однією з найбільш простих і розповсюджених моделей є лінійна регресія, але вона, як правило, не може забезпечити необхідну точність прогнозування. Щоб збільшити точність прогнозу та зменшити мінливість показника використовуються багатofакторні моделі (множинна кореляція). При виборі незалежних змінних (факторів) в таких моделях потрібно враховувати наявність зв'язку з залежною змінною (показником) та відсутність тісного зв'язку з будь-якою іншою незалежною змінною, тобто взаємної кореляції. Фактори повинні відображати різні аспекти досліджуваного процесу. Для аналізу щільності зв'язку в багатofакторній кореляційно-регресійній моделі складають матрицю парних коефіцієнтів кореляції, які вимірюють щільність лінійного зв'язку кожного фактора з результативною ознакою і з кожною з решти ознак-факторів (кореляційна матриця). За формою зв'язку розрізняють кореляційні зв'язки прямі й обернені, лінійні й нелінійні, одно й багатofакторні. Прямі й обернені зв'язки розрізняють залежно від напрямку зміни результативної ознаки при зміні

факторної ознаки. Якщо співпадають напрями – прямий зв’язок, якщо ні – обернений. Залежно від характеру зміни показника Y при зміні фактора X виділяють лінійні та нелінійні зв’язки [17].

Продовжимо дослідження факторів, які впливають на формування чистого доходу від реалізації продукції.

Об’єктом моделювання є дані отримані на підставі фінансової звітності АТ «ПЗМС» за 2011-2022 рр., табл. 3.3.

Таблиця 3.3 – Статистичні дані АТ «ПЗМС» [25]

Рік	Чистий дохід від реалізації продукції, тис. грн, (Y)	Основні засоби, тис. грн, (X ₁)	Оборотні активи, тис. грн, (X ₂)	Поточні зобов’язання і забезпечення, тис. грн, (X ₃)	Власний капітал, тис. грн, (X ₄)
2011	225952	145834	159597	15268	210297
2012	223107	162124	167149	24511	238640
2013	214784	179125	174526	31301	248724
2014	239685	200594	229565	34234	325971
2015	327197	309325	191280	24867	387947
2016	318074	406141	181295	20023	464752
2017	354951	430555	249013	16352	553644
2018	370442	526357	237960	22057	578780
2019	403890	576651	305481	15684	698751
2020	392744	581044	381011	20671	756525
2021	430956	616579	407498	17063	769408
2022	388102	617856	495452	12781	819150

Сукупність інформаційних вхідних даних необхідно перевірити на наявність лінійної залежності між усіма або кількома факторними ознаками (мультиколінеарність). В економічних процесах об’єктивно існують співвідношення між окремими факторами. Мультиколінеарність, як правило, проявляється в стохастичній (прихованій) формі. Її наявність призводить до

серйозного зниження точності оцінок параметрів регресії, скривлення оцінки дисперсії залишків, дисперсії коефіцієнтів регресії і коваріації між ними.

Коефіцієнти регресії стають ненадійними, їх неможливо трактувати як міру впливу відповідного фактора на незалежну змінну. Оцінки стають дуже чутливими до вибірових даних, тобто невелике збільшення об'єму вибірки може спричинити до значних змін в значеннях оцінок.

Для визначення мультиколінеарності застосуємо алгоритм Фаррара – Глобера [18]. Цей алгоритм використовує три види статистичних критеріїв.

За критерієм χ^2 перевіряється мультиколінеарність усього масиву факторів.

За *F-критерієм* перевіряється незалежність кожного фактора з рештою факторів.

За критерієм *Стьюдента t* перевіряється кожна пара незалежних факторів.

Алгоритм Фаррара – Глобера поділяється на декілька кроків.

Крок 1. Стандартизація (нормалізація) змінних факторів.

Матриця змінних факторів X замінюється стандартизованою матрицею X^* , елементи якої обчислюють за формулами:

$$x_{ik}^* = \frac{x_{ik} - \bar{X}_k}{\delta_{xk}} \quad (3.22)$$

$$x_{ik}^* = \frac{x_{ik} - \bar{X}_k}{\sqrt{\delta_{xk}^2 n}} \quad (3.23)$$

де n – число спостережень; m – число пояснювальних змінних, ($k=1,2,\dots,m$); \bar{X}_k – середнє арифметичне значень фактора X_k , δ_{xk}^2 – дисперсія (середнє квадратичне відхилення) k -ї пояснювальної змінної X_k .

При нормалізації статистичних даних використано статистичні функції *СРЗНАЧ* та *СТАНДОТКЛОНП*, рис. 3.9.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J
2	X_0	X_1	X_2	X_3	X_4	Y	X_{1n}	X_{2n}	X_{3n}	X_{4n}
3	1	145834	159597	15268	210297	225952	-0,399	-0,290	-0,274	-0,3972
4	1	162124	167149	24511	238640	223107	-0,373	-0,269	0,150	-0,3590
5	1	179125	174526	31301	248724	214784	-0,346	-0,249	0,461	-0,3453
6	1	200594	229565	34234	325971	239685	-0,312	-0,097	0,596	-0,2410
7	1	309325	191280	24867	387947	327197	-0,138	-0,203	0,167	-0,1573
8	1	406141	181295	20023	464752	318074	0,016	-0,230	-0,056	-0,0535
9	1	430555	249013	16352	553644	354951	0,055	-0,044	-0,224	0,0665
10	1	526357	237960	22057	578780	370442	0,208	-0,074	0,038	0,1005
11	1	576651	305481	15684	698751	403890	0,288	0,111	-0,254	0,2626
12	1	581044	381011	20671	756525	392744	0,295	0,319	-0,026	0,3406
13	1	616579	407498	17063	769408	430956	0,352	0,392	-0,191	0,3580
14	1	617856	495452	12781	819150	388102	0,354	0,634	-0,388	0,4252
15	12									
16	$SQ(N)$	X_1s	X_2s	X_3s	X_4s	Ys	SX_1	SX_2	SX_3	SX_4
17	3,46	396015,42	264985,57	21234,32	504382,45	324157,00	180981,79	104906,62	6296,97	213709,09

Рисунок 3.9 – Нормалізація змінних факторів

Крок 2. Знаходження кореляційної матриці стандартизованих факторів.

Кореляційна матриця R знаходиться відповідно до двох методів стандартизації факторів за формулами:

$$R = \frac{1}{n} (X^*)^T X^* \quad (3.24) \quad \text{або} \quad R = (X^*)^T X^* \quad (3.25)$$

де X^* – матриця стандартизованих незалежних змінних, $(X^*)^T$ – матриця, транспонована до матриці X^* .

Результати представлено на рис. 3.10 та 3.11, для розрахунків використано функції *ТРАНСП* та математичну функцію *МУМНОЖ*.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L
19	X^T											
20	-0,3991	-0,3731	-0,3460	-0,3117	-0,1383	0,0162	0,0551	0,2079	0,2881	0,2951	0,3518	0,3538
21	-0,2900	-0,2692	-0,2489	-0,0975	-0,2028	-0,2303	-0,0440	-0,0744	0,1114	0,3193	0,3922	0,6342
22	-0,2735	0,1502	0,4615	0,5960	0,1665	-0,0555	-0,2238	0,0377	-0,2544	-0,0258	-0,1912	-0,3875
23	-0,3972	-0,3590	-0,3453	-0,2410	-0,1573	-0,0535	0,0665	0,1005	0,2626	0,3406	0,3580	0,4252

Рисунок 3.10 – Матриця транспонована до матриці стандартизованих незалежних змінних

	A	B	C	D
25	R=Kor			
26	1	0,82780281	-0,60606	0,985033
27	0,8278	1	-0,50539	0,903152
28	-0,60606	-0,5053901	1	-0,59141
29	0,98503	0,90315243	-0,591414	1

Рисунок 3.11 – Кореляційна матриця

Крок 3. Виявлення мультиколінеарності в масиві факторів.

Знайдено детермінант (визначник) кореляційної матриці $|R|$, за допомогою функції *МОПРЕД*. Визначник кореляційної матриці вказує на можливу кореляцію між факторами (якщо значення близьке до нуля).

Загальна мультиколінеарність в масиві виявляється за критерієм Пірсона (χ^2) з надійністю $p = 0,95$. Для перевірки наявності мультиколінеарності між змінними X_1, X_2, X_3, X_4 визначено розрахункове та табличне значення критерію χ^2 . Розрахункове значення визначено за формулою:

$$\chi^2_{роз} = \left[n - 1 - \frac{1}{6} (2m + 5) \right] \ln(\det [Kor]) \quad (3.26)$$

Знайдено табличне значення χ^2_i при заданому рівні значущості $\alpha=0.05$ і ступені вільності $k = \frac{1}{2} m(m - 1) = 6$ за формулою *ХИ2ОБР*, рис. 3.12.

	B	C	D	E
31			Критерій χ^2	
32	det[Kor]		$\chi^2_{роз}$	$\chi^2_{табл}$
33	0,00103199		-60,7404	12,59159

Рисунок 3.12 – Детермінант, розрахункове та табличне значення χ^2

Так як за результатами розрахунків $\chi^2_{роз}$ за абсолютною величиною більше $\chi^2_{табл}$ то в масиві факторів існує мультиколінеарність.

Крок 4. Знаходження оберненої матриці до кореляційної матриці.

Обернену матрицю позначимо Z . Тоді

$$Z = R^{-1} = [(X^*)^T X^*]^{-1} \quad (3.27)$$

Розрахунок проводимо за допомогою математичної функції *МОБР*, рис. 3.13.

	F	G	H	I
25	Z			
26	115,3322	38,3043	2,474357	-146,7372
27	38,3043	18,18482	0,58026	-53,81148
28	2,474357	0,58026	1,601682	-2,014129
29	-146,737	-53,8115	-2,01413	192,94978

Рисунок 3.13 – Обернена матриця

Крок 5. Перевірка мультиколінеарності фактора X_k з іншими факторами.

Застосовано критерії Фішера. Для цього знайдемо значення *F* статистики (*F* критерій Фішера) для кожного фактора за формулою:

$$F_k = (z_{kk} - 1) \cdot \frac{n - m}{m - 1} \quad (3.28)$$

де z_{kk} – діагональний елемент матриці *Z*.

Знаходимо значення $F_{табл}$ при значущості $\alpha=0,05$ і ступенях вільності $V_2 = n - m = 12 - 4 = 8$ та $V_1 = m - 1 = 4 - 1 = 3$ за допомогою функції *FRASПОБР*. Це значення становить 4.07, рис. 3.14.

	G	H	I	J
31	Критерій Фішера			
32	<i>Fфакт₁</i>	304,8859		<i>Fтабл</i>
33	<i>Fфакт₂</i>	45,8262		4,07
34	<i>Fфакт₃</i>	1,604484		
35	<i>Fфакт₄</i>	511,8661		

Рисунок 3.14 – Критерії Фішера (*F* статистика)

Якщо $F_{факт} > F_{табл.}$, то фактор X_k – мультиколінеарний з іншими факторами. В нашому випадку можна сказати, що перша, друга та четверта незалежна змінна мультиколінеарна з іншими.

Крок 6. Знаходження частинних коефіцієнтів кореляції.

Частинні коефіцієнти кореляції характеризують тісноту зв'язку між двома змінними за умови, що третя не впливає на цей зв'язок.

Використовуючи матрицю Z обчислюються частинні коефіцієнти кореляції за формулою:

$$q_{ij} = \frac{-z_{ij}}{\sqrt{z_{ii}z_{jj}}} \quad (3.29)$$

де z_{ij} – елемент оберненої матриці Z , що міститься в i -ому рядку і в j -ому стовпчику, z_{ii} та z_{jj} – діагональні елементи матриці Z .

Результати розрахунків представлено на рис. 3.15.

	K	L	M	N
25	Q			
26	-1	-0,83641	-0,182053	0,983655289
27	-0,83640704	-1	-0,107518	0,908444218
28	-0,18205347	-0,10752	-1	0,114571645
29	0,98365529	0,908444	0,1145716	-1

Рисунок 3.15 – Знаходження частинних коефіцієнтів кореляції

За результатами розрахунків найбільш тісний зв'язок мають перша та четверта незалежна змінна (0,984), за умови, що інші змінні не впливають на цей зв'язок.

Крок 7. Перевірка мультиколінеарності пари факторів.

Далі за допомогою t -статистики з надійністю $p = 0,95$ виявлено пари факторів, між якими існує мультиколінеарність. Застосовано критерій Стьюдента. Для перевірки мультиколінеарності між факторами X_k та X_j обчислюють t -статистику за формулою:

$$t_{ij} = \frac{r_{ij}\sqrt{n-m-1}}{\sqrt{1-r_{ij}^2}} \quad (3.30)$$

За допомогою матриці Q визначено матрицю T . Табличне значення критерію Стьюдента, що відповідає імовірності $0,95$ і кількості ступенів свободи $n-m-1=7$ знаходимо за допомогою формули *СТЬЮДРАСПОБР*, воно дорівнює $2,365$. Результати представлено на рис. 3.16 та 3.17.

	P	Q	R	S
25	T			
26	#ДЕЛ/0!	-4,037382767	-0,489854345	14,4534068
27	-4,037382767	#ДЕЛ/0!	-0,286123932	5,749957866
28	-0,489854345	-0,286123932	#ДЕЛ/0!	0,305137415
29	14,4534068	5,749957866	0,305137415	#ДЕЛ/0!

Рисунок 3.16 – t -статистика

	L	M	N	O
32	t_{12}	-4,037	<	2,365
33	t_{13}	-0,490	>	2,365
34	t_{14}	14,453	<	2,365
35	t_{23}	-0,286	<	2,365
36	t_{24}	5,750	<	2,365
37	t_{34}	0,305	<	2,365

Рисунок 3.17 – Порівняння розрахункових значень t -статистики з табличним

В матриці T елементи, що знаходяться в першому рядку та другому стовпці, в першому рядку та четвертому стовпці, в другому рядку та четвертому стовпці перевищують за абсолютною величиною табличне значення критерію Стьюдента. Отже між факторами X_1 та X_2 , X_1 та X_4 , X_2 та X_4 існує мультиколінеарність.

Після встановлення стохастичної мультиколінеарності по можливості її потрібно усунути. Одним з таких методів є метод вилучення змінних (факторів). Його суть полягає в видаленні (повинно узгоджуватися з метою дослідження та економічною доцільністю) однієї або кількох висококорельованих пояснюючих змінних з регресії. Потім нова модель заново оцінюється.

Враховуючи економічну доцільність видаляємо з моделі фактор X_4 (власний капітал), так як фактори X_1 (основні засоби), X_2 (оборотні активи), X_3 (поточні зобов'язання і забезпечення) економічно доцільно залишити для аналізу чистого доходу від реалізації продукції підприємства АТ «ПЗМС».

Отже, для побудови економетричної моделі залежності чистого доходу від реалізації продукції від факторів впливу було обрано фактор X_1 (основні засоби), X_2 (оборотні активи) та X_3 (поточні зобов'язання). Перевірено нову модель на мультиколінеарність. Проведено стандартизацію (нормалізацію) змінних факторів за новою моделлю за формулою (3.23), рис. 3.18.

	A	B	C	D	E	F	G	H
2	X_0	X_1	X_2	X_3	Y	X_{1n}	X_{2n}	X_{3n}
3	1	145834	159597	15268	225952	-0,3991	-0,2900	-0,2735
4	1	162124	167149	24511	223107	-0,3731	-0,2692	0,1502
5	1	179125	174526	31301	214784	-0,3460	-0,2489	0,4615
6	1	200594	229565	34234	239685	-0,3117	-0,0975	0,5960
7	1	309325	191280	24867	327197	-0,1383	-0,2028	0,1665
8	1	406141	181295	20023	318074	0,0162	-0,2303	-0,0555
9	1	430555	249013	16352	354951	0,0551	-0,0440	-0,2238
10	1	526357	237960	22057	370442	0,2079	-0,0744	0,0377
11	1	576651	305481	15684	403890	0,2881	0,1114	-0,2544
12	1	581044	381011	20671	392744	0,2951	0,3193	-0,0258
13	1	616579	407498	17063	430956	0,3518	0,3922	-0,1912
14	1	617856	495452	12781	388102	0,3538	0,6342	-0,3875
15								
16	12	4752185,00	3179826,86	254811,86	3889884,00	0,00	0,00	0,00
17	$SQ(N)$	X_{1s}	X_{2s}	X_{3s}	Y_s	S^2	$D[Y]$	Fr
18	3,46	396015,42	264985,57	21234,32	324157,00			

Рисунок 3.18 – Нормалізація змінних факторів за новою моделлю

Побудовано кореляційну матриці, яка складається з коефіцієнтів кореляції, що обчислюються для кожної можливої пари змінних за формулою (3.25). Аналіз отриманих залежностей дає можливість оцінити ступінь та напрямок взаємозв'язку між факторами. Далі обчислено визначник кореляційної матриці, який вказує на можливу кореляцію між факторами (якщо значення

близьке до нуля). Загальну мультиколінеарність в масиві розраховано за критерієм Пірсона (χ^2) формула (3.26) з надійністю $p = 0,95$, рис. 3.19 та 3.20.

	A	B	C
25	R=Kor		
26	1	0,82780281	-0,6060596
27	0,82780281	1	-0,5053901
28	-0,6060596	-0,5053901	1

Рисунок 3.19 – Кореляційна матриця за новою моделлю

	B	C	D	E
30	Критерій χ^2			
31	det[Kor]		$\chi^2_{розр}$	$\chi^2_{табл}$
32	0,19912135		-14,79354	7,8147279

Рисунок 3.20 – Детермінант, розрахункове та табличне значення χ^2 за новою моделлю

За результатами розрахунків $\chi^2_{розр}$ (-14,79) за абсолютною величиною більше $\chi^2_{табл}$ (7,815), що свідчить про мультиколінеарність в масиві факторів.

Визначено *F критерій Фішера* для кожного фактора за формулою (3.28) та частинні коефіцієнти кореляції за формулою (3.29), які характеризують тісноту зв'язку між двома змінними за умови, що третя не впливає на цей зв'язок, рис. 3.21 та рис. 3.22.

	G	H	I	J
30	Критерій Фішера			
31	Fфакт₁	12,3269939		Fтабл
32	Fфакт₂	9,79838048		4,256494729
33	Fфакт₃	2,61295549		

Рисунок 3.21 – Критерії Фішера за новою моделлю

За результатами розрахунків фактор X_1 та X_2 мультиколінеарний з іншими факторами, так як $F_{факт} > F_{табл}$.

	I	J	K
25	Q		
26	-1	0,759814408	-0,387723386
27	0,759814408	-1	-0,008274066
28	-0,387723386	-0,008274066	-1

Рисунок 3.22 – Знаходження частинних коефіцієнтів кореляції за новою моделлю

За результатами розрахунків найбільш тісний зв'язок має фактор X_1 та фактор X_2 (0,76), за умови, що інші змінні не впливають на цей зв'язок.

Далі за допомогою t -статистики, формула (3.30), з надійністю $p = 0,95$ виявляються пари факторів, між якими існує мультиколінеарність, рис. 3.23 – 3.24.

	M	N	O
25	T		
26	#ДЕЛ/0!	3,305564	-1,18971
27	3,3055643	#ДЕЛ/0!	-0,0234
28	-1,189712	-0,0234	#ДЕЛ/0!

Рисунок 3.23 – t -статистика за новою моделлю

t12	3,3055643	<	2,306
t13	-1,189712	<	2,306
t23	-0,023403	<	2,306

Рисунок 3.24 – Порівняння розрахункових значень t -статистики з табличним за новою моделлю

В матриці T елемент, що знаходиться в першому рядку та другому стовпці перевищує за абсолютною величиною табличне значення критерію Стюдента. Отже між факторами X_1 та X_2 існує мультиколінеарність.

Зважаючи на отримані результати розрахунків за критерієм Пірсона, F критерієм Фішера, частинними коефіцієнтами кореляції та t -статистикою було

прийнято рішення про виключення з моделі фактора X_1 (основні засоби) з метою усунення загальної мультиколінеарності в масиві факторів.

Враховуючи результати перевірки на мультиколінеарність для побудови економетричної моделі залежності чистого доходу від реалізації продукції від факторів впливу було обрано фактор X_2 (оборотні активи) та X_3 (поточні зобов'язання). Перевірено отриману модель на мультиколінеарність за вище наведеним алгоритмом, результати представлено на рис. 3.25.

	A	B	C	D	E	F	G
50	$R^*=Kor^*$					Критерію* χ^2	
51	1	-0,50539013		det[Kor]*		$\chi^2_{розр}$	$\chi^2_{табл}$
52	-0,5053901	1		0,7445808		-2,70356056	3,8414588

Рисунок 3.25 – Перевірка за критерієм Пірсона моделі з двома факторами

За результатами розрахунків $\chi^2_{розр}$ (-2,7) за абсолютною величиною менше $\chi^2_{табл}$ (3,84), що свідчить про відсутність мультиколінеарності в масиві факторів. Отже, можна переходити до побудови моделі залежності чистого доходу від реалізації продукції від факторів X_2 та X_3 .

Для побудови економетричної моделі використано пакет прикладної програми STATISTICA 10.0 – це універсальна інтегрована система, призначена для статистичного аналізу та обробки даних [19].

Для виконання поставленої задачі застосовано метод множинної лінійної регресії, визначено залежні й незалежні змінні та компоненти лінійної регресії, вибір яких базується на кореляційному аналізі. В результаті моделювання отримано таке рівняння лінійної множинної регресії

$$Y = b_0 + b_1 X_2 + b_2 X_3 \quad (3.31)$$

де b_0 – вільний член рівняння; b_1 , b_2 – розрахункові коефіцієнти рівняння регресії.

Результати оцінювання параметрів рівняння множинної лінійної регресії представлено на рис. 3.26

N=12 Regression Summary for Dependent Variable: Y (Spreadsheet2.s						
R= ,80861958 R ² = ,65386563 Adjusted R ² = ,57694688						
F(2,9)=8,5007 p<,00845 Std.Error of estimate: 51382,						
	b*	Std.Err. of b*	b	Std.Err. of b	t(9)	p-value
Intercept			285208,0	89494,31	3,18688	0,011062
X ₂	0,610675	0,227272	0,4	0,16	2,68698	0,024919
X ₃	-0,304717	0,227272	-3,7	2,73	-1,34076	0,212854

Рисунок 3.26 – Підсумкова статистика для стандартної регресії

Дані статистики містять стандартизовані (БЕТА) і не стандартизовані (В) регресійні коефіцієнти, їх стандартні помилки й рівні значимості. Величина Бета дає змогу визначити вклади кожного з предикторів. Так, в залежну змінну чистого доходу від реалізації продукції найбільший вклад вносять оборотні активи ($X_2 = 0,61$).

Одним з основних показників щільності кореляційного зв'язку показника Y з факторами X_i ($i=1,m$), а також показника ступеня близькості математичної форми зв'язку до вибірових даних є коефіцієнт множинної кореляції. Коефіцієнт кореляції змінюється в межах від -1 до 1, причому: якщо $R > 0$, то між випадковими величинами X і Y існує пряма залежність, якщо $R < 0$, то між цими випадковими величинами існує обернена залежність. Для побудованої моделі *Multiple R* (коефіцієнт множинної кореляції) = 0,809, що свідчить про тісний зв'язок Y з факторами X_2 та X_3 , а також близькість обраної математичної моделі до вибірових даних.

Відношення суми квадратів центрованих теоретичних значень показника до суми квадратів центрованих вибірових значень показника називається вибіровим коефіцієнтом множинної детермінації. Чим ближче вибірові (експериментальні) значення наближаються до лінії регресії, тим ближче

коефіцієнт вибіркової множинної детермінації наближається до 1. В нашому випадку $R\text{-square} = R^2$ (коефіцієнт детермінації) = 0,654 та $Adjusted R^2$ (скоректований коефіцієнт детермінації) = 0,577, що свідчить про якість опису існуючої залежності.

Суттєвість впливу факторів на показник визначено з використанням F -статистики. За критерієм Фішера $F(2,9) = 8,5$, що значно перевищує критичне табличне значення і свідчить про значимість зв'язку. За t -тестом Стьюдента отримані оцінки коефіцієнтів є статистично значимими. Міра розсіювання значень, що спостерігаються відносно регресійної прямої, тобто стандартна похибка оцінки = 51352. Отже, отримана економетрична модель адекватна експериментальним даним і на основі цієї моделі можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

Однією з умов коректного застосування регресійного аналізу є відповідність закону розподілу залишків нормальному закону. Для аналізу адекватності моделі досліджують залишки, що є різницями спостережуваних значень і значень, передбачених за допомогою моделі. У програмі STATISTICA 10 візуалізацією графіків залишків можна оцінити адекватність моделі.

Припущення про нормальність залишків може бути перевірене за допомогою Normal probability plot – нормальних імовірнісних графіків. Стандартний нормальний імовірнісний графік будується таким чином. Спочатку відбувається впорядкування відхилень від відповідних середніх (залишків). По цих рангах обчислюються стандартизовані значення нормального розподілу і відкладаються на осі Y . Якщо спостережувані значення (відкладені по осі X) нормально розподілені, то значення потраплять на пряму лінію. Якщо розподіл відмінний від нормального, то на графіку спостерігатиметься сильне відхилення від прямої.

На рис. 3.27 представлена залежність передбачених за допомогою моделі доходу залишків і фактичних залишків. Подивившись на графік можна зазначити, що залишки мають приблизно рівну варіацію на всьому протязі ряду і немає очевидного тренду або зрушення в них.

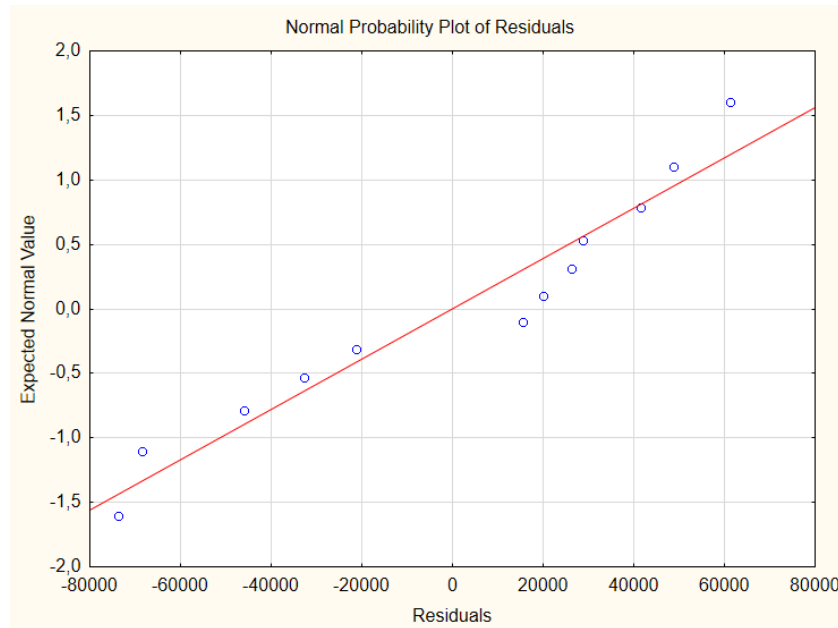


Рисунок 3.27 – Залежність передбачених за допомогою моделі залишків і фактичних залишків

Рівняння лінійної множинної регресії використано для прогнозу чистого прибутку на майбутній період, визначено значення предикторів на прогнозований період (рис. 3.28) та отримано результати передбачення (рис. 3.29).

Отже, чистий дохід від реалізації продукції на наступний період буде мати значення 405740,3 тис. грн. з 95%-м довірчим інтервалом (329488,9 тис. грн.; 481991,6 тис. грн.).

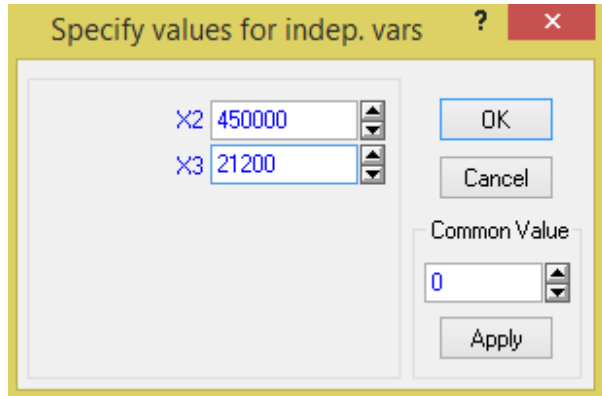


Рисунок 3.28 – Вікно введення значень незалежних змінних

Variable	Predicting Values for (Spreadsheet variable: Y)		
	b-Weight	Value	b-Weight * Value
X ₂	0,44028	450000,0	198124,8
X ₃	-3,66002	21200,0	-77592,5
Intercept			285208,0
Predicted			405740,3
-95,0%CL			329488,9
+95,0%CL			481991,6

Рисунок 3.29 – Прогнозне значення на наступний період

Побудовано модель відображення функціональної залежності чистого прибутку від двох економічних показників, яка має наступний вигляд:

$$Y = 285208,0 + 0,4 \cdot X_2 - 3,7 \cdot X_3$$

Дана модель адекватна і її можна застосовувати для аналізу та стратегічного планування чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС».

3.2 Застосування функції Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «ПЗМС»

Основним елементом процесу виробництва є праця, як свідомо цілеспрямована діяльність людини, а також предмети й засоби праці. Кількість та якість виробленої продукції визначаються обсягом та структурою цих чинників, а також способом організації їх взаємодії. В складі предметів праці виокремлюють сировину, матеріали, напівфабрикати, комплектувальні складові — усі ті елементи, які ввійдуть у готову продукцію. Засоби праці, у свою чергу, поділяються на знаряддя праці (обладнання, машини, двигуни, інструменти, оснащення тощо), будівлі та споруди, засоби комунікації й транспорту.

Неоднорідною за своїм складом є й сама праця: розрізняють окремі професійно-кваліфікаційні групи персоналу тощо.

Для опису взаємозв'язку між затратами факторів виробництва і обсягом продукції, що випускається, в економіці використовують поняття виробничої функції. У теорії виробничих функцій виробничий процес аналізується з погляду перетворення ресурсів у продукт (продукцію). Мету побудови виробничої функції можна охарактеризувати як аналіз чинників щодо суттєвого впливу їх на обсяги випуску продукції.

Економічний зміст виробничих функцій полягає у виявленні впливу на економічне зростання кожного виробничого фактору зокрема й результату їх сукупної дії, тобто виробничі функції розкривають механізм дії чинників економічного зростання. У сфері виробництва при аналізі кількісного співвідношення показника і факторів у ролі показника можуть виступати: обсяг випущеної продукції, чистий дохід від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг), прибуток, товарообіг, рентабельність, собівартість одиниці продукції, фондівіддача й інше. Факторами для цих показників можуть бути: робоча сила, основні засоби або капітал, земля та її надра, матеріальні затрати, продуктивність суспільної праці, рівень розвитку науки, техніки, освіти та інше.

У загальному вигляді виробнича функція може бути представлена рівнянням:

$$F(x, y, A) = 0, \quad (3.32)$$

де y – вектор випусків продукції, x – вектор витрат ресурсів, A – матриця параметрів. В економічних дослідженнях виробнича функція використовується, як правило, у вигляді одного рівняння, де компоненти випуску об'єднані в одну скалярну величину (y), а кількість різних виробничих ресурсів (фактори x_i) зведені до мінімуму, що дозволяє розрахувати параметри функції:

$$y = f(x_1, x_2, \dots, x_n). \quad (3.33)$$

Залежно від характеру виробничого процесу, цілей та засобів моделювання виробничої функції можуть використовуватись невід'ємні функції різного виду, приміром двофакторна виробнича функція Кобба-Дугласа:

$$Y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2} \quad (3.34)$$

Для з'ясування форми регресійного зв'язку використовується кілька гіпотез, що виокремлюють клас функцій Кобба-Дугласа серед двічі диференційованих функцій від двох змінних.

Гіпотеза 1. Якщо збільшується один із факторів x_1 або x_2 при незмінному значенні іншого, то випуск продукції збільшується.

Зміна обсягу виробленої продукції за рахунок зміни одного з факторів x_1 , x_2 математично виражається як частинна похідна по цьому фактору

$$\frac{\partial F}{\partial x_1} > 0; \frac{\partial F}{\partial x_2} > 0. \quad (3.35)$$

Гіпотеза 2. Приріст виробленого продукту збільшується повільніше, ніж приріст витрат кожного із факторів. Тобто, приріст одного із факторів на одиницю викликає збільшення випуску продукції менше, ніж на одиницю.

Гіпотеза 3. Виробнича функція $F(x_1, x_2)$ є однорідною функцією відносно факторів x_1 , x_2 з показником однорідності a . Це означає, що при одночасному збільшенні значень факторів у λ разів (будь яке сталє число) обсяг виробленої продукції збільшиться у λ^a разів.

$$F(\lambda x_1, \lambda x_2) = \lambda^a F(x_1, x_2). \quad (3.36)$$

При виконанні гіпотези 3 згідно з теоремою Ейлера для виробничої регресії є справедлива тотожність

$$\frac{\partial F}{\partial x_1} x_1 + \frac{\partial F}{\partial x_2} x_2 = aY. \quad (3.37)$$

Гіпотеза 4. На лінії постійного випуску еластичність факторів є сталою додатною величиною.

Отже, на підставі фінансової звітності АТ «ПЗМС» за 2011-2022 рр. (табл. 3.3), побудовано модель, яка встановлює залежність чистого доходу підприємства від працезатрат та матеріальних затрат. При цьому, виходимо з припущення, що зв'язок між обсягами чистого доходу й факторами впливу є для даної виробничої системи закономірним і відносно стійким. Оцінено статистичну значущість моделі та визначено основні економічні характеристики взаємозв'язку параметрів.

Таблиця 3.4 – Статистичні дані для побудови виробничої функції [25]

Роки	Чистий дохід від реалізації продукції, тис. грн.	Основні засоби, тис. грн.	Витрати на оплату праці, тис. грн.
2011	225952	145834	23601
2012	223107	162124	26460
2013	214784	179125	28483
2014	239685	200594	28017
2015	327197	309325	31368
2016	318074	406141	32965
2017	354951	430555	43026
2018	370442	526357	41156
2019	403890	576651	67251
2020	392744	581044	65737
2021	430956	616579	75012
2022	388102	617856	65719

Загальний вигляд виробничої функції Кобба-Дугласа для аналізу діяльності АТ «ПЗМС»:

$$Y_t = a_0 K_t^{a_1} L_t^{a_2}, \quad (3.38)$$

де Y_t – чистий дохід від реалізації продукції, тис. грн.;

K_t – основні засоби, тис. грн;

L_t – витрати на оплату праці, тис. грн.

Функція Кобба-Дугласа (3.39) приводиться до лінійного виду шляхом логарифмування:

$$\ln Y_t = \ln a_0 + a_1 \ln K_t + a_2 \ln L_t. \quad (3.39)$$

Система нормальних рівнянь для цієї регресії має вигляд:

$$8 \ln a_0 + a_1 \sum_{t=1}^8 \ln K_t + a_2 \sum_{t=1}^8 \ln L_t = \sum_{t=1}^8 \ln Y_t; \quad (3.40)$$

$$\ln a_0 \sum_{t=1}^8 \ln K_t + a_1 \sum_{t=1}^8 (\ln K_t)^2 + a_2 \sum_{t=1}^8 \ln K_t \ln L_t = \sum_{t=1}^8 \ln Y_t \ln K_t; \quad (3.41)$$

$$\ln a_0 \sum_{t=1}^8 \ln L_t + a_1 \sum_{t=1}^8 \ln L_t \ln K_t + a_2 \sum_{t=1}^8 (\ln L_t)^2 = \sum_{t=1}^8 \ln Y_t \ln L_t. \quad (3.42)$$

Результати розрахунків представлено на рис. 3.30.

Параметри $a_1 = 0,427$ і $a_2 = 0,035$ є частинними коефіцієнтами еластичності, тобто зміна фактора K_t (основні засоби) на 1% при незмінному факторі L_t (витрати на оплату праці) викликає зміну доходу від реалізації продукції на 0,427 %, аналогічно зміна фактора L_t на 1% при незмінному факторі K_t викликає зміну доходу від реалізації продукції на 0,035 %.

Загальний (сумарний) коефіцієнт еластичності a дорівнює сумі частинних коефіцієнтів еластичності $a_1 + a_2$. Якщо $a=1$, то при збільшенні факторів виробництва в λ (стале число більше одиниці) разів, обсяг виробництва збільшиться в стільки ж разів. Якщо $a > 1$, то збільшення факторів виробництва в λ разів викличе збільшення обсягу виробництва в число разів більше за λ , тобто в $(\lambda^{a_1+a_2})$, де $a_1 + a_2 > 1$. В даному випадку маємо економію ресурсів на масштабах виробництва. Якщо $a < 1$, то збільшення факторів виробництва в

λ разів викличе зменшення обсягу виробництва в число разів менше за λ , тобто $(\lambda^{a_1+a_2})$, де $a_1 + a_2 < 1$. Тобто в цьому випадку при зростанні обсягу виробництва зростають витрати на одиницю продукції.

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K
1	K	L	Y	Z₁	Z₂	Y₁	Y_{1r}	Y_r	(Y-Y_r)²	(Y-Y_r)²	(Y₁-Y_{1r})²
2	145834	23601	225952	11,89	10,07	12,33	12,27	213 091	165406964,22	9644222025,00	0,00343438
3	162124	26460	223107	12,00	10,18	12,32	12,32	223 848	549401,75	10211102500,00	1,1001E-05
4	179125	28483	214784	12,10	10,26	12,28	12,36	234 195	376785770,41	11962453129,00	0,0074859
5	200594	28017	239685	12,21	10,24	12,39	12,41	245 656	35650811,97	7135518784,00	0,00060545
6	309325	31368	327197	12,64	10,35	12,70	12,60	296 757	926590089,53	9241600,00	0,00953525
7	406141	32965	318074	12,91	10,40	12,67	12,72	333 947	251948193,26	37002889,00	0,00237148
8	430555	43026	354951	12,97	10,67	12,78	12,75	345 595	87528401,47	948270436,00	0,00071349
9	526357	41156	370442	13,17	10,63	12,82	12,84	375 978	30649992,05	2142301225,00	0,00022006
10	576651	67251	403890	13,26	11,12	12,91	12,89	397 722	38045895,73	6357351289,00	0,00023684
11	581044	65737	392744	13,27	11,09	12,88	12,90	398 695	35409215,05	4704176569,00	0,00022613
12	616579	75012	430956	13,33	11,23	12,97	12,93	410 833	404944287,31	11406026401,00	0,00228673
13	617856	65719	388102	13,33	11,09	12,87	12,92	409 291	448989870,77	4088963025,00	0,00282589
14	610000	67000	1	13,321	11,112		12,917	407 336			
15	4752185,0	528794,7	3889884	153,10	127,33	151,911	151,9111	3885608,05	2802498893,52	68646629872,00	0,02995261
16											
17	Z				T		n=	12		Критерій Фішера	
18	12	153,098	127,330		151,911		Ys=	324157,000		F_{роз}=	9,688
19	153,098	1956,760841	1626,876112		1939,69045					F_{маб}=	4,737
20	127,330	1626,876112	1353,019761		1612,985686						
21											
22	Z⁻¹				A					R=	0,97937
23	57,897669	0,360360681	-5,881918081		6,836732174	a₀				S²=	2,995E-02
24	0,36036068	1,67222409	-2,044601344		0,42718172	a₁				Tкр=	2,44691
25	-5,8819181	-2,044601344	3,01270957		0,035103198	a₂					

Рисунок 3.30 – Результати розрахунків

За результатами розрахунків функція Кобба-Дугласа має вигляд:

$$\hat{Y}_t = 6,837 \cdot K_t^{0,427} \cdot L_t^{0,035} \quad (3.43)$$

Для визначення адекватності вибраної математичної моделі експериментальним даним визначено оцінку тісноти та значимості зв'язку змінних у регресійній моделі. Під терміном “значимість зв'язку” (істотність, або значущість) розуміють оцінку відхилення вибірових змінних від своїх значень у генеральній сукупності спостережень за допомогою статистичних критеріїв. У поняття «тіснота зв'язку» (щільність) вкладається оцінка впливу незалежної

змінної на залежну змінну. Для характеристики значимості зв'язку розрахуємо коефіцієнт кореляції за формулою:

$$R = \sqrt{\left(1 - \frac{\sum (Y - \bar{Y})^2}{\sum (Y - Y_s)^2}\right)}. \quad (3.44)$$

Чим ближче коефіцієнт кореляції до одиниці, тим істотніше зв'язок між незалежною та залежними змінними. Обчислений на основі (3.44) коефіцієнт кореляції дорівнює 0,979, що свідчить про суттєвий зв'язок між економічними показниками.

Для оцінки тісноти зв'язку між змінними моделі розрахуємо коефіцієнт детермінації за формулою:

$$R^2 = \frac{\sum (\ln y_t - \overline{\ln y_t})^2 - \sum (\ln y_t - \ln \hat{y})^2}{\sum (\ln y_t - \overline{\ln y_t})^2}. \quad (3.45)$$

Обчислений на основі (3.45) коефіцієнт детермінації дорівнює 0,959, що свідчить про достатньо тісний зв'язок між економічними показниками даної функції.

Статистичну значимість коефіцієнта детермінації можна перевірити за допомогою F-критерія Фішера:

$$F_R = \frac{R^2}{1 - R^2} \cdot \frac{n - m}{m - 1}, \quad (3.46)$$

де R^2 – коефіцієнт детермінації, n – число періодів, що спостерігаються, m – число параметрів рівняння регресії. Для заданої надійності P і ступенів вільності $k_1 = m$, $k_2 = n - m - 1$ знаходимо в таблиці F -статистики критичне значення $F_{табл.}$

Обчислене на основі (3.46) фактичне значення критерія Фішера $F_R = 9,688$. При ступенях вільності $k_1 = 2$ і $k_2 = 12 - 3 = 9$, при прийнятому рівні

значимості $\alpha=0,05$ та рівню довіри $(1-\alpha) = (1-0,05)=0,95$ для розглядаємої моделі $F_{табл} = 4,737$. Оскільки $F_R > F_{табл}$, то з надійністю $P=0,95$ можна вважати, що прийнята математична модель адекватна експериментальним даним та її можна застосовувати для аналізу діяльності АТ «ПЗМС».

Для більш повного уявлення взаємозамінюваності факторів виробничої регресії розглянемо її ізокванти. Для регресії, що розглядається, геометричне місце точок факторів K, L (різні комбінації факторів), для яких показник чистого доходу від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг) Y залишається сталим, називається *ізоквантою*. Виявимо комбінацію факторів, при яких буде отримано чистий дохід від реалізації продукції (товарів, робіт, послуг) Y_0 , тобто знайдемо рівняння ізокванти. Щоб побудувати ізокванту, необхідно виразити один із факторів виробничої регресії через інший фактор і сталі значення показника регресії:

$$K = \frac{Y_0^{1/a_1}}{a_0^{1/a_1} L^{a_2/a_1}}. \quad (3.47)$$

Якщо сталу $\left(\frac{Y_0}{a_0}\right)^{1/a_1}$ позначити через b , то отримаємо таку залежність

$$K = \left(\frac{b}{L^{a_2/a_1}}\right).$$

рис. 3.11.

Згідно з рис. 3.31 при різних значеннях факторів у точках P_1 (32965; 1600961) та P_2 (65737; 1512685,5) буде отримано однаковий дохід від реалізації продукції, тобто:

$$Y = a_0 \cdot 1600961^{a_1} \cdot 32965^{a_2} = a_0 \cdot 1512685,5^{a_1} \cdot 65737^{a_2} = 600000 \text{ (тис. грн.)}$$

Таким же чином можна розглянути різні комбінації факторів, яким відповідає інший сталий чистий дохід.

Таким чином, модель виробничої функції Кобба-Дугласа для АТ «ПЗМС»: $\hat{Y}_t = 6,837 \cdot K_t^{0,427} \cdot L_t^{0,035}$ відображає залежність зміни чистого доходу від реалізації продукції від ефективності використання основних засобів та витрат на оплату праці при кореляційному відношенні $R = 0,979$.

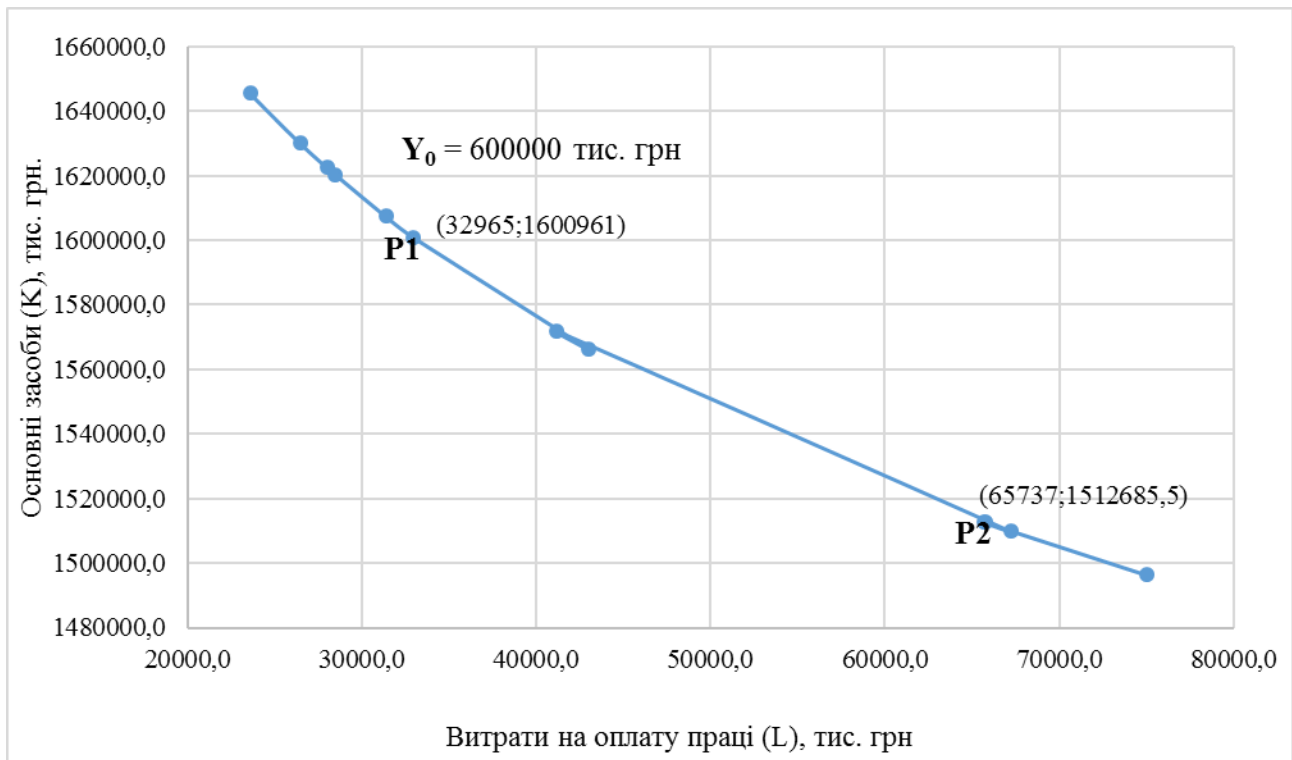


Рис. 3.11 Ізокванта

Оскільки сумарний коефіцієнт $a = 0,462$, то збільшення основних засобів та витрат на оплату праці у λ разів викличе зменшення обсягу виробництва в число разів менше за λ , тобто $(\lambda^{a_1+a_2})$, де $a_1 + a_2 < 1$. Тобто в цьому випадку при зростанні обсягу виробництва зростають витрати на одиницю продукції.

Для факторів $K_{пр} = 610000$ тис. грн.; $L_{пр} = 67000$ тис. грн. розраховано прогнозне значення $Y_{пр} = 407336$ тис. грн. з надійністю 95% буде належати інтервалу (348604,5; 475962,5) тис. грн.

Висновки за розділом 3

У третьому розділі кваліфікаційної роботи за допомогою рівнянь парної лінійної регресії визначено залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів має вигляд $Y=0,59X_1+169801,52$; від оборотних активів $Y=0,55X_2+178068,57$; від власного капіталу $Y=0,34X_3+154049,32$; від поточних зобов'язань $Y= -7,37X_4 + 480591,01$.

Оскільки $F_{роз} > F_{крит}$ для всіх побудованих моделей, то з надійною ймовірністю $P=0,95$ можна вважати, що математичні моделі адекватні експериментальним даним і на основі цих моделей можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

За критерієм песимізму в 2023 році прогнозне значення чистого доходу від реалізації буде знаходитися на рівні 369339,5 тис. грн. За критерієм оптимізму даний показник становитиме 453722,1 тис. грн. в 2023 році.

Отримані прогнозні значення можна використовувати для стратегічного планування діяльності АТ «ПЗМС».

Побудовано множинну лінійну модель залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від факторів впливу.

Перевірено незалежні змінні моделі на мультиколінеарність за допомогою алгоритму Фаррара –Глобера. Зважаючи на отримані результати розрахунків за критерієм Пірсона, *F-статистикою*, частинними коефіцієнтами кореляції та *t-статистикою* було прийнято рішення про виключення з моделі двох факторів з метою усунення загальної мультиколінеарності в масиві факторів.

Враховуючи результати перевірки на мультиколінеарність для побудови економетричної моделі залежності чистого доходу від реалізації продукції від факторів впливу було обрано фактор X_2 (оборотні активи) та X_3 (поточні зобов'язання). Перевірено отриману модель на мультиколінеарність та визначено її відсутність.

Побудовано модель відображення функціональної залежності чистого доходу від реалізації продукції від двох економічних показників, яка має наступний вигляд:

$$Y = 285208,0 + 0,4 \cdot X_2 - 3,7 \cdot X_3$$

Економетрична модель адекватна експериментальним даним і на її основі можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

Отже, чистий дохід від реалізації продукції на наступний період буде мати значення 405740,3 тис. грн. з 95%-м довірчим інтервалом (329488,9 тис. грн.; 481991,6 тис. грн.).

Наведену методику дослідження можна застосовувати для залежності економічних показників від різних факторів впливу та для інших підприємств різних форм власності.

Застосовано функцію Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «ПЗМС». Модель виробничої функції Кобба-Дугласа для АТ «ПЗМС»: $\hat{Y}_t = 6,837 \cdot K_t^{0,427} \cdot L_t^{0,035}$ відображає залежність зміни чистого доходу від реалізації продукції від ефективності використання основних засобів та витрат на оплату праці при кореляційному відношенні $R = 0,979$.

Оскільки сумарний коефіцієнт $a = 0,462$, то збільшення основних засобів та витрат на оплату праці у λ разів викличе зменшення обсягу виробництва в число разів менше за λ , тобто $(\lambda^{a_1+a_2})$, де $a_1 + a_2 < 1$. Тобто в цьому випадку при зростанні обсягу виробництва зростають витрати на одиницю продукції.

Для факторів $K_{пр} = 610000$ тис. грн.; $L_{пр} = 67000$ тис. грн. розраховано прогнозне значення $Y_{пр} = 407336$ тис. грн. з надійністю 95% буде належати інтервалу (348604,5; 475962,5) тис.грн.

ВИСНОВКИ

У першому розділі кваліфікаційної роботи було розглянуто теоретичні аспекти застосування економетричних методів в аналізі діяльності підприємства. Економетричні методи економічного аналізу – методи економічного аналізу, які базуються на побудові економіко-математичних функцій і моделей та їх наступного економічного аналізу.

Кореляційно-регресійний аналіз є провідним економетричним методом для економічного аналізу діяльності підприємства.

Проведене дослідження дозволяє зазначити, що множинна кореляційно-регресійна модель дає можливість зобразити залежність економічної змінної, яку досліджують, від численних факторів, що впливають на її поведінку, кількісно оцінити їхній вплив, виявити найсуттєвіші фактори.

Виробнича функція (ВФ) є економіко-статистичною моделлю процесу виробництва продукції в даній економічній системі й виражає стійку закономірну кількісну залежність між об'ємними показниками ресурсів і випуску продукції.

У другому розділі кваліфікаційної роботи було наведено основні відомості про Акціонерне товариство «Полтавський завод медичного скла».

Розглянуто організаційно-управлінську структуру АТ «ПЗМС». В цілому організаційна структура підприємства повністю відповідає обраному напрямку виробництва та забезпечує нормальний виробничий процес.

Проведено аналіз фінансово-економічних показників АТ «ПЗМС» за 2020-2022 рр. Результативність діяльності АТ «ПЗМС» розраховано за трьома групами показників: ефективність використання основних засобів, рентабельність та ліквідність.

Загалом діяльність АТ «ПЗМС» є прибутковою, фінансовий стан стабільним.

У третьому розділі кваліфікаційної роботи за допомогою рівнянь парної лінійної регресії визначено залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від необоротних активів має вигляд $Y=0,59X_1+169801,52$; від оборотних активів $Y=0,55X_2+178068,57$; від власного капіталу $Y=0,34X_3+154049,32$; від поточних зобов'язань $Y= -7,37X_4 + 480591,01$.

Оскільки $F_{роз} > F_{крит}$ для всіх побудованих моделей, то з надійною ймовірністю $P=0,95$ можна вважати, що математичні моделі адекватні експериментальним даним і на основі цих моделей можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

Отримані прогнозні значення можна використовувати для стратегічного планування діяльності АТ «ПЗМС».

Побудовано множинну лінійну модель залежності чистого доходу від реалізації продукції АТ «ПЗМС» від факторів впливу.

Перевірено незалежні змінні моделі на мультиколінеарність за допомогою алгоритму Фаррара –Глобера. Зважаючи на отримані результати розрахунків за критерієм Пірсона, *F-статистикою*, частинними коефіцієнтами кореляції та *t-статистикою* було прийнято рішення про виключення з моделі двох факторів з метою усунення загальної мультиколінеарності в масиві факторів.

Побудовано модель відображення функціональної залежності чистого доходу від реалізації продукції від двох економічних показників, яка має наступний вигляд:

$$Y = 285208,0 + 0,4 \cdot X_2 - 3,7 \cdot X_3$$

Економетрична модель адекватна експериментальним даним і на її основі можна здійснювати економічний аналіз та знаходити значення прогнозу.

Отже, чистий дохід від реалізації продукції на наступний період буде мати значення 405740,3 тис. грн. з 95%-м довірчим інтервалом (329488,9 тис. грн.; 481991,6 тис. грн.).

Наведену методику дослідження можна застосовувати для залежності економічних показників від різних факторів впливу та для інших підприємств різних форм власності.

Застосовано функцію Кобба-Дугласа для аналізу виробничої діяльності АТ «ПЗМС». Модель виробничої функції Кобба-Дугласа для АТ «ПЗМС»:
 $\hat{Y}_t = 6,837 \cdot K_t^{0,427} \cdot L_t^{0,035}$ відображає залежність зміни чистого доходу від реалізації продукції від ефективності використання основних засобів та витрат на оплату праці при кореляційному відношенні $R = 0,979$.

Оскільки сумарний коефіцієнт $a = 0,462$, то збільшення основних засобів та витрат на оплату праці у λ разів викличе зменшення обсягу виробництва в число разів менше за λ , тобто $(\lambda^{a_1+a_2})$, де $a_1 + a_2 < 1$. Тобто в цьому випадку при зростанні обсягу виробництва зростають витрати на одиницю продукції.

Для факторів $K_{пр} = 610000$ тис. грн.; $L_{пр} = 67000$ тис. грн. розраховано прогнозне значення $Y_{пр} = 407336$ тис. грн. з надійністю 95% буде належати інтервалу (348604,5;475962,5) тис.грн.