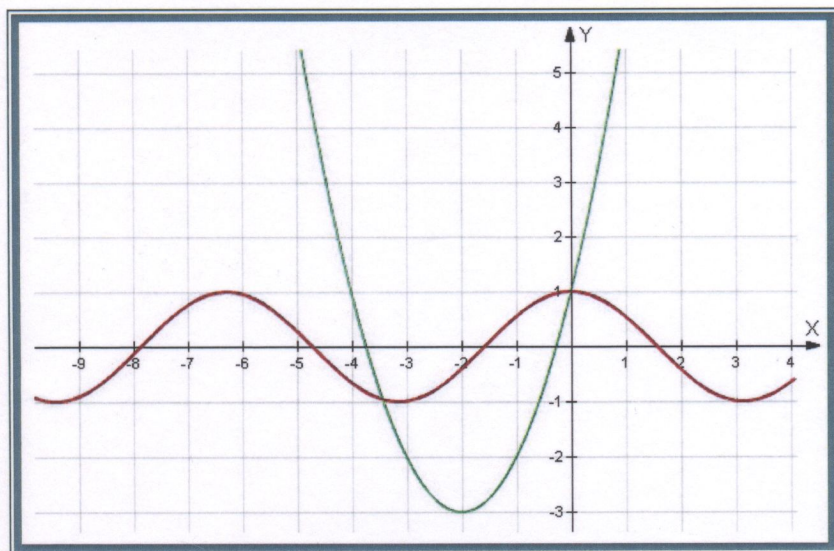


519.8
Г75

Б. Є. Грабовецький

**ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНІ
МОДЕЛІ І МЕТОДИ:
ТЕОРЕТИКО-ПРИКЛАДНІ
АСПЕКТИ**



Б19.8
Г75

Міністерство освіти і науки України
Вінницький національний технічний університет

Б. Є. Грабовецький

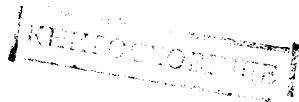
**ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ І МЕТОДИ:
ТЕОРЕТИКО-ПРИКЛАДНІ АСПЕКТИ**

Монографія



519.8 Г75 2013

Грабовецький Б.Є. Економіко-статистичні м



Вінниця
ВНТУ
2013

519.8

УДК 330.43

ББК 65в631

Г75

Рекомендовано до друку Вченою радою Вінницького національного технічного університету Міністерства освіти і науки України (протокол № 9 від 25.04.2013)

Рецензенти:

Н. П. Карачина, доктор економічних наук, професор

В. М. Лисогор, доктор технічних наук, професор

Грабовецький, Б. Є.

Г75 Економіко-статистичні моделі і методи: теоретико-прикладні аспекти : монографія / Б. Є. Грабовецький. – Вінниця : ВНТУ, 2013. – 204 с.

ISBN 978-966-641-536-6

В монографії розглянуто теоретико-методологічні і прикладні основи економіко-статистичного моделювання. Подано методичні прийоми аналізу і прогнозування техніко-економічних показників на основі економіко-статистичних моделей. Наведено приклади використання економіко-статистичних методів в дослідженнях та розв'язанні конкретних задач управління діяльністю підприємств різних галузей агропромислового комплексу.

Рекомендується для викладачів, науковців, аспірантів, магістрів, студентів та всіх, кого цікавить використання сучасних економіко-статистичних прийомів у дослідженнях та управлінні діяльністю підприємства (галузі).

УДК 330.43

ББК 65в631

462689

ISBN 978-966-641-536-6

© Б. Грабовецький, 2013

НТБ ВНТУ
м. Вінниця

ЗМІСТ

ПОПЕРЕДНЄ СЛОВО	5
Глава 1 ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ: ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ТА ОСОБЛИВОСТІ ФОРМУВАННЯ.....	7
1.1 Об'єктивна зумовленість математизації економічних знань	7
1.2 Моделювання економічних процесів	11
1.3 Виробничі функції: сутність, методичний потенціал	15
1.4 Виробничі функції як інструментарій вдосконалення економічних досліджень.....	19
1.5 Часовий тренд	31
Глава 2 ПОБУДОВА І РОЗРАХУНОК ВИРОБНИЧОЇ ФУНКЦІЇ 35	
2.1 Постановка проблеми, її теоретичне і логічне формулювання	35
2.2 Вибір результативного показника і відбір системи факторіаль- них ознак	37
2.3 Вибір і обґрунтування форми зв'язку виробничої функції.....	42
2.4 Збір і обробка початкової інформації	47
2.5 Розрахунок параметрів і характеристик виробничої функції .	50
2.6 Оцінка статистичної надійності параметрів і характеристик рівняння виробничої функції	55
2.7 Інтерпретація параметрів економіко-статистичної моделі	59
2.8 Економічний аналіз і прогнозування на основі виробничої функції.....	65
Глава 3 ВИКОРИСТАННЯ ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНИХ МЕТОДІВ В УПРАВЛІННІ ПІДПРИЄМСТВАМИ АГРОПРОМИСЛОВОГО КОМПЛЕКСУ.....	71
3.1 Кондитерська промисловість	71
3.1.1 Функція виробництва продукції	71
3.1.2 Функція продуктивності праці	87
3.1.3 Функція витрат на виробництво.....	91
3.2 Бурякоцукровий комплекс.....	95

3.2.1 Функція виробництва продукції	95
3.2.2 Функція урожайності цукрових буряків	101
3.2.3 Функція цукристості буряків.....	110
3.2.4 Функція тривалості виробничого сезону	123
3.2.5 Прогнозування обсягу виробництва цукру	125
3.3 Олієжировий комплекс	130
3.3.1 Функція урожайності і валового збору соняшника	131
3.3.2 Функція випуску	139
3.3.3 Функція продуктивності праці	145
3.3.4 Функція тривалості виробничого сезону	151
3.3.5 Функція виходу соняшникової олії	153
3.4 Оренда земельних ділянок.....	155
3.4.1 Факторний аналіз рівня орендної плати.....	155
3.4.2 Дослідження тенденції та прогнозування величини орендної плати	158
3.4.3 Оцінка рівня концентрації земель, зданих в оренду	171
ВИСНОВКИ	185
ДОДАТОК А	188
ДОДАТОК Б.....	190
ДОДАТОК В.....	192
ДОДАТОК Г	193
ДОДАТОК Д	194
ДОДАТОК Е.....	195
ДОДАТОК Ж.....	197
ДОДАТОК З	198
ЛІТЕРАТУРА	199

ПОПЕРЕДНЄ СЛОВО

В умовах, коли необхідно підвищити гнучкість і адаптивність організації до зовнішнього середовища, значно зростають вимоги до обґрунтованості управлінських рішень. Щоб знизити ризик прийняття невдалих управлінських рішень, необхідно підвищити ступінь інформованості членів організації, які розробляють, обґрунтовують і приймають ці рішення. Звідси, дедалі більшого значення набуває інформаційне забезпечення управлінських рішень. Отримання повноцінної, якісної інформації, тим більше в режимі реального часу, обумовлене необхідністю використання сучасного апарату дослідження і обчислювальної техніки. З огляду на це, прискорений розвиток сучасних наук, в тому числі і економіки, багато в чому визначається впровадженням нових і вдосконаленням існуючих методичних прийомів як інструментарію дослідження сутності, змісту, економічної природи суспільних явищ (процесів, об'єктів).

Розширення спектру методичних прийомів – це не одноразовий акт, а безперервний процес, який обумовлений потребами розвитку суспільного виробництва.

В системі методичних прийомів слід виокремити економіко-статистичні моделі як ефективний інструмент дослідження, що отримав в останні десятиріччя широке використання в плануванні і управлінні виробництвом.

Економіко-статистичні моделі і методи стають таким чином невід'ємним атрибутом системи управління на всіх її рівнях – від невеликої фірми до народного господарства в цілому.

Економіко-статистичне моделювання часто ототожнюють з економітрикою (економетрією), як одним із напрямків економіко-математичних методів.

Термін «економетрика» (або «економетрія») ввів в науковий обіг норвезький вчений Р. Фріш, який дав таке визначення новому напрямку дослідження: економетрика є синтез, органічне поєднання економічної теорії, математики і статистики.

Економетрика виявилась галуззю науки, яка, починаючи з 30-х років ХХ ст., розвивається найшвидше, і водночас стала найпрестижнішим напрямком в економічній науці Заходу. Це наочно підтверджено тим, що в моменту заснування Нобелівської премії з економіки (1969 р.) всі видатні економетристи стали нобелівськими лауреатами, зокрема, Р. Фріш, Я. Тинберген, П. Самуельсон, Д. Хікс, К. Ерроу, В. Леонтьєв, Т. Купманс.

В останні роки, на жаль, спостерігається тенденція проникнення в економетрику формально-математичних методів, в результаті чого багато досліджень стали надто математизовані, а тому в своїй суті абстрактні.

В таких дослідженнях, внаслідок нашарування теорем, формул, лем, часто пропадає той емпіричний матеріал, який власне підлягає дослідженню.

Некритичне збільшення кількості математичних формул, як зазначав Президент американської асоціації економетристів В. Леонт'єв, інколи зменшує цінність економічного дослідження, тому що за формулами ми не завжди помічаємо суть економічної проблеми.

Враховуючи застереження метра економетрики В. Леонт'єва, автор слідом за І. Я. Бірманом готовий повторити: працюючи над книгою, я зі всіх сил намагався не зробити її «перематематизованою» та «недоекономізованою». Тому наступний акцент в поданій монографії зроблений на дослідженні економічної сутності явищ (процесів, об'єктів), їх взаємозв'язків і взаємозалежності.

Методичний апарат дослідження поданий без зайвих ускладнень, доступно і, переважно, з прикладами його реалізації, що врешті-решт дозволяє, маючи невеликий масив початкової інформації, побудувати прогнози і провести ретроспективний і стратегічний аналізи за допомогою звичайних калькуляторів. Цим автор сподівається привернути до роботи широке коло читачів.

Подана монографія орієнтована насамперед на отримання результатів, що сприяють вирішенню конкретних практичних завдань.

Перевірка на надійність та придатність побудованих моделей для проведення аналізу та складання прогнозів здійснена на основі показників підприємств, що відносяться до різних галузей агропромислового комплексу. Тим самим враховувалися специфічні особливості галузей та побудованих для них моделей.

Зміст і структура монографії орієнтовані на послідовне викладення проблем формування і реалізації економіко-статистичних моделей, виділення комплексу спеціальних методів у розв'язанні економіко-прогностичних задач, використанні отриманої інформації в управлінні виробництвом.

Враховуючи практичну спрямованість роботи, основна увага в ній зосереджується переважно на інструментальній стороні досліджуваної проблематики, а не теоретичній, про що свідчить структура і стиль книги.

При цьому наголос зроблено на короткострокові і середньострокові прогнози.

Програмне забезпечення для реалізації запропонованих економіко-статистичних методів на ЕОМ, складено Т. О. Спіріною за алгоритмами, розробленими автором.

Автор висловлює щиро подяку рецензентам: доктору економічних наук, професору Н. П. Карачині та доктору технічних наук, професору В. М. Лисогору за критичні зауваження та цінні рекомендації, які сприяли підвищенню теоретико-методологічного та прикладного рівня монографії.

Глава 1

ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ: ТЕОРЕТИЧНІ АСПЕКТИ ТА ОСОБЛИВОСТІ ФОРМУВАННЯ

1.1 Об'єктивна зумовленість математизації економічних знань

Досягнення багатьох наук на сучасному етапі розвитку людського суспільства пояснюється неперервним і прогресуючим процесом математизації знань. Цей процес охопив низку наук, в тому числі і економічні науки, які раніше вважалися такими, що не піддаються дослідженню за допомогою математичних методів, внаслідок їх надмірної складності.

Проникнення математичних методів в економічні дослідження сприяє значному розширенню і, в неменшій мірі, вдосконаленню методичного апарату.

Коли мова йде про математизацію економічних наук, то під цим розуміється не просто розширення обчислювальних можливостей з обробки початкових даних. В сучасному розумінні математизація науки виражається у тому, що математичні методи повинні забезпечити пошук нових закономірностей і тенденцій, поглиблення дослідження об'єктів пізнання, пошук нових істин.

Математизацію знань не можна розглядати як односторонній процес руху від математики до окремих наук, тобто використання вже розроблених методів в конкретних дослідженнях.

Виникнувши, як і інші науки, з практичних потреб суспільного виробництва, математика має умовно два джерела розвитку – внутрішні і зовнішні. Внутрішнє джерело представляє собою розвиток теоретичних основ математики як самостійної науки. При цьому багато положень математики не завжди зразу можуть бути використані в практичних дослідженнях, або іншими словами, між математичною ідеєю та її практичним застосуванням можливий значний лаг.

Зовнішнє джерело представляє собою розвиток математики під впливом потреб інших наук. Так, наприклад, поява низки дисциплін, які умовно можна об'єднати в одне поняття – математична економіка, викликано потребами управління.

Зростання масштабу виробництва, ускладнення взаємозв'язків і взаємовідносин між підприємствами, викликаних розвитком і вдосконаленням таких форм організації суспільного виробництва, як спеціалізація, кооперування, комбінування, концентрація; неминуче викликало необхідність використання математичних методів для вибору оптимальних рішень в управлінні.

В. М. Глушков з цього приводу зазначає, що математика, яку завведено називати класичною, в останній час вже не в змозі забезпечити методичний апарат для управління складними об'єктами. Виник і розвивається новий метод наукового пізнання – математичний експеримент, який посідає проміжне місце між класичним дедуктивним і класичним експериментальним методами.

Запропонований метод досить перспективний в процесі прийняття управлінських рішень [1].

Отож, можна стверджувати про наявність діалектичного взаємозв'язку між математикою і окремими науками. Такий взаємозв'язок сприятливий для розвитку як математики, так і інших наук. Математика збагачує окремі науки методичними прийомами дослідження; окремі науки, у свою чергу, стимулюють розвиток математики, не допускають її застою.

Розглянемо основні причини широкого проникнення математики в царину інших наук.

Головна причина – це соціальна причина, яка впливає із розвитку продуктивних сил. Остання безперервно вимагає більш сучасних методів пізнання реальності.

В. М. Глушков, в свою чергу, вказує ще на три причини математизації знань. Перша причина полягає в розвитку і поглибленні конкретних наук, що приводить на певному етапі до необхідності залучення в широкому масштабі математичних методів. Друга причина полягає у розвитку самої математики, в розширенні її меж і появи нових розділів і напрямів. В цьому випадку можна стверджувати про прагнення математики перевірити свої ж теоретичні положення і висновки.

І, нарешті, третя причина полягає в розвитку кібернетики і обчислювальної техніки, що дозволяє реалізувати математичний інструментарій на реальних об'єктах [2].

Інтенсивне проникнення математики в царину окремих наук, на думку деяких авторів, пояснюється також рядом логічних причин [3], зокрема:

➤ «подовженням» ланцюга доказових побудов і необхідністю у цьому зв'язку розміщення логічних «відстаней» ланцюга в певному порядку;

➤ підвищенням вимог до надійності і точності розрахунків;

➤ необхідністю наведення порядку в неоглядному морі інформації.

Отож, всі причини, які визначають процес проникнення математичних методів в царину окремих наук, можна умовно об'єднати у три групи: соціальні, гносеологічні та логічні.

Необхідними умовами процесу математизації знань є «готовність» до цього як до окремої науки, так власне і самої математичної науки. Під «готовністю» певної науки до широкомасштабного використання математичних методів розуміється, насамперед, високий рівень і зрілість теоретичних основ, наявність відповідного понятійного апарату, який дозволяє сконструювати певні зв'язки і співвідношення як всередині явищ, так і між явищами, що, врешті-решт, дозволяє формалізувати ці зв'язки і співвідношення.

Під готовністю математичної науки до впровадження її методів в методику інших наук розуміється наявність математичного інструментарію, який дозволяє формалізувати певні явища або процеси, що характеризують суть, природу відповідної науки.

Кількісне зростання економіко-статистичних прийомів підняло методику економічних досліджень на якісно новий ступінь. Отож, накопичення знань, як історично неминучий процес, зі всією визначеністю рано чи пізно породжує нові знання, які якісно відмінні від старих, однак більш високого порядку (прояв дії закону переходу кількості в якість і навпаки).

Коли мова йде про забезпечення економічних наук методичним інструментарієм для проведення досліджень, природно, постає питання: хто є «фундатором» розробки зазначених спеціальних прийомів.

Намагання представників статистичної науки надати статистичним методам, нарівні з математичними методами, статусу загально-методологічної функції в системі економічних наук було достатньо обгрунтовано спростоване [4].

Об'єктивний аналіз розвитку конкретних наук свідчить, що лише математика є свого роду універсальним «постачальником» спеціальних прийомів, способів пізнання.

Г. Н. Федосєєв з цього приводу пише: «Найбільш широке узагальнення із всіх спеціальних прийомів дає математика. Її методи та апарат можуть бути застосовані в будь-яких галузях: і в економіці, і в астрономії, і в соціології, і в біології» [5].

Г. І. Рузавін відносить математичні методи майже до універсальних методів, вважаючи абсолютно універсальними методи матеріалістичної діалектики [6].

Отож, претензії вчених-статистиків на універсальність статистичних методів не варто вважати правомірними.

Інша річ, статистика, виходячи із особливості предмету випередила інші соціально-економічні науки у використанні математичних методів як у часі, так і в просторі. Статистику дійсно можна вважати однією із найматематизованіших наук в системі соціально-економічних наук. Останнє може дати лише привід, однак не підстави визнати статистичні науки універсальними.

Із вищевисловленого випливає принципово важливий висновок: математика, а не статистика, розробляє спеціальні прийоми пізнання в системі соціально-економічних наук.

Проникаючи через предмет дослідження, набуваючи його характерних рис та визнаних особливостей, спеціальні прийоми знаходять своє конкретне вираження в системі певних наук.

Ми повністю згодні з твердженням, що дискусія про те, методами якої науки є кореляція, кластерний аналіз, метод головних компонентів, по суті безпредметна. Суто в абстрактному вигляді – це математичні методи. В дослідженнях статистичної закономірності – це еле-

менти статистичного методу; в дослідженнях інших економічних закономірностей – елементи економічного методу [4]. Однак в своїх висновках, автори в зазначеній вище колективній роботі, на жаль, не завжди послідовні. Мало того, що вони намагаються позбавити економічний аналіз статусу самостійної науки, в багатьох місцях нав'язується думка про універсальність статистичних методів, про можливість та необхідність застосування саме статистичних методів в системі інших суспільних наук.

Таким чином, підсумовуючи вищевикладене, можна стверджувати: статистичним методам неприпустимо надати статус універсальних; вони є складовою частиною всеохоплюючої, універсальної методології математичної науки.

1.2 Моделювання економічних процесів

Використання математичних методів в управлінні виробництвом нерозривно пов'язане з моделюванням економічних процесів (явищ, об'єктів).

Моделювання – це наукова теорія побудови і реалізації моделей, за допомогою яких досліджуються явища і процеси в природі і суспільному житті. Досліджуючи будь-яке явище (процес, об'єкт), людина створює у своїй свідомості образ об'єкта, його модель. Ось чому кожна наукова робота – це, по суті, моделювання: створення моделей в лабораторних установках, створення графічних моделей у вигляді схем і креслень, побудова математичних моделей у вигляді формул тощо.

Модель – умовне зображення об'єкта, що відображає його найсуттєвіші характеристики, для визначення яких саме і проводиться дослідження.

Економіко-статистична модель стисло відображає найсуттєвіші взаємозв'язки окремих явищ і процесів у вигляді математичних рівнянь і нерівностей.

Будь-яка модель виконує насамперед аналітико-прогностичну функцію, без вирішення якої модель втрачає будь-який сенс як у теоретичному, так, ще в більшій мірі, і у прикладному плані.

В економічному прогнозуванні модель замінює неіснуючий об'єкт (процес, явище) іншим, подібним до нього, і тому стає єдиним інструментом перевірки гіпотези про майбутній розвиток. Побудована на інформації минулого і сучасного, модель дозволяє теоретично відобразити картину майбутнього.

Економічне моделювання тісно пов'язане з математикою. По суті застосування математичних методів в економіці зводиться до побудови економіко-математичних моделей. Задача побудови економіко-математичних моделей є не що інше, як переклад з «мови економіки» на «мову математики».

Економіко-математична модель не є дзеркальним відображенням реальності. Таке завдання і не ставиться перед дослідниками. Модель повинна відображати найістотніші, найхарактерніші риси, основні властивості відношення реального життя.

Найважливіша вимога до економіко-математичної моделі полягає в її можливості адекватно відображати економічні процеси. Разом з тим надмірне бажання посилити адекватність моделі призводить до її ускладнення, що часом не дозволяє реалізувати її сучасними програмно-методичними і технічними засобами. Тому потрібен компроміс між складністю моделі і можливістю її реалізації для практичного застосування. Значення моделі у вивченні навколишнього світу полягає в тому, що вона повинна бути проміжною ланкою між теорією і дійсністю, схематично спрощуючи останню.

Побудова економіко-математичних моделей – складний процес. Він потребує від дослідника глибоких знань економічної теорії, предмета дослідження, математичного інструментарію. Досвід показує, що високий рівень економіко-математичного моделювання під силу лише економістам, які вміло володіють математичним апаратом.

Економіко-математична модель має пізнавальну і практичну цінність, якщо вона відповідає певним вимогам:

- опирається на основні положення економічної теорії;
- адекватно відображає реальну економічну дійсність;
- враховує найбільш важливі фактори, які визначають рівень досліджуваних показників;
- відповідає встановленим критеріям;

➤ дозволяє отримати такі знання, які до її реалізації були невідомими;

➤ є достатньо абстрактною, щоб допустити варіювання великим числом змінних, але не на стільки, щоб виникли сумніви в її надійності і практичній корисності отриманих результатів;

➤ задовольняє умови, які обмежують термін розв'язування задачі;

➤ дозволяє реалізувати її існуючими засобами.

За характером взаємозв'язку прогнозованого (або аналізованого) показника з факторіальними ознаками всю різноманітність економіко-математичних моделей можна поділити на дві групи: детерміновані і стохастичні.

До детермінованих відносять ті моделі, результат реалізації яких повністю і однозначно визначені набором заданих параметрів. Ці моделі ґрунтуються на застосуванні лінійної алгебри і являють собою систему рівнянь, які спільно розв'язуються з орієнтацією на заданий оптимум.

В свою чергу детерміновані моделі діляться на балансові і моделі оптимального планування.

Моделі оптимального планування являють собою систему рівностей (нерівностей), які відображають умови певної задачі і цільову функцію. До таких моделей відносять моделі оптимального програмування (лінійного, нелінійного, динамічного тощо).

Стохастичні моделі описуються ймовірними (стохастичними) залежностями.

Стохастичні моделі ґрунтуються лише на законах теорії ймовірності. При побудові цих моделей досліджуваний процес умовно розглядається як детермінований, але в модель вводять елементи оцінювання ймовірності отримання певного результату.

До стохастичних моделей відносять в першу чергу моделі, які базуються на принципах вирівнювання стохастичних рядів. Це, так звані факторні моделі, де рівень результативної ознаки (функції) визначається впливом факторіальних ознак (аргументів).

Факторні моделі можуть включати різну кількість змінних величин і відповідних їм параметрів.

Найпростішими видами факторних моделей є однофакторні. В цьому випадку аналіз і прогноз досліджуваного показника здійснюється в залежності від однієї факторіальної ознаки. Різновидністю однофакторної моделі є часовий тренд.

На відміну від однофакторної моделі багатфакторна модель дозволяє одночасно враховувати вплив двох або більше факторів на рівень і динаміку аналізованого (прогнозованого) показника.

За масштабом дослідження розрізняють макро- і мікроекономічні моделі.

Перші орієнтовані на прогнозування макроекономічних показників (валовий національний дохід, інфляція, безробіття та ін.), другі – на мікроекономічні показники (попит і пропозиція, ціни на окремі види товарів, витрати виробництва, прибуток та ін.).

На відміну від точних наук, в економіці, як правило, не існує суворих функціональних залежностей. На рівень економічних показників впливає багато факторів як закономірних, так і випадкових, причому деякі фактори не можуть бути виражені кількісно, а про інші неможливо отримати інформацію. Тому метод моделювання, який використовується для прогнозування економічних показників, базується головним чином на стохастичних моделях, які реалізуються на основі статистичної інформації. Моделі такого виду носять назву економіко-статистичних. Економіко-статистичне моделювання нерідко ототожнюють з економетрією.

Однією із форм економіко-статистичного моделювання є кореляційне моделювання. Суть його полягає в тому, щоб знайти математичний вираз (формулу), який відображає зв'язок досліджуваного показника і факторів, які його визначають, тобто реалізувати залежність

$$y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n).$$

Історично кореляційне моделювання було першим інструментарієм моделювання економічних процесів. Кореляційна модель реалізується за допомогою методів кореляції та регресії (кореляційний та регресивний аналіз).

Кореляційний та регресивний аналіз тісно пов'язані між собою. При виконанні передумов кореляційного аналізу одночасно викону-

ються і передумови регресивного аналізу. Але проведення регресивного аналізу не висуває таких жорстких вимог, як проведення кореляційного аналізу. Регресивний аналіз припустимий, якщо навіть початкова інформація не відповідає нормальному закону розподілу, що характерно для техніко-економічних величин. Кореляційний же аналіз оперує з нормальним розподілом випадкових величин. У якості залежної змінної в регресивному аналізі використовується випадкова змінна, в якості незалежної – не випадкова змінна (змінні).

В економічних дослідженнях використовуються можливості обох напрямків аналізу, і тому метод в цілому отримав назву кореляційного та регресивного аналізу.

Кореляційну модель прийнято називати рівнянням регресії, внаслідок чого економетричною моделлю називають систему регресивних рівнянь і тотожностей.

Весь процес прогнозування на основі економетричних моделей охоплює низку етапів, які детально описані в главі 2.

1.3 Виробничі функції: сутність, методичний потенціал

Особливий клас багатофакторних економіко-статистичних моделей становлять виробничі функції.

Виробнича функція – це рівняння (модель), яка описує причинно-наслідкові взаємозв'язки між затратами ресурсів (вхід) і випуском продукції (вихід) за наявного рівня техніки, технологій і робочої сили.

Виникнення такого рівняння обумовлено основними канонами економічної теорії: створення матеріальних благ – це результат взаємодії і взаємозв'язку трьох елементів (факторів) виробництва: робочої сили (жива праця), засобів праці і предметів праці (уречевлена праця).

Звідси, якщо існує взаємозв'язок між результатами виробництва (випуском продукції) і елементами виробництва (затрати, ресурси), то, природно, виникає потреба у формалізації цього взаємозв'язку, тобто у побудові відповідного рівняння, його реалізації і дослідженні.

Історично виробнича функція – це поняття агротехнічної та біологічної наук [7]. Однак в силу певних обставин, що склалися, розвиток понятійного і методичного апарату, практичне використання методу дослідження відбулося переважно у сфері економіки.

Вперше двофакторну виробничу функцію побудували американські дослідники Г. Кобб і П. Дуглас у 1928 р. на основі даних економіки США за 1899–1922 рр. [8]

$$y = AK^{\alpha}L^{\beta}, \quad (1.3.1)$$

де y – обсяг виробництва; K – обсяг функціонуючих виробничих фондів; L – витрати трудових ресурсів; A , α , β – параметри виробничої функції.

В практичних розрахунках обсяг виробничих фондів поділяється на складові – основні виробничі фонди і оборотні фонди, а модель із степеневі перетворюється у лінійно-логарифмічну, в результаті чого рівняння (1.3.1) набуває такого вигляду:

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2 + a_3 \ln X_3, \quad (1.3.2)$$

де X_1 – витрати трудових ресурсів (чисельність виробничого персоналу; затрати робочого часу); X_2 – вартість промислово-виробничих основних фондів; X_3 – вартість оборотних фондів (обсяг використаних у виробництві матеріальних ресурсів).

В науковому середовищі визначились два напрямки у тлумаченні сутності виробничої функції.

Перша група науковців визначає виробничу функцію як залежність кінцевого продукту від затрат робочої сили, основних виробничих фондів, оборотних фондів та технічного прогресу [9, 10, 11, 12, 13].

Друга група авторів вважає, що таке трактування поняття виробничої функції є дещо звуженим, тому що за його рамки виходять зв'язки і залежності між низкою інших економічних показників.

Оскільки вказані першою групою визначення виробничої функції ототожнюються з поняттям функції «випуску», тому аналогічно пропонується позначити виробничими функціями всі зв'язки і залежності, що зустрічаються в економіці [14].

Виробнича функція визначається також як економіко-математичний вираз залежності результатів виробничої діяльності від факторів, що обумовлюють ці результати [15].

Отже, перша група науковців розглядає поняття виробничої функції у вузькому сенсі, друга – у широкому. Водночас пропонується та-

кож еkleктичний підхід: розглядати поняття виробничої функції як у широкому, так і у вузькому сенсі [16].

В економічних дослідженнях, на нашу думку, доцільніше розглядати поняття виробничої функції у широкому сенсі, оскільки такий підхід вносить певну системність у сукупність взаємозв'язків і залежностей економічних показників і водночас дозволяє розширити їх коло, де можна використати ефективний апарат дослідження.

Дотримуючись цієї тези, в залежності від економічного змісту досліджуваного показника можна присвоїти відповідну функцію кожному окремому показнику, що характеризує певні результати діяльності підприємства, зокрема: функція випуску, функція продуктивності праці, функція собівартості, функція рентабельності тощо.

Такої ж термінології дотримуються інші автори, не акцентуючи при цьому уваги на класифікацію виробничих функцій [17].

У напрямку досліджуваної проблематики варто звернути увагу на своєрідний підхід до класифікації виробничих функцій, що пропонується окремими науковцями.

Так, рекомендується вважати виробничими функціями тільки ті моделі зв'язку, які відображають залежність прямих результатів виробництва (обсяг промислової продукції, надій молока, виробництво м'яса, валовий збір зернових тощо) від основних факторів виробництва.

У випадку ж, коли досліджуваними показниками є продуктивність праці, собівартість продукції, прибуток і т. д., то всю сукупність таких залежностей слід об'єднати в економічні функції, а назву кожній окремій функції надавати у відповідності до економічного змісту показника [11].

Дотримуватися такої тези означає погодитися з парадоксальною думкою про те, що показники виробництва продукції у вартісному і натуральному вимірах не є у такій же мірі економічними показниками як і продуктивність праці, собівартість продукції, прибуток тощо.

Апарат виробничої функції виник і розвинувся на основі методів кореляції і регресії, реалізується за допомогою методів кореляції і регресії та є логічним продовженням останніх.

Оскільки в наукових виданнях існують поняття «виробнича функція» і власне «рівняння регресії», є необхідність розмежувати, розрізнити ці наукові терміни.

Формально, як це неодноразово зазначалося, більшість виробничих функцій відноситься до класу статистичних моделей, які досліджуються за допомогою методів кореляції і регресії. Із широкого кола моделей виробничі функції виділяються не тільки і не стільки орієнтацією на об'єкт дослідження – виробництво, на чому акцентується увага вище, скільки своїм змістовним характером, що дозволяє надати компонентам цих функцій економічний зміст. Аналіз виробничих функцій дозволяє не тільки встановити взаємозв'язок показників, але й отримати характеристики, що відносяться до ключових економічних понять – ефективність виробництва, темпи і пропорції економічного розвитку, роль і вплив науково-технічного прогресу, ціноутворення тощо [13].

Викладене дозволяє дійти висновку, що автор виділяє виробничі функції із системи статистичних моделей не за об'єктом дослідження, критеріями оцінки, а за змістовною сутністю рівняння та його параметрів.

Зауважимо принагідно, що у розмежуванні понять «рівняння регресії» і «виробнича функція», слід виходити із тих задач, які ставляться перед ними в економічних дослідженнях.

За допомогою методів кореляції і регресії встановлюється взаємозв'язок показників, визначається форма зв'язку, будується рівняння регресії, яке також називається кореляційним рівнянням (моделлю), розраховуються статистичні характеристики і первинні параметри рівняння. Аналітичні можливості зазначених методів дещо обмежені, і тому їхні результати не повністю відповідають задачам дослідження.

Математичні перетворення параметрів рівняння за допомогою диференціювання і отримання на цій основі таких показників, як коефіцієнт еластичності, граничний продукт, гранична норма зміщення та ін., у кожне з яких закладено певний економічний зміст, значно розширюють аналітико-прогностичні можливості рівняння, підвищують прикладне значення побудованих моделей і тим самим роблять цей метод ефективнішим, у порівнянні з методом кореляції і регресії. У

таких випадках стверджується, що методи кореляції і регресії трансформуються в апарат виробничої функції.

Таким чином, використовуючи положення кореляційного і регресійного аналізу, апарат виробничої функції певною мірою удосконалює їх, піднімає на якісно новий ступінь.

Іншими словами, якщо параметри власне лінії регресії відповідають лише на питання «що?», то параметри рівняння виробничої функції додатково відповідають на питання «чому?», «наскільки?», «у якій мірі?».

Разом з тим було б помилково вважати межі між методами кореляції і регресії та апаратом виробничої функції непорушними. Розмежування цих понять врешті-решт умовне, і, безперечно, кожний дослідник з цього приводу може висловити свою точку зору, своє розуміння відмінностей між зазначеними методами дослідження.

1.4 Виробничі функції як інструментарій вдосконалення економічних досліджень

Використання нового прийому в економічних дослідженнях ефективно і доцільне лише у тих випадках, коли методологічно він досконаліший, або забезпечує вищу точність розрахунків у порівнянні з тими, що склалися. Водночас, новий прийом дозволяє часом не лише доповнити традиційно існуючі прийоми, але і розробити цілковито нові напрямки в економічних дослідженнях.

Тому, коли мова іде про використання виробничих функцій у економічних дослідженнях, то під цим розуміється не просто розширення обчислювальних можливостей з обробки початкових даних.

У сучасному розумінні використання виробничих функцій полягає у тому, що вони повинні забезпечити пошук нових закономірностей і тенденцій, поглиблене дослідження об'єктів пізнання, відшукування нових істин.

Новий прийом дослідження повинен забезпечити досягнення певних теоретичних і практичних цілей конкретної науки, враховувати характерні особливості об'єкта дослідження, що, у свою чергу, неминує породжує специфічні особливості власне самого прийому.

В управлінні виробництвом виробнича функція може бути використана як апарат дослідження:

- у ретроспективному економічному аналізі;
- у побудові прогнозів;
- у стратегічному економічному аналізі;
- у виборі оптимальних планових рішень.

Розглянемо детально кожен окремий напрямок дослідження.

Ретроспективний економічний аналіз (далі – економічний аналіз) використовує виробничі функції як ефективний прийом вдосконалення методичного апарату дослідження.

Виробничі функції в економічному аналізі можуть бути використані насамперед як засіб установлення й оцінки взаємозв'язків економічних явищ і процесів та визначення ступеня впливу окремих факторів на рівень досліджуваного показника. У теперішній час зазначені питання частково вирішуються за допомогою відповідно аналітичних (факторних) групувань і ланцюгових підстановок (абсолютних і відносних різниць та індексного методу).

Однак апарат виробничих функцій має низку переваг у порівнянні з зазначеними вище прийомами, які можна виявити шляхом зіставлення цих методичних прийомів.

Прийом групувань широко використовується як засіб систематизації й аналізу первинних даних.

Аналітичні групування мають низку переваг: простота, наочність, універсальність. За їх допомогою встановлюється взаємозв'язок окремих економічних показників, визначаються тенденції зміни одного показника під впливом змін інших показників.

Однак такий взаємозв'язок і взаємозалежність окремих показників встановлюється візуально, «на око», що неодмінно дає простір для суб'єктивних оцінок.

За своєю природою економічні явища складні і різноманітні, тому рівень їх визначається переважно дією великої кількості факторів. Аналітичні групування дозволяють, зазвичай, досліджувати одно- і двофакторні залежності. При збільшенні числа факторів комбінаційні групування стають громіздкими і неоглядними. Тому за наявності п'яти факторів і поділу всієї сукупності на п'ять груп, за кожною ознакою комбінаційна таблиця міститиме 3125 підгруп [18].

Зазначені вище недоліки методичного прийому групувань підготували підґрунтя для розробки нових, досконаліших прийомів, які дозволяють не лише виявити і констатувати певні взаємозв'язки економічних явищ, але, що дуже суттєво, дати їм кількісну оцінку.

В економічних дослідженнях широкого розповсюдження набули методи кореляції і регресії, як важливий елемент і основа апарату виробничих функцій. Методи кореляції і регресії історично і логічно примикають до аналітичних групувань і є продовженням останніх.

На тісний взаємозв'язок групувань, з одного боку, і методу кореляції і регресії, з іншого боку, звернули увагу відомі дослідники [19; 20; 21].

Так, метод групувань розглядається у двох аспектах: як самостійний прийом дослідження, за допомогою якого розв'язуються специфічні завдання пізнання, і як основа кореляційного аналізу [20].

Метод кореляційних рівнянь дозволяє довести метод групувань до кожного окремого об'єкта дослідження [19].

Які ж переваги методів кореляції і регресії у порівнянні з аналітичними групуваннями?

По-перше, на відміну від аналітичних групувань, методи кореляції і регресії дозволяють не лише логічно виявити зв'язок показників, але і за допомогою системи коефіцієнтів кореляції кількісно оцінити тісноту зв'язку результативної ознаки з однією із факторіальних ознак, або спільно зі всіма факторіальними ознаками.

По-друге, методи кореляції і регресії дозволяють за допомогою рівняння регресії математично виразити зв'язок між економічними показниками, що, як відомо, неможливо здійснити за допомогою аналітичних групувань. Вид кореляційного рівняння дає багатий матеріал для аналізу особливостей взаємозв'язку економічних явищ і встановлення тенденцій їх зміни.

По-третє, в економічному аналізі надзвичайно важливо встановити ступінь впливу окремих факторіальних ознак на результативну ознаку. Таку можливість надають методи кореляції і регресії.

Комбінаційні ж таблиці дозволяють тільки простежити за змінами взаємозв'язаних показників, причому число факторів повинно бути незначним, бо збільшення числа факторів робить аналітичні групу-

вання, як це вже зазначалось раніше, неоглядними, громіздкими і важкочитаними. Методи кореляції і регресії не встановлюють межі числа факторів, які включені у рівняння, хоча кількість їх повинна бути визначена у розумних межах.

Методи кореляції і регресії дозволяють визначити не лише ізольований вплив окремих факторів на функцію, але і сукупний вплив усіх включених у рівняння регресії факторів.

По-четверте, якщо методи кореляції і регресії реалізовані для вибіркової сукупності, то отримані результати можна розповсюдити і на генеральну сукупність, що за допомогою аналітичних групувань зроби́ти дуже складно.

Переваги математичних методів (методів кореляції і регресії) над нематематичними (аналітичні групування) полягають насамперед у тому, що перші, опираючись на низку розрахункових показників, відрізняються значною визначеністю висновків, у той час, як висновки, що базуються на нематематичних методах, «страждають розпливчастістю носять яскраво виражену суб'єктивну оцінку» [19].

В управлінні виробництвом для прийняття рішень ефективним є насамперед комплексний економічний аналіз, який охоплює всі сторони, сфери діяльності підприємства в їх взаємозв'язках і взаємообумовленості.

Найважливішим елементом комплексного економічного аналізу, його суттю, є факторний аналіз, тому що з його допомогою можна виявити причини успіхів і недоліків у роботі підприємств, розкрити наявні резерви підвищення ефективності виробництва.

Можливості аналітичних групувань для проведення факторного аналізу обмежені, тому що він не дозволяє кількісно визначити ступінь впливу одного показника на зміну іншого.

Тому в економічному аналізі для оцінки впливу окремих факторів на рівень досліджуваного показника рекомендується використовувати прийом ланцюгових підстановок і його різновиди: прийоми абсолютних і відносних різниць, індексів. Зазначені методи дають ідентичні результати і базуються на послідовній заміні планових (базисних) величин одного із факторів його фактичною величиною, вважаючи реш-

ту показників (факторів) незмінними, тобто в основу цих методів покладене елімінування як прийом діалектичної логіки.

Прийом ланцюгових підстановок та його різновиди відзначаються простотою і можливістю встановлення функціональної залежності між факторами і досліджуваним показником (результативною ознакою).

Однак, незважаючи на вищенаведені переваги, використання ланцюгових підстановок викликає багато суперечностей.

Суть їх полягає у тому, що результати аналізу залежать від послідовності підстановки факторів у факторну систему.

Отже, ступінь впливу фактора на зміну досліджуваного показника визначається порядком його включення у «ланцюжок» факторів.

Власне, проблема послідовного включення факторів у «ланцюжок» до теперішнього часу є найбільш дискусійною через відсутність науково обґрунтованого тлумачення побудови факторних систем.

Якщо виходити із установленого правила, до речі, ніким до теперішнього часу науково не обґрунтованого – що у першу чергу замінюються кількісні показники, а потім якісні, то суперечним є наступне:

➤ які показники вважати кількісними, а які – якісними;

➤ у якій послідовності здійснювати заміни, якщо у факторній системі міститься декілька кількісних або декілька якісних показників.

Наприклад, продуктивність праці можна подати як добуток фондовіддачі і фондоозброєності, тобто факторна система містить по суті два якісних показники (фактори). Природно, у таких випадках виникають проблеми послідовності заміни планового (базисного) значення фактора на звітне значення.

Отже, ланцюгові підстановки, хоч і дозволяють кількісно оцінити залежність одного показника від зміни іншого, проте мають той самий недолік що і аналітичні групування: їм притаманний елемент суб'єктивізму.

Однак цим не вичерпуються недоліки ланцюгової підстановки як методу дослідження.

Аналіз створення факторних систем засвідчив, що необхідно розрізняти системи факторів, побудованих на основі причинно-

наслідкових відносин, і системи факторів, створені за допомогою чисто формальних прийомів математичної абстракції, які правильніше вважати системою співмножників. Системи факторів і системи співмножників не можна вважати рівноцінними з пізнавальної точки зору. Набагато більшого значення мають системи, що відображають причинно-наслідкові відношення між явищами [22].

Встановлення «ланцюжка» причинно-наслідкових взаємозв'язків дуже важливе в економічному аналізі, особливо у виявленні й оцінці резервів виробництва.

Прийом ланцюгових підстановок оперує, зазвичай, системою співмножників, завдяки чому він і забезпечує функціональний взаємозв'язок досліджуваного показника і факторів-співмножників. У процесі аналізу показників, які основані на системі співмножників, можна простежити недоліки побудови як власне системи співмножників, так і прийому ланцюгових підстановок.

На відміну від прийому ланцюгових підстановок апарат виробничої функції оперує переважно з факторами, які відображають причинно-наслідкові відношення, що дозволяє поглибити економічний аналіз, зробити його дієвішим і ефективнішим.

Послідовність включення факторів у рівняння виробничої функції не впливає на силу їх дії на результативний показник.

Рівняння виробничої функції дозволяє оцінити як ізольований вплив окремих факторів на досліджуваний показник, так і їх сукупний, спільний вплив. Введення ж у модель первинних факторів дозволяє у найбільшій мірі виявити резерви виробництва.

Ланцюгові підстановки, втім як і інші прийоми аналізу, що ґрунтуються на апараті елементарної математики, мало придатні для побудови прогнозів, проведення стратегічного аналізу і визначення оптимального сполучення ресурсів виробництва, тобто таких напрямків економічних досліджень, які успішно реалізуються за допомогою виробничих функцій.

Використання виробничої функції в економічному аналізі зовсім не означає відмову від таких прийомів, як аналітичні групування і ланцюгові підстановки. Кожен із зазначених прийомів має певні переваги, які потрібно враховувати.

Виробничі функції слід розглядати як доповнення до прийомів аналітичного групування і ланцюгової підстановки. Вони дозволяють розширити «вузькі місця» елементарних прийомів, надати їм кількісну визначеність, але не підміняти їх.

Отже, апарат виробничої функції дозволяє оцінити одночасно спільний і роздільний вплив основних причинних факторів на досліджуваний показник. За допомогою коефіцієнтів регресії, еластичності та граничної продуктивності встановлюється, у якій мірі зміна кожного фактора впливає на зміну результативної ознаки. Параметри рівняння виробничої функції дозволяють здійснити міжзаводський економічний аналіз. Нарешті, показники граничної норми заміщення, ізокванти, отримані в результаті перетворення параметрів рівняння, дозволяють, з одного боку, використати їх у економічному аналізі, а, з іншого боку, застосувати для оцінки співвідношення різних взаємозамінних факторів, що необхідно для обґрунтування оптимальних планових рішень і, насамперед, у питаннях якнайефективнішого сполучення, розподілу і використання обмежених ресурсів.

Економічне прогнозування. В останні десятиріччя гостро стала усвідомлюватися практична цінність прогновної функції управління виробництвом, що обумовило бурхливий розвиток і удосконалення теорії і практики прогнозування.

Все це пояснюється панівними тенденціями розвитку народного господарства, які постійно вимагають розробки і впровадження різних форм регулювання на всіх ієрархічних рівнях управління.

Впровадження результатів прогнозування в управлінні виробництвом можливе й ефективно лише за наявності достатньо розвинутого методичного апарату дослідження. З огляду на вищевикладене, слід зазначити, що сфера використання виробничої функції не обмежується тільки можливістю проведення глибокого ретроспективного аналізу за минулий період («передісторію»); апарат виробничої функції є досить поширеним методом побудови економічних прогнозів. Досвід свідчить, що прогнози, побудовані на основі багатфакторних виробничих функцій, відрізняються більшою достовірністю, обґрунтованістю і надійністю у порівнянні з прогнозами, що використовують методи екстраполяції тенденції.

Водночас, незважаючи на зазначені переваги, до прогнозу, побудованого на основі виробничої функції, як і для будь-якого іншого прогнозу, слід ставитися з певною обережністю, засторогою.

Прогноз – це врешті-решт гіпотеза, яка ґрунтується на ймовірності оцінки перебігу економічних явищ (процесів) у майбутньому. Прогноз базується на інерційності економічної системи, тобто на припущенні, що тенденції і закономірності, що склалися у минулому, будуть незмінно або з невеликими відхиленнями діяти й у прогнозованому періоді.

У виробничих функціях взаємозалежності і взаємозв'язки, відповідно між результативним показником і певним фактором та між окремими факторами, формуються на основі інформації про «передісторію». Неможливо стверджувати, що, по-перше, характер цих зв'язків і взаємозв'язків збережеться у прогнозованому періоді, і, по-друге, чи були ці зв'язки гармонійними, оптимальними. Якщо так стверджувати неможливо, то чи не призведе це до викривлення даних у прогнозованому періоді?

У побудові прогнозів неодмінно слід врахувати вплив лагу (запізнення ефекту) на майбутній стан досліджуваного явища, наприклад, поступове освоєння виробничих потужностей, нових технологічних процесів, прогресивних форм і методів організації і управління виробництвом тощо. Якщо такі заходи були впроваджені у «передісторії», то повністю їх ефект проявиться лише у прогнозованому періоді. Побудована ж виробнича функція у такому випадку не може повністю зреагувати на зазначені процеси.

Нарешті, при побудові і реалізації класичної виробничої функції є окремі застереження, зокрема, коефіцієнти при невідомих (α ; β), а також гранична продуктивність робочої сили і виробничих фондів є додатними величинами. Це означає, що збільшуючи у прогнозному періоді один з факторів при фіксованому значенні іншого фактора, можна наскільки завгодно збільшити обсяг продукції. У певних межах таке можливе. Так, збільшуючи вартість основних фондів, особливо активної частини, можна наростити обсяг продукції навіть за певного скорочення робочої сили. Однак, враховуючи, що між факторами виробничої функції Кобба–Дугласа відсутня абсолютна взаємозамін-

ність, то у перспективі зростання обсягу продукції можливе тільки за умови гармонійного сполучення факторів виробництва. На цю особливість виробничої функції слід звернути серйозну увагу при використанні її у прогнозуванні.

Отже, побудова довгострокових прогнозів на основі попередньої інформації – це завжди ризик, оскільки ніхто не може з великою достовірністю передбачити корінні зміни у сучасному швидкоплинному світі. Тому найнадійнішими є короткострокові прогнози, про що буде детально описано у главі 3.

Водночас, зазначені застороги зовсім не означають нехтування використанням економічних прогнозів в управлінні виробництвом. Застереження потрібно враховувати і знаходити інструменти для пом'якшення негативних наслідків, для чого ефективним є процес неперервного прогнозування.

Варто неодмінно дотримуватися важливої тези: цінність прогнозу не завжди визначається тільки його достовірністю, тим більше, що остання може бути встановлена тільки після завершення прогнозного періоду. Цінність прогнозу визначається насамперед тим, наскільки результати його використовуються у виробленні й обґрунтуванні управлінських рішень [23].

Стратегічний аналіз. В умовах динамічних і кардинальних змін, загострення конкурентної боротьби, глобалізації світового господарства, притаманних сучасній ринковій економіці, більшість американських, європейських, японських компаній та компаній інших розвинутих країн світу з метою підвищення гнучкості і адаптивності підприємств до зовнішнього середовища, забезпечення сталого довгострокового розвитку перейшли до стратегічного управління, основною функцією якого є стратегічне планування.

Основним процесом у системі управління є прийняття рішення. Прийняття рішення – це вибір курсу дій із сукупності існуючих альтернативних варіантів. У таких умовах проблема вибору найраціональніших і найефективніших рішень, тобто найкращих рішень, стає одним з найважливіших завдань управління виробництвом.

Управлінські рішення приймаються, зазвичай, в умовах невизначеності, а звідси і певний ступінь ризику їх прийняття.

Природа невизначеності пов'язана з відсутністю достовірної інформації про стан середовища, в якому розвивається економічна система, та зміною факторів, що визначають власне сам стан середовища.

Тому дедалі більшого значення набуває інформаційне забезпечення та оцінка результатів управлінських рішень, що дозволяє підвищити ступінь інформованості членів організації і, як наслідок, знизити ризик прийняття невдалих рішень.

Інформаційним забезпеченням управлінських рішень служать результати економічного аналізу. Без глибокого і всебічного аналізу управлінські рішення приймаються навмання, і тому вони, зазвичай, неефективні.

В таких умовах передові фірми намагаються поєднати оперативне одержання новітньої інформації з найсучаснішими методами її аналізу, щоб таким чином забезпечити ефективність управлінських рішень.

Характер управлінських рішень, їх спрямованість багато в чому визначається тим, результатами якого аналізу – ретроспективного або перспективного (стратегічного) користується компетентна особа у своїй практичній діяльності. Ретроспективний аналіз ґрунтується передусім на інформації факту (дані статистичного, бухгалтерського, оперативного та інших видів обліку та звітності), тобто на об'єктивному відображенні вже завершених процесів. Це свого роду діагностичний аналіз, який дозволяє виявити, з одного боку, досягнуті успіхи підприємства, і, з другого, – окремі «хвороби» внаслідок порушення в механізмі функціонування господарського процесу.

В управлінні виробництвом результати ретроспективного аналізу використовуються в першу чергу для виявлення допущених прорахунків, або недоліків у господарській діяльності, розкриття їх причин та визначення відповідальних. Регулювання, здійснене на основі ретроспективного аналізу результатів функціонування підприємств за минулий період часу, є процесом «післядії», реакцією на певні проблеми.

Враховуючи динамізм змін, притаманний сучасній ринковій економіці, про що вже зазначалось вище, результати аналізу на підставі застарілих даних без урахування нової ситуації, що склалася, не можуть бути корисними для керівництва. Цим і пояснюється, чому ус-

пішні менеджери провідних американських компаній не хочуть мати справу з інформацією історичного характеру [24].

На відміну від ретроспективного аналізу, стратегічний аналіз передбачає оцінку майбутнього не за минулими фактами, а за прогнозованими значеннями показників [25, 26]. Звідси, інформаційним забезпеченням стратегічного аналізу є насамперед результати прогнозування економічних процесів (явищ, об'єктів).

Прогнози створюють наукову базу для стратегічного аналізу, і тому останній у свою чергу у все більшій мірі буде ґрунтуватися на висновках економічних прогнозів.

Досвід американських компаній, набутий на ранніх стадіях розвитку стратегічного планування, показав: якщо фірма не проводить стратегічний аналіз до формування стратегічних планів, то управлінці частіше всього не готові до вибору цілей і постановки задач. Це пояснюється тим, що без попереднього стратегічного аналізу невідомо, яких потенційних результатів може досягти фірма у майбутньому [27].

З огляду на вищевикладене, можна зробити висновок: якість і повнота стратегічного аналізу і, як наслідок, якість і обґрунтованість не лише стратегічних, але і поточних планів багато в чому визначаються широтою і достовірністю результатів економічних прогнозів, побудованих на основі виробничих функцій.

Оптимальні планові розрахунки. Виробничі функції у планових розрахунках можуть використовуватися в двох напрямках [10]:

а) екстраполювання на плановий період параметрів виробничих функцій, розрахованих статистично на підставі даних за попередній період;

б) виявлення екстремальних точок виробничої функції з метою вибору оптимального варіанта поєднання ресурсів і темпів росту.

Стосовно першого напрямку, яким передбачається безпосереднє використання параметрів виробничої функції, тобто результатів прогнозування для проведення планових розрахунків, то такі твердження викликають певні заперечення.

Одержаний в результаті прогнозування «сирий» інформаційний ресурс недоцільно відразу ж використовувати в плануванні. Він, безперечно, повинен пройти стадію певної обробки, наприклад, зістав-

лення альтернативних варіантів, кількісну і якісну оцінку альтернатив для вибору оптимального варіанта тощо. Останнє ж є елементом стратегічного аналізу, який повинен бути проміжною ланкою між прогнозуванням і плануванням, про що зазначалось вище.

Другий напрям передбачає використання граничних показників для вибору оптимальної комбінації ресурсів з метою виробництва певного обсягу продукції.

Вибір оптимальної комбінації ресурсів може розглядатися лише в межах граничної норми заміщення.

Виробнича функція орієнтується на максимум продукції при фіксованому значенні ресурсів, або мінімізацію ресурсів для виробництва фіксованого обсягу продукції.

Якщо виробнича функція має точку перетину, наприклад, параболічна крива, то можна встановити межі, до яких доцільно збільшувати значення тих чи інших ресурсів, щоб отримати оптимальний варіант.

Для цього достатньо визначити і прирівняти до нуля першу похідну. Так, для параболічної кривої типу:

$$y = a_0 + a_1x - a_2x^2 \quad (1.4.1)$$

максимум результативного показника досягається за умови

$$\frac{dy}{dx} = a_1 - 2a_2x = 0, \quad (1.4.2)$$

звідки

$$x = \frac{a_1}{2a_2}, \quad (1.4.3)$$

тобто за такого значення ресурсу результативний показник досягне максимального значення.

Окремі положення використання параметрів виробничої функції в удосконаленні оптимальних планових розрахунків наведені також у параграфі 2.7.

Вищевикладена методика використання виробничих функцій для вдосконалення планових розрахунків знаходить широке застосування для обчислення низки техніко-економічних показників. Так, у цукровій промисловості можна визначити таку тривалість виробничого сезону, коли досягаються мінімальні втрати цукру, або максимальний ступінь використання виробничої потужності тощо.

Оптимальні планові розрахунки проводяться і на основі багатофакторних виробничих функцій [15; 7].

1.5 Часовий тренд

Для дослідження тенденції, що склалася у минулому («передісторія»), та побудови прогнозу застосовується залежність, яка має назву рівняння тренду. Термін «тренд» (англ. trend) означає «тенденція» або «напрямок».

Тренд, який звично називають часовим трендом, відображає зміну явища (процесу, об'єкта) впродовж часу.

В загальному вигляді рівняння тренду може бути подано такою формулою:

$$y = f(t) + \bar{\varepsilon}, \quad (1.5.1)$$

де y – рівні ряду, які є залежними величинами (досліджуваний показник); $f(t)$ – детермінована не випадкова компонента явища; t – послідовний натуральний ряд чисел, кожен із яких відповідає певному рівню динамічного ряду; $\bar{\varepsilon}$ – стохастична частина явища, яка включає сезонну, циклічну і випадкову компоненти ряду динаміки.

Тренд описує фактичну, усереднену для «передісторії» тенденцію розвитку досліджуваного явища у часі, його зовнішні прояви. Результат при цьому пов'язується виключно з плином часу, оскільки останній розглядається як незалежна величина, а рівні динамічного ряду виступають як функція цієї незалежної величини.

Цілком зрозуміло, що розвиток будь-якого явища або процесу залежить не тільки і не стільки від плину часу, скільки від інтенсивності і спрямованості дії факторів, що визначають рівень досліджуваного явища.

Отож, припускається, що через фактор часу (t) можна виразити вплив усіх основних діючих чинників, або іншими словами, незважаючи на те, що час не є механізмом прояву тенденції і закономірностей, однак він нібито акумулює дії впливових факторів і відображає їх у рівнянні тренду.

В процесі побудови і реалізації рівняння тренду виділяється два етапи.

Перший етап передбачає виявлення основної тенденції за даними рівнів динамічного ряду і вибір на цій основі виду рівняння, яке най-

кращим чином описує виявлену тенденцію. На цьому етапі велике значення надається якісному аналізу динамічного ряду за «передісторію». Так, на відміну від багатофакторних моделей, де ряди динаміки аналізуються в залежності від того, які фактори і в якій мірі визначають характер динамічного ряду результативного показника та вплив їх на його рівні, аналіз рівня даних трендової моделі орієнтований переважно на виявлення особливостей самого ряду, що вкрай суттєво для вибору оптимального трендового рівняння.

Другий етап полягає в аналізі можливостей поширення виявленої за даними «передісторії» тенденції за її межі, тобто в можливості побудови прогнозу.

На другому етапі виділяється математична формула із сукупності наявних, яка найкращим чином описує досліджуваний процес в «передісторії» і водночас потенційно повинна забезпечити високу точність прогнозу, побудованого на його основі.

Варто зазначити, що вибір найприйнятнішого рівняння – це досить складний процес, який вимагає від дослідника глибоких знань сутності досліджуваного процесу, досвіду, інтуїції. Недарма вибір рівняння «є більшою мірою мистецтвом, ніж наукою» [7]. Детальніше процес вибору виду рівняння наведений у параграфі 2.3 другої глави.

Прогнозування на основі рівняння тренду ґрунтується на екстраполяції тенденції, – на припущенні, що тенденції і закономірності, які склалися з «передісторії», будуть незмінно або з невеликим відхиленням діяти і у прогнозованому періоді (інерційність процесу розвитку).

За дотримання цих умов екстраполяція тенденції проводиться шляхом підставлення у рівняння (1.5.1) значення незалежної змінної t , яка відповідає горизонту прогнозування (T), тобто:

$$\hat{y}_T = f(t_n + T), \quad (1.5.2)$$

де \hat{y}_T – прогнозне значення показника у T -му періоді; T – величина горизонту прогнозування (період часу, на який складається прогноз); t_n – значення незалежної змінної в останньому періоді часу «передісторії».

Варто зазначити, що існують різні методики відбору та використання прогновної трендової моделі. Перша методика передбачає побудову і відбір кращого рівняння тренду на основі всієї тривалості «пе-

редісторії»; друга методика ґрунтується на прийомі «прогноз експост», суть якого така. Наявний динамічний ряд «передісторії» ділиться на дві частини. Перша частина призначена для побудови рівняння тренду, на основі якого складається прогноз, що охоплює період другої частини «передісторії». Шляхом порівняння спрогнозованих даних з фактичними другої частини ряду динаміки, можна вибрати рівняння, яке забезпечує найточніший результат прогнозу за межами «передісторії».

Метод прогновної екстраполяції тенденції на основі часового тренду внаслідок своєї методичної простоти є найбільш поширеним поміж інших.

Однак, завжди потрібно мати на увазі, що зазначений метод ґрунтується на інерційності суспільних явищ, що означає неможливість докорінної зміни цих явищ протягом короткого інтервалу часу. Будь-які зміни впливають, в першу чергу, на рівні динамічного ряду, а далі – на результати досліджень.

Все це вимагає від дослідників, по-перше, завжди бути готовими до змін і, по-друге, достатньо уміло володіти апаратом дослідження, що надає можливість обійти неприйнятні ситуації, або принаймні, пом'якшити негативні результати їх дії.

Так, дотримуючись формальних правил щодо використання кращого рівняння тренду в прогнозуванні, побудовано прогноз орендної плати по Вінницькій області на 2012–2015 рр. Однак, результати прогнозування виявилися неприйнятними, про що свідчать дані табл. 3.4.7. Обумовлено це зниженням рівнів динамічного ряду в кінці досліджуваного періоду, що природно призвело, як свідчать результати прогнозування, до поступового, послідовного зниження величини орендної плати на наступні після «передісторії» роки. Така тенденція є неприпустимою, оскільки вона малоімовірна, а тому результати прогнозування не можуть бути використані для управління відповідними процесами. Виходом із ситуації, що склалася, була побудова прогнозів розміру орендної плати на основі лінійного та логарифмічного рівнянь, результати яких виявились цілком прийнятними.

В період формування динамічного ряду, який згодом використовується для побудови прогнозу, можуть скластися умови, що негатив-

но впливають на рівні ряду; останні в свою чергу з часом викривлять результати прогнозування. Для усунення цієї проблеми рекомендуються різні підходи, зокрема, скорочення періоду спостереження шляхом відсікання тих рівнів ряду, які сформувались в інших умовах та викривлюють нову тенденцію. Можна також замінити вид моделі тренду [28], про що уже згадувалось вище. В деяких випадках доцільно провести укрупнення інтервалів, особливо для оперативної інформації, наприклад, декадної.

З огляду на вищевикладене, стає зрозуміло, яку увагу слід приділяти ретроспективним даним, які служать інформаційною базою для аналізу тенденції розвитку явища в «передісторії» і подальшої побудови прогнозу.

Щоб уникнути небажаних ситуацій і завчасно передбачити нереальні результати прогнозування, слід ужити такі запобіжні дії з ретроспективною інформацією:

- побудувати графік ретроспективних даних і звернути увагу, наскільки його форма відповідає сутності, природі розвитку досліджуваного явища;

- оцінити базисні і ланцюгові темпи зростання фактичних і розрахованих на основі відібраного рівняння рівнів динамічного ряду в «передісторії». Особливо необхідно звернути увагу на останні, оскільки лише розрахункові дані «сигналізують» про очікувану тенденцію розвитку явища за межами «передісторії».

- підібрати рівняння тренду, яке забезпечить прийнятні результати прогнозування з урахуванням здорового глузду, опора на який не суперечить науковим основам прогнозування.

Дотримання вищевказаних вимог щодо ретроспективної інформації дозволить побудувати рівняння тренду, яке адекватно відображатиме досліджуваний процес, а відтак, проаналізувати тенденції і закономірності, що склалися в «передісторії», та побудувати прийнятний і надійний прогноз.

Глава 2

ПОБУДОВА І РОЗРАХУНОК ВИРОБНИЧОЇ ФУНКЦІЇ

В основу використання математичних методів в економічних дослідженнях покладено, як це зазначалось у попередній главі, моделювання економічних процесів (явищ, об'єктів). Рівняння виробничої функції, відображаючи взаємозв'язок і взаємозалежність окремих економічних параметрів, є складовою частиною економіко-статистичних моделей.

Як і кожен складний процес побудова і реалізація виробничих функцій охоплює декілька етапів, зокрема:

- постановка проблеми, її теоретичне і логічне формулювання;
- вибір результативного і відбір системи факторних показників виробничої функції;
- вибір і обґрунтування форми зв'язку виробничої функції;
- збір і обробка початкової інформації;
- розрахунок параметрів і характеристик виробничої функції;
- оцінка статистичної надійності параметрів і характеристик рівняння виробничої функції і власне самого рівняння;
- методи надання рівнянню виробничої функції статистичної надійності;
- економічний аналіз і прогнозування на основі виробничої функції.

Узагальнюючи процес побудови виробничої функції, всі наведені вище етапи можна об'єднати у дві групи:

- побудова і оцінка виробничої функції;
- проведення економічного аналізу і побудова прогнозу на основі виробничої функції, яка відповідає встановленим вимогам.

2.1 Постановка проблеми, її теоретичне і логічне формулювання

Вирішенню будь-якої проблеми передуює завчасно визначена і чітко окреслена постановка задачі та її формулювання.

У постановці задачі повинні бути мета і призначення дослідження, методичний апарат дослідження, терміни проведення дослідження,

замовники результатів дослідження, виконавці і відповідальні за проведення дослідження.

Коректна, точно сформульована постановка проблеми, врахування потенційних можливостей реалізації поставленої мети (організаційне, технічне, методичне, математичне, програмне забезпечення, наявність підготовлених кадрів) – все це сприяє успішному вирішенню поставлених задач.

Постановка проблеми повинна спиратися на фундаментальні положення економічної теорії, глибоке знання змістовної основи досліджуваної проблеми і, як наслідок, формулювання її необхідно здійснювати у відповідності з законами і категоріями економічної науки, природою досліджуваних параметрів (показників).

Глибока теоретична і логічна оцінка проблеми, аналіз об'єкта дослідження дозволяє забезпечити умови для створення теоретичної моделі, тобто сформулювати теоретичні положення про взаємозв'язок і взаємообумовленість її параметрів. Саме, спираючись на економічну теорію, слід встановлювати, які фактори визначають зміни досліджуваного показника і які напрямки їх дій. Самі ж собою моделі не можуть розкрити зміст економічних явищ, природу досліджуваних процесів.

Складність вирішення поставленої проблеми залежить насамперед від масштабності й особливостей об'єкта дослідження. Звідси і важливість ретельного аналізу об'єкта дослідження, який по суті визначає розробку аналітико-прогностичної моделі і вибір методів її реалізації.

Якщо дослідження проводиться неперервно, то й аналіз об'єкта дослідження також неперервно супроводжує весь процес дослідження, здійснюючи прямий і зворотний зв'язок між реальним об'єктом і аналітико-прогностичною моделлю.

Оцінка об'єктів починається вже на попередній стадії дослідження, коли визначаються цілі і задачі проведення аналізу та побудови прогнозів. Далі аналіз поглиблюється, стає конкретнішим і детальнішим. Лише детальний і поглиблений аналіз дозволяє розробити аналітико-прогностичну модель і вибрати відповідні методи дослідження.

Аналіз об'єкта прогнозування проводиться на всіх етапах побудови і реалізації аналітико-прогностичної моделі, забезпечуючи при

цьому необхідну інформацію для уточнення, корегування моделі, хоча роль його на різних етапах неоднакова.

Таким чином, моделювання повинно спиратися на глибокі фундаментальні знання відповідної теорії й об'єкта дослідження, оскільки процес побудови виробничої функції є по суті результатом моделювання. Жодні математичні хитрощі без глибоких теоретичних основ досліджуваного процесу (явища) не допоможуть отримати об'єктивні знання про економічні категорії (показники) і, отже, успішно вирішити поставлені задачі з удосконалення і обґрунтування управлінських рішень.

2.2 Вибір результативного показника і відбір системи факторіальних ознак

Науково обґрунтований відбір результативного показника і системи факторів є другим і найважливішим етапом побудови виробничої функції. Склад факторів визначає логічну структуру виробничої функції. Вибір системи показників, які включені у модель, повинен ґрунтуватися на якісному, ретельному аналізі природи досліджуваного явища, характері найважливіших причинно-наслідкових взаємозв'язках, рушійних силах розвитку досліджуваного об'єкта, про що зазначалось у попередньому параграфі.

У виробничій функції результативний показник виступає як залежна змінна рівняння. Враховуючи, що економічні дослідження здійснюються, насамперед, у напрямку залежної змінної, останню іноді називають об'єктом дослідження. Дотримуючись зазначеного принципу, можна незалежну змінну назвати також досліджуваним показником.

Об'єктом дослідження вибираються показники, які характеризують окремі сторони, результати діяльності підприємств, об'єднань, галузі.

Відібрані показники можуть відображати як цільове призначення функціонування підприємств (виробництво продукції у натуральному і вартісному вимірі), так і якісні сторони діяльності підприємств (продуктивність праці, фондівіддачу, собівартість продукції, прибуток, рентабельність та ін.).

Такий підхід до вибору результативного показника припустимий лише за умови, розгляду виробничої функції у широкому сенсі.

Важливою і, можливо, однією із найскладніших проблем побудови виробничої функції є відбір факторів, які визначають рівень досліджуваного показника.

Знання сутності, економічного змісту досліджуваного показника дозволяє розкрити його внутрішню структуру, природу, причинно-наслідкові взаємозв'язки. Суттєвим моментом у виборі об'єкта дослідження і факторів є науково обґрунтоване оперування економічними категоріями і показниками, що оцінюють ці категорії.

Так, економічна категорія «собівартість» характеризується такими показниками як затрати на 1 грн продукції (виготовлену або реалізовану), собівартість одиниці продукції певного виду, собівартість реалізованої продукції та ін.; «продуктивність праці» – виробіток на одного працюючого, виробіток за одиницю робочого часу, трудомісткість продукції. Аналогічно можна подати систему показників, які характеризують економічні категорії «прибуток», «виробнича програма», «рентабельність» та ін.

Рівень більшості економічних показників визначається дією значної кількості різноманітних факторів.

Дослідник рідко може назвати усі фактори, які у тій чи іншій мірі впливають на досліджуваний показник; однак, якщо він навіть і знає достатньо значну сукупність факторів, включення їх у модель або неможливе або небажане: одні невимірні, з других неможливо отримати інформацію, треті, як завчасно відомо, несуттєво впливають на досліджуваний показник. Нарешті, включення значного числа факторів робить модель громіздкою, незручною в дослідженні і у практиці управління. До того ж, як свідчить досвід, надмірне розширення складу факторів не завжди покращує кількісні характеристики виробничої функції.

У модель слід включити головним чином найсуттєвіші фактори, визначені на основі теорії або наукових гіпотез.

Щоб виключити суб'єктивну оцінку ролі окремих факторів у формуванні результативного показника, застосовується двостадійний відбір. На першій стадії в модель включаються всі можливі з точки зору

теорії фактори; на другій – шляхом кількісного і якісного аналізу відсіюються не впливові фактори. Кількісна оцінка взаємозалежності окремих факторів із результативним показником вимірюється за допомогою тісноти зв'язку, про що детальніше буде описано у наступних параграфах.

На практиці по мірі можливості у виробничу функцію слід включити, насамперед, первинні, «глибинні» фактори, оскільки це дозволяє виявити основні внутрішні резерви виробництва.

До включених у модель факторів пред'являються певні вимоги.

По-перше, фактори, що входять до складу виробничої функції, повинні бути в причинно-наслідкових зв'язках із досліджуваним показником. Такі зв'язки встановлюються на основі сутності, економічної природи і внутрішньої логіки досліджуваного процесу (явища, об'єкта).

З урахуванням вищевикладеного, вагомим світоглядним і пізнавальним значенням набувають категорії «причина» і «наслідок». Визначення ланцюжка причинно-наслідкових зв'язків вельми важливе в економічних дослідженнях і особливо у побудові економіко-статистичних моделей.

Причинно-наслідкові зв'язки впливають із загального закономірного взаємозв'язку явищ світу. Але це не означає, що будь-який зв'язок є причинно-наслідковим, тобто принцип загального закономірного зв'язку світу поняття ширше у порівнянні з поняттям причинно-наслідкового зв'язку.

Причина завжди дієва, вона є свого роду джерелом розвитку, руху, тому вона неминуче породжує наслідок.

В економічних дослідженнях слід постійно виходити із передумови: одне і те саме явище в одному випадку може бути причиною, а в іншому – наслідком. Наприклад, прибуток є причиною (фактором) рівня рентабельності; сам же він є наслідком собівартості.

Між причиною і наслідком існує взаємодія. Причина породжує наслідок. Наслідок же, з одного боку, зазнає впливу зі сторони причини; з іншого боку, може стати причиною інших наслідків (принцип «ланцюжка»).

Необхідно відрізнити причину від умови. Ця відмінність впливає з того, що наслідок є результатом багатьох обставин. Умови створюють певну обставину для виникнення наслідку, причина ж породжує наслідки своєю активною дією.

Відсутність обґрунтованих економічною теорією причинно-наслідкових зв'язків між результативним показником і фактором призведе до так званої «фальшивої кореляції».

Якщо дослідження проводяться у малодослідженій галузі науки або практики, у якій загальноприйнята теорія про природу взаємозв'язків і взаємозалежностей відсутня, то дослідження можуть опиратися на висунуті робочі гіпотези, логічно обґрунтовані, але фактично не підтверджені. Реалізація моделей на емпіричних даних дозволяє підтвердити або, навпаки, спростувати висунуту гіпотезу. Відсутність теоретичних даних не повинна перешкоджати вивченню причинно-наслідкових взаємозв'язків у малодосліджуваних галузях.

В процесі проведення дослідження дослідник не завжди може рухатися протореним шляхом. Тому нерідко доводиться проявляти творчу сміливість у вивченні малодосліджуваних галузей, попри всі можливі помилки. У цьому випадку погоджуємося із А. А. Чупровим: «Хто довго роздумує, робить менше помилок, однак почасти лише тому, що, затримуючись в нерішучості, він не рухається з місця» [21].

По-друге, усі включені в модель фактори повинні бути кількісно вимірювані, оскільки процедура реалізації моделей передбачає дії тільки з кількісними ознаками. Змінні можуть бути виражені у різних одиницях виміру: натуральних, вартісних, трудових; абсолютних і відносних.

По-третє, серед факторів, відібраних у склад виробничої функції, не повинно бути таких, що знаходяться у тісному взаємозв'язку, який називається мультиколеніарним.

Наявність мультиколеніарності перешкоджає можливості встановити самостійний вплив окремого фактора, незалежного від іншого, на результативний показник. За наявності мультиколеніарності система нормальних рівнянь, на підставі яких розраховуються параметри виробничої функції, стає виродженою, і в такому випадку отримані результати не можна вважати надійними.

Для визначення мультиколеніарності розраховується система парних коефіцієнтів кореляції, які характеризують тісноту зв'язку пар факторів, що входять у виробничу функцію.

Чисто формально мультиколеніарним вважається взаємозв'язок, для якого коефіцієнт парної кореляції за абсолютною величиною наближається до одиниці.

В практичних розрахунках, враховуючи помилки спостереження, рекомендується вважати зв'язок мультиколеніарним, якщо коефіцієнт парної кореляції між двома факторами за абсолютної величини не перевищує 0,8 [7]. Висловлюється також думка, що мультиколеніарність має місце, якщо парний коефіцієнт кореляції між двома факторами не перевищує 0,7 [29].

Оскільки зазначені вище межі значення коефіцієнта парної кореляції для виявлення мультиколеніарності доволіні і нічим не обгрунтовані, є намагання певним чином формалізувати цю проблему, зокрема [11]:

$$r_{0i} > r_{ij} ;$$

$$r_{0j} > r_{ij} ,$$

де 0 – індекс досліджуваного показника; i, j – індекси факторів.

Якщо зазначені умови (або хоч одна із них) не виконуються або близькі до одиниці, то рекомендується використати тільки один із факторів, зазвичай той, що має більший парний коефіцієнт кореляції з результативною ознакою.

По-четверте, в рівняння виробничої функції не допускається включення факторів, один з яких є частиною іншого. Якщо, наприклад, досліджується залежність продуктивності праці від озброєності праці, то неприпустимо одночасно в модель включати показники фондоозброєності і механоозброєності; у такій же мірі не припустиме спільне включення в модель основних фондів і виробничих фондів; цукристість заготовлених буряків і цукристість перероблених буряків.

По-п'яте, в рівняння виробничої функції неприпустимо включити фактори, які у певному поєднанні функціонально взаємопов'язані з досліджуванним показником. Враховуючи, що добуток фондівіддачі і фондоозброєності – це продуктивність праці (виробництво продукції

на одного працюючого), зазначені фактори не повинні бути одночасно включені у функцію продуктивності праці.

По-шосте, кожен фактор може бути включений у рівняння виробничої функції тільки з однією ознакою: натуральною або вартісною, абсолютною або відносною. При недотриманні цих вимог моделям, а точніше їх параметрам, неможливо дати чітко визначену економічну інтерпретацію.

По-сьоме, при побудові виробничої функції слід використовувати мінімальну, але достатню кількість факторів (принцип простоти). Водночас неприпустима й інша крайність – довести кількість факторів до такого рівня, коли модель перестає відображати основні характеристики моделюючої системи (явища, процесу, об'єкта).

По-восьме, у рівняння виробничої функції варто, якщо це можливо, насамперед включати «первинні фактори», тобто абсолютні величини, які одержані в результаті реєстрації даних і не пройшли додаткової обробки. Фактори, що включаються в модель, повинні характеризувати економічну природу досліджуваного явища і мати придатний для практичних розрахунків зміст.

Нарешті, по-дев'яте, доступність і достовірність даних. Не варто для проведення економічних досліджень передбачати включення факторів, які за різних причин неможливо отримати, а також не перевірену на достовірність і точність інформацію.

2.3 Вибір і обґрунтування форми зв'язку виробничої функції

Вибір і обґрунтування форми зв'язку, тобто встановлення виду рівняння, є відповідальним і складним етапом побудови виробничої функції. Він полягає в пошуку конкретного аналітичного виразу, який відображає взаємозв'язок і взаємозалежність результативного показника і факторів, що визначають його рівень, і відібраних на попередньому етапі дослідження.

Про значення, яке необхідно надавати відбору виду рівняння, може засвідчити наступне: в економічних дослідженнях рівняння виробничої функції виконує ту ж роль, що і досліди, які проводяться в технічних і природничих дослідженнях або, в певній мірі, як модель машини, устаткування, що передує створенню реального продукту.

Задача відбору рівняння виробничої функції полягає у висуванні гіпотези про зв'язок результативного показника і факторів, на основі якої будуватиметься кореляційна модель, тобто алгебраїчна формула, яка графічно може бути зображена або у вигляді прямої, або у вигляді певного виду кривої (парна кореляція), чи багатовимірного простору (множинна, багатофакторна кореляція).

Із сукупності алгебраїчних рівнянь необхідно вибрати таку формулу (модель), яка відповідає певним вимогам, зокрема:

➤ по-перше, як це неодноразово підкреслювалось, модель повинна будуватися на основі економічної теорії і відображати природу, об'єктивні закономірності і особливості стану і розвитку досліджуваних процесів (явищ, об'єктів). Тому побудова моделі вимагає від дослідника високої діалектичності і математичної культури, глибоких і ґрунтовних знань загальних проблем економіки та конкретної теорії досліджуваної сфери;

➤ по-друге, за своїм змістом модель повинна в істинному вигляді відображати структури досліджуваного процесу; кожна змінна, що входить до складу моделі, повинна мати певний економічний зміст;

➤ по-третє, результативний показник і фактори як складові виробничої функції, повинні бути кількісно виміряні, тобто кожен елемент моделі повинен мати кількісну одиницю виміру;

➤ по-четверте, система рівнянь, що формує модель, повинна задовольняти певні математичні вимоги (повнота, однорідність розмірності і т. д.);

➤ по-п'яте, бажано, щоб модель була порівняно простою для реалізації і зручною для розрахунку системи додаткових параметрів, які мають чітко визначений економічний зміст, і інтерпретація яких значно посилює аналітичні і прогностичні можливості побудованого рівняння;

➤ по-шосте, модель повинна характеризуватися новизною і оригінальністю.

При відборі виду виробничої функції необхідно вирішити два основоположні питання: чи відібрана модель логічно і статистично адекватна реальним процесам [30].

Потреба логічної і статистичної адекватності моделі впливає із єдності якісної і кількісної оцінки досліджуваного явища.

Під логічною адекватністю розуміється здатність моделі адекватно, або іншими словами, найбільш точно відображати змістовну природу, сутність досліджуваних явищ. Звідси випливає, що вибір виду рівняння і відбір факторів – це дві взаємопов'язані проблеми.

Статистична адекватність означає відповідність моделі установленним статистичним характеристикам, які виражаються системою відповідних статистичних показників: коефіцієнт кореляції або кореляційне відношення; середня помилка апроксимації; F-критерій Фішера та ін. (сукупність статистичних характеристик та показники, що їх відображають, будуть розглядатися у наступних параграфах).

Отже, статистичної адекватності явно недостатньо для практичного використання виробничої функції в аналізі і прогнозуванні. Якщо модель демонструє явне протиріччя з економічною теорією, вона повинна бути виключена з подальших досліджень. Розбіжності між теорією і результатами математичних розрахунків свідчать про некоректність вибору рівняння. І тільки єдність якісної і кількісної сторін об'єкта (логічна і статистична адекватність) робить модель придатною для практичних розрахунків. У протилежному випадку вона, по суті, не має ні теоретичного, ані практичного значення.

Адекватність рівняння зовсім не означає, що воно повинно бути ідеальним, точним відображенням, фотографією досліджуваного явища (процесу); модель повинна відображати найважливіші, найсуттєвіші сторони, риси, елементи, властивості, зв'язки, відношення реально існуючих явищ і процесів.

При встановленні форми зв'язку найбільш точно і достовірно її характер відображає не підібрана за певними кількісними критеріями модель, а апробоване на реальній економічній основі рівняння.

З огляду на зазначене, при виборі алгебраїчної форми моделі потрібно врахувати усе, що відомо про логічні основи досліджуваного процесу (явища, об'єкта), використати накопичений досвід раніше реалізованих моделей, які описують близькі і аналогічні дослідження.

Існує точка зору, що виробнича функція може бути побудована шляхом поступового ускладнення простого многочлена, взятого за

початкову базу [7]. Дослідник постійно повинен іти на компроміс між намаганням «поліпшити» модель шляхом її ускладнення, з одного боку, і можливістю її реалізації наявними математичними засобами й економічною інтерпретацією отриманих параметрів, з іншого.

Застосування складних моделей дозволяє інколи покращити статистичні характеристики, але, як свідчить досвід, для практичного використання їх потрібні нерідко значні корективи, внаслідок чого втрачаються їх переваги перед «простішими» моделями. До того ж у складних моделях параметри (a_i) не мають чітко вираженої економічної інтерпретації, і тому складна модель у такому випадку втрачає свої переваги, а отже і практичне значення.

Доцільність поступового нарощування складу факторів виробничої функції (ускладнення рівняння) або, навпаки, скорочення кількості факторів моделі (спрощення моделі) за інших рівних умов може бути перевірена шляхом постійного контролю статистичних характеристик, які відображають якість рівняння. Якщо статистичні характеристики у тому або іншому випадку на певному етапі не покращуються, вдосконалення моделі, природно, слід припинити.

Нерідко мають місце випадки, коли декілька моделей, не порушуючи логічних основ досліджуваного процесу, в різній мірі задовольняють певні статистичні характеристики: одні задовольняють деякі критерії краще, ніж інші, і навпаки. В таких випадках краща функція відбирається дослідником у залежності від значення певної статистичної характеристики, якій він віддає перевагу.

В цілому аналітична і прогнозна моделі можуть бути описані практично будь-яким видом алгебраїчного рівняння.

Однак, виходячи із перерахованих вище вимог, у економічному аналізі й економічному прогнозуванні доцільніше застосовувати такі види багатофакторних (множинних, багаточинникових) рівнянь:

лінійне

$$y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + \dots + a_nx_n, \quad (2.3.1)$$

степеневе

$$y = a_0 \cdot x_1^{a_1} \cdot x_2^{a_2} \cdot x_3^{a_3} \cdot \dots \cdot x_n^{a_n}, \quad (2.3.2)$$

логарифмічне

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln x_1 + a_2 \ln x_2 + \dots + a_n \ln x_n, \quad (2.3.3)$$

яке можна отримати шляхом логарифмування лівої і правої частин степеневої моделі (2.3.2).

Логарифмічні моделі особливо доцільно застосовувати в обробці динамічних рядів, оскільки логарифмування початкових даних послаблює автокореляцію у рядах динаміки і наближує розподіл до нормального (суть автокореляції буде описана у наступних параграфах).

Перевага моделей (2.3.1)–(2.3.3) полягає у тому, що параметри при невідомих (a_i) мають певний економічний зміст, що дозволяє їх інтерпретувати, і на їх основі додатково визначається система граничних показників.

Додатково розрахована система похідних показників, кожен із яких піддається економічній інтерпретації, аналогічно як і первинно розраховані параметри, має певний економічний зміст, що дозволяє значно поглибити і розширити економічний аналіз і водночас використати зазначені показники в економічному прогнозуванні.

На відміну від багатофакторних моделей спектр вибору парних моделей значно ширший (додаток А).

Основні принципи вибору рівнянь єдині, безвідносно, чи є модель багатофакторною чи парною, хоча для останніх є деякі особливості. По-перше, значно простіше визначити природу взаємозв'язків двох економічних показників, ніж декількох; по-друге, парні залежності можна відобразити графічно і тим самим розширити знання про характер взаємозв'язків.

Вибір необхідного рівняння із сукупності парних моделей слід здійснювати у два етапи.

На першому етапі, базуючись на знанні природи досліджуваних явищ, визначається клас рівняння. Вибір кращого, з точки зору дослідника, рівняння здійснюється шляхом зіставлення ряду статистичних характеристик.

Щоб прискорити вибір необхідного рівняння, доцільно при проведенні розрахунків на ЕОМ передбачити можливість роздрукувати на одному листі статистичні характеристики декількох рівнянь, що входять в певний клас [31].

Вибір рівняння здійснюється за задалегідь визначеним критерієм. Який при цьому критерій вибрати, визначає безпосередньо дослідник,

оскільки чітко обґрунтованих рекомендацій щодо вирішення цієї проблеми поки що не існує. Тому вибір рівняння за заздалегідь заданим критерієм «є більшою мірою мистецтвом ніж наукою» [7].

Глибокі знання економічної теорії, підкріплені здоровим глуздом, інтуїцією, особистим досвідом і досвідом інших дослідників – це головні передумови, що дозволяють вибрати вид алгебраїчного рівняння, яке найбільш адекватно описує досліджувані процеси і явища.

Якщо ставиться питання про новизну й оригінальність моделі, це означає, що остання повинна надати досліднику такі відомості про об'єкт дослідження, які до її побудови і реалізації не могли бути забезпечені іншими методами дослідження.

2.4 Збір і обробка початкової інформації

На стадії вибору форми зв'язку будується абстрактна модель, оскільки вона тільки в загальних рисах відображає взаємозв'язок змінних за допомогою встановленого алгебраїчного рівняння. Щоб перетворити абстрактну модель у робочу, її необхідно наповнити внутрішнім змістом, або, іншими словами, вона повинна бути реалізована на основі початкової інформації.

Дані, які використовуються для обчислення виробничих функцій, з урахуванням певних ознак можна розділити на:

- експериментальні і неекспериментальні;
- просторові і часові.

Експериментальні дані формуються на основі спеціально поставлених експериментів; неекспериментальні дані формуються на основі матеріалів бухгалтерської, статистичної і оперативної звітностей, спостережень і обстежень, які здійснюються у відповідності з планом проведення дослідження.

Видається, що до моделей, побудованих на основі експериментальних даних, повинні бути висунуті «жорсткіші» вимоги при оцінці їх надійності з точки зору вимог до рівня певних статистичних показників у порівнянні з моделями, побудованими на основі неекспериментальних даних, оскільки для перших більш характерна помилка спостереження, у той час, як другі базуються на, так званих, «даних факту».

Просторові або, по-іншому, перехресні дані характеризують сукупність елементів за одночасними ознаками, наприклад, виробництво продукції на підприємствах галузі за рік.

Якщо певні показники взяті по одному і тому ж об'єкту за ряд років, то вони утворюють часові дані, які звичайно називаються динамічними рядами або рядами динаміки.

Виробничі функції, побудовані на підставі перехресних даних, відображають взаємозв'язки тільки за досліджуваній період. Вони зручні для проведення міжзаводського порівняльного аналізу, однак практично не придатні для прогнозування.

Виробничі функції, обчислені на основі динамічних рядів, дозволяють оцінити не лише взаємозв'язок показників, але і тенденцію їх змін, тому вони успішно використовуються для побудови прогнозів.

Важливою проблемою у побудові виробничих функцій є величина вибіркової сукупності, тобто кількість об'єктів при використанні перехресних даних, або число рівнів у використанні динамічних рядів. Для формалізації зазначеної проблеми зроблено спробу встановити межі величини вибірки в залежності від кількості введених у модель факторів. Вважається, що кількість елементів вибірки повинна переважати кількість параметрів рівняння принаймні в 5–6 разів [15].

Вважаємо, що зазначені вимоги не можуть бути однозначними відносно перехресних даних і динамічних рядів. Для перехресних даних слід прагнути максимально, наскільки це можливо, збільшити вибірку сукупність.

Відносно величини динамічного ряду (тривалість «передісторії») є різні тлумачення. Одні автори вважають, що для побудови виробничої функції необхідно використати потужний статистичний масив [10]; інші ж висловлюють думку, що цінність ретроспективної інформації по мірі зростання її давності зменшується, знижується в результаті цього її передбачувальна сила [32]. Існує навіть математичне доведення, згідно з яким для побудови прогнозу оптимальна довжина динамічного ряду повинна знаходитися у межах 10-ти елементів [33].

Досвід свідчить, що рекомендації щодо довжини динамічного ряду не можуть бути однозначними. Величина «передісторії» визнача-

ється метою дослідження, особливостями об'єкта дослідження та іншими чинниками.

До початкової інформації, яка використовується для обчислення виробничої функції, пред'являються певні вимоги. Передусім, вибіркова сукупність повинна відзначатися якісною однорідністю. Згідно з цією вимогою із вибірки виключаються нетипові елементи. Це можуть бути, наприклад, підприємства, які виробляють нехарактерну для досліджуваної галузі продукцію. При аналізі підприємств первинної переробки сільськогосподарської сировини із динамічних рядів виключають періоди, у яких природні умови мали суттєвий вплив на результати їх діяльності.

В окремих випадках вся вибіркова сукупність ділиться на декілька однорідних груп.

Початкова інформація повинна бути однозначною, достовірною, повною, приведеною до єдиних цін і умов та, по можливості, первинною, тобто такою, яка вибирається безпосередньо зі звітних даних. У такому випадку, за наявності певного програмного забезпечення, видається можливість сформувати масив інформації згідно з векторами-стовпцями змінних.

Вибіркова сукупність даних, яка складається із окремих елементів, характеризується низкою узагальнюючих показників. Окремі з цих показників універсальні, тобто єдині для будь-якої вибірки (перехресної або часової: середні, середнє квадратичне відхилення, дисперсія, середнє абсолютне відхилення, розмах, коефіцієнт варіації), інші використовуються тільки для обробки рядів динаміки (абсолютний приріст, середній абсолютний приріст, темп зростання, середній темп зростання та ін.).

Враховуючи критичні зауваження відносно статистичних методів обчислення середніх значень аналітичних показників рядів динаміки, висувається пропозиція щодо вдосконалення існуючої методики, суть якої полягає у наступному.

Зазвичай середній абсолютний приріст і середній темп зростання розраховуються відповідно за такими формулами:

$$\Delta \bar{y} = \frac{y_n - y_0}{n-1}; \quad \bar{T} = n \cdot \sqrt[n]{\frac{y_n}{y_0}} \cdot 100. \quad (2.4.1)$$

Наведені формули мають один суттєвий недолік: значення середніх величин залежать тільки від крайніх рівнів динамічного ряду, а, отже, не відображають реальні тенденції, що склалися у досліджуваному періоді.

Щоб усунути зазначені недоліки, при розрахунках середніх значень динамічного ряду рекомендується використовувати не початкові дані, а розрахункові, визначені на основі часового тренду $y = f(t)$ [34].

Зважаючи на вищевикладене, формули (2.4.1) набувають такого вигляду:

$$\Delta\bar{y} = \frac{f(y_n) - f(y_0)}{n-1}; \quad \bar{T} = n \sqrt{\frac{f(y_n)}{f(y_0)}} \cdot 100, \quad (2.4.2)$$

де $f(y_n), f(y_0)$ – розрахункові на підставі рівняння тренду значення крайніх рівнів динамічного ряду.

Крайні розрахункові значення динамічного ряду, отримані на основі апроксимуючої функції, знаходяться у певному взаємозв'язку зі всіма елементами динамічного ряду. Тому використання їх у розрахунках середніх значень рівнів динамічного ряду дозволяє отримати точніші й обґрунтованіші значення шуканих показників.

2.5 Розрахунок параметрів і характеристик виробничої функції

На основі відібраного виду рівняння та початкових даних розраховуються первинні параметри виробничої функції (a_0, a_i).

Параметри рівняння, зазвичай, розраховуються методом найменших квадратів, який передбачає мінімізацію суми квадратів відхилень між фактичними (y_i) і розрахунковими (\hat{y}_i) значеннями результативного показника

$$\sum (y_i - \hat{y}_i)^2 = \min.$$

Якщо у попередній вираз підставити рівняння зв'язку $\hat{y} = f(x)$, отримаємо

$$\sum (y_i - f(x_i))^2 = \min. \quad (2.5.1)$$

В умові (2.5.1) y_i та x_i є відомими величинами, а параметри рівняння a_0, a_i – невідомими константами.

Всі похідні параметри рівняння, методи розрахунку та їх економічна інтерпретація наведені в параграфі 2.7.

Крім перерахованих параметрів рівняння – первинних і вторинних – варто звернути увагу на β -коефіцієнт, який характеризує зв'язок сили впливу кожного фактора на рівень досліджуваного показника спільно з їх мінливістю. Він дозволяє оцінити реальну можливість «покращення» об'єкта дослідження за рахунок зміни певного фактора. β -коефіцієнт розраховується за формулою

$$\beta_i = a_i \frac{\sigma_{x_i}}{\sigma_y}, \quad (2.5.4)$$

де σ_{x_i} , σ_y – середнє квадратичне відхилення відповідного i -го фактора і результативного показника.

β -коефіцієнт показує, на яку частину середньоквадратичного відхилення зміниться результативний показник зі зміною на одну середньоквадратичну відповідного фактора за фіксованого значення решти факторів.

Параметри рівняння – первинні і вторинні – дозволяють оцінити вплив кожного фактора на рівень результативного показника. Однак вони не в змозі оцінити ступінь сили взаємозв'язку і взаємозалежності між результативним показником і факторами, що визначають його рівень. Сила взаємозв'язку або тіснота зв'язку по суті визначають якість рівняння, теоретичну і практичну цінність його. Під тісністю або силою взаємозв'язку розуміється статистична величина, яка характеризує розкид всієї сукупності фактичних даних відносно лінії, отриманої на основі кореляційного рівняння.

Показниками тісноти зв'язку є: для парного лінійного рівняння – коефіцієнт парної лінійної кореляції (r); для багатофакторного лінійного рівняння – коефіцієнт множинної лінійної кореляції (R); для нелінійних рівнянь – парних і множинних – відповідно парне і множинне кореляційне відношення (η).

Парний лінійний коефіцієнт кореляції розраховується за формулою

$$r = \frac{n \sum xy - \sum x \sum y}{\sqrt{[n \sum x^2 - (\sum x)^2] \cdot [n \sum y^2 - (\sum y)^2]}}. \quad (2.5.5)$$

Множинний лінійний коефіцієнт кореляції, кореляційне відношення – парне і множинне – розраховуються за єдиною формулою

$$R(\eta) = \sqrt{1 - \frac{\sum(y - \hat{y})^2}{\sum(y - \bar{y})^2}}. \quad (2.5.6)$$

Показники тісноти зв'язку змінюються в таких інтервалах:

$$-1 \leq r \leq +1;$$

$$0 \leq R(\eta) \leq +1.$$

Про тісноту зв'язку роблять висновки з таких значень показників:

$|r|, R, \eta \leq 0,5$ – зв'язок слабкий;

$0,7 \geq |r|, R, \eta \geq 0,5$ – зв'язок середній;

$|r|, R, \eta \geq 0,7$ – зв'язок сильний.

У багатофакторних рівняннях множинний коефіцієнт кореляції (множинне кореляційне відношення) характеризує ступінь сукупного впливу факторів, включених в модель, на рівень результативного показника.

Чим вища тіснота зв'язку, тобто чим більша величина множинного лінійного коефіцієнта кореляції (множинного кореляційного відношення), тим вища аналітична і передбачувальна можливість побудованого рівняння.

Про частку впливу відібраних у рівняння виробничої функції факторів на величину результативного показника свідчить коефіцієнт детермінації, який є множинним коефіцієнтом кореляції (множинне кореляційне відношення) у квадраті (R^2, η^2).

У багатофакторних рівняннях по парних коефіцієнтах кореляції безпосередньо неможливо судити про ступінь тісноти певного фактора з результативним показником, оскільки парні коефіцієнти кореляції відображають не тільки безпосередній вплив даного фактора на результативний показник, але й опосередкований вплив на нього через цей фактор з боку інших факторів, або, іншими словами, парні коефіцієнти кореляції у багатофакторних моделях характеризують зв'язки з урахуванням взаємодії різних факторів [35].

Щоб оцінити вплив окремо взятого фактора на результативний показник у «чистому» вигляді і позбутися від супутніх впливів інших факторів, розраховується частинний коефіцієнт кореляції (\hat{r})

$$\hat{r}_{1,2,3,\dots,i+1,\dots,n} = \sqrt{1 - \frac{1 - R_{1,2,3,\dots,n}^2}{1 - R_{1,2,3,\dots,i-1,i+1,\dots,n}^2}}. \quad (2.5.7)$$

За значеннями частинних коефіцієнтів кореляції можна достатньо точно зробити висновки щодо сили зв'язку результативного показника з кожним окремим показником.

Частинні коефіцієнти кореляції зазвичай відрізняються від парних: вони можуть бути менші або більші, а у виняткових випадках рівні.

Крім тісноти зв'язку для оцінки адекватності рівняння реальним процесам служать показники, вказані нижче.

Середня помилка апроксимації

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum \frac{|y - \hat{y}|}{y} \cdot 100. \quad (2.5.8)$$

Середнє квадратичне відхилення між фактичними і розрахунковими значеннями функції:

а) абсолютне

$$\sigma_{abc} = \sqrt{\frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n-1}}; \quad (2.5.9)$$

б) відносне

$$\sigma_{abd} = \sqrt{\frac{\sum \left(\frac{y - \hat{y}}{y} \right)^2}{n-1}}. \quad (2.5.10)$$

Середнє відхилення між фактичними і розрахунковими значеннями функції:

а) абсолютне

$$\bar{\Delta}_{abc} = \frac{\sum |y - \hat{y}|}{n}; \quad (2.5.11)$$

б) відносне – визначається аналогічно середній помилці апроксимації (2.5.8).

Залишкова дисперсія

$$\sigma_{\text{заг}}^2 = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n - m - 1}, \quad (2.5.12)$$

де m – число факторів, які включені у склад моделі.

Чим менше значення перерахованих показників (2.5.8)–(2.5.12), тим вища якість відібраного для дослідження рівняння.

Допустимий рівень наведених вище показників установлює дослідник, опираючись на досвід, знання і особливості досліджуваного явища (процесу), оскільки науково обґрунтованих рекомендацій відносно меж цих показників немає. Кожен дослідник вибирає як пріоритетний будь-який показник, виходячи із власного розуміння і досвіду.

2.6 Оцінка статистичної надійності параметрів і характеристик рівняння виробничої функції

Ступінь надійності параметрів і статистичних характеристик рівняння і власне самого рівняння є важливою умовою можливості використання їх в аналізі і особливо у прогнозуванні і плануванні.

Необхідність статистичної оцінки рівняння та його параметрів і характеристик обумовлюється тим, що дослідник у практичній роботі використовує часто-густо вибірккову сукупність, у той час як висновки за результатами аналізу і прогнозування необхідно розповсюдити на генеральну сукупність.

Оскільки зі зміною обсягу вибіркової сукупності значення параметрів і статистичних характеристик рівняння зазвичай коливаються, необхідно з певною ймовірністю бути впевненим, що значення цих показників, по-перше, не будуть дорівнювати нулю у генеральній сукупності (спростування, так званої, нульової гіпотези) і, по-друге, величини їх будуть знаходитися в певних довірчих інтервалах.

Оцінки надійності параметрів і статистичних характеристик рівняння, відомі під назвою перевірка істотності, визначаються за допомогою t -критерію Ст'юдента.

Загалом t -критерій розраховується як відношення значення показника, який перевіряється на істотність, до стандартної помилки цього ж показника.

Так, наприклад, t -критерій для множинного кореляційного відношення дорівнює

$$t_{\eta} = \frac{\eta}{\sigma_{\eta}}; \sigma_{\eta} = \frac{1-\eta^2}{\sqrt{n-m-1}}. \quad (2.6.1)$$

При заданому рівні істотності (α) можна з імовірністю $p=1-\alpha$ стверджувати, що множинне кореляційне відношення у генеральній сукупності буде знаходитися в інтервалі

$$\eta - t\sigma_{\eta} \leq \eta \leq \eta + t\sigma_{\eta}. \quad (2.6.2)$$

Істотність коефіцієнта регресії (a_i) по t-критерію розраховується за формулою

$$t_{a_i} = \frac{a_i}{\sigma_{a_i}}; \sigma_{a_i} = \sqrt{\sigma_{\text{зал}}^2 * c_{ii}}, \quad (2.6.3)$$

де $\delta_{\text{зал}}^2$ – залишкова дисперсія; c_{ii} – i -й діагональний елемент матриці, яка зворотна до матриці системи нормальних рівнянь

Інтервал довіри для коефіцієнта регресії розраховується аналогічно множинному кореляційному відношенню (2.6.2).

Істотність рівняння перевіряється за F-критерієм Фішера:

$$F = \frac{\sigma_y^2}{\sigma_{\text{зал}}^2} \begin{cases} \sigma_y^2 = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{n-1} \\ \sigma_{\text{зал}}^2 = \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{n-m-1} \end{cases}, \quad (2.6.4)$$

По F-критерію Фішера перевіряється гіпотеза про те, що вирівнювання за побудованим рівнянням краще, ніж вирівнювання за рівнянням $\hat{y} = \bar{y}$ [37].

Про істотність показників і моделей можна стверджувати в тому випадку, якщо виконується умова:

$$t_p \geq t_T; F_p \geq F_T, \quad (2.6.5)$$

де p, T – індекси слів відповідно «розрахункове» і «табличне».

Табличні значення t-критерію Ст'юдента (t_T) та F-критерію Фішера (F_T) наведені відповідно в додатках В і Г.

Однією з вимог до статистичної надійності рівняння, побудованого за даними динамічного ряду, є відсутність автокореляції, тобто тісного

зв'язку між послідовними рівнями ряду динаміки $x_1, x_2, x_3, \dots, x_{n-1}$ і $x_2, x_3, x_4, \dots, x_n$.

Наявність автокореляції свідчить про недостатнє визначення динаміки результативного показника факторами, що включені у модель.

Автокореляція не перешкоджає визначенню як зв'язків між досліджуваним показником і факторами, так і обчисленню параметрів і статистичних характеристик рівняння, однак вона унеможливає використання класичних статистичних методів відносно гарантії надійності рівняння, параметрів і статистичних характеристик та можливості побудови довірчих інтервалів. Отже, автокореляція більш «небезпечна» при використанні рівняння для побудови прогнозу, ніж при проведенні ретроспективного економічного аналізу.

Наявність автокореляції будь-якого динамічного ряду перевіряється зазвичай за допомогою відношення фон Неймана–Харта:

$$N = \frac{\sum_{t=1}^{n-1} (x_{t+1} - x_t)^2}{\sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2} \cdot \frac{n}{n-1}, \quad (2.6.6)$$

або емпіричного коефіцієнта автокореляції

$$r_L = \frac{\sum_{t=1}^{n-L} x_t x_{t+L} - \left(\sum_{t=1}^{n-L} x_t \right) \cdot \left(\sum_{t=L+1}^n x_t \right) / (n-1)}{\sqrt{\left[\sum_{t=1}^{n-L} x_t^2 - \left(\sum_{t=1}^{n-L} x_t \right)^2 / (n-1) \right] \cdot \left[\sum_{t=L+1}^n x_t^2 - \left(\sum_{t=L+1}^n x_t \right)^2 / (n-1) \right]}}, \quad (2.6.7)$$

де n – число елементів вибірки; L – лаг (як правило $L=1$); t – індекс року.

Розрахункове значення відношення фон Неймана–Харта (2.6.6) порівнюється з табличними оцінками, які наводяться для двох випадків: додатного (N_T^n) і від'ємного (N_T^0) зв'язків (додаток Е).

Якщо $N < N_T^n$, то існує позитивна автокореляція; якщо $N > N_T^0$, то залежність між відхиленнями від'ємна.

Автокореляція вважається несуттєвою, якщо виконується умова:

$$N_T^n < N < N_T^0.$$

Якщо розрахований у відповідності з формулою (2.6.7) емпіричний коефіцієнт автокореляції менше табличного значення, то автокореляція рядів динаміки відсутня; в протилежному випадку вона є (додаток Д).

В дослідженнях не стільки небезпечна автокореляція початкових (мається на увазі не перетворених) рівнів ряду динаміки, скільки автокореляція залишків, тобто різниці між фактичними і розрахунковими значеннями результативної ознаки на підставі рівняння

$$z = y_i - \hat{y}_i. \quad (2.6.8)$$

Наявність автокореляції залишків вказує на те, що є певні закономірності зміни останніх, які можуть бути спричинені, по-перше, відсутністю в моделі важливого фактора або декількох факторів, що в значній мірі визначають зміни результативного показника, по-друге, неправильним вибором форми зв'язку. Автокореляція залишків призводить до неефективних оцінок параметрів моделі.

Автокореляція залишків оцінюється за допомогою d -статистики (критерію Дарбіна–Уотсона):

$$d = \frac{\sum_{t=1}^n (z_{t+1} - z_t)^2}{\sum_{t=1}^n z_t^2}. \quad (2.6.9)$$

Для оцінки автокореляції залишків за критерієм Дарбіна–Уотсона розрахункове значення d порівнюється з табличними величинами d_H і d_B , де d_H – нижня границя; d_B – верхня границя критерію (додаток Ж).

Якщо $d < d_B$, то ряд має автокореляцію; якщо $d > d_B$, то автокореляція в залишках відсутня; якщо $d_H \leq d \leq d_B$, то необхідні додаткові дослідження (наприклад, збільшити довжину динамічного ряду). Табличні значення критерію Дарбіна–Уотсона наводяться для позитивної (додатньої) автокореляції. Для перевірки від'ємного зв'язку рекомендується розраховувати різницю $(4-d)$, після чого отримане значення порівнюється з d_H і d_B .

Сутність мультиколеніарності та її вплив на статистичну надійність рівняння описані в параграфі (2.2).

2.7 Інтерпретація параметрів економіко-статистичної моделі

У процесі дослідження виробничих функцій центральне місце посідає граничний аналіз, який ґрунтується на визначенні перших похідних і середніх величин.

Перш ніж описати формули для розрахунків граничних і середніх показників, наведемо виробничу функцію Кобба–Дугласа з іншими позначеннями порівняно з класичною формулою за такими рівняннями:

ступеневе

$$y = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2}; \quad (2.7.1)$$

логарифмічне

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln x_1 + a_2 \ln x_2; \quad (2.7.2)$$

лінійне

$$u = a_0 + a_1 v_1 + a_2 v_2 + \dots + a_n v_n, \quad (2.7.3)$$

де y – випуск продукції; x_1 – робоча сила; x_2 – виробничі фонди; a_0 , a_1 , a_2 – коефіцієнти.

Рівняння (2.7.2) отримують шляхом логарифмування рівняння (2.7.1); рівняння (2.7.3) можна отримати із рівняння (2.7.2) шляхом заміни $\ln y = U$; $\ln x_i = Y_i$.

До речі, у такій послідовності проводиться модифікація рівнянь для визначення параметрів a_0 , a_i .

Серед аналітичних показників, які використовуються в економічних дослідженнях особливе значення надається граничній продуктивності (додатковому продукту, граничній віддачі, чутливості фактора), яка по суті характеризує ефективність ресурсів.

Гранична продуктивність вимірюється як перша частинна похідна випуску відносно витрат:

$\frac{\partial y}{\partial x_1}$ – гранична продуктивність (ефективність) робочої сили;

$\frac{\partial y}{\partial x_2}$ – гранична продуктивність (ефективність) виробничих фондів.

Згідно з теорією виробничої функції припускається, що

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} > 0; \quad \frac{\partial y}{\partial x_2} > 0,$$

тобто нескінченно малі прирости одного із факторів при фіксованому значенні іншого дають додатковий приріст продукту.

Інші частинні похідні, які показують швидкість зміни граничної ефективності виробничих фондів і робочої сили, повинні відповідати вимогам

$$\frac{\partial^2 y}{(\partial x_1)^2} < 0; \quad \frac{\partial^2 y}{(\partial x_2)^2} < 0,$$

звідси, при збільшенні затрат одного із факторів виробництва кожна наступна задіяна одиниця фактора виявляється менш ефективною.

Згідно з економічною інтерпретацією гранична продуктивність показує, на скільки одиниць зміниться результативний показник зі зміною певного фактора на одну одиницю при фіксованому значенні інших факторів.

Для степеневого рівняння (2.7.1) частинна похідна випуску по затратах становить:

➤ по затратах праці

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_0 a_1 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2}; \quad (2.7.4)$$

➤ по затратах виробничих фондів

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} = a_0 a_2 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1}. \quad (2.7.5)$$

Нарівні з граничними показниками суттєву роль в економічних дослідженнях відіграють середні величини (показники віддачі ресурсів), які визначають шляхом поділу обсягу продукції на кількість витраченого ресурсу:

$$\frac{y}{x_1} = a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2}, \quad (2.7.6)$$

$$\frac{y}{x_2} = a_0 x_1^{a_1} x_2^{a_2-1}, \quad (2.7.7)$$

де $\frac{y}{x_1}$ – продуктивність праці (віддача одиниці робочої сили); $\frac{y}{x_2}$ – середня фондовіддача (віддача одиниці виробничих фондів).

Виходячи із положення, що $a_i < 1$, на підставі аналізу рівняння (2.7.7) можна стверджувати про зниження продуктивності праці при збільшенні витрат праці за умови незмінності випуску продукції і вартості виробничих фондів. Це пояснюється тим, що $(a_i - 1) < 0$.

Навпаки, згідно з формулою (2.7.6), зростання вартості виробничих фондів, особливо основних засобів, приведе до росту продуктивності праці, оскільки зростає фондоозброєність.

Аналогічно зі зростанням вартості виробничих фондів і незмінності інших складових формули (2.7.7), приведе до зниження фондовіддачі. Зростання ж витрат праці сприятиме росту фондовіддачі, що пояснюється можливістю освоєння нововведених виробничих фондів.

Якщо записати рівняння (2.7.4) у зміненому вигляді:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_1 (a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2}),$$

враховуючи, що середній продукт

$$\frac{y}{x_1} = a_0 x_1^{a_1-1} x_2^{a_2},$$

то, зіставивши наведені вище залежності, можна подати формулу граничної продуктивності робочої сили у такому вигляді:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = a_1 \frac{y}{x_1}. \quad (2.7.8)$$

Аналогічно і для граничної продуктивності виробничих фондів

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} = a_2 \frac{y}{x_2}. \quad (2.7.9)$$

Отже, загальна формула для розрахунків граничної продуктивності для степеневих і логарифмічних рівнянь може бути подана у такому вигляді:

$$\frac{\partial y}{\partial x_i} = a_i \frac{\bar{y}}{\bar{x}_i}. \quad (2.7.10)$$

Для лінійного рівняння гранична продуктивність розраховується за формулою

$$\frac{\partial y}{\partial x_i} = a_i, \quad (2.7.11)$$

тобто гранична продуктивність дорівнює коефіцієнту при невідомому, який, зазвичай, називають коефіцієнтом регресії.

Середні значення результативного показника (\bar{y}) і факторів (\bar{x}_i) для формули (2.7.10) доцільно розрахувати як середньгеометричні, що відповідає середній арифметичній логарифмів цих чисел [17].

Показники, що складають виробничу функцію та розраховані вище величини, оцінюються у різних одиницях виміру. Щоб усунути різномірність показників, нарівні з оцінкою абсолютної зміни результативної ознаки під впливом абсолютної зміни одиниці факторіальних ознак, у економічних дослідженнях не менш важливо визначити параметр, який характеризує відносну зміну досліджуваного показника під впливом відносних змін окремих ресурсів (факторів) на одну одиницю. З цією метою розраховується коефіцієнт еластичності.

Коефіцієнт еластичності показує, на скільки процентів зміниться результативний показник зі зміною певного фактора на 1 %, за умови незмінного (фіксованого) значення інших факторів, тобто він відображає ступінь реакції досліджуваного показника на відносну зміну окремого фактора.

Коефіцієнт еластичності можна визначити як відношення темпу (коефіцієнта) приросту досліджуваного показника до темпу (коефіцієнта) приросту певного фактора.

$$E_{x_i} = \frac{\Delta y}{y} : \frac{\Delta x_i}{x_i}, \quad (2.7.12)$$

або як добуток граничної продуктивності на зворотне значення середнього продукту:

$$E_{x_i} = \frac{\partial y}{\partial x_i} : \frac{x_i}{y}. \quad (2.7.13)$$

Розрахуємо коефіцієнт еластичності для степеневого рівняння на підставі формули (2.7.13).

$$E_i = \frac{\partial y}{\partial x_i} \cdot \frac{x_i}{y} = a_0 \cdot a_i \cdot x_1^{a_1} \cdot x_2^{a_2} \cdot \dots \cdot x_i^{a_i-1} \cdot \dots \cdot x_n^{a_n} \cdot \frac{x_i}{y}$$

Оскільки $x_i^{a_i-1} \times x_i = x_i^{a_i}$, $y = a_0 \cdot x_1^{a_1} \cdot x_2^{a_2} \cdot \dots \cdot x_n^{a_n}$, то

$$E_i = \frac{a_0 \cdot a_i \cdot x_1^{a_1} \cdot x_2^{a_2} \cdot \dots \cdot x_i^{a_i} \cdot \dots \cdot x_n^{a_n}}{a_0 \cdot x_1^{a_1} \cdot x_2^{a_2} \cdot \dots \cdot x_i^{a_i-1} \cdot \dots \cdot x_n^{a_n}} = a_i.$$

Отже, для степеневих і логарифмічних рівнянь коефіцієнт еластичності дорівнює коефіцієнту при невідомому

$$E_i = a_i. \quad (2.7.14)$$

Для лінійних рівнянь коефіцієнт еластичності розраховується за такою формулою:

$$E_i = a_i \cdot \frac{\bar{x}_i}{\bar{y}}. \quad (2.7.15)$$

Універсальність і простота коефіцієнта еластичності, зрозуміла і змістовна його економічна інтерпретація, можливість розрахунку його як для просторових (хорологічних), так і для динамічних (хронологічних) даних, роблять цей показник широко використовуваним у економічних дослідженнях [36].

Взаємодіючі у рівнянні виробничої функції ресурси у певній мірі взаємозамінні. Це означає, що одиницю цього ресурсу можна замінити деякою кількістю іншого ресурсу так, що обсяг продукції не зміниться. Так, наприклад, завдяки додатковим капіталовкладенням у напрямку механізації і автоматизації робіт можна випустити ту ж кількість продукції при менших затратах робочої сили.

Взаємозамінність для кожної пари факторів визначається за допомогою показника граничної норми заміщення, яка розраховується як зворотне відношення граничних продуктів зі знаком мінус, тобто:

$$H_i = - \left(\frac{\partial y}{\partial x_j} : \frac{\partial y}{\partial x_i} \right), \quad (2.7.16)$$

де H_i – гранична норма заміщення i -го ресурсу (фактора) j -м ресурсом (фактором).

Так, для виробничої функції Кобба–Дугласа гранична норма заміщення праці капіталом визначається за формулою

$$H_K = - \left(\frac{\partial y}{\partial L} : \frac{\partial y}{\partial K} \right).$$

Відповідно гранична норма заміщення капіталу працею

$$H_L = -\left(\frac{\partial y}{\partial K} : \frac{\partial y}{\partial L}\right).$$

Звідси

$$H_K \times H_L = 1.$$

На підставі рівняння граничної норми заміщення можна розрахувати шляхи розширення, тобто шляхи збільшення випуску продукції – ізокліналі.

Ізокліналі показують, яким чином, у якому напрямку повинні використовуватися комбінації факторів, щоб збільшити випуск продукції за умови незмінності граничної норми заміщення.

Одним із понять, яке використовується у дослідженнях виробничої функції, є ізокванта. Ізокванта або крива постійного значення обсягу продукції, являє собою безліч комбінацій факторів виробництва, які забезпечують однаковий випуск продукції.

Точки, що лежать на лінії ізокванти, показують можливі значення ресурсів, необхідні на певному рівні виробництва. Рівняння ізокванти може бути отримане шляхом вираження значення одного із факторів як функції рівня випуску продукції та величин інших факторів.

Так, із рівняння (2.7.1) випливає, що потреба у ресурсах робочої сили

$$x_1 = \left(\frac{y}{a_0 x_2^{a_2}}\right)^{\frac{1}{a_1}} \quad (2.7.17)$$

та виробничих фондів

$$x_2 = \left(\frac{y}{a_0 x_1^{a_1}}\right)^{\frac{1}{a_2}}. \quad (2.7.18)$$

Для логарифмічної функції (2.7.2) потреба у ресурсах, відповідно, складає

$$x_1 = \text{antiln} \frac{\ln y - a_2 \ln x_2 - a_0}{a_1}; \quad (2.7.19)$$

$$x_2 = \text{antiln} \frac{\ln y - a_1 \ln x_1 - a_0}{a_2}. \quad (2.7.20)$$

Таким чином, змінюючи величину одного із факторів (ресурсів) можна розрахувати ряд величин іншого ресурсу.

Якщо фіксоване значення випуску продукції досягається при різних комбінаціях факторів, то можна стверджувати, що фактори (ресурси) взаємозамінні. Проте варто зазначити, що при сталому рівні технології взаємозамінність ресурсів має певні межі. Особливо це стосується класичної виробничої функції.

Якщо знижується гранична норма заміщення одного із факторів, то це свідчить про те, що ефективність використання певного ресурсу обмежена.

Дійсно, виробництво продукції зі зростанням певного змінного фактора буде зростати, однак це зростання обмежене існуючою технологією. Збільшення використання одного із факторів за фіксованого значення інших факторів призведе до поступового зниження віддачі від його використання. У цьому полягає закон зменшеної граничної продуктивності. Водночас слід зазначити, що закон зменшеної граничної продуктивності має відносний, а не абсолютний характер, оскільки він діє лише у проміжку часу, коли один із факторів є незмінним, а технічний прогрес постійно розширює його можливі границі.

2.8 Економічний аналіз і прогнозування на основі виробничої функції

Виробнича функція виступає як засіб вдосконалення економічних досліджень на основі поглиблення і розширення нашого пізнання, отримання нових знань про досліджувані явища (процеси).

Незважаючи на всі переваги і позитивні якості, притаманні виробничим функціям у порівнянні з іншими засобами дослідження, – це передусім апарат, спосіб пізнання. І ніякий, навіть найдосконаліший апарат дослідження не може замінити наукові знання про предмет дослідження, глибину і всебічну підготовку дослідника.

Тому теоретичний аналіз неодмінно передує процесу побудови виробничої функції, супроводжує його і, нарешті, завершує його.

Щоб побудоване рівняння виробничої функції не перетворилось у пусту формальність, а відіграло б роль дійсного інструментарію пі-

знання, воно повинно підлягати глибокому кількісному і якісному аналізу.

Насамперед, як це вже зазначалось, виробнича функція перевіряється на логічну і статистичну адекватність, тобто, наскільки вона відповідає економічній суті досліджуваного процесу (явища, об'єкта), змістовному смислу введених у модель параметрів. Основні критерії для оцінки адекватності моделі описуваним процесам розглядалися достатньо детально у попередніх етапах дослідження.

При оцінці логічної адекватності рівняння виробничої функції особливу увагу слід приділити характеру взаємозв'язків результативного показника з окремими факторами, смислового значенню знаків при змінних [30]. Суть останнього така.

Між економічними показниками існують певні взаємозв'язки, які впливають із їх внутрішнього змісту. Так, між продуктивністю праці і собівартістю продукції повинен існувати зворотний зв'язок, тобто підвищення продуктивності праці повинно сприяти зниженню собівартості продукції, тому знак перед параметром продуктивності праці повинен бути від'ємний. У функціях випуску знаки при факторах-ресурсах повинні бути додатними, оскільки зростання будь-якого із ресурсів не повинно, принаймні, негативно впливати на обсяг виготовленої продукції. У протилежному випадку можна дійти до абсурдних висновків [30].

І лише за наявності логічної і статистичної адекватності побудована виробнича функція може бути використана в аналізі і прогнозуванні. Власне рівняння виробничої функції математично описує тільки взаємозв'язок результативного показника і відібраних на основі якісного аналізу факторів; аналітичні ж можливості закладені в основному в характеристиках, параметрах рівняння і особливо в ряді похідних показників.

Про економічний зміст основних і похідних параметрів та характеристик виробничої функції описано у попередніх параграфах. Завдання полягає у змістовній економічній їх інтерпретації, вмілому оперуванні ними, що врешті-решт дозволить здійснити глибокий економічний аналіз.

Однак використання окремих параметрів не обмежуються аналітичними можливостями виробничої функції.

У лінійних рівняннях залежність

$$\Delta y_{a_i} = a_i (x_{ij} - x_{ik}) \quad (2.8.1)$$

дозволяє встановити ефект від дії i -го фактора при порівнянні його значень по j -му та k -му підприємствах, а залежність

$$\Delta y = a_1 \Delta x_1 + a_2 \Delta x_2 + \dots + a_n \Delta x_n \quad (2.8.2)$$

відображає приріст результативного показника за певний період під дією приросту виробничих факторів.

Для логарифмічних виробничих функцій класичного виду залежність зміни випуску продукції під впливом змін виробничих ресурсів описується такою формулою:

$$\frac{\Delta y}{y} = a_1 \frac{\Delta x_1}{x_1} + a_2 \frac{\Delta x_2}{x_2} + \dots + a_n \frac{\Delta x_n}{x_n}, \quad (2.8.3)$$

тобто темп приросту випуску продукції визначається зваженою сумою темпів приросту факторів, причому в якості ваг виступають відповідні коефіцієнти еластичності.

За залежністю

$$\Delta \bar{y}_{x_i} = \Delta \bar{y} \cdot \frac{\frac{\Delta x_i}{x_i}}{\frac{\Delta y}{y}}, \quad (2.8.4)$$

де $\Delta \bar{y}_{x_i}$ – середньорічний абсолютний приріст досліджуваного показника за рахунок зміни i -го фактора; $\Delta \bar{y}$ – загальний середньорічний абсолютний приріст досліджуваного показника; $\frac{\Delta x_i}{x_i} a_i$ – із формули

(2.8.3); $\frac{\Delta y}{y}$ – середньорічний темп приросту досліджуваного показника

можна визначити, у якій мірі кожен фактор сприяє середньорічному абсолютному приросту досліджуваного показника.

На підставі коефіцієнта еластичності (E), розрахованого для парного рівняння, можна скласти прогноз досліджуваного показника на наступний період за формулою

$$\hat{y}_{t+1} = \frac{\left[E \cdot \frac{\Delta x}{x} + 100 \right] \cdot y_t}{100}, \quad (2.8.5)$$

де \hat{y}_{t+1} – очікуване значення прогнозованого показника у наступному періоді; y_t – значення прогнозованого показника у базисному періоді; $\frac{\Delta x}{x}$ – очікуваний коефіцієнт приросту факторної ознаки; E – коефіцієнт еластичності.

Прогнозування на підставі виробничої функції здійснюється за формулою

$$\ln \hat{y} = a_0 + a_1 \ln \hat{x}_1 + a_2 \ln \hat{x}_2 + \dots + a_n \ln \hat{x}_n. \quad (2.8.6)$$

Отже, щоб скласти прогноз результативного показника на основі виробничої функції, необхідно скласти прогнози кожного окремого фактора, що входять до складу моделі. У цьому полягає складність прогнозування на основі багатofакторних моделей. Разом з тим, прогнозування на основі багатofакторних моделей характеризується найвищою достовірністю.

Нагадаємо, що заключним етапом розробки прогнозу є його **верифікація**, яка являє собою процедуру оцінки достовірності, точності чи обґрунтованості прогнозу [37].

Реально про достовірність прогнозу можна судити тільки після завершення події, тобто періоду, на який складено прогноз. Однак для вибору кращого методу тривалості «передісторії» необхідно певним чином оцінити можливі альтернативи для вибору оптимальної.

Серед методів верифікації, для оцінки точності прогнозу на основі виробничої функції, найбільш прийнятним є, зазвичай, метод «прогноз екс-пост».

Зазначений метод передбачає поділ динамічного ряду на два періоди. На основі даних першого періоду будується рівняння виробничої функції. Якщо побудоване рівняння відповідає всім вимогам, на його підставі складається прогноз на другий період, використовуючи для цього параметри рівняння (a_0, a_i) і значення факторів, що відносяться до другого періоду.

Порівнянням фактичних даних з результатами прогнозу оцінюється точність прогнозу, а шляхом порівняння помилок прогнозів для різних рівнянь вибирається оптимальний вид рівняння.

Для оцінки точності прогнозу використовується низка показників, зокрема:

- абсолютна помилка прогнозу

$$\hat{\Delta}_{абс} = y_t - \hat{y}_t; \quad (2.8.7)$$

- середня абсолютна помилка прогнозу

$$\overline{\hat{\Delta}}_{абс} = \frac{\sum |y_t - \hat{y}_t|}{n}, \quad (2.8.8)$$

де n – горизонт прогнозу;

- відносна помилка прогнозу

$$\hat{\Delta}_{відн.} = \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \cdot 100; \quad (2.8.9)$$

- середня відносна помилка прогнозу

$$\overline{\hat{\Delta}}_{відн.} = \frac{1}{n} \sum \frac{|y_t - \hat{y}_t|}{y_t} \cdot 100; \quad (2.8.10)$$

- середня квадратична абсолютна помилка прогнозу

$$\overline{\hat{\Delta}}_{абс} = \sqrt{\sum (y_t - \hat{y}_t)^2 : n} \quad (2.8.11)$$

Джерелами помилок, які впливають на точність прогнозу і які розраховані за формулами (2.8.7)–(2.8.11), можуть бути:

- помилки початкової інформації;
- помилки методології;
- помилки вибору і побудови моделей;
- помилки в процесі реалізації моделей;
- помилки інтерпретації результатів прогнозування.

Прогнозні значення показників, які обчислюються за формулою (2.8.6) відображають точкову оцінку (дискретні величини) прогнозу. Збіг точкового прогнозу з фактичними даними малоімовірний. Тому в

прогнозуванні використовуються інтервальні значення прогнозу у вигляді «вилки» – максимальна і мінімальна величина.

Власне на підставі інтервальних прогнозів визначаються їх надійність і точність, і проводиться оцінка інтервалу довіри для заданої імовірності здійснення.

Інтервал довіри для прогнозів, побудованих на основі виробничої функції такий:

$$\hat{y} - t_T S_{yx} \leq \hat{y} \leq \hat{y} + t_T S_{yx}, \quad (2.8.12)$$

де t_T – табличне значення t -критерію Ст'юдента при заданому рівні істотності та кількості елементів у вибірковій сукупності;

$$S_{yx} = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^n (y_i - \hat{y}_i)^2}{n - m - 1}}, \quad (2.8.13)$$

де y_i – фактичне значення досліджуваного показника; \hat{y}_i – розраховане значення досліджуваного показника, отримане на основі рівняння; n – кількість елементів вибіркової сукупності; m – кількість факторів, включених у модель.

Точність прогнозу характеризує величину меж, в яких повинні знаходитися прогнозні показники. Чим ширший інтервал довіри, тим вища надійність прогнозу, однак при цьому нижча точність прогнозу, що знижує його цінність для прийняття управлінських рішень.

Розглядаючи процедуру оцінки точності і достовірності прогнозу, слід усвідомити можливість неточності прогнозу. Питання ж полягає лише в масштабах і суті цих неточностей та їх теоретичних і практичних наслідках.

Використання виробничих функцій в економічному аналізі і прогнозуванні буде проілюстровано у наступній главі.

Глава 3

ВИКОРИСТАННЯ ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНИХ МЕТОДІВ В УПРАВЛІННІ ПІДПРИЄМСТВАМИ АГРОПРОМИСЛОВОГО КОМПЛЕКСУ

Теоретико-методологічні основи будь-якого прикладного виду і напрямку дослідження повинні неодмінно бути апробовані на практичну цінність, оскільки лише матеріальний світ, реальне життя підтверджує або спростовує наші наукові постулати.

Що стосується економіко-статистичних методів та моделей, то вони мають наукову і практичну цінність лише за умови, коли результати їх реалізації виконують аналітичну та прогностичну функції в системі управління виробництвом.

Точність і достовірність побудованих прогнозів та проведення на їх основі стратегічного аналізу, як інформаційної бази стратегічного планування і управління, забезпечують прийнятність і ефективність використання економіко-статистичних моделей.

Дослідження на основі економіко-статистичних моделей, результати яких подані у третій главі, орієнтовані на систему кількісних і якісних показників діяльності підприємств різних галузей народного господарства України, переважно агропромислового комплексу, з урахуванням їх специфічних особливостей.

3.1 Кондитерська промисловість

3.1.1 Функція виробництва продукції

Серед особливостей, якими характеризується кондитерська промисловість, варто відмітити широкий асортимент продукції та вторинну переробку сировини. Цими та іншими особливостями зумовлюється склад факторів, які формують функцію виробництва (випуску) та інших показників в досліджуваній галузі, що кардинально відрізняє її від інших галузей харчової промисловості.

З огляду на особливості кондитерської промисловості найбільш прийнятною за складом факторів є класична виробнича функція з поділом виробничих фондів на основні й оборотні [38; 39]:

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2 + a_3 \ln X_3, \quad (3.1.1)$$

де y – обсяг виготовленої продукції; X_1 – чисельність виробничого персоналу, осіб; X_2 – середньорічна вартість основних фондів; X_3 – вартість використаних оборотних фондів.

Лінійно-логарифмічна форма зв'язку (3.1.1) нескладна у математичному і обчислювальному відношенні, достатньо добре узгоджується зі змістовним, якісним уявленням про взаємодію ресурсів і залежність випуску від затрат.

Модель (3.1.1) є абстрактною моделлю і формується на етапах вибору досліджуваного показника, відбору факторів і вибору виду рівняння.

Для перетворення абстрактної моделі в робочу, яку передбачено використати в економічних дослідженнях, необхідно, по-перше, наповнити її конкретним економічним змістом і, по-друге, як це зазначалось раніше, перевірити модель на логічну і статистичну адекватність.

Після реалізації методом найменших квадратів за даними кондитерської промисловості України модель (3.1.1) набула такого вигляду:

$$\ln Y = -0,569 + 0,170 \ln X_1 + 0,006 \ln X_2 + 0,926 \ln X_3. \quad (3.1.2)$$

Статистичні характеристики рівняння (3.1.2) наведені в табл. 3.1.1

Таблиця 3.1.1 – Статистичні характеристики функції виробництва

Статистичні характеристики	Умовне позначення	Величина
Множинне кореляційне відношення	η	0,998
t-критерій Ст'юдента:		
табличний	$t_{\eta r}(p = 0,99)$	3,25
розрахунковий	$t_{\eta p}$	12,45
коефіцієнт детермінації	η^2	0,996
Середня помилка апроксимації, %	$\overline{\varepsilon}$	0,61
F-критерій Фішера:		
табличний	$F_T(p = 0,99)$	5,62
розрахунковий	F_p	185,90
d-статистика (критерій Дарбіна–Уотсона)		
табличний	$D_T(p = 0,95)$	1,97
розрахунковий	d_p	2,09

Проведенню економічних досліджень на основі параметрів a_i та характеристик побудованого рівняння повинна передувати оцінка функцій виробництва на логічну і статистичну адекватність, на що акцентовувалась увага у попередніх главах монографії.

Як зазначалось раніше, логічна адекватність рівняння – це здатність рівняння найточніше відобразити сутність, природу взаємозв'язків досліджуваних явищ (процесів, об'єктів). Відносно багатofакторних рівнянь оцінка логічної адекватності полягає, передусім, у відповідності знаків при невідомих x_i природі взаємозв'язків кожного фактора з результативним показником y . Стосовно рівняння (3.1.2) зв'язки між факторами (ресурсами) і результативним показником повинні бути прямі. Тому додатні знаки перед параметрами рівняння (a_1, a_2, a_3) цілком обґрунтовані, бо зростання (зниження) величини будь-якого фактора за умови гармонійного поєднання ресурсів, відповідно призведе до збільшення (скорочення) обсягу виробництва продукції.

Про статистичну адекватність рівняння (3.1.2) свідчить велике значення множинного кореляційного відношення, що ілюструє надзвичайно високу тісноту зв'язку між результативним показником (обсяг виготовленої продукції) та використаними виробничими ресурсами (x_1, x_2, x_3), а також невелике значення середньої помилки апроксимації.

Перевищення розрахункових значень t -критерію Ст'юдента, F -критерію Фішера та d -статистик у порівнянні з табличними значеннями свідчить про статистичну істотність (значущість) множинного кореляційного відношення та власне самого рівняння.

Величина коефіцієнта детермінації ($\eta=0,996$), який характеризує сукупний вплив факторів на зміну результативного показника, свідчить, що обсяг виготовленої продукції на 99,6 % залежить від використаних ресурсів, і лише на 0,4 % – від неврахованих факторів.

Про відсутність мультиколеніарності (тісного зв'язку між окремими факторами) свідчать такі значення парних лінійних коефіцієнтів кореляції: $r_{x_1x_2} = 0,425$; $r_{x_1x_3} = 0,503$; $r_{x_2x_3} = 0,605$, тобто $r_{ij} < 0,8$.

Тісноту зв'язку результативного показника (обсяг виготовленої продукції) з кожним фактором, що визначає його рівень, можна оцінити по значенню парного лінійного коефіцієнта кореляції: $r_{yx_1} = 0,352$; $r_{yx_2} = 0,073$; $r_{yx_3} = 0,995$, тобто обсяг виготовленої продукції найбільш тісно зв'язаний з оборотними фондами.

Узагальнюючи вищевикладене, можна дійти висновку: побудоване рівняння відповідає всім вимогам, а тому без будь-яких застережень може бути використане для проведення економічного аналізу та складання прогнозу.

Коефіцієнти при незалежних змінних (a_i) у лінійно-логіарифмічних моделях, як це зазначалось у попередніх главах, є **коефіцієнтами еластичності** випуску за обсягом ресурсів. Коефіцієнт еластичності показує, на скільки процентів зміниться результативний показник (обсяг продукції) при зміні обсягу певного ресурсу на 1 %, за умови фіксованого значення решти факторів.

Так, у досліджуваному періоді, за фіксованого значення інших факторів, приріст чисельності працюючих на 1 % сприяв збільшенню обсягу продукції у середньому на 0,17 %; приріст вартості основних виробничих фондів на 1 % забезпечив збільшення випуску продукції на 0,006 %; нарешті, зростання вартості оборотних фондів на 1 % сприяло зростанню обсягу продукції на 0,926 %.

Кондитерська промисловість відноситься до матеріалоемних виробництв, тому, природно, матеріальні витрати у найбільшій мірі сприяли зростанню обсягу виробництва продукції.

Якщо в рівнянні $\Sigma a_i = 0,170 + 0,006 + 0,926 = 1,102$, тобто сума коефіцієнтів при невідомих у класичній виробничій функції більше одиниці, можна стверджувати про позитивний ефект зростання обсягу виробництва продукції у досліджуваній галузі.

На відміну від коефіцієнта еластичності, який характеризує відносний вплив окремих факторів x_i на зміну результативного показника y , абсолютний вплив кожного фактора на рівень досліджуваного показника у логарифмічних та степеневих рівняннях оцінюється за допомогою показника «**додатковий продукт**» («**гранична продуктивність**», «**гранична віддача**»), що, як це зазначалось раніше, розраховується за формулою:

$$\frac{\partial y}{\partial x_i} = a_i \cdot \frac{\bar{y}}{\bar{x}_i}, \quad (3.1.3)$$

де a_i – коефіцієнт еластичності для i -го фактора; \bar{y} – середнє значення результативного показника; \bar{x}_i – середнє значення i -го фактора.

Розрахована для досліджуваного об'єкта гранична продуктивність дозволяє зробити такі висновки: за досліджуваний період при фіксованому значенні інших факторів зростання чисельності працюючих на одну особу призвело до збільшення обсягу продукції 15,3 тис. гр. од.¹; зі збільшенням вартості основних виробничих фондів на 1 тис. гр. од. виробництво продукції зросло на 0,7 тис. гр. од.; підвищення вартості оборотних фондів на 1 тис. гр. од. сприяло зростанню виробництва продукції на 0,9 тис. гр. од.

Економічний зміст факторів, включених у функцію виробництва (3.1.1), дозволяє дати реальну інтерпретацію показнику «**граничної норми заміщення**». Для досліджуваного об'єкта взаємозамінні лише фактори x_1 (чисельність працюючих) та x_2 (вартість основних виробничих фондів). Для цієї пари факторів гранична норма заміщення праці основним капіталом становить:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} : \frac{\partial y}{\partial x_2} = -(15,3 : 0,7) = -21,9.$$

Це означає, що за досліджуваний період ефективність використання одного працівника щодо зростання обсягу виробництва рівноцінна додатковому вводу основних виробничих фондів в розмірі 21,9 тис. гр. од.

Класична виробнича функція дає можливість відповісти на питання, якою мірою кожен фактор сприяє зростанню обсягу продукції. З цією метою для лінійно-логічного рівняння використовується така формула:

$$\frac{\Delta y}{y} = a_1 \frac{\Delta x_1}{x_1} + a_2 \frac{\Delta x_2}{x_2} + \dots + a_n \frac{\Delta x_n}{x_n}, \quad (3.1.4)$$

тобто темп приросту виробництва продукції за досліджуваний період визначається зваженою сумою темпів приросту факторів, причому в якості ваг виступають відповідні коефіцієнти еластичності.

Значення попередньо розрахованих середньорічних темпів приросту показників, що входять до складу функції виробництва (3.1.1), наведені в табл. 3.1.2

¹ Примітка. гр. од. – грошова одиниця

Таблиця 3.1.2 – Темпи приросту показників рівняння (3.1.2)

Показник	Умовне позначення	Середньорічний темп приросту, %
Обсяг виготовленої продукції	y	2,81
Чисельність працюючих	x_1	1,59
Вартість основних виробничих фондів	x_2	11,62
Вартість оборотних фондів	x_3	2,67

На підставі даних табл. 3.1.2 та коефіцієнтів еластичності (модель 3.1.2) в табл. 3.1.3 наведена методика оцінки впливу кожного фактора на середньорічний темп приросту обсягу виготовленої продукції.

Таблиця 3.1.3 – Факторний аналіз зміни середньорічного темпу приросту обсягу виготовленої продукції

Показник	Умовні позначення	Середньорічний темп приросту, %	Коефіцієнт еластичності a_i	Вплив фактора на зміну функції, % (гр.1 × гр.2)
А	Б	1	2	3
Обсяг продукції	y	2,81	–	–
Кількість працюючих	x_1	1,59	0,170	0,27
Вартість основних фондів	x_2	11,62	0,006	0,07
Вартість оборотних фондів	x_3	2,67	0,926	2,47
Разом	–	–	–	2,81

За формулою

$$\Delta y_{x_i} = \Delta \bar{y} \cdot \frac{a_i \frac{\Delta x_i}{x_i}}{\frac{\Delta y}{y}}, \quad (3.1.5)$$

де $\Delta \bar{y}_{x_i}$ – середньорічний абсолютний приріст досліджуваного показника за рахунок зміни i -го фактора; $\Delta \bar{y}$ – загальний середньорічний

абсолютний приріст досліджуваного показника ($\bar{\Delta y}=21658$); $\frac{\Delta x_i}{x_i}$ – середньорічний темп приросту i -го фактора; a_i – коефіцієнт при i -му невідомому (коефіцієнт еластичності); $\frac{\Delta y}{y}$ – середньорічний темп приросту досліджуваного показника ($\frac{\Delta y}{y}=2,81$); $a_i \cdot \frac{\Delta x_i}{x_i}$ – результати попередніх розрахунків (береться із гр. 3 табл. 3.1.3), можна оцінити вплив факторів моделі (3.1.1) на зміну середньорічного абсолютного приросту, в тому числі за рахунок:

- чисельності виробничого персоналу

$$\bar{\Delta y}_{x_1} = 21658 \cdot \frac{0,27}{2,81} = 2079,2 \text{ тис. гр. од., або } 9,6 \% \text{ загального середньорічного абсолютного приросту обсягу виготовленої продукції;}$$

- вартості основних виробничих фондів

$$\bar{\Delta y}_{x_2} = 21658 \cdot \frac{0,07}{2,81} = 541,4 \text{ тис. гр. од., або } 9,6 \% \text{ загального середньорічного абсолютного приросту обсягу виготовленої продукції;}$$

- вартості оборотних фондів

$$\bar{\Delta y}_{x_3} = 21658 \cdot \frac{2,47}{2,81} = 19037,4 \text{ тис. гр. од., або } 87,9 \% \text{ загального середньорічного абсолютного приросту обсягу виготовленої продукції.}$$

Результати розрахунків щодо оцінки впливу факторів на зміну середньорічного темпу приросту та середньорічного абсолютного приросту обсягу виготовленої продукції підтверджують раніше зроблені висновки, за результатами оцінки коефіцієнтів еластичності, відносно вирішального впливу оборотних фондів (предметів праці) на динаміку виробництва продукції.

Результати розрахунків щодо оцінки впливу факторів на зміну середньорічного темпу приросту та середньорічного абсолютного приросту обсягу виготовленої продукції підтверджують раніше зроблені висновки, за результатами оцінки коефіцієнтів еластичності, відносно вирішального впливу оборотних фондів (предметів праці) на динаміку виробництва продукції.

В системі вартісних показників виробничої програми нарівні з товарною та реалізованою продукцією аналітичне значення має чиста продукція як елемент наново створеної вартості.

Побудоване за даними кондитерської промисловості рівняння, де як досліджуваний показник використовується чиста продукція, дозво-

ляє зробити такі висновки: за інших рівних умов зростання чисельності працюючих на 1 % дозволило збільшити обсяг чистої продукції на 0,142 %; зростання вартості основних виробничих фондів на 1 % забезпечило збільшення обсягу чистої продукції на 0,580 %; нарешті, зростання вартості оборотних фондів на 1 % дозволило збільшити обсяг чистої продукції на 1,025 %.

Згідно зі значенням коефіцієнта детермінації, рівень чистої продукції на 99,4 % залежить від включених в модель факторів (елементів виробничого процесу) і лише на 0,6 % – від неврахованих факторів.

Абсолютна ефективність ресурсів характеризується такими даними: за досліджуваній період зростання чисельності працюючих на одну особу сприяло збільшенню обсягу чистої продукції на 0,906 тис. гр. од.; зростання вартості основних виробничих фондів на 1 тис. гр. од. забезпечило збільшення обсягу чистої продукції на 0,635 тис. гр. од.; зростання вартості оборотних фондів на 1 тис. гр. од. сприяло зростанню обсягу чистої продукції на 0,204 тис. гр. од.

Такі співвідношення абсолютного впливу окремих факторів на зміну результативного показника (чистої продукції), які значно відрізняються від співвідношення, характерного для товарної продукції, пояснюються особливістю формування чистої продукції, її складовими частинами.

Для побудови прогнозу на підставі функції виробництва (3.1.2) необхідно попередньо скласти прогноз кожного фактора, що входить в склад побудованої моделі. Це досить складна проблема, яка може бути розв'язана шляхом застосування різних методів прогнозування, зокрема, на основі часового тренду.

З огляду на вищевикладене, можна зробити висновки щодо значних аналітичних можливостей функції виробництва як складової частини економіко-статистичного моделювання. Особливо слід звернути увагу на методики факторного аналізу, який є головною метою економічного аналізу. Водночас тільки констатацією, декларацією будь-яких результатів не повинне обмежуватись проведення аналітичної роботи.

Результати економічного аналізу (оперативного, поточного, стратегічного) повинні служити інформаційною базою для вироблення та

обґрунтування управлінських рішень, на що зверталась увага у теоретичній частині монографії. Управлінські рішення можуть бути спрямовані на вирішення різноманітних питань (проблем), зокрема, формування виробничої програми.

У цьому зв'язку варто зазначити, що функція виробництва характеризує кінцеві результати виконання плану виробництва у вартісному вимірі. Все це обумовлює необхідність дослідження методик формування виробничої програми і, насамперед, складання оптимального плану виробництва продукції у натуральному вимірі, а також вибір прийняттого в управлінні методу планування.

З цією метою у 1967 р. на базі Львівської кондитерської фірми «Світоч» було вирішене завдання по визначенню оптимальної виробничої програми у натуральному вимірі [40].² Відібране підприємство належало до кращих кондитерських фабрик галузі і характеризувалось надзвичайно широким асортиментом продукції.

Економіко-математична модель являє собою сукупність лінійної форми і системи обмежень (рівностей і нерівностей). Лінійна форма або цільова функція визначає критерій оптимальності, прийнятий при вирішенні поставленого завдання.

Враховуючи, що основним директивно-встановлювальним показником діяльності промислового підприємства був прибуток, максимізація його і вибрана як цільова функція.

Система рівностей і нерівностей включала обмеження за такими показниками:

- плановий фонд заробітної плати робітників-відрядників на запланований рік;
- потужність устаткування з випуску окремих видів продукції;
- коефіцієнт використання потужності для відповідної групи устаткування;
- плановий обсяг виробництва цукристих виробів;
- плановий обсяг виробництва борошнистих виробів;
- плановий випуск товарної продукції;

² **Примітка.** Мета видання полягає не тільки у дослідженні сучасного стану об'єктів пізнання, але і у поданні методик розв'язання певних проблем, які з урахуванням особливостей сучасності можуть бути використані для оптимізації управлінських рішень.

➤ обсяг лімітованої сировини певного виду на випуск всієї продукції.

Додаткові обмеження вводились по мірі розв'язання задачі оптимізації, яка реалізована на основі симплексного методу.

Найбільш складною проблемою при вирішенні завдання був вибір обмеження змінної x_i (обмеження по певному виду продукції).

Якщо прийняти, що $x_i \geq 0$, то із асортименту автоматично виключалась низькоприбуткова і збиткова продукція, що користується попитом у споживача.

Не задовольняла також умова $x_i \geq \gamma_i$, де γ_i – обсяг заявок торговельних організацій на продукцію i -го виду. У цьому випадку при розв'язанні задачі низькоприбуткова і збиткова продукція встановлюється на рівні заявок торговельних організацій, а високоприбуткова – в обсязі, що значно перевищує попит споживачів.

Таким чином, застосування односторонніх обмежень змінної ($x_i \geq \alpha_i$) порушує основний принцип діяльності підприємства – єдність виробництва і споживання.

Щоб уникнути зазначених вище недоліків, на третьому етапі розв'язання задачі були встановленні двосторонні обмеження змінної x_i

$$\beta_i \geq x_i \geq \alpha_i$$

В результаті цього методологічно дуже важливим є вибір значення α_i , від чого, по суті, залежить на перший погляд якість розрахованої виробничої програми: якою мірою виробнича програма відповідає можливостям підприємства і попиту на продукцію.

Найбільш доцільно, на перший погляд, було б значення α_i встановлювати на основі заявок торговельних організацій, а значення β_i – на основі аналізу випуску i -го виду продукції за останні кілька років.

Однак і такий підхід не дав бажаного результату, що пояснюється наступним. Заявки торговельних організацій, як показав досвід, формувалися здебільшого на приблизних розрахунках, і тому протягом року неодноразово корегувалися з урахуванням зміни попиту на продукцію.

Встановлення двосторонніх обмежень призвело до того, що високоприбуткова продукція вибирається на рівні максимальної межі, а

низькоприбуткова і збиткова продукція – на рівні нижньої межі, що зазвичай не відповідає попиту на продукцію. Все це врешті-решт призводить до того, що методи лінійного програмування, зокрема симплексний метод, не завжди дозволяють гармонізувати структуру виробництва продукції з урахуванням потреб споживачів.

Виникнення будь-яких проблем породжує, природно, пошук ідей щодо їх розв'язання і подолання.

В теорії маркетингу прийнято, що обсяг споживаної продукції залежить лише від двох чинників: ціни і доходу. Однак канонізувати цю догму уявляється недоречним, особливо, коли це стосується продуктів харчування, зокрема, кондитерських виробів. На обсяг споживання харчових продуктів впливають, крім інших, такі чинники, як звички, традиції, менталітет тощо, які відіграють не останню роль при виборі певної продукції.

Для побудови планової структури продукції, що забезпечить оптимізацію виробничої програми, необхідно на першому етапі дослідити структуру виготовленої продукції за період, що передує складанню плану. Таке дослідження має, як буде проілюстровано далі, не тільки чисто аналітичне, але і велике практичне значення. За структурою продукції можна уявити тенденцію зміни випуску тих чи інших виробів і тенденцію зміни споживання продукції [41; 42].

Для аналізу динаміки зміни структури виготовленої продукції на рівні з традиційним методом – визначення питомої ваги кожного елемента в загальній сукупності, успішно може бути використаний часовий тренд, який дозволяє описати випуск певного виду продукції за досліджуваній період за такою формулою:

$$y = f(t), \quad (3.1.6)$$

де y – досліджуваній показник; t – інтервали часу (рік, квартал, місяць, декада тощо).

Здійснити ретельний аналіз тенденції зміни виробництва продукції по всьому розгорнутому асортименту в кондитерській промисловості досить складно. Тому проведенню аналізу структури продукції передує диференціація кондитерських виробів в окремі групи і підгрупи, в які об'єднана продукція з близькими властивостями.

Вся продукція диференційована на групи: карамель, драже, цукерки, шоколад і шоколадні вироби, інші цукристі, борошністі. Кожна з груп у свою чергу поділяється на підгрупи. Всі кондитерські вироби поділені на 52 підгрупи: карамель – 11, драже – 6, цукерки – 18, шоколад і шоколадні вироби – 2, інші цукристі – 5, борошністі – 10.

Таке групування, з одного боку, не громіздке, а з іншого, дозволяє в достатній мірі з'ясувати динаміку зміни структури виробництва кондитерських виробів.

Апріорний аналіз виробництва кондитерських виробів показує, що тенденція зміни випуску продукції в розрізі груп і підгруп за минулу п'ятирічку може бути умовно описана за допомогою таких рівнянь (моделей):

$$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2; \quad (3.1.7)$$

$$y = a_0 a_1 t^t; \quad (3.1.8)$$

$$y = a_0 a_1 t^t a_2 t^2; \quad (3.1.9)$$

$$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}. \quad (3.1.10)$$

Вибір рівняння, яке найкращим чином описує досліджуваній процес, здійснюється на основі загальноприйнятих статистичних характеристик, що використовуються в методах кореляції і регресії: η – кореляційне відношення; $\bar{\varepsilon}$ – середня помилка апроксимації; F-критерій Фішера.

В табл. 3.1.4 наведені рівняння, що характеризують тенденції випуску груп кондитерських виробів, та оцінка їх статистичної адекватності.

Дані табл. 3.1.4 свідчать про стабільну тенденцію зміни обсягу продукції, що пояснюється високим рівнем кореляційного відношення і невеликим значенням середньої помилки апроксимації. Табличне значення F-критерію Фішера (F_T) дорівнює 5,41. Оскільки $F_p > F_T$, то можна стверджувати про істотність побудованого рівняння.

Таблиця 3.1.4 – Оцінка моделей, що характеризують тенденцію зміни виробництва окремих видів продукції

	Вид рівняння (моделі)	Кореляційне відношення, η	F-критерій Фішера, розрахунковий, F_p	Середня помилка апроксимації, $\bar{\varepsilon}$, %
Разом:	$y = a_0 a_1' a_2'^2$	0,994	62,1	0,9
в тому числі:				
цукристі	$y = a_0 a_1' a_2'^2$	0,995	74,7	0,9
карамель	$y = a_0 a_1' a_2'^2$	0,968	12,7	2,0
драже	$y = a_0 a_1' a_2'^2$	0,944	7,4	1,9
цукерки	$y = a_0 a_1' t' a_2'^2$	0,997	139,1	1,1
шоколад і шоколадні вироби	$y = a_0 t'^{\alpha_1} e^{a_2 t'}$	0,994	66,1	2,6
інші цукристі	$y = a_0 a_1' a_2'^2$	0,937	6,5	1,9
борошністі	$y = a_0 t'^{\alpha_1} e^{a_2 t'}$	0,989	36,8	0,9

Моделі такого виду побудовані не тільки для груп продукції, але і для всіх підгруп.

На практиці не зовсім зручно користуватися економіко-статистичними моделями для аналізу зміни структури виготовленої продукції. Доцільніше використовувати статистичні характеристики динамічних рядів, зокрема середньорічний темп росту (\bar{T}_p) та приросту (\bar{T}_{np}) і коефіцієнт структури.

Середньорічний темп росту зазвичай розраховується за формулою:

$$\bar{T}_p = \sqrt[n-1]{\frac{y_n}{y_1}} \cdot 100, \quad (3.1.11)$$

де y_n , y_1 – відповідно кінцевий і перший рівень динамічного ряду; n – кількість рівнів динамічного ряду.

Однак, як вже зазначалося, наведений метод обчислення середньорічного темпу росту має суттєвий недолік, так як рівень його залежить лише від крайніх рівнів динамічного ряду.

Щоб врахувати зміни, що охоплюють всі елементи динамічного ряду, використовується така формула:

$$\bar{T}_p = \sqrt[n]{\frac{f(y_n)}{f(y_1)}} \cdot 100, \quad (3.1.12)$$

де $f(y_n)$, $f(y_1)$ – крайні розрахункові рівні динамічного ряду, отримані на основі відповідних моделей.

Середньорічний темп приросту розраховується за формулою:

$$\bar{T}_{np} = \bar{T}_p - 100. \quad (3.1.13)$$

В табл. 3.1.5 наведені середньорічні темпи росту (приросту) виробництва продукції, що розраховані за формулами (3.1.11 і 3.1.12).

Таблиця 3.1.5 – Середньорічні темпи росту і приросту кондитерських виробів за досліджуваний період

Кондитерські вироби	Середній темп, %			
	росту		приросту	
	(3.1.11)	(3.1.12)	$\bar{T} = zp.1 - 100$	$\bar{T}_{np} = zp.2 - 100$
А	1	2	3	4
Разом:	106,51	106,68	6,51	6,68
в тому числі:				
цукристі	107,10	107,26	7,10	7,26
карамель	103,95	104,58	3,95	4,58
драже	100,64	101,36	0,64	1,36
цукерки	111,73	111,54	11,73	11,54
шоколад і шоколадні вироби	119,84	120,30	19,84	20,30
інші цукристі	104,20	103,80	4,20	3,80
борошністі	104,96	105,05	4,96	5,05

Зіставлення середньостатистичних характеристик рівнів динамічного ряду, розрахованих за різними методиками, показує відсутність значних відхилень, хоча нерідко зустрічаються випадки, коли вони досить суттєві.

За даними табл. 3.1.5 можна також оцінити тенденції зміни обсягу виробництва продукції за досліджуваний період. Так, середнє зростання виробництва цукристих виробів перевищує середнє зростання борошністих виробів, розрахованих за формулою (3.1.12) в 1,4 рази. Найвищі темпи зростання спостерігаються для цукерок і особливо для шоколаду і шоколадних виробів. Найнижчі темпи зростання характерні для драже.

Для визначення співвідношення між виробництвом різних груп (підгруп) продукції можна скористатись коефіцієнтом структури, який розраховується за такою формулою:

$$K_{ij} = \frac{\bar{T}_{np(i)}}{\bar{T}_{np(j)}}, \quad (3.1.14)$$

де K_{ij} – коефіцієнт структури i -го елемента по відношенню до j -ої сукупності (наприклад цукристих до кондитерських виробів в цілому; карамелі до цукристих тощо); $\bar{T}_{np(i)}$ – середньорічний темп приросту i -го елемента за досліджуваний період; $\bar{T}_{np(j)}$ – середньорічний темп приросту j -ої сукупності за цей же період.

В табл. 3.1.6 подані коефіцієнти структури переважно для груп кондитерських виробів за досліджуваний період.

Таблиця 3.1.6 – Величина коефіцієнтів структури

Вид продукції	Коефіцієнт структури, K_{ij}	Використана сукупність
Цукристі кондитерські вироби в цілому	1,09	усього кондитерських виробів
в тому числі:		
карامل	0,63	цукристі кондитерські вироби
драже	0,19	цукристі кондитерські вироби
цукерки	1,59	цукристі кондитерські вироби
шоколад і шоколадні вироби	2,80	цукристі кондитерські вироби
інші цукристі	0,52	цукристі кондитерські вироби
борошністі кондитерські вироби	0,76	усього кондитерських виробів

Економічно коефіцієнт структури інтерпретується таким чином: на скільки процентів в середньому за досліджуваний період зростає елемент з ростом сукупності на 1 %.

Із значень коефіцієнтів структури (табл. 3.1.6) можна зробити висновки, що за досліджуваний період на кожен процент приросту загального обсягу кондитерських виробів виробництво цукрових виробів виросло на 1,09 %, а випуск борошністих кондитерських виробів – на 0,76 %. По цукристих виробках приріст виробництва цукерок та шоколадних виробів перевищує приріст виробництва в цілому по сукупності, в той час як приріст карамелі, драже та інших цукристих був нижчим у порівнянні з сукупністю (цукристими кондитерськими виробами).

Виходячи із тези, що тенденції і закономірності, які склалися в передісторії, будуть з незначними змінами діяти і в плановому (прогнозованому) періоді, можна за допомогою коефіцієнта структури скласти проект плану виробництва в натуральному вимірі (асортимент продукції), використавши з цією метою залежність:

$$y_{i(t+1)} = [(T_{np(j)} \cdot K_{ij} + 100) \cdot y_{i(t)}]:100, \quad (3.1.15)$$

де $y_{i(t+1)}$ – обсяг виробництва i -го елемента в плановому році; $T_{np(j)}$ – темп приросту j -ої сукупності у плановому році в порівнянні з базисним роком; K_{ij} – коефіцієнт структури (співвідношення середніх темпів приросту i -го елемента та j -ої сукупності); $y_{i(t)}$ – значення i -го елемента в базисному році.

Формулою (3.1.15) слід користуватися в певній послідовності. Спочатку як сукупність використовується загальний випуск кондитерських виробів і розраховують на перспективу обсяг цукристих і борошнистих виробів. Далі, прийнявши за сукупність цукристі і борошністі вироби, визначають прогнозований (плановий) обсяг продукції по групах (карамель, драже, цукерки, шоколад і шоколадні вироби, інші цукристі). Нарешті, використавши останні як сукупність, визначають і значення окремих підгруп.

Послідовність розрахунків можна змінити. Наприклад, від кондитерських виробів усього, можна зразу перейти до розрахунків груп, або навіть підгруп, для чого слід наперед підготувати коефіцієнти структури.

В методиці, що реалізована на ЕОМ для кондитерської промисловості України, передбачено два напрямки аналізу і прогнозування (планування) структури асортименту кондитерських виробів [43].

Перший напрямок (метод) детально описаний вище.

Другий напрямок передбачає використання для прогнозування випуску продукції часовий тренд. Прогноз виробництва продукції здійснюється на основі тренду, яке найкращим чином описує тенденції та закономірності, що склалися в «передісторії».

Запропоновані методи аналізу і формування планової структури продукції кондитерської промисловості можуть бути використані не лише у сфері виробництва, а і в торгівлі для оцінки структури товарообігу.

Враховуючи реалії сьогодення, результати аналізу і прогнозування структури кондитерської продукції на першому етапі можуть служити інформаційною базою для складання проекту виробничої програми. Розроблення кінцевого варіанту плану потребує доповнення інформацією, отриманою в результаті ретельного вивчення попиту на продукцію в розрізі розгорнутого асортименту шляхом анкетування, опитування споживачів компетентними органами торгівлі і промисловості.

Своєчасна реалізація задач аналізу і прогнозування виробництва продукції має важливе значення для вдосконалення управління і планування кондитерського виробництва.

Варто зазначити, що подана методика аналізу і планування структури продукції в певній мірі універсальна, а тому з деякими корективами може бути використана для підприємств агропромислового комплексу з широким асортиментом продукції.

3.1.2 Функція продуктивності праці

Продуктивність праці – синтетичний якісний показник діяльності підприємств (об'єднань), а тому рівень її залежить від великої кількості факторів.

Якісний відбір і кількісна оцінка сили впливу факторів служать суттєвою передумовою розробки заходів, направлених на підвищення рівня продуктивності праці. Нижче наведені приклади використання економіко-статистичних моделей для оцінки впливу різних факторів на рівень продуктивності праці.

Припустимо, що ліва і права частини функції виробництва для кондитерської промисловості (3.1.1) поділені на X_1 – чисельність працюючих. В результаті такого перетворення отримане нове рівняння, яке буде відображати залежність рівня продуктивності праці від величини фондооснащеності (основними і оборотними фондами), тобто

$$\ln W = a_0 + a_1 \ln V_1 + a_2 \ln V_2. \quad (3.1.16)$$

де W – продуктивність праці (виробіток продукції на одного працюючого); V_1 – озброєність одного працюючого основними фондами; V_2 – оснащеність одного працюючого оборотними фондами.

Після реалізації на ЕОМ рівняння (3.1.16) набуло такого вигляду:

$$\ln W = 0,002 + 0,023 \ln V_1 + 0,914 \ln V_2. \quad (3.1.17)$$

Логічна адекватність рівняння (3.1.17) підтверджується прямими зв'язками між результативним показником (W) і кожним фактором (V_i), що відповідає економічній природі взаємозв'язків між досліджуваними показниками.

Про статистичну адекватність рівняння досліджуваному процесу свідчать значення характеристик: кореляційне відношення (η) дорівнює 0,997; середня помилка апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) складає лише 0,6 %; коефіцієнт детермінації (η_2) дорівнює 0,994, тобто зміна продуктивності праці на 99,4 % залежить від зміни факторів, що містяться у рівнянні (3.1.17) і лише 0,6 % – від неврахованих факторів.

Аналіз коефіцієнтів при невідомих (a_i) у рівнянні (3.1.17) дозволяє зробити такі висновки: за досліджуваний період, за інших рівних умов збільшення (зменшення) обсягу основних фондів на одного працюючого на 1 % зумовило підвищення (зниження) продуктивності праці на 0,023 %; зі зростанням (зниженням) оснашеності одного працюючого оборотними фондами на 1 % продуктивність праці в середньому зростала на 0,914 %.

В абсолютному вираженні, оціненому на основі значень граничної віддачі, зазначені вище співвідношення характеризуються такими даними: зі зростанням маси основних фондів на одного працюючого на 1 тис. гр. од. виробіток продукції збільшиться у середньому приблизно на 0,28 тис. гр. од.; зі збільшенням оснашеності одного працюючого оборотними фондами на 1 тис. гр. од. виробіток продукції на одного працюючого зростав на 1,1 тис. гр. од. Такі співвідношення величини впливу кожного із факторів на абсолютну та відносну зміну продуктивності праці пояснюється тим, що за досліджуваний період матеріальні витрати становили 94–96 % всіх витрат на виробництво, а в структурі виробничих фондів основні фонди становили 8,6 %, а оборотні фонди – 91,4 %.

Така структура витрат і виробничих фондів і обумовлює позитивний і вирішальний вплив оборотних фондів на продуктивність праці.

Рівняння (3.1.16), як похідне від функції виробництва, відображає взаємозв'язок продуктивності праці і найбільш узагальнюючих факторів.

Досвід показує, що нарівні з наведеним вище рівнянням (3.1.16) значний інтерес становлять функції продуктивності праці, у яких склад факторів більш диференційований і узгоджений з характерними особливостями галузей, що досліджуються.

Ретельне вивчення економічної природи продуктивності праці показує, що в галузях первинної переробки сільськогосподарської сировини, рівень її визначається дією переважно таких факторів:

- ступенем використання предметів праці;
- ступенем використання засобів праці;
- озброєністю праці;
- рівнем суспільної організації виробництва (концентрація, спеціалізація, комбінування, кооперування).

Коли мова іде про продуктивність праці, то варто звернути увагу на оцінку співвідношення темпів її зростання з темпом зростання середньої заробітної плати. Таке співвідношення – одна із найважливіших пропорцій народного господарства, яка визначає, з одного боку, життєвий рівень працівників, а з іншого боку – рівень ефективності виробництва.

Дослідження тенденцій зміни рівнів продуктивності праці і середньої заробітної плати, дозволяє визначити не тільки ustalені пропорції, але і використати їх в процесі розробки поточних і стратегічних планів.

Для установаження взаємозв'язку між рівнями продуктивності праці і середньою заробітною платою використовується таке рівняння:

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln x, \quad (3.1.18)$$

де y – середня заробітна плата; x – виробіток на одного працюючого.

Для рівняння (3.1.18) кореляційне відношення дорівнює 0,885, а середня помилка апроксимації – 0,2 %, що свідчить про досить високий рівень статистичних характеристик моделі.

Параметри рівняння: $a_0 = 3,22$; $a_1 = 0,362$.

Із значенням a_1 – коефіцієнта еластичності у логарифмічних рівняннях – можна зробити висновок, що зі зміною продуктивності праці

на 1 % середня заробітна плата за досліджуваний період змінювалася на 0,362 %.

Коефіцієнти еластичності можуть бути використані для розрахунків планових показників з праці і заробітної плати за умови дотримання передумов інерційності економічних явищ і процесів: закономірності, що склалися у передплановому періоді, будуть без значних змін діяти і у плановому (прогнозованому) періоді.

Таким чином, якщо у плановому періоді не передбачається кардинальних змін техніки, технології, організації виробництва і оплати праці, рівень середньої заробітної плати за планом може бути розрахований за формулою:

$$y_m = y_0(E\Delta x + 100) / 100, \quad (3.1.19)$$

де $y_{пл}$ – рівень середньої заробітної плати на плановий період; y_0 – рівень заробітної плати у базовому періоді; E – коефіцієнт еластичності; Δx – темп приросту продуктивності праці за планом.

Проведені перевірки прийнятності формули (3.1.19) для практичних розрахунків показали, що відносне відхилення фактичних значень рівня середньої заробітної плати від розрахованого на підставі вищенаведеної формули становить приблизно 1 %.

Безсумнівно, значний інтерес викликає не тільки оцінка взаємозв'язку досліджуваних показників, але й вивчення тенденції зміни кожного з них, проведеного на основі часового тренду:

$$y_m = f(t). \quad (3.1.20)$$

Зіставлення статистичних характеристик декількох рівнянь часового тренду свідчить, що тенденція змін продуктивності праці найкращим чином описується рівнянням $y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$ ($\eta = 0,998$; $\bar{\varepsilon} = 0,6$ %); а середня заробітна плата – рівнянням $y = a_0 t^{\alpha} e^{\alpha t}$ ($\eta = 0,971$; $\bar{\varepsilon} = 0,9$ %).

Співвідношенням середньорічного темпу зростання одного показника на інший, формула (3.1.11), оцінюється коефіцієнтом випередження (відставання).

Розрахунки показали, що середньорічний темп зростання показників становить: продуктивності праці – 105,7 %, середньої заробітної плати – 102,3 %.

Зіставлення зазначених середньорічних темпів зростання дорівнює $K = 102,3/105,7 = 0,97$, тобто на кожний процент зростання продуктивності праці середня заробітна плата зростала на 0,97 %. Таке співвідношення вважається економічно обґрунтованим, оскільки за винятком лише окремих ситуацій, зростання продуктивності праці повинно випереджувати зростання середньої заробітної плати.

3.1.3 Функція витрат на виробництво

При розв'язанні завдань поточного і стратегічного планування, і особливо при визначенні економічного ефекту від впровадження науково-технічних і організаційних заходів, важливого значення набуває оцінка впливу обсягу виробництва на собівартість продукції. Взаємозв'язок між обсягом виготовленої продукції і затратами на виробництво впливає із особливостей формування собівартості продукції.

Відомо, що залежно від ступеня зміни під впливом коливання обсягу виробництва продукції, всі витрати поділяються на змінні і постійні. Виходячи з цього, загальні витрати на виробництво продукції можна умовно подати у вигляді залежності:

$$y = a_0 + a_1x, \quad (3.1.21)$$

де y – собівартість всієї продукції; a_0 – постійні витрати на весь обсяг продукції; a_1 – прямі витрати на одиницю продукції; x – обсяг виробництва продукції.

Добуток a_1x являє собою змінну частину загальних витрат, бо він визначається значенням величини x .

При визначенні собівартості одиниці продукції окремі елементи рівняння (3.1.21) змінюють свій зміст. Так, поділивши рівняння (3.1.21) на обсяг виробництва x , одержимо

$$y = \frac{a_0}{x} + a_1. \quad (3.1.22)$$

У рівнянні (3.1.22) елемент a_1 являє собою постійну частину, бо він виражає нормативи затрат на одиницю продукції; елемент $\frac{a_0}{x}$ стає змінним, бо величина його визначається обсягом виробництва; y – це собівартість одиниці продукції.

Формула (3.1.22) характеризує по суті механізм зниження собівартості одиниці продукції за рахунок зростання обсягу виробництва.

Однак в реальних, практичних розрахунках визначення взаємозв'язку обсягу виробництва і затрат на виробництво ускладнюється трудностю виділення частки постійних витрат із загальної суми витрат. Пояснюється це двома причинами. По-перше, поділ затрат на постійні і змінні у певній мірі має умовний характер, бо абсолютно змінні й абсолютно постійні витрати зустрічаються у винятково рідких випадках. Тому науковці запропонували точнішу, обґрунтованішу класифікацію окремих витрат, зокрема, вважати змінні витрати умовно-пропорціональними, а постійні не пропорціональними. Останні в свою чергу поділяються на умовно-постійні і змінні [44]. По-друге, основна маса умовно-постійних витрат входить до складу комплексних статей. Окремі автори для спрощення розрахунків з визначення відносного зниження затрат за рахунок збільшення обсягу виробництва рекомендують вважати умовно-постійними ті витрати, темп приросту яких у два рази і більше нижчий від темпу приросту обсягу виробництва [45]. Однак у випадку відсутності вищевказаних пропорцій частина затрат не буде врахована при обчисленні відносного зниження собівартості продукції за рахунок зростання обсягу виробництва.

Доцільніше для встановлення залежності між зростанням обсягу виробництва і сумою непропорціональних витрат використати економіко-статистичні методи і, зокрема, методи кореляції і регресії.

Залежність між досліджуваними показниками реалізована на основі логарифмічної моделі:

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln X, \quad (3.1.23)$$

де y – сума непропорціональних витрат; a_0, a_1 – параметри рівняння; x – обсяг виробництва.

Апробація моделі проведена за даними Укркондитерпрому.

Як досліджувані показники (y_i) використовувалися:

- витрати на обслуговування виробництва й управління в цілому, в тому числі:

- витрати на утримання й експлуатацію устаткування;
- цехові витрати
- загальнозаводські витрати.

Як фактор (x) використаний обсяг товарної продукції у порівнянних цінах. В таблиці 3.1.7 наведені основні статистичні характеристики побудованих моделей.

Таблиця 3.1.7 – Статистичні характеристики моделей залежності непропорціональних витрат від обсягу виробництва

Витрати	Кореляційне відношення, η	Середня помилка апроксимації, $\bar{\epsilon}$ %	Критерій Фішера (розрахунковий), F_p
На обслуговування виробництва й управління	0,987	0,13	29,8
На утримання й експлуатацію устаткування	0,992	0,17	45,6
Цехові	0,959	0,16	9,3
Загальнозаводські	0,940	0,32	6,5

Побудовані рівняння відзначаються високими і надійними статистичними характеристиками, про що свідчать великі значення кореляційного відношення і незначні величини середньої помилки апроксимації. Враховуючи, що табличне значення F-критерію Фішера (F_p) становить 6.4, можна стверджувати про статистичну істотність побудованих рівнянь.

Для виявлення та оцінки впливу обсягу виробництва, на зміну непропорціональних витрат скористаємось коефіцієнтом еластичності (табл. 3.1.8).

Таблиця 3.1.8 – Величина коефіцієнтів еластичності

Витрати	Коефіцієнт еластичності, E
Витрати на обслуговування виробництва й управління	0,76
Витрати на утримання й експлуатацію устаткування	1,19
Цехові витрати	0,38
Загальнозаводські витрати	0,62

На основі даних таблиці 3.1.8 можна зробити такі висновки: за досліджуваній період при зростанні обсягу виробництва продукції на 1 % витрати на обслуговування виробництва й управління зросли лише на 0,76 %. Однак по окремих групах спостерігаються значні відмінності. Так, витрати на утримання й експлуатацію устаткування зростали швидше у порівнянні із зростанням обсягу виробництва продукції ($E = 1,19$), тобто зі зростанням обсягу виробництва продукції на 1 % вищевказані витрати зростали на 1,19 %.

Навпаки, решта наведених в таблиці 3.1.8 витрат в динаміці змін значно відставала від темпів зростання обсягу виготовленої продукції.

Якщо в галузі не передбачається значних змін цін, тарифів, то коефіцієнт еластичності може застосуватися не тільки для аналізу, а й для планування (прогнозування) величини окремих затрат, використавши для цієї мети залежність:

$$y_{t+i} = \frac{[ET_{np(x)} + 100]y_z}{100}, \quad (3.1.24)$$

де y_{t+i} – величина певних витрат у наступному за звітним році; E – коефіцієнт еластичності; T_{np} – темп приросту обсягу виробництва продукції у наступному році у порівнянні з базисним; y_z – значення досліджуваного показника (певних витрат) у базисному році.

В таблиці 3.1.9 наведені результати апробації методики обчислення непропорціональних витрат на плановий період за формулою (3.1.24)

Таблиця 3.1.9 – Результати обчислення непропорціональних витрат на плановий період

Витрати	Базисний період, тис. гр. од.	Наступний за базисним період		Відхилення	
		Розраховане значення показників, тис. гр. од.	Фактичне значення показників, тис. гр. од.	Абсолютне, тис. гр. од. (гр. 2–гр. 3)	Відносне, % $\left(\frac{гр.4}{гр.2} \cdot 100\right)$
А	1	2	3	4	5
На обслуговування виробництва й управління	17427	18664	18367	297	1,6
На утримання й експлуатацію устаткування	6680	7414	7289	125	1,7
Цехові	5431	5626	5475	151	2,8
Загальнозаводські	5316	5624	5603	21	0,4

За даними відносного відхилення (гр. 5 табл. 3.1.9) між розрахованими на підставі рівняння (3.1.24) та фактичними значеннями витрат

можна стверджувати, що запропонована методика може бути використана при складанні проектів планів, оцінці економічного ефекту від впровадження науково-технічних, організаційних та ін. заходів.

Зниження собівартості продукції за рахунок непропорціональних витрат у зв'язку із зростанням обсягу виробництва може бути розраховане за формулою (3.1.25)

$$\Delta c = [y_t T_{p(x)} \cdot 0,01] - y_{t+1}, \quad (3.1.25)$$

де Δc – зниження собівартості продукції за рахунок економії на непропорціональних витратах; y_t – значення непропорціональних витрат у базисному періоді; $T_{p(x)}$ – темп зростання обсягу виробництва продукції згідно з планом; y_{t+1} – значення непропорціональних витрат у запланованому році.

Елемент правої частини формули (3.1.25), взятий у квадратні дужки, показує, якою була б сума непропорціональних витрат, якби вони змінювалися пропорційно зростанню обсягу виробництва продукції.

Запропонована вище методика може бути успішно використана в процесі планування собівартості продукції.

3.2 Бурякоцукровий комплекс

3.2.1 Функція виробництва продукції

Методи дослідження не вибираються дослідником довільно, вони повинні відповідати об'єктивним властивостям досліджуваного об'єкта (процесу, явища) і адаптовані до них.

Ось чому дослідження особливостей бурякоцукрового виробництва повинно передувати вибору методології аналізу і прогнозування основних виробничих показників діяльності галузі.

До специфічних особливостей бурякоцукрового виробництва слід віднести: сезонний характер виробництва, використання у виробництві однорідної сировини рослинного походження, яка швидко псується, вплив на обсяг виробництва вмісту в сировині корисного компоненту (цукристість буряків), монопродуктовий характер виробництва (виготовляється загалом цукор-пісок).

В силу своїх особливостей управління бурякоцукровим виробництвом слід віднести до управління короткостроковими процесами, де

вибір курсу дій повинен здійснюватись в оперативному режимі. Тому для бурякоцукрової промисловості короткострокові прогнози на поточний виробничий сезон мають першочергове значення. Власне, на підставі результатів короткострокових прогнозів і, насамперед, очікуваного обсягу валових закупок буряків, їх цукристості, складаються плани збиральної компанії, обсягу виробництва цукру, тривалості сезону тощо.

Особливості бурякоцукрового виробництва обумовлюють склад факторів функції випуску продукції. В цьому сенсі канонізація функції Кобба–Дугласса відносно набору факторів та виду рівняння неприпустима.

В силу особливостей технології виробництва чисельність виробничого персоналу не визначає обсяг виготовленої продукції в бурякоцукровій промисловості. Взагалі у сучасних умовах розвитку суспільного виробництва, який характеризується високим рівнем механізації, автоматизації і комп'ютеризації робіт, ні вартість основних промислово-виробничих фондів, ні навіть обсяг продукції не завжди відображають рівень концентрації виробництва, тим більше для сезонних виробництв. В більшій мірі розмір підприємства відображає «виробнича потужність», яка по суті характеризує потенційні можливості основних засобів [46]. До того ж між виробничою потужністю та вартістю основних фондів існує тісний взаємозв'язок: величина першої визначає розмір других [47].

Частка від ділення обсягу переробленого буряка на добову потужність, скорегованої на коефіцієнт її використання, становить по суті тривалість виробничого сезону.

Виробничий сезон (період) в цукровій промисловості один із найважливіших показників, бо він суттєво впливає на кінцеві результати виробничої діяльності підприємств. Тому показник «тривалість виробництва» часто використовується як фактор у функціях випуску для цукрової промисловості.

Фактор «предмети праці» в цукровій промисловості краще знаходить своє відображення не в знеособленому показнику вартості оборотних фондів, а в конкретній величині – кількості заготовленого підприємством буряка.

Крім загальної маси сировини (буряків) в функцію випуску слід включити окремим фактором вміст цукру в буряках, тобто цукристість буряків.

Нарешті, враховуючи монопродуктивний характер виробництва, доцільно в якості результативного показника використовувати не вартість продукції, як це робиться в багатоміністерських галузях, а обсяг виробництва в натуральному вимірі.

Отож, адаптована до особливостей бурякоцукрового виробництва функція випуску може бути подана таким рівнянням:

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2 + a_3 \ln X_3, \quad (3.2.1)$$

де Y – обсяг виготовленого цукру, тис. т.; X_1 – обсяг заготовлених буряків для переробки; X_2 – цукристість заготовлених буряків, %; X_3 – добова потужність.

Одна із суттєвих переваг функції випуску, побудованої для цукрової промисловості (3.2.1), полягає у тому, що всі показники, які входять до її складу оцінюються у натуральних одиницях. Це позбавляє необхідності зведення показників до порівняних цін, що зазвичай, пов'язано з проблемами одержання надійних даних і допущенням помилок спостережень.

Кінцевий результат виробництва, виражений у натуральних одиницях виміру, краще відображає обсяг споживчої вартості продукції, аніж обсяг продукції у грошовому вимірі. Оцінка показників у натуральних одиницях особливо зручна при використанні економіко-статистичних моделей у прогнозуванні, оскільки відповідає необхідності складної процедури прогнозування індексів цін.

Модель, де всі показники представлені натуральними величинами, розглядається як ідеальний взаємозв'язок затрат і випуску продукції [7].

Реалізована на основі даних підприємств асоціації Вінницяцукор абстрактна модель (3.2.1) набула такого вигляду:

$$\ln Y = -8,1885 + 1,1019 \ln X_1 + 1,4311 \ln X_2 + 0,1714 \ln X_3, \quad (3.2.2)$$

Як зазначалося раніше, кожна модель повинна пройти ретельну перевірку на логічну і статистичну адекватність, що неодмінно перед її використанням у подальших дослідженнях.

Для багатоміністерських моделей, до яких належить рівняння (3.2.2), логічна адекватність перевіряється шляхом оцінки відповідності знаків при невідомих (x_i) природі взаємозв'язків кожного фактора з дос-

ліджуванім показником (y). Додатні знаки при факторах (x_i) свідчать про відповідність зазначених взаємозв'язків реальним процесам, оскільки зростання (зменшення) кожного із включених у рівняння (3.2.2) факторів неодмінно повинно привести відповідно до зростання (зменшення) обсягу виробництва цукру. Дійсно, зростання обсягу перероблених буряків та їхньої цукристості (вміст цукру в буряках) за інших рівних умов природно призведе до зростання обсягу виробництва цукру. Що ж стосується виробничої потужності, то її нарощування сприяє скороченню тривалості виробничого сезону, а звідси і зменшенню втрат буряків і цукру в ньому по всьому ланцюжку технологічного процесу. Скорочення втрат цукру водночас означає зростання обсягу виробництва.

Про статистичну адекватність та надійність рівняння (3.2.2) свідчать такі дані:

- множинне кореляційне відношення (η) дорівнює 0,997;
- середня помилка апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) становить 0,23 %;
- t -критерій Ст'юдента (розрахунковий) для множинного кореляційного відношення (t_{η_p}) дорівнює 380,12 (табличне значення за $P = 0,99$ становить 3,25);
- F -критерій Фішера (розрахунковий) – F_p дорівнює 106,56 (табличне значення за $P = 0,99$ становить 7,47);
- d -статистика (розрахункова) дорівнює 2,76 (табличне значення дорівнює 1,73 за $P = 0,95$).

Рівень множинного кореляційного відношення та середньої помилки апроксимації свідчить про статистичну адекватність рівняння.

Оскільки $t_{\eta_p} \geq t_{T}$; $F_p > F_T$; $d_p > d_T$, то це свідчить про статистичну значущість характеристик рівняння та власне самого рівняння.

Про відсутність мультиколеніарності свідчать такі значення парних лінійних коефіцієнтів кореляції між окремими факторами: $r_{x_1x_2} = 0,466$; $r_{x_1x_3} = 0,106$; $r_{x_2x_3} = 0,355$.

Таким чином, побудоване рівняння (3.2.2) характеризується логічною і статистичною адекватністю, а тому може бути без будь-яких обмежень використане для подальших досліджень.

Коефіцієнти (a_i) при невідомих (x_i) в логарифмічних рівняннях по суті, як це неодноразово зазначалося, – це коефіцієнти еластичності (E_i), що характеризують відносний вплив кожного фактора на рівень результативного показника.

Множинне кореляційне відношення у квадраті (η^2) – коефіцієнт детермінації характеризує частку впливу включених у рівняння факторів на зміну результативного показника.

Для рівняння (3.2.2) коефіцієнт детермінації $\eta^2 = 0,997^2 = 0,994$. Це означає, що включені у вищезазначене рівняння фактори на 99,4 % визначають зміну обсягу виробництва цукру і лише 0,6 % – це дія неврахованих факторів.

Абсолютний вплив кожного фактора на зміну обсягу виготовленого цукру (додатковий продукт, граничний продукт) характеризується такими даними: зростання (зниження) обсягу заготовленого буряка на 1 тис. т призведе до збільшення (зменшення) виробництва цукру на 0,125 тис. т; підвищення (зниження) цукристості буряків на 1 % сприятиме зростанню (падінню) виробництва цукру на 22,277 тис. т; нарешті, нарощування виробничих потужностей (виведення із експлуатації) на 1 тис. т призведе до підвищення (скорочення) виробництва цукру на 0,02 тис. т.

Функція випуску для цукрової промисловості у найбільшій мірі відповідає умовам взаємозамінності ресурсів (факторів) – гранична норма заміщення, яка обчислюється як зворотне співвідношення «граничних продуктів» зі знаком «мінус»:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} : \frac{\partial y}{\partial x_1} = -\frac{\partial x_1}{\partial x_2}. \quad (3.2.3)$$

Економічна суть факторів, включених у функцію випуску цукрової промисловості, дозволяє дати реальну інтерпретацію показнику граничної норми заміщення. Так, за досліджуваній період підвищення цукристості заготовлених буряків на 1 % рівнозначно додатковій переробці

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} : \frac{\partial y}{\partial x_1} = -\frac{22,277}{0,125} = -178,2 \text{ т буряків.}$$

Підвищення добової потужності на 1 тис. т рівнозначно додатковій переробці

$$\frac{\partial y}{\partial x_3} : \frac{\partial y}{\partial x_1} = -\frac{0,022}{0,125} = -0,16 \text{ т буряків.}$$

Знак «мінус» в розрахунках граничної норми заміщення означає, що за фіксованого значення обсягу виробництва продукції зі збільшенням одного із взаємозамінних ресурсів інший відповідно зменшується, і навпаки.

Наявність у керівництва підприємств (об'єднань) значень граничної норми заміщення по всіх взаємозамінних ресурсах дозволяє гнучко здійснювати процес управління виробництвом з орієнтацією на оптимум.

Використання функції випуску для побудови прогнозів можливе лише у тому випадку, коли попередньо прогнозовані значення факторів, що входять в склад рівняння.

У функції випуску для цукрової промисловості (3.2.2) величина виробничих потужностей заздалегідь відома. Проблема полягає лише у визначенні прогнозних оцінок обсягу заготовлених буряків для переробки та цукристості заготовлених буряків.

Традиційно в цукровій промисловості на виділених ділянках щодавно з 1 липня по 1 жовтня оцінюється середня вага кореня, а з 20 липня по 1 жовтня – вміст цукру в буряках (цукристість буряків).

Наявність таких даних дозволяє через систему проміжних прогнозів, які реалізуються на основі відповідних статистичних моделей, оцінити кінцевий результат (обсяг виготовленого цукру із цукрових буряків).

На рис. 3.2.1 наведена послідовність складання прогнозів основних виробничих показників цукрового заводу (об'єднання, галузі).



Рисунок 3.2.1 – Схема складання прогнозу у цукровій промисловості

Прогнозування показників здійснюється щодавно по мірі надходження нової інформації, адаптуючи по суті побудовану систему рівнянь до нових даних. Цим забезпечується безперервність прогнозування на основі неперервної обробки інформації, і водночас дозволяється вдосконалювати і уточнювати прогнози в умовах зовнішніх факторів, які постійно змінюються.

Розробці методики прогнозування показників бурякоцукрового виробництва передував ретельний аналіз робіт, присвячених цій проблематиці [48]. І лише після порівняльної оцінки достовірності і точності результатів прогнозування, отриманих за різними методами, створена оригінальна, універсальна методика прогнозування показників бурякоцукрового виробництва.

Система періодичних спостережень за вагою коренів буряків та їхньої цукристістю дозволяє на основі існуючих і розроблених автором методик скласти прогноз обсягу заготовлених буряків та їхньої цукристості, як складових елементів функції випуску (3.2.1).

Обсяг заготовлених буряків визначається по суті як добуток урожайності буряків з 1 га на площу посіву.

Оскільки площа посіву на поточний період наперед відома, задача оцінки очікуваного обсягу заготовлених буряків зводиться по суті до прогнозування урожайності буряків.

3.2.2 Функція урожайності цукрових буряків

Кожен професіональний дослідник сприймає і розглядає поступове накопичення маси кореня буряка, так само як і його цукристість, як складний процес, що обумовлений дією різноманітних факторів, зокрема: кліматичних (кількість сонячних днів, опадів, виділеного тепла, сонячної радіації); агрохімічних (кількість внесених добрив, співвідношення між різними видами добрив, сорти рослин, способи захисту від шкідників, якість обробки землі, попередники); технічних (кількість, якість і досконалість технічних засобів з посіву, обробки, збирання і транспортування буряків, якісні показники ґрунту) тощо.

Тому, природно, на перший погляд прогноз урожайності і цукристості буряків повинен складатися на основі багатofакторних моделей і як фактори слід використати, принаймні, всі перераховані вище чинники.

Використання багатофакторних моделей в прогнозуванні можливе і реальне за умови, якщо всі включені в модель фактори наперед відомі внаслідок попередньо проведеного якісного аналізу, кількісно визначені, в певній мірі керовані і можуть бути отримані своєчасно і в реальному режимі часу.

Проте більшість перерахованих вище факторів некеровані, непередбачувані і до того ж кількісно їх складно визначити.

Наприклад, метеорологічні та тісно зв'язані з ними мікробіологічні та ентологічні показники, а також біохімічні дані практично неможливо достатньо точно отримати на весь вегетаційний період. При цьому важливо одержати не загальну величину метеорологічних показників на весь період зростання рослин, а їх розподіл в часі на весь вегетаційний період.

Досвід автора свідчить, що побудовані багатофакторні моделі з врахуванням кліматичних факторів практично не поліпшують якість прогнозу урожайності буряків у порівнянні з простішими моделями.

Дослідження показали, що метеофактори в більшій мірі визначають цукристість буряків, ніж їх урожайність [49].

Усе викладене дозволяє дійти висновку: якби й була побудована багатофакторна модель урожайності або цукристості буряків, що включала б зазначені вище фактори, то вона мала б тільки аналітичне значення і відповідно не могла б бути використана як робоча модель для побудови короткострокових прогнозів через практичну неможливість скласти прогнози для кожного окремого фактора в реальному режимі часу.

Тому для прогнозування урожайності і цукристості буряків необхідно скористатись простішими і одночасно ефективнішими методами.

З цих позицій слід мати на увазі принцип «бритви Окками» – принцип, згідно з яким простішим теоріям слід віддати перевагу перед складнішими, якщо і ті і інші узгоджуються з даними спостережень. Як філософ, що жив у чотирнадцятому столітті, Оккама пропонував збивати теоретичні складності, якщо вони не є необхідними [50].

Прогнозне значення середньої урожайності буряків з 1 га розраховується за формулою:

$$\ln g = a_0 + a_1 \ln m_{1.10} + a_2 \ln P_{20.08}, \quad (3.2.4)$$

де g – урожайність буряків з 1 га; $m_{1,10}$ – маса кореня станом на 1 жовтня; $P_{20.08}$ – густина насадження коренеплодів станом на 20 серпня.

Оскільки прогноз урожайності (обсягу заготовлених буряків) здійснюється, починаючи з 1.07, то очікуване значення густоти насадження станом на 20.08 оцінюється за формулою:

$$P_{20.08} = a_0 + a_1 P_{1.07}, \quad (3.2.5)$$

де $P_{1.07}$ – густина насадження коренеплодів станом на 1.07.

Враховуючи, що густина насадження коренів на поточний рік встановлюється дослідним шляхом 1 липня та 20 серпня, задача оцінки очікуваної врожайності зводиться в основному до визначення маси кореня.

Накопичення маси кореня і цукристості буряка, як це підкреслювалось раніше, проходить під впливом кліматичних, агрохімічних, технічних та інших факторів. Значна мінливість вищезазначених факторів приводить до того, що рівень маси кореня і цукристості буряків із року в рік коливається.

Однак ретельний аналіз росту маси кореня та його цукристості показує, що протягом одного року або в середньому за декілька років складається певна тенденція накопичення маси кореня і цукристості буряків, причому ці тенденції можуть бути описані відповідними моделями (рівняннями).

Середнє значення маси кореня на певну декаду на підставі даних за декілька років можна визначити за формулою:

$$\bar{m}_i = \frac{\sum_{j=1}^n m_{ij} S_j P_j}{\sum_{j=1}^m S_j P_j}, \quad (3.2.6)$$

де \bar{m}_i – середнє значення маси кореня в i -ту декаду; m_{ij} – маса кореня в i -ту декаду j -го року; S_j – площа посіву в j -му році; P_j – густина насадження коренеплодів на 1 га в j -му році.

Абсолютний приріст маси кореня визначається за формулою:

$$\Delta \bar{m}_i = \bar{m}_i - \bar{m}_{i-1}. \quad (3.2.7)$$

Для оцінки закономірності накопичення середньої маси кореня з 1 липня по 1 жовтня використовується часовий тренд:

$$\hat{m} = f(t), \quad (3.2.8)$$

де \hat{m} – розраховане на основі рівняння тренду середнє значення маси кореня по декадах; t – номери декад ($t = 1-10$).

Залежність (3.2.8) може бути описана різними рівняннями.

Вибір найбільш прийняттого рівняння здійснюється у декілька етапів:

➤ на основі знання сутності досліджуваного явища (процесу, об'єкта) та побудованого графіку, відбирається декілька альтернативних рівнянь, які, на думку дослідника, в найбільшій мірі відповідають кривій, що відображає закономірності накопичення маси кореня буряка;

➤ визначаються найважливіші статистичні характеристики відібраних рівнянь, побудованих на основі досліджуваних даних;

➤ за найкращими статистичними характеристиками і з врахуванням природи закономірностей зміни досліджуваного показника вибирається найприйнятніше рівняння.

В табл. 3.2.1 наведені статистичні характеристики трьох рівнянь, які на основі абстрактного аналізу найкращим чином відображають закономірності і тенденції накопичення маси кореня. Як об'єкт дослідження відібраний цукровий завод, де формується первинна інформація.

Зіставлення статистичних характеристик, наведених в табл. 3.2.1, свідчить, що найкращим чином накопичення маси кореня описується степенево-експоненціальним рівнянням:

$$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}. \quad (3.2.9)$$

Про якість відібраного рівняння свідчить високий рівень кореляційного відношення, відносно невеликі значення середнього абсолютного відхилення і середньої помилки апроксимації (середнє відносне відхилення) між фактичними значеннями середньодекадної маси кореня буряка, розрахованої за формулою (3.2.6) та вирівняних даних за формулою (3.2.9).

Таблиця 3.2.1 – Статистичні характеристики і параметри рівнянь

Параметри і характеристики рівнянь	Рівняння		
	$y = a_0 + a_1t + a_2t^2$	$y = a_0a_1^t a_2^t$	$y = a_0t^{a_1} e^{a_2t}$
a_0	-43,389	13,563	24,116
a_1	56,787	2,163	1,631
a_2	-1,375	0,956	-0,098
Кореляційне відношення, η	0,998	0,983	0,999
Середня помилка апроксимації, $\bar{\varepsilon}$, %	7,6	10,6	1,2
Середнє абсолютне відхилення, $\Delta u_{\text{абс}}$, г	6,6	17,7	2,9

В табл. 3.2.2 наведені фактичні середньодекадні значення маси кореня та вирівняні за відбіраною моделлю значення показників, абсолютні та відносні відхилення між ними.

Таблиця 3.2.2 – Тенденція нарощування середньої маси кореня по декадах

Станом на:	Середня маса кореня, г.		Відхилення (+/-)		Абсолютний приріст середньої маси кореня за фактичними даними, г. ($\Delta \bar{m}_i = m_i - m_{i-1}$)
	Фактична	Вирівняна за рівнянням (3.2.9)	Абсолютне, г. (гр. 2 – гр. 3)	Відносне, % ($\frac{\text{гр. 4}}{\text{гр. 2}} \times 100$)	
1	2	3	4	5	6
1.07	22,0	21,9	0,1	0,5	–
10.07	61,0	61,4	-0,4	-0,6	39
20.07	108,0	107,8	0,2	0,2	47
1.08	153,0	156,1	-3,1	-2,0	45
10.08	201,0	203,6	-2,6	-1,3	48
20.08	253,0	248,5	4,5	1,8	52
1.09	296,0	289,6	6,4	2,2	43
10.09	330,0	326,3	3,7	1,1	34
20.09	358,0	358,3	-0,3	0,1	28
1.10	378,0	385,6	-7,6	2,0	20

Таким чином, незважаючи на мінливість погодних та інших факторів, існує стійка закономірність накопичення маси в середньому кожним коренем буряка, про що мовилось раніше.

До речі, наведені дані підтверджують результати досліджень тенденцій зростання маси кореня буряка, які були проведені на підставі даних Вінницького об'єднання цукрової промисловості за п'ять п'ятирічок [51].

Наявність певних, об'єктивно установлених закономірностей накопичення маси кореня, є основою для розробки альтернативних методів прогнозування ваги кореня.

Методологія прогнозування базується в першу чергу на інерційності досліджуваних процесів, тобто на припущенні, що закономірності, які склалися в «передісторії», будуть в середньому діяти і в прогнозованому періоді.

Проведені дослідження засвідчили, що найбільш ефективними і прийнятними зі всіх точок зору методами прогнозування маси кореня є методи, які базуються на використанні:

➤ середньодекадних приростів на підставі даних за декілька років (3.2.7);

➤ взаємозв'язку маси кореня за суміжні декади, тобто:

$$m_i = f(m_{i-1}). \quad (3.2.10)$$

Прогнозування на підставі середньодекадних приростів маси кореня здійснюється щодакдно, починаючи з 1 липня. Прогнози складаються на кожну декаду, включно до 1 жовтня.

Припустимо, що відомі дані з пробних ділянок про масу кореня буряка станом на 1 липня. В такому випадку прогнозне значення маси кореня станом на 1 жовтня визначається за формулою:

$$\hat{m}_{1.10} = m_{1.07} + (\Delta \bar{m}_1 + \Delta \bar{m}_2 + \Delta \bar{m}_3 + \dots + \Delta \bar{m}_9), \quad (3.2.11)$$

де $\hat{m}_{1.10}$ очікуване значення маси кореня 1 жовтня поточного року; $\bar{m}_{1.07}$ – маса кореня станом на 1 липня поточного року за даними пробних ділянок;

$$\Delta \bar{m}_1 = \bar{m}_{10.07} - \bar{m}_{1.07};$$

$$\Delta \bar{m}_2 = \bar{m}_{20.07} - \bar{m}_{10.07};$$

$$\Delta \bar{m}_3 = \bar{m}_{1.08} - \bar{m}_{20.07};$$

.....

$$\Delta \bar{m}_9 = \bar{m}_{1.10} - \bar{m}_{20.09}.$$

Якщо ж за основу використовуються дані станом на 1 серпня, то до значення останнього додаються відповідні середньодекадні прирости маси кореня, починаючи з 1 серпня до 1 жовтня включно.

Розглянемо на прикладі побудову прогнозу маси кореня на підставі середніх абсолютних приростів.

Згідно з даними станом на 1 липня маса кореня становить 22 г., скориставшись даними про середньодекадні прирости, які містяться в таблиці 3.2.2 (гр. 6), побудуємо на підставі формули (3.2.11) прогноз маси кореня на 1/жовтня.

$$\hat{m}_{1,10} = 22 + (39 + 47 + 45 + 48 + 52 + 43 + 34 + 28 + 20) = 378 \text{ г.}$$

Якщо надійшли дані з пробних ділянок станом на 1 серпня про масу кореня ($m=153$), то прогнозне значення на 1 жовтня становить:

$$\hat{m}_{1,10} = 153 + (48 + 52 + 43 + 34 + 28 + 20) = 378 \text{ г.}$$

В табл. 3.2.3 наведені результати прогнозу маси кореня на підставі всіх послідовних даних з пробних ділянок. По діагоналі таблиці подані фактичні дані пробних ділянок на певну дату. Справа від фактичних даних наведені прогнозні значення маси кореня на кожен декаду включно до 1 жовтня.

Таблиця 3.2.3 – Результати прогнозу маси кореня на підставі абсолютних приростів

Станом на	Маса кореня буряку, г.									
	1.07	10.07	20.07	1.08	10.08	20.08	1.09	10.09	20.09	1.10
1.07	22	61	108	153	201	253	296	330	358	378
10.07		61	108	153	201	253	296	330	358	378
20.07			106	151	199	251	294	328	356	376
1.08				153	201	253	298	330	358	378
10.08					205	257	300	334	362	382
20.08						271	314	348	376	396
1.09							304	338	366	386
10.09								348	382	410
20.09									351	371
1.10										358

Для прогнозування врожайності буряків важливі насамперед прогнозні оцінки маси кореня в останні декади і особливо станом на 1 жовтня.

Як свідчать дані табл. 3.2.3 прогнозні значення маси кореня вищі фактичних. Це пояснюється тим, що у досліджуваному періоді в кінці літа кількість опадів значно знизилась у порівнянні з середніми дани-

ми за попередню п'ятирічку. Все це, природно, вплинуло на зростання маси кореня бурака.

В умовах, коли спостерігається значне коливання природних факторів, рекомендується використовувати не абсолютні прирости маси кореня, що розраховані за даними декількох попередніх років, а абсолютні прирости року, природні умови якого близькі до прогнозованого [52].

Однак, для реалізації запропонованої методики необхідна інформація про багаторічні кліматичні параметри, і насамперед, кількість опадів і сонячних днів, причому не тільки на весь вегетаційний період, а з диференціацією на окремі періоди (декади) і постійний моніторинг за кліматичними умовами поточного року.

В сучасних умовах реально реалізувати наведену методику малоймовірно.

На відміну від методу, що базується на використанні середніх абсолютних приростів, метод взаємозв'язків двох суміжних декад ґрунтується на показниках за всі роки, що включені в «передісторію».

На підставі інформаційного масиву формуються парні вектори-стовпці $|m_{ij}|$, які для перших двох пар мають такий вигляд:

$m_{2.1}$	$m_{1.1}$	$m_{3.1}$	$m_{2.1}$
$m_{2.2}$	$m_{1.2}$	$m_{3.2}$	$m_{2.2}$
$m_{2.3}$	$m_{1.3}$	$m_{3.3}$	$m_{2.3}$
$m_{2.4}$	$m_{1.4}$	$m_{3.4}$	$m_{2.4}$
$m_{2.5}$	$m_{1.5}$	$m_{3.5}$	$m_{2.5}$

де i – ознака декади; j – ознака року.

Аналогічно формуються парні вектори-стовпчики і для інших декад.

Взаємозв'язок маси кореня суміжних декад оцінюється за парним лінійним рівнянням:

$$m_i = a_0 + a_1 m_{i-1}. \quad (3.2.12)$$

В табл. 3.2.4 наведені параметри рівнянь, що відображають взаємозв'язки мас кореня двох суміжних декад.

Таблиця 3.2.4 – Параметри рівнянь, що відображають взаємозв'язки мас кореня двох суміжних декад

Залежність	Параметр рівняння	
	a_0	a_1
$m_{10.07} = a_0 + a_1 m_{1.07}$	23,349	1,530
$m_{20.07} = a_0 + a_1 m_{10.07}$	70,734	0,592
$m_{1.08} = a_0 + a_1 m_{20.07}$	23,755	1,200
$m_{10.08} = a_0 + a_1 m_{1.08}$	84,295	0,757
$m_{20.08} = a_0 + a_1 m_{10.08}$	47,153	1,009
$m_{1.09} = a_0 + a_1 m_{20.08}$	28,764	1,058
$m_{10.09} = a_0 + a_1 m_{1.09}$	41,464	1,267
$m_{20.09} = a_0 + a_1 m_{10.09}$	76,422	0,853
$m_{1.10} = a_0 + a_1 m_{20.09}$	118,099	1,386

В табл. 3.2.5 наведені результати прогнозування маси кореня за двома методами, які складені щодакдно з 1 липня по 20 вересня (інформація на 1.10 – це фактичні дані маси кореня за даними пробних ділянок станом на 1 жовтня).

Таблиця 3.2.5 – Результати прогнозування маси кореня на 1 жовтня

За даними пробних ділянок станом на:	Метод абсолютних приростів		Метод взаємозв'язку суміжних декад	
	Прогнозне значення, г.	Відхилення прогнозних значень від фактичних, %	Прогнозне значення, г.	Відхилення прогнозних значень від фактичних, %
1.07	378	5,6	370	3,4
10.07	378	5,6	375	4,7
20.07	376	5,0	375	4,7
1.08	378	5,6	377	5,3
10.08	382	6,7	383	6,9
20.08	396	10,6	411	14,8
1.09	386	7,8	343	9,8
10.09	410	14,5	399	11,5
20.09	371	3,6	368	2,8
1.10	358	–	358	–
Середнє значення	–	7,3	–	7,1

Наведені в табл. 3.2.5 відхилення між фактичними і прогнозними значеннями середньої маси кореня за двома способами свідчать, що особливих переваг жоден з них не має. В таких умовах необхідно надавати органам управління результати альтернативних варіантів для вибору найприйнятнішого, оптимального.

В табл. 3.2.6 наведені результати прогнозування середньої урожайності буряків, реалізованого за формулою (3.2.4), та похибки прогнозування (відхилення між прогнозними і фактичними значеннями досліджуваного показника).

Маса кореня оцінена за методом взаємозв'язку суміжних декад.

Таблиця 3.2.6 – Оцінка результатів прогнозування середньої урожайності буряків на наступний виробничий сезон

Прогноз, ц	Складений за даними пробних ділянок станом на:										Середнє значен- ня по- хибки, %
	1.07	10.07	20.07	1.08	10.08	20.08	1.09	10.09	20.09	1.10	
	151,4	153,2	153,2	153,9	156,1	166,1	159,7	161,8	150,6	147,0	
Похибки прогнозу, %	0,9	2,1	2,1	2,6	4,1	10,7	6,5	7,9	0,4	-2,0	3,9

Враховуючи вагомий вплив сукупності різноманітних чинників, і особливо кліматичних, варто стверджувати, що прогноз середньої урожайності цукрових буряків достатньо прийнятний. Особливо високою точністю відрізняються перші та останні декади заміру даних.

За наявності очікуваного значення середньої урожайності цукрових буряків і фіксованого значення на прогнозований період площі посіву очікуваний валовий збір цукрових буряків розраховується як добуток першої величини на другу.

3.2.3 Функція цукристості буряків

Нарівні з обсягом заготовлених буряків одним з найважливіших факторів, що обумовлює обсяг виробництва цукру, є цукристість заготовлених буряків.

В спеціальній літературі практично відсутня ефективна методика прогнозування цукристості заготовлених буряків.

Рекомендації визначити цукристість буряків, що надійшли на цукровий завод, як зменшену на 0,5 % цукристість на пробних ділянках [53], по-перше, далекі від істини, а, по-друге, що найсуттєвіше, не дають можливостей визначити середньозважену цукристість заготовлених буряків. Остання, по суті, дозволяє оцінити потенційний обсяг цукру, що надійшов на цукровий завод.

В промисловості очікувану цукристість заготовлених буряків на поточний рік визначають як середнє значення показника за попередні п'ять років.

Зазначений метод достатньо простий, однак він не враховує умови поточного року. Досвід показує, що розбіжності рівня цукристості буряків за різні періоди досягають 1,0 і більше відсотків.

Враховуючи вищевикладене, визначальне значення набуває розробка прийнятної методики прогнозування цукристості буряків.

Аналогічно, як і для середньої урожайності, прогнозування цукристості заготовлених буряків доцільно здійснювати на основі економіко-статистичного моделювання.

Перш за все, для визначення тенденції накопичення цукристості буряків побудовані рівняння, що відображають зміну середньої цукристості буряків на пробних ділянках, розрахованої на підставі п'ятирічних даних, що передують прогнозованому періоду.

Характеристики і параметри рівнянь, використаних для моделювання тенденції накопичення цукристості буряків, наведені в табл. 3.2.7.

Таблиця 3.2.7 – Статистичні характеристики і параметри рівнянь

Параметри і характеристики рівнянь	Рівняння		
	$y = a_0 + a_1t + a_2t^2$	$y = a_0a_1^t a_2^{t^2}$	$y = a_0t^{a_1} e^{a_2t}$
Параметри рівнянь:			
a_0	8,284	8,633	9,633
a_1	1,618	1,155	0,196
a_2	-0,082	0,992	0,265
Характеристики рівнянь:			
Кореляційне відношення	0,997	0,997	0,994
Середнє абсолютне відхилення	0,144	0,014	0,467
Середня помилка апроксимації (середнє відносне відхилення), %	1,08	1,00	1,47

Зіставлення статистичних характеристик рівнянь, які описують процес накопичення цукру в коренях за вегетаційний період, свідчать, що по суті всі моделі досить адекватно описують досліджуваний процес. Чисто формально за величинами рівня кореляційного відношення (η), середнього абсолютного відхилення (Δy_{abc}) та середньої помилки апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) перевагу має рівняння:

$$y = a_0 a_1^t a_2^t. \quad (3.2.13)$$

В табл. 3.2.8 наведені фактичні і розраховані на основі рівняння (3.2.13) декадні дані про цукристість буряків, відхилення між ними та абсолютний приріст вмісту цукру.

Середнє значення цукристісті буряків на певну декаду за декілька років, яке використовується в розрахунках, обчислюється за формулою:

$$\bar{z}_i = \frac{\sum_{j=1}^n z_{ij} S_j P_j}{\sum_{j=1}^m S_j P_j}, \quad (3.2.14)$$

де \bar{z}_i – середнє значення цукристісті буряків в i -ту декаду; z_{ij} – цукристість буряків в i -ту декаду j -го року; S_j – площа посіву в j -му році; P_j – густина насадження коренеплідів на 1 га в j -му році.

Таблиця 3.2.8 – Порівняння середньої цукристісті буряків за фактичними і вирівняними на основі відібраного рівняння даними, %

Станом на:	Середньодекадна цукристість буряків		Абсолютне відхилення, (гр.2 – гр.3)	Абсолютний приріст середньої цукристісті за фактичними даними $\Delta z = \bar{z}_i - \bar{z}_{i-1}$
	Фактична	Вирівняна за рівнянням (3.2.13)		
1	2	3	4	5
20.07	9,90	9,82	0,08	–
1.08	11,10	11,19	–0,09	1,20
10.08	12,20	12,40	–0,20	1,10
20.08	13,70	13,45	0,25	1,50
1.09	14,50	14,34	0,16	0,80
10.09	14,90	15,06	–0,16	0,40
20.09	15,50	15,62	–0,12	0,60
1.10	16,10	16,01	0,09	0,60

Оскільки цукристість буряків оцінюється у відсотках (%), використання відносних відхилень позбавлено всякої рації.

Отже, як і для маси кореня, спостерігається стійка тенденція нарощування цукристості буряків.

Для подальшого прогнозування цукристості буряків за даними пробних ділянок використовуються методи, що застосовуються і для прогнозування маси кореня, а саме:

➤ метод, що передбачає використання подекадних абсолютних приростів цукристості (табл. 3.2.8, гр. 5);

➤ метод, що ґрунтується на використанні взаємозалежностей даних між суміжними декадами.

За даними табл. 3.2.8 складений прогноз цукристості буряків на 1 жовтня за методом абсолютних приростів, враховуючи, що цукристість кореня станом на 20.07 дорівнює 9,90 %.

$$\bar{z}_{1.10} = \bar{z}_{20.07} + (\Delta\bar{z}_1 + \Delta\bar{z}_2 + \Delta\bar{z}_3 + \dots + \Delta\bar{z}_7), \quad (3.2.15)$$

де $\bar{z}_{1.10}$ – очікуване значення маси кореня 1 жовтня поточного року;
 $\bar{z}_{20.07}$ – маса кореня станом на 1 липня поточного року за даними пробних ділянок;

$$\Delta\bar{z}_1 = \bar{z}_{1.08} - \bar{m}_{20.07};$$

$$\Delta\bar{z}_2 = \bar{z}_{10.08} - \bar{z}_{1.08};$$

$$\Delta\bar{z}_3 = \bar{z}_{20.08} - \bar{z}_{10.08};$$

.....

$$\Delta\bar{z}_7 = \bar{z}_{1.10} - \bar{z}_{20.09}.$$

Згідно з базовим показником цукристості ($z_{20.07} = 10,60\%$) і попередньо розрахованих абсолютних приростів, очікувана цукристість 1 жовтня дорівнюватиме:

$\hat{z}_{1.10} = 10,60 + (1,20 + 1,10 + 1,50 + 0,80 + 0,40 + 0,60 + 0,60) = 16,70\%$.
 Якщо надійшли фактичні дані про цукристість буряків з пробних ділянок ($\bar{z}_{10.08} = 12,80\%$), то прогноз цукристості 1.10 становитиме:

$$\hat{z}_{1.10} = 12,80 + (1,50 + 0,80 + 0,40 + 0,60 + 0,60) = 16,70\%.$$

В табл. 3.2.9 наведені результати прогнозування цукристості буряків за методом абсолютних приростів.

Таблиця 3.2.9 – Результати прогнозування цукристості буряків за методом абсолютних приростів, %

За даними пробних ділянок станом на	Цукристість буряків станом на:							
	20.07	1.08	10.08	20.08	1.09	10.09	20.09	1.10
20.07	10,6	11,8	12,90	14,40	15,20	15,60	16,20	16,80
1.08		11,60	12,70	14,20	15,00	15,40	16,00	16,60
10.08			12,80	14,30	15,10	15,50	16,10	16,70
20.08				14,30	15,10	15,50	16,10	16,70
1.09					15,60	16,00	16,60	17,20
10.09						15,40	16,00	16,60
20.09							16,20	16,80
1.10								16,30

В табл. 3.2.9, як і для маси кореня, по діагоналі розміщені фактичні дані про цукристість буряків з пробних ділянок на певну дату. Справа від фактичних даних містяться прогнозні значення цукристості буряків на кожну декаду до 1 жовтня включно.

Аналіз результатів прогнозування цукристості буряків (табл. 3.2.9) свідчить про досить високу точність прогнозів. Так, похибка прогнозів знаходиться в межах (0,3–0,9)%.

Прогнозування цукристості буряків на основі методу взаємозв'язку суміжних декад здійснюється на підставі парного лінійного рівняння:

$$\hat{Z}_i = a_0 + a_1 \hat{Z}_{i-1}. \quad (3.2.16)$$

В табл. 3.2.10 наведені параметри рівнянь, які характеризують взаємозв'язки цукристості буряків суміжних декад.

Таблиця 3.2.10 – Параметри рівнянь, що відображають взаємозв'язки цукристості буряків суміжних декад

Залежність	a_0	a_1
$\hat{Z}_{1.08} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{20.07}$	4,039	0,719
$\hat{Z}_{10.08} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{1.08}$	1,366	0,978
$\hat{Z}_{20.08} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{10.08}$	-7,380	1,718
$\hat{Z}_{1.09} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{20.08}$	6,357	0,598
$\hat{Z}_{10.09} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{1.09}$	10,648	0,303
$\hat{Z}_{20.09} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{10.09}$	6,420	0,647
$\hat{Z}_{1.10} = a_0 + a_1 \hat{Z}_{20.09}$	4,108	0,774

В табл. 3.2.11 наведені результати прогнозування цукристості буряків на 1 жовтня за двома методами, складені щодавно з 20 липня по 20 вересня. Дані на 1.10 в табл. 3.2.11 – це фактичні значення цукристості кореня з пробних ділянок станом на 1 жовтня.

На підставі варіантів подекадного прогнозу цукристості буряків складається прогноз цукристості заготовлених буряків як складовий елемент функції виробництва бурякоцукрової промисловості (3.2.1).

Таблиця 3.2.11 – Результати прогнозування цукристості буряків на 1 жовтня, %

За даними пробних ділянок станом на:	Метод на основі абсолютних природів		Метод взаємозв'язку суміжних декад	
	Прогнозне значення	Похибка прогнозу (абсолютне відхилення прогнозного значення від фактичного рівня)	Прогнозне значення	Похибка прогнозу (абсолютне відхилення прогнозного значення від фактичного рівня)
20.07	16,8	0,5	16,7	0,4
1.08	16,6	0,3	16,7	0,4
10.08	16,7	0,4	16,7	0,4
20.08	16,7	0,4	16,7	0,4
1.09	17,2	0,9	16,7	0,4
10.09	16,6	0,3	16,8	0,5
20.09	16,8	0,5	16,6	0,3
1.10	16,3	–	16,3	–
Середнє значення	–	0,5	–	0,4

Для цього можна скористатись двома альтернативними моделями:

$$Z_3 = a_0 + a_1 Z_{1,10} \text{ – лінійне рівняння;} \quad (3.2.17)$$

$$\ln Z_3 = a_0 + a_1 \ln Z_{1,10} \text{ – логарифмічне рівняння,} \quad (3.2.18)$$

де Z_3 – цукристість заготовлених буряків; $Z_{1,10}$ – цукристість кореня буряка станом на 1 жовтня.

Для відбору кращого рівняння слід порівняти статистичні характеристики кожного з них (табл. 3.2.12).

Таблиця 3.2.12 – Статистичні характеристики моделей цукристості заготовлених буряків

Статистичні характеристики	Модель	
	$Z_3 = a_0 + a_1 Z_{1,10}$	$\ln Z_3 = a_0 + a_1 \ln Z_{1,10}$
Коефіцієнт кореляції (кореляційне відношення)	0,780	0,999
Середня помилка апроксимації	2,2	0,8

Отже, як свідчать рівні статистичних характеристик, логарифмічна модель адекватніше описує досліджуваний процес.

В табл. 3.2.13 наведені результати прогнозування цукристості заготовлених буряків.

Таблиця 3.2.13 – Результати прогнозування цукристості заготовлених буряків, %

За даними пробних ділянок станом на:	Прогноз цукристості буряків	Абсолютне відхилення прогнозних значень цукристості заготовлених буряків від фактичних рівнів
20.07	16,74	0,54
1.08	16,74	0,54
10.08	16,74	0,54
20.08	16,74	0,54
1.09	16,74	0,54
10.09	16,74	0,54
20.09	16,74	0,54
1.10	16,75	0,55

Для досліджуваного підприємства характерне стабільне значення очікуваної цукристості заготовлених буряків протягом вегетаційного періоду. Це обумовлено практично незмінним протягом сезону значенням прогнозу цукристості буряків, % станом на 1 жовтня, складеним за методом взаємозв'язку суміжних декад (табл. 3.2.11).

Відтак, вище наведені методи прогнозування факторів, які є складовою частиною функції виробництва продукції (3.2.1).

Водночас існують різні варіанти прогнозування обсягу виробництва цукру.

Так, в цукровій промисловості працівники галузі, зазвичай, визначають обсяг виробництва цукру через вихід цукру. Останній розраховується як відношення обсягу виготовленого цукру до кількості перероблених буряків (%). Вихід цукру, по суті, відображає матеріаловіддачу (сировиновіддачу), або іншими словами, скільки продукції отримано в результаті переробки одиниці маси сировини (цукрових буряків), тобто

$$B_{\text{ц}} = \frac{Q_{\text{ц}}}{Q_n} \cdot 100, \quad (3.2.19)$$

де $B_{\text{ц}}$ – вихід цукру в %; $Q_{\text{ц}}$ – кількість одержаного цукру у вагових одиницях; Q_n – кількість перероблених буряків у цих же вагових одиницях.

Із формули (3.2.19) випливає:

$$Q_{\text{ц}} = (B_{\text{ц}} \cdot Q_n) : 100. \quad (3.2.20)$$

Таким чином, щоб скласти прогноз виробництва цукру на поточний виробничий сезон, необхідно, насамперед, спрогнозувати фактори, що визначають його рівень – вихід цукру та обсяг буряків, що буде перероблений (далі – обсяг перероблених буряків).

Обсяг перероблених буряків дорівнює обсягу заготовлених буряків за вирахуванням втрат буряків в процесі зберігання. В цукровій промисловості встановлено нормативи середньодобових втрат маси кореня у % до маси буряків, що зберігаються, на всі місяці виробничого сезону. Однак, зазвичай, фактичні втрати буряків відрізняються від нормативних, навіть при однаковій тривалості виробничого сезону, що, як буде проілюстровано у наступному параграфі, значно впливає на втрати як буряків, так і цукру.

Тому, для прогнозування обсягу перероблених буряків доцільніше використати економіко-статистичні методи і, зокрема, побудувати модель:

$$Q_n = f(Q_z), \quad (3.2.21)$$

де Q_n – кількість перероблених буряків; Q_z – обсяг заготовлених буряків.

Дослідження засвідчили, що найкращим чином рівняння (3.2.21) описується логарифмічним рівнянням. Для досліджуваного підприємства рівняння (3.2.21) після його реалізації набуло виду:

$$\ln Q_n = 0,495 + 0,954 \ln Q_z. \quad (3.2.22)$$

Параметри рівняння (3.2.22) дозволяють встановити кількісні співвідношення між масою перероблених і заготовлених буряків. Так, параметр a_1 , який в логарифмічному рівнянні є коефіцієнтом еластичності, показує, що в досліджуваному періоді з ростом (зниженням) обсягу заготовлених буряків на 1 %, маса перероблених буряків зростала (знижувалась) на 0,954 %. Гранична віддача дорівнює 0,926, тобто зі зміною обсягу заготовлених буряків на одну фізичну одиницю, обсяг перероблених буряків змінився на 0,926 фізичних одиниць.

Наступним фактором, що визначає обсяг виробництва цукру за формулою (3.2.20), є вихід цукру.

Спеціалісти галузі для визначення виходу цукру на поточний рік, зазвичай, використовують два методи.

За першим методом очікуваний вихід цукру, аналогічно цукристості заготовлених буряків, визначається як середній за даними попередніх п'яти років.

Однак, такий метод недосконалий, бо не враховує умови поточного року, про що раніше вже згадувалось відносно цукристості заготовленого буряка.

Вихід цукру за другим методом розраховується як різниця між цукристістю заготовлених буряків і загальними витратами цукру на всіх стадіях виробничого процесу, враховуючи і втрати в процесі зберігання буряків, тобто

$$B_{\text{ч}} = Z_{\text{ч}} - B, \quad (3.2.23)$$

де B – загальні втрати цукру.

Цукристість заготовлених буряків ($Z_{\text{ч}}$) та загальні втрати цукру (B) визначаються як середні величини за даними п'яти останніх років.

Середня цукристість заготовлених буряків розраховується за формулою:

$$\bar{Z}_{\text{ч}} = \frac{\sum Z_{\text{ч}} Q_{\text{ч}}}{\sum Q_{\text{ч}}}, \quad (3.2.24)$$

де $\bar{Z}_{\text{ч}}$ – середня цукристість заготовлених буряків, яка розрахована на підставі даних за декілька років (переважно за п'ять років); $Z_{\text{ч}}$ – рівень цукристості буряків за певний рік; $Q_{\text{ч}}$ – обсяг заготовлених буряків за певний рік.

Середні втрати цукру обчислюються за формулою

$$\bar{B} = \bar{Z}_z - \bar{B}_q, \quad (3.2.25)$$

де \bar{B} – середні втрати цукру, що визначаються за даними декількох років; \bar{B}_q – середній вихід цукру, що розраховується на підставі даних за декілька років і який обчислюється за формулою

$$\bar{B}_q = \frac{\sum Q_n B_n}{\sum Q_n} = \frac{\sum Q_n}{\sum Q_n}, \quad (3.2.26)$$

де Q_n – обсяг перероблених буряків за певний рік; Q_n – обсяг виробництва цукру за певний рік.

Прогноз виходу цукру на поточний рік визначається за формулою

$$\hat{B}_{q_i} = \hat{Z}_i - \bar{B}, \quad (3.2.27)$$

де \hat{B}_{q_i} – очікуваний вихід цукру, на i -ту декаду; \hat{Z}_i – прогноз цукристості заготовлених буряків на i -ту декаду.

Для прогнозування виходу цукру доцільніше використати економіко-статистичне моделювання. Вихід цукру багато в чому залежить від цукристості заготовлених буряків. Звідси взаємозв'язок між названими показниками можна описати за допомогою залежності

$$B_q = f(Z_z). \quad (3.2.28)$$

Як і для більшості парних (однофакторних) рівнянь, які використовуються в цукровій промисловості, залежність (3.2.28) найкращим чином описується логарифмічним рівнянням

$$\ln B_q = a_0 + a_1 \ln Z_z. \quad (3.2.29)$$

На вихід цукру, крім цукристості заготовлених буряків, суттєво впливає також тривалість виробничого сезону. Рівняння (3.2.28) в такому випадку стає двофакторним. Однак, недостатнє завантаження цукрових заводів сировиною (буряками) в останні роки і коротка з цих причин тривалість виробничого сезону дозволяє використати в моделюванні і прогнозуванні виходу цукру парну модель (3.2.29).

Варто знову підкреслити ту обставину, що моделювання деяких показників по досліджуваному підприємству здійснювалось на основі однофакторних рівнянь, що пояснюється, насамперед, стабільністю

величини виробничої потужності. Це стосується, зокрема, обсягу перероблених буряків (3.2.21) та виходу цукру (3.2.28). На рівень названих вище показників сильно впливає тривалість виробничого сезону; остання багато в чому залежить від величини виробничої потужності.

Тому, для побудови двофакторної моделі використані показники асоціації Вінницяцукор, де добова потужність постійно варіює.

Так, побудована модель для обсягу перероблених буряків після реалізації на ПЕОМ має такий вигляд:

$$\ln Y = -0,3936 + 1,0063X_1 + 0,0405 \ln X_2, \quad (3.2.30)$$

де y – обсяг перероблених буряків, тис. т.; X_1 – обсяг заготовлених буряків, тис. т.; X_2 – добова виробнича потужність, т.

Статистичні характеристики рівняння: $\eta = 0,9998$; $\eta^2 = 0,9997$; $\bar{\varepsilon} = 0,33\%$; $\Delta y_{abc} = 6,8$ тис. т.

Побудоване рівняння (3.2.30) логічно і статистично адекватне. Про логіко-теоретичну адекватність свідчать знаки при невідомих (a_i), оскільки між результативним показником (y) та факторами (x_i), виходячи із природи досліджуваного процесу, повинен бути прямий зв'язок, тобто зростання будь-якого фактора за незмінності іншого повинно забезпечити зростання обсягу перероблених буряків, і навпаки.

Рівняння (3.2.30) відзначається високими статистичними характеристиками.

Так, значення коефіцієнта детермінації $\eta^2 = 99,97\%$ свідчить, що введені в рівняння фактори на $99,97\%$ визначають рівень досліджуваного показника (обсяг перероблених буряків), і тільки $0,03\%$ – це дія неврахованих факторів.

Відносно виходу цукру, то двофакторне рівняння має такий вигляд:

$$\ln Y = -1,9883 + 1,2636 \ln X_1 + 0,1299 \ln X_2, \quad (3.2.31)$$

де y – вихід цукру, %; X_1 – цукристість заготовлених буряків, %; X_2 – добова потужність, т.

Статистичні характеристики рівнянь: $\eta = 0,9840$; $\eta^2 = 0,968$; $\Delta y_{abc} = 0,22$. Висновки ті ж, що і для моделі (3.2.30).

В табл. 3.2.14 наведені фактичні і вирівняні за рівнянням (3.2.31) дані та абсолютне відхилення між ними за всі роки дослідження. Відсутність відносного відхилення пояснюється тим, що досліджуваний показник оцінюється у %.

Таблиця 3.2.14 – Зіставлення фактичних і вирівняних за рівнем виходу цукру

Роки	Вихід цукру, %		Абсолютне відхилення, % (гр. 2 – гр. 3)
	Фактичний	Розрахований за рівнянням	
1	2	3	4
1	11,29	11,52	-0,23
2	9,82	11,01	-0,19
3	11,48	11,80	-0,32
4	10,86	10,69	0,17
5	13,49	13,07	0,42
6	12,20	12,09	0,11
7	11,07	10,88	0,19
8	12,13	12,01	0,12
9	14,60	14,87	-0,27

Незначні відхилення між фактичними даними і розрахованими на основі рівняння, дозволяють використати відібрану модель для прогнозування виходу цукру на наступний виробничий сезон, оскільки цукристість заготовлених буряків прогнозується щодакдно з першого липня по перше жовтня.

Принагідно варто нагадати, що один із методів розрахунку виходу цукру передбачає обчислення останнього як різницю між цукристістю заготовлених буряків та загальними втратами цукру (3.2.25), причому останні визначені як середні за весь виробничий сезон.

З огляду на це, значний інтерес має дослідження динаміки зміни загальних втрат цукру по декадах впродовж виробничого сезону, для чого використаний часовий тренд ($f(t)$).

Для дослідження тенденції зміни загальних втрат цукру по декадах та з метою вибору найприйнятнішого рівняння за системою статистичних характеристик використані такі моделі:

$$\ln y = a_0 + a_1 \ln t - \text{логарифмічна};$$

$$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 - \text{квадратична};$$

$$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2} - \text{показникова};$$

$$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t} - \text{степенєво-експоненціальна}.$$

В таблиці (3.2.15) наведені рівняння, які описують тенденції, що найкращим чином приближені до змін втрат цукру на досліджуваному підприємстві.

Таблиця 3.2.15 – Параметри і характеристики рівнянь тренду

	Види рівнянь тренду			
	$\ln Y = a_0 + a_1 \ln t$	$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$	$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$	$y = a_0 t^a e^{a_2 t}$
Параметри рівнянь:				
a_0	1,280	5,898	5,598	4,737
a_1	0,178	-0,807	0,873	-0,667
a_2	–	0,074	1,012	0,166
Основні характеристики рівнянь:				
Кореляційне відношення	0,998	0,964	0,966	0,937
Середнє абсолютне відхилення	1,20	0,34	0,32	0,39
Середня помилка апроксимації (середнє відносне відхилення)	12,72	6,48	5,96	7,99

При відборі кращого рівняння, за інших приблизно рівних умов, перевагу слід надати рівнянню з мінімальною середньою помилкою апроксимації. Таким є рівняння

$$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}. \quad (3.2.32)$$

В табл. 3.2.16 зіставлені фактичні і розраховані на основі рівняння (3.2.32) дані про динаміку загальних втрат цукру.

Таблиця 3.2.16 – Оцінка тенденції зміни загальних втрат цукру впродовж виробничого сезону

Декада	Загальні втрати цукру, %		Абсолютне відхилення (гр.2 – гр.3)
	Фактичні	Розраховані за моделлю (3.2.32)	
1	4,95	4,95	–
2	4,78	4,48	0,30
3	4,36	4,16	0,20
4	3,44	3,96	-0,52
5	3,59	3,87	-0,28
6	3,85	3,87	-0,02
7	4,10	3,97	0,13
8	4,59	4,17	0,42
9	4,70	4,49	0,21
10	4,83	4,96	-0,13
11	5,64	5,62	0,02
12	5,80	6,52	-0,72
13	8,79	7,76	1,03
14	9,00	9,46	-0,46

Із даних таблиці 3.2.16 випливає, що втрати цукру спочатку знижуються, що пояснюється підвищенням технологічних властивостей буряків. Починаючи з п'ятої декади починається зростання втрат цукру, що обумовлено поступовим зниженням якості буряків внаслідок їх зберігання.

На рис. 3.2.2 наведені криві, які відображають динаміку фактичних і вирівняних на основі рівняння (3.2.32) втрат цукру.

Подані на рис. 3.2.2 криві являють собою перевернуті параболы з правосторонньою скошеністю.

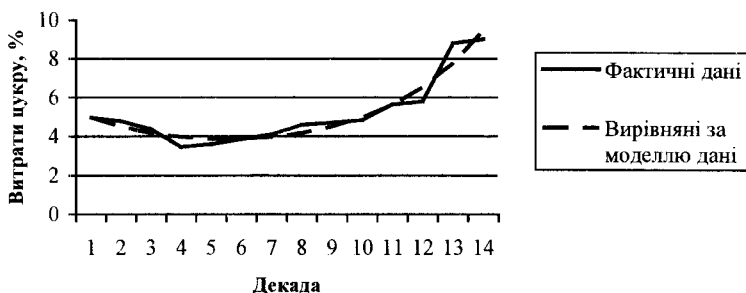


Рисунок 3.2.2 – Втрати цукру в залежності від тривалості виробничого сезону

Дослідження залежності втрат цукру від тривалості виробничого сезону має вкрай важливе значення для проведення низки техніко-економічних розрахунків і, зокрема, при виборі оптимального плану виробничої діяльності за мінімальних втрат цукру. Це досягається, насамперед, за рахунок раціонального розподілу буряків між цукровими заводами.

3.2.4 Функція тривалості виробничого сезону

Тривалість виробничого сезону – один із найважливіших показників діяльності підприємств цукрової промисловості.

В силу особливостей основної сировини галузі (цукрових буряків), тривалість виробничого сезону, як це неодноразово зазначалось, багато в чому визначає такі показники виробничої діяльності підприємств, як вихід цукру, втрати буряків і цукру, і, нарешті, кінцевого продукту – бурякового цукру.

Чим триваліший виробничий сезон, тим більші втрати сировини і готової продукції на всіх стадіях виробничого процесу – від зберігання буряків до виходу готової продукції.

Відтак, оцінка очікуваної тривалості виробничого сезону, як і вибір оптимального строку переробки буряків, має важливе значення в управлінні бурякоцукровими заводами.

На тривалість виробничого сезону впливає низка факторів, зокрема, обсяг заготовлених буряків та їх якість, виробнича потужність підприємства та ступінь її використання, різного роду зупинки тощо.

Враховуючи мінливість факторів, для визначення тривалості виробничого сезону доцільно використати двофакторну економіко-статистичну модель, зокрема:

$$y = f(x_1, x_2), \quad (3.2.33)$$

де y – тривалість виробничого сезону, дів; x_1 – обсяг заготовленого буряка, тис. т; x_2 – виробнича потужність, т.

Однак, як зазначалось вище, в останні роки на досліджуваному підприємстві добова потужність практично незмінна, тому модель (3.2.33) можна спростити до однофакторної (парної):

$$y = f(x_1). \quad (3.2.34)$$

Вибір кращого рівняння здійснюється шляхом порівняння альтернативних моделей (табл. 3.2.17).

Таблиця 3.2.17 – Статистичні характеристики моделей тривалості виробничого сезону

Статистичні характеристики	Модель	
	$y = a_0 + a_1 x$	$\ln y = a_0 + a_1 \ln x$
1. Коефіцієнт кореляції (кореляційне відношення)	0,834	0,999
2. Середня помилка апроксимації, %	14,54	3,53

Порівнюючи статистичні характеристики двох рівнянь, що відображають залежність тривалості виробничого сезону від обсягу заготовленого буряка, можна зі всією очевидністю стверджувати, що логарифмічна модель відзначається більш високими статистичними ха-

раактеристиками, а тому її доцільніше використовувати для подальших досліджень.

3.2.5 Прогнозування обсягу виробництва цукру

Проведені в параграфі 3.2 дослідження орієнтовані насамперед на визначення очікуваного обсягу виробництва цукру в поточному виробничому сезоні.

Можливі різні варіанти прогнозування обсягу виробництва цукру, що проілюстровано вище. Серед них варто виділити виробничу функцію, яка адаптована до цукрової промисловості і особливостей підприємства.

Так, для досліджуваного підприємства через незмінність протягом певного часу величини виробничої потужності остання, як чинник виробничої функції, замінена на тривалість виробничого сезону, тобто:

$$y = f(x_1, x_2, x_3), \quad (3.2.35)$$

де y – обсяг виготовленого цукру; x_1 – кількість заготовлених буряків; x_2 – цукристість заготовлених буряків; x_3 – тривалість виробничого сезону.

Для дослідження використані лінійна і логарифмічна моделі, основні параметри і характеристики яких наведені в табл. 3.2.18.

Таблиця 3.2.18 – Параметри і характеристики функції виробництва продукції

Параметри і характеристики рівнянь	Види рівнянь	
	Лінійне	Логарифмічне
Параметри рівнянь:		
a_0	-28072,177	-9,757
a_1	0,137	1,168
a_2	1832,295	2,501
a_3	-64,832	-0,316
Характеристики рівнянь:		
Коефіцієнт множинної лінійної кореляції (кореляційне відношення)	0,999	0,998
Середня помилка апроксимації, %	0,957	0,163

Побудоване рівняння логічно адекватне, оскільки знаки при невідомих (x_i) відповідають науково-обґрунтованим зв'язкам кожного фактора з досліджуваним показником (обсяг виробництва цукру).

Дійсно, за інших рівних умов, зростання обсягу заготовлених буряків та їх цукристості сприятиме збільшенню виробництва цукру і навпаки.

Щодо тривалості виробничого сезону, то його подовження, за інших рівних умов, призведе до скорочення виробництва цукру. Цим і пояснюється знак «мінус» для цього фактора.

Високі значення показників, що характеризують взаємозв'язок факторів (x_i) та результативного показника (y), свідчать про статистичну адекватність рівняння.

Методика проведення економічного аналізу на основі функції випуску наведена в пункті 3.2.1.

Побудовані лінійна та логарифмічна функції випуску за досліджуваний період мають відповідно такий вигляд:

$$y = -28072,177 + 0,137x_1 + 1832,295x_2 - 64,832x_3; \quad (3.2.36)$$

$$\ln Y = -9,757 + 1,168 \ln X_1 + 2,501 \ln X_2 - 0,316 \ln 2X_3. \quad (3.2.37)$$

Якщо порівняти статистичні характеристики наведених в табл. 3.2.18 рівнянь, то для лінійного рівняння характерна дещо більш висока тіснота зв'язку у порівнянні з логарифмічним (0,999 проти 0,998); однак логарифмічне рівняння характеризується меншою, в порівнянні з лінійним рівнянням, середньою помилкою апроксимації (0,163 проти 0,957). Отож, обидва представлені рівняння в певній мірі майже рівноцінні. Проведені подальші дослідження свідчать, що використання лінійного рівняння забезпечило точніший прогноз виробництва цукру у порівнянні з логарифмічним.

На підставі залежності $\Delta y_{x_i} = a_i(x_{i_n} - x_{i_0})$ можна оцінити, якою мірою кожен фактор сприяв абсолютному приросту (зниженню) виробництва цукру в кінці звітного періоду у порівнянні з базовим рівнем.

Абсолютний приріст (зниження) показників-факторів рівняння (3.2.35) в останньому році п'ятирічки у порівнянні з першим роком становить:

- обсяг заготовленого буряка – (+65291,0) т;
- цукристість заготовлених буряків – (-1,11)%;

► тривалість виробничого сезону – (+28) діб.

Для точності розрахунків необхідно коефіцієнти при невідомих брати з більшим числом знаків після коми. Таким чином:

$$\begin{aligned} \Delta y &= 0,1374 \times 65291,0 - 1832,2954 \times 1,11 - 648324 \times 28 = \\ &= 8971,0 - 2033,8 - 1815,3 = 5121,9 \text{ т.} \end{aligned}$$

В результаті проведених розрахунків можна зробити такі висновки. За інших рівних умов (незмінні значення цукристості заготовлених буряків і тривалості виробничого сезону) за рахунок збільшення заготовлених буряків за досліджуваній період обсяг виробництва цукру виріс би за цей період на 8971,0 т. Однак, внаслідок зниження цукристості заготовлених буряків на 1,11 % та зростання тривалості виробничого сезону на 28 діб виробництво цукру відповідно знизилось на 2033,8 т і 1815,3 т. В кінці досліджуваної п'ятирічки у порівнянні з її початком виробництво цукру збільшилося на 5154,7 т.

Різниця $5154,7 - 5121,9 = 32,8$ т пояснюється округленням даних та впливом неврахованих факторів.

Проілюструємо використання функції випуску для прогнозування виробництва продукції, скориставшись для цього лінійним рівнянням (3.2.36):

$$y = -28072,177 + 0,137x_1 + 1832,295x_2 - 64,832x_3.$$

Побудові прогнозу результативного показника (y) повинен передувати прогноз кожного фактора (x_i), що входить в рівняння.

В пунктах 3.2.2; 3.2.3; 3.2.4 наведені методики та кількісні оцінки очікуваних значень (прогнозів) відповідно обсягів заготовлених буряків, цукристості буряків та тривалості виробничого сезону, тобто показників, що формують склад функції випуску (3.2.35).

В табл. 3.2.19 наведені результати прогнозування обсягу виробництва цукру на основі лінійної та логарифмічної функцій випуску.

Аналіз даних таблиці 3.2.19 дає підстави стверджувати, що використання лінійної функції випуску забезпечує точніші результати прогнозування у порівнянні з логарифмічною.

Аналіз результатів прогнозування показників показав, що спостерігається схожа тенденція: вища точність прогнозу спостерігається на початку і кінці фіксації даних про масу кореня і цукристість буряків на пробних ділянках.

Таблиця 3.2.19 – Результати прогнозування обсягу виробництва цукру на основі функцій випуску

Станом на:	Прогноз на основі рівнянь:		Відхилення прогнозного значення від фактичного (в %) на основі рівнянь:	
	лінійного	логарифмічного	лінійного	логарифмічного
20.07	13055	13276	7,4	9,3
1.08	14097	14213	16,0	17,0
10.08	15760	16132	24,7	32,8
20.08	14687	14827	20,8	22,0
1.09	14008	14188	15,3	16,8
10.09	13223	13396	8,8	10,3
20.09	12418	12545	2,2	3,3
1.10	12286	12425	1,1	2,3

Результати прогнозування станом на 20.09 та 1.10 дають можливість мати достатньо повну уявлення про очікуваний обсяг виробництва цукру в поточному виробничому сезоні.

З огляду на особливості бурякоцукрового комплексу і зокрема на те, що очікуваний обсяг виготовленого цукру базується на попередньому прогнозуванні трьох факторів, що визначають результати його виробництва, одержані у другій половині вересня прогнозні оцінки слід вважати прийнятними в управлінні і плануванні підприємством.

Нарівні з прогнозуванням на основі функції випуску наводились інші методи прогнозування обсягу виробництва цукру, зокрема, на основі формули (3.2.20) з різними варіантами одержання виходу цукру.

Пропоновані методи прогнозування обсягу виробництва продукції можна розділити на дві групи:

- методи, що базуються на використанні середніх значень показників-факторів за «передісторією»;
- методи, що базуються на використанні економіко-статистичних моделей.

Результати прогнозування по групах методів для досліджуваного підприємства на виробничий сезон наведені в табл. 3.2.20 і табл. 3.2.21.

Показники, що наведені в табл. 3.2.20 обчислюються таким чином.

Середні загальні втрати цукристості буряків (гр. 2) визначаються за формулою (3.2.25); середній вихід цукру (гр. 3) обчислюється за

формулою (3.2.26); прогнозне значення цукристості заготовлених буряків (гр. 4) визначається за формулою (3.2.18); прогнозне значення обсягу перероблених буряків (гр. 5) розраховується за формулою (3.2.22).

Таблиця 3.2.20 – Результати прогнозування виробництва цукру на основі середніх величин

Станом на:	Середні значення за досліджуваній період		Прогнозне значення		Прогноз виходу цукру, %	Варіанти прогнозу обсягу виробництва цукру			
	Загальних втрат цукристості буряків, %	Виходу цукру, %	Цукристості заготовлених буряків, %	Обсягу перероблених буряків, т		I варіант		II варіант	
						Прогноз (гр.3 · гр.5):100	Відхилення прогнозних даних від фактичних значень, %	Прогноз (гр.5 · гр.6):100	Відхилення прогнозних даних від фактичних значень, %
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
20.07	3,79	12,58	16,08	112442	12,29	14145	16,4	13819	13,7
1.08	3,79	12,58	15,96	123247	12,17	15505	37,6	14999	23,5
10.08	3,79	12,58	16,49	128853	12,70	16210	33,4	16364	34,7
20.08	3,79	12,58	16,08	126234	12,29	15880	30,7	15514	27,7
1.09	3,79	12,58	16,08	120622	12,29	15174	24,9	14824	22,0
10.09	3,79	12,58	15,96	115805	12,17	14568	19,9	14093	16,0
20.09	3,79	12,58	15,68	113617	11,89	14293	17,6	13509	10,1
1.10	3,79	12,58	15,68	112442	11,89	14145	16,4	13369	10,0

Методика обчислення прогнозних значень обсягу виробництва цукру (гр. 7; 9) наведена безпосередньо в таблиці.

Прогноз виробництва цукру на основі функції випуску складено за формулою (3.2.36). Аналіз результатів прогнозування обсягу виробництва цукру, що наведені в табл. 3.2.20 і табл. 3.2.21, дозволяє зробити такі висновки.

Найбільші розбіжності між прогнозними і фактичними значеннями обсягу виробництва цукру характерні для методів, які базуються на використанні середніх величин за п'ятирічку, що передує прогнозному періоду.

Таблиця 3.2.21 – Результати прогнозування обсягу виробництва цукру на основі економіко-статистичних моделей

Станом на.	Прогнозне значення обсягу перероблених буряків	Прогноз виходу цукру, % $B_n = f(Z_n)$	Варіанти прогнозу обсягу виробництва цукру та їх оцінка			
			I варіант		II варіант	
			Прогноз (тр. 2, тр. 3): 100	Відхилення прогнозних даних від фактичних значень, %	Прогноз на основі функції випуску	Відхилення прогнозних даних від фактичних значень, %
1	2	3	4	5	6	7
20.07	112442	12,20	13718	12,9	13055	7,4
1.08	123247	12,02	14814	22,3	14097	16,0
10.08	128853	12,83	16532	36,2	15760	29,7
20.08	126234	12,20	15401	26,9	14687	20,8
1.09	120622	12,20	14716	14,2	14008	15,3
10.09	115805	12,02	13920	14,8	13223	8,8
20.09	113617	11,59	13168	8,7	12418	2,2
1.10	112442	11,59	13032	7,5	12286	1,1

Через простоту такі методи, зазвичай, використовуються працівниками цукрової промисловості.

Використання економіко-статистичних методів дозволяє скласти достатньо точні прогнози в реальному режимі часу, результати яких прийнятні для вибору і обґрунтування управлінських рішень.

3.3 Олієжировий комплекс

Займаючи друге місце серед країн світу після Росії за площею посіву та виробництвом насіння соняшника, Україна утвердилась як потужний виробник олійних культур і, відповідно, зайняла чільне місце на світовому олійному ринку у ролі постачальника сировини (насіння олійних культур для переробки її на заводах інших країн), а також переробки на вітчизняних заводах. Водночас Україна виступає як актив-

ний продавець олії, шротів, рослинних твердих жирів тощо на іноземних та вітчизняних ринках [54].

Коли мова іде про виділення посівних площ під насіння соняшника, варто особливу увагу звернути на таку обставину: засіяна нива після збирання урожаю насіння соняшника значно втрачає свою родючість. За таких обставин постійно постає дилема вибору між доходом від реалізації насіння соняшника і втратою родючості землі. Результатом вирішення зазначеної проблеми є вибір і обґрунтування оптимальних планових рішень з орієнтацією на майбутнє.

Потреба інформації для обґрунтування планових оптимальних рішень в свою чергу актуалізує необхідність в дослідженнях динаміки валового збору насіння соняшника і його урожайності (аграрний сектор) та результатів переробки сировини (промисловий сектор).

Об'єктами дослідження першого є Вінницька область; другого – Вінницький олієжировий комбінат.

3.3.1 Функція урожайності і валового збору соняшника

Дослідження тенденцій зміни показників впродовж часу доцільно почати з оцінки динаміки рівнів ряду на основі відповідних статистичних характеристик (табл. 3.3.1).

Таблиця 3.3.1 – Статистичні характеристики динамічних рядів та формули для їх розрахунку

Назва статистичних характеристик	Види		
	Базисні	Ланцюгові	Середні
1. Абсолютний приріст	$\Delta y = y_i - y_0$	$\Delta y = y_i - y_{i-1}$	$\Delta \bar{y} = (y_n - y_0) : (n - 1)$
2. Коефіцієнт росту	$K_p = y_i : y_0$	$K_p = y_i : y_{i-1}$	$\bar{K}_p = \sqrt[n]{y_n : y_0}$
3. Темп росту	$T_p = K_p \cdot 100$	$T_p = K_p \cdot 100$	$\bar{T}_p = \bar{K}_p \cdot 100$
4. Темп приросту	$T_{np} = T_p - 100$	$T_{np} = T_p - 100$	$\bar{T}_{np} = \bar{T}_p - 100$
5. Середній рівень ряду			$\bar{y} = \sum y : n$

Для оцінки ступеня коливності рівнів динамічного ряду використаємо такі показники варіації:

➤ Розмах варіації:

$$L = y_{\max} - y_{\min}; \quad (3.3.1)$$

➤ Дисперсія:

$$\sigma^2 = \frac{\sum (y - \bar{y})^2}{n}; \quad (3.3.2)$$

➤ Коефіцієнт варіації:

$$v = \frac{\sigma}{\bar{y}} \cdot 100. \quad (3.3.3)$$

В табл. 3.3.2 і табл. 3.3.3 наведені статистичні характеристики динамічних рядів відповідно валового збору та урожайності соняшника по Вінницькій області.

Аналіз даних таблиці 3.3.2 і табл. 3.3.3 дозволяє скласти певну уяву про ступінь рівномірності зміни показників валового збору та середньої урожайності насіння соняшника протягом 2002–2011 рр.

Таблиця 3.3.2 – Статистичні характеристики рядів динаміки валового збору соняшника по Вінницькій області

Роки	Значення валового збору, тис. ц	Показники			
		Абсолютний приріст (+, -)		Темп росту, %	
		Базисний	Ланцюговий	Базисний	Ланцюговий
2002	657,2	–	–	100,0	–
2003	920,3	263,1	263,1	140,0	140,0
2004	638,2	–19,0	–282,1	97,1	69,3
2005	866,1	208,9	227,9	131,8	135,7
2006	1132,9	475,7	266,8	172,4	130,8
2007	992,8	335,6	–140,1	151,1	87,6
2008	2175,8	1518,6	1183,0	331,1	219,2
2009	2229,6	1572,4	53,8	339,3	102,5
2010	2747,4	1090,2	517,8	480,0	123,2
2011	2890,2	2233,0	142,8	439,8	105,2
Середнє значення:					
2002–2011	1525,1	248,1		117,9	
2007–2011	2207,2	474,4		130,6	
2002–2006	842,9	52,2		107,1	

Таблиця 3.3.3 – Статистичні характеристики рядів динаміки урожайності соняшника по Вінницькій області

Роки	Значення урожайності соняшника, ц/га	Показники			
		Абсолютний приріст (+, -)		Темп росту, %	
		Базисний	Ланцюговий	Базисний	Ланцюговий
2002	13,1	–	–	100,0	–
2003	11,6	–1,5	–1,5	88,5	88,5
2004	8,7	–4,4	–2,9	66,4	75,0
2005	11,0	–2,1	2,3	85,5	126,4
2006	15,2	2,1	4,2	116,0	138,2
2007	14,1	1,0	–1,1	107,6	92,8
2008	18,3	5,2	4,2	139,7	129,8
2009	20,9	7,8	2,6	159,5	114,2
2010	16,8	3,7	–4,1	128,2	80,4
2011	19,5	6,4	2,7	148,9	116,1
Середнє значення:					
2002–2011	14,9	0,7		104,5	
2007–2011	17,9	1,3		108,4	
2002–2006	11,9	0,5		103,8	

В результаті лише з певним застереженням можна стверджувати, що, починаючи з 2007 р., склалось більш-менш стале зростання досліджуваних показників. Така коливність рівнів динамічного ряду зумовила доцільність проведення досліджень по таких інтервалах часу вибраного періоду: 2002–2011 рр.; 2007–2011 рр.; 2002–2006 рр.

В табл. 3.3.4 наведені показники варіації основних натуральних показників, що характеризують певні сторони діяльності підприємств олієжирового комплексу.

Про рівень мінливості показників, наведених в таблиці 3.3.4, доцільно судити по величині коефіцієнта варіації, відносного показника, що в найбільшій мірі характеризує варіацію явищ (процесів, об'єктів).

Так, згідно зі значенням коефіцієнта варіації, найбільш сталий період в досліджуваному десятилітті є інтервал часу в межах 2007–2011 рр.

Таблиця 3.3.4 – Мінливість показників, що характеризують виробництво соняшникового насіння по Вінницькій області

Показники варіації	Показники, що характеризують виробництво соняшника								
	Валовий збір соняшника			Урожайність соняшника			Площа посіву соняшника		
	2002– 2011	2007– 2011	2002– 2006	2002– 2011	2007– 2011	2002– 2006	2002– 2011	2007– 2011	2002– 2006
1. Дисперсія, σ^2	783812,9	558640,0	41753,9	15,6	6,8	5,9	1304,5	1278,1	1512,1
2. Коефіцієнт варіації, v	58,1	33,9	24,4	26,5	14,6	20,4	36,4	28,9	99,9
3. Розмах, L	2252,0	1897,4	494,7	12,2	6,8	6,5	112,7	91,2	84,9

Значна мінливість досліджуваних показників ускладнює побудову прогнозів, які характеризують тенденції і закономірності зміни явища (процесу, об'єкта) в майбутньому.

Тому, при дослідженні рядів динаміки нарівні з фактичними значеннями рівнів ряду будуть використані вирівняні на основі лінії тренду дані (див. (3.1.12) і табл. 3.1.5).

Дослідження тенденції зміни урожайності і валового збору соняшника та площі посіву під соняшник проведені на основі низки рівнянь тренду, основні характеристики яких подані в табл. 3.3.5.

Статистичні характеристики рівнянь, за допомогою яких оцінювалась тенденція зміни досліджуваних показників (табл. 3.3.5), також підтверджують раніше висловлену думку про те, що найбільш стабільним в інтервалі 2002–2011 рр. був період 2007–2011 рр.

З огляду на те, що валовий збір будь-якої сільськогосподарської культури залежить від урожайності і посівної площі, причому остання – це наперед запланована величина, то для прогнозування очікуваного збору соняшника достатньо передбачити її урожайність.

Згідно з даними табл. 3.3.5, в 2007–2011 рр. найкращим чином урожайність соняшника описується степенево-експоненціальним рівнянням ($y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}$) в силу максимального значення кореляційного відношення (η) та мінімального значення середньої помилки апроксимації.

Таблиця 3.3.5 – Дослідження тенденцій зміни валового збору, урожайності та площі посіву насіння соняшника

Роки	$y = a_0 + a_1 t$		$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$		$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$		$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}$	
	r	\bar{e}	η	\bar{e}	η	\bar{e}	η	\bar{e}
Урожайність соняшника								
2002–2011	0,787	14,53	0,822	13,33	0,790	13,55	0,850	11,78
2002–2006	0,235	16,07	0,946	5,20	0,941	5,49	0,865	8,79
2007–2011	0,722	9,79	0,749	7,41	0,733	7,70	0,805	5,88
Валовий збір насіння соняшника								
2002–2011	0,925	27,01	0,962	13,84	0,970	15,15	0,951	14,70
2002–2006	0,694	13,73	0,772	12,30	0,786	11,40	0,740	13,00
2007–2011	0,924	12,87	0,968	7,12	0,942	9,27	0,968	5,96
Площа посіву соняшника								
2002–2011	0,861	14,37	0,900	15,08	0,901	14,30	0,902	13,98
2002–2006	0,491	12,75	0,875	6,52	0,911	6,98	0,930	4,26
2007–2011	0,873	14,45	0,896	9,58	0,898	7,41	0,896	9,25

На перший погляд видається, що за 2002–2006 рр. відібрані рівняння відрізняються навіть більш високим рівнем статистичних характеристик. Однак, досягнуто це на нижчому рівні урожайності соняшника у порівнянні з 2007–2011 рр. (11,8 ц/га проти 18,1 ц/га).

Власне низький рівень урожайності соняшника у 2002–2006 рр. відносно періоду 2007–2011 рр. є основною причиною низьких статистичних характеристик рівняння у 2002–2011 рр.

До того ж період «передісторії» (2002–2006 рр.) в часі не стикається з прогнозованим періодом (2012–2016), що є умовою побудови прогнозу на основі тенденції і закономірностей розвитку досліджуваного процесу (явища, об'єкта).

В табл. 3.3.6 наведені фактичні і розраховані на основі відібраного рівняння значення урожайності соняшника та відхилення між ними.

Таблиця 3.3.6 – Порівняння фактичних і вирівняних даних урожайності соняшника

Роки	Фактичні значення урожайності (y), ц/га	Розраховані значення урожайності (\hat{y}), ц/га	Відхилення	
			Абсолютне (гр. 2 – гр. 3), ц/га	(гр.4: гр.2)·100, %
1	2	3	4	5
2007	14,10	14,23	-0,13	-0,94
2008	18,30	18,16	0,14	0,74
2009	20,90	19,39	1,51	7,22
2010	16,80	19,23	-2,43	-14,46
2011	19,50	18,33	1,17	6,00
Середнє значення			1,08	5,87

На рис. 3.3.1 подані фактична і теоретична, на основі відібраного порівняння, криві урожайності насіння соняшника за 2007–2011 рр.

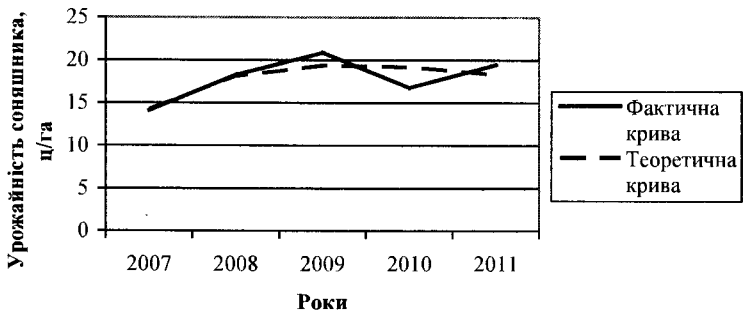


Рисунок 3.3.1 – Фактична і теоретична криві зміни урожайності соняшника

Значне падіння урожайності соняшника у 2010 р. в порівнянні з 2009 р. призвело до нахилу вниз теоретичної кривої, і це незважаючи на фактичне зростання урожайності в 2011 р. Така поведінка теоретичної кривої позначається на результатах прогнозування, що буде проілюстровано згодом.

Для побудови прогнозу урожайності соняшника можна використати декілька методик, зокрема:

➤ на основі статистичних характеристик динамічного ряду: по первинних даних

$$\hat{y}_{n+T} = y_n + \Delta\bar{y} \cdot T; \quad (3.3.4)$$

$$\hat{y}_{n+T} = y_n \cdot \bar{K}_p^T; \quad (3.3.5)$$

по вирівняних на основі відібраного рівняння даних

$$\hat{y}_{n+T} = y_n + \Delta\bar{y} \cdot T; \quad (3.3.6)$$

$$\hat{y}_{n+T} = y_n \cdot \bar{K}_p^T;$$

➤ на основі остаточно відібраного рівняння тренду:

$$\hat{y} = f(t), \quad (3.3.7)$$

де \hat{y}_{n+T} – прогнозне значення показника на t -й період ($t=1; 2; 3; \dots; t$); y_n – кінцеве значення досліджуваного показника «передісторії»; $\Delta\bar{y}$ – середній абсолютний приріст первинних даних; T – період часу, на який складається прогноз; \bar{K}_p – середній коефіцієнт зростання; $\Delta\bar{y}$, \bar{K}_p – зазначені вище показники, однак розраховані на основі вирівняних даних досліджуваного показника.

Вид теоретичної кривої (рис. 3.3.1), що відображає тенденцію зміни урожайності насіння соняшника на основі відібраного за всіма формальними правилами кращого рівняння, дозволяє зі всією очевидністю стверджувати: прогноз, побудований на основі степеневоекспоненціального рівняння відобразатиме безперервне зниження рівня досліджуваного показника у прогнозованому періоді, тобто щорічне пониження рівня урожайності насіння соняшника у Вінницькій області на протязі цілої п'ятирічки (2012–2016 рр.).

Особливості поведінки кривої урожайності соняшника дали підставу використати для побудови прогнозу урожайності соняшникового насіння парне лінійне рівняння, статистичні характеристики якого відповідають встановленим вимогам (табл. 3.3.5).

В табл. 3.3.7 наведені результати прогнозування урожайності насіння соняшника за наведеними вище методами на 2012–2016 рр.

Таблиця 3.3.7 – Результати альтернативних прогнозів рівня урожайності насіння соняшника по Вінницькій області на 2012–2016 рр.

Роки	Формули		Рівняння	$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}$		Рівняння	$y = a_0 + a_1 t$	
	3.3.4	3.3.5	$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}$	Формули		$y = a_0 + a_1 t$	Формули	
				3.3.6	3.3.7		3.3.6	3.3.7
1	2	3	4	5	6	7	8	9
2012	20,85	21,15	17,03	19,36	19,52	20,71	20,43	20,32
2013	22,20	22,92	15,55	20,38	20,79	21,64	21,36	21,17
2014	23,55	24,85	14,01	21,41	22,14	22,57	22,29	22,06
2015	24,90	26,93	12,51	22,43	23,58	23,50	23,22	22,99
2016	26,25	29,20	2,63	23,45	25,11	24,43	24,15	23,95

Як уже і передбачалось, прогноз, побудований на основі відібраного рівняння (гр. 4), виявився неприйнятним.

Звідси можна зробити висновок: канонізація рівняння з кращими статистичними характеристиками, як засобу побудови найоптимальнішого прогнозу, на нашу думку не виправдана.

Вибір кращого рівняння повинен ґрунтуватись на глибокому дослідженні сутності, ретельному аналізі природи зміни досліджуваного показника, попередній побудові графіку цих змін за даними «передісторії».

Водночас варто констатувати, що за винятком єдиного, вищезначеного методу, решта забезпечили цілком прийнятні, близькі за величиною результати прогнозування насіння соняшника.

В таких випадках доцільно передати органам управління всі альтернативні варіанти прогнозів для вибору найприйнятнішого.

Для вибору найбільш надійного і достовірного варіанта прогнозу із низки альтернативних організаторам або замовникам проведення дослідження варто звернути увагу на евристичні методи прогнозування, зокрема, метод комісій, дельфійський метод.

Соняшникове насіння – це тільки сировина, яка використовується для одержання низки продуктів, і насамперед, соняшnikової олії. Виробництво олії здійснюється на олієжировому підприємстві і зокрема на Вінницькому олієжировому комбінаті.

Тому подальші дослідження будуть проведені на основі системи техніко-економічних показників Вінницького олієжирового комбінату.

3.3.2 Функція випуску

Олієжирове виробництво має багато спільного з бурякоцукровим: сезонний характер; переробка однорідної сировини (соняшникове насіння); великий вплив на виробництво готової продукції вмісту корисної речовини (олійності насіння); первинна переробка сировини.

Тому функція випуску в олієжировій промисловості є дзеркальним відображенням функції випуску цукрової промисловості з урахуванням галузевих або виробничих особливостей. Так, через постійну величину виробничої потужності протягом тривалого періоду на досліджуваному підприємстві доцільніше як фактор використати тривалість сезону переробки насіння соняшника.

З огляду на це, функція випуску підприємства олієжирової промисловості може бути представлена таким рівнянням:

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2 + a_3 \ln X_3, \quad (3.3.8)$$

де Y – обсяг виготовленої соняшnikової олії, т; X_1 – обсяг соняшnikового насіння, призначеного для переробки; X_2 – олійність насіння, %; X_3 – тривалість сезону переробки насіння соняшника, діб.

Враховуючи, що у функції 3.3.8 відсутні фактори, оцінені у вартісному вимірі, аналогічно функції випуску цукрової промисловості, побудоване рівняння також вважається ідеальним.

Реалізована на основі даних Вінницького олієжирового комбінату за 1996 – 2011 рр. функція випуску 3.3.8 набула такого вигляду:

$$\ln Y = -5,0588 + 1,0045 \ln X_1 + 1,1109 \ln X_2 - 0,0079 \ln X_3. \quad (3.3.9)$$

Використанню економіко-статистичних моделей в дослідженнях повинна передувати, як це неодноразово зазначалось, перевірка їх на логічну і статистичну адекватність та статистичну надійність (істотність).

Логічна адекватність досліджуваному процесу для багатофакторних рівнянь означає відповідність знаків перед параметрами (a_i) економічно обґрунтованим взаємозв'язкам кожного фактора (x_i) з результативним показником (y).

Прямі зв'язки між обсягом насіння соняшника, призначеного для переробки, та олійністю насіння з обсягом виготовленої продукції цілком обґрунтовані, тому що підвищення (зниження) кожного з пере-

рахованих чинників відповідно призведе до зростання (падіння) обсягу виробництва олії.

Водночас є обґрунтованим і зворотний зв'язок між тривалістю сезону переробки насіння соняшника і обсягом виготовленої соняшникової олії, тому що в процесі зберігання насіння соняшника протікають біохімічні процеси, в результаті чого втрачається не тільки маса зерна соняшника, але і його олійність. Звідси, подовження тривалості сезону переробки насіння соняшника призводить до зростання втрат насіння і олійності й відповідно до зменшення обсягу виготовленої соняшникової олії, і навпаки.

Отож, за фіксованого значення маси насіння соняшника скорочення тривалості виробничого сезону сприяє збільшенню обсягу виготовленої олії в результаті зменшення втрат під час зберігання сировини.

Про статистичну адекватність та істотність рівняння (3.3.9) можна судити з показників, що наведені в табл. 3.3.8.

Таблиця 3.3.8 – Статистичні характеристики функції випуску олієвиробного підприємства

Статистичні характеристики	Умовне позначення	Величина
Множинне кореляційне відношення	η	0,9999
Коефіцієнт детермінації	η^2	0,9998
t-критерій Ст'юдента:		
розрахунковий	$t\eta_p$	966821,15
табличний	$t\eta_t (p = 0,99)$	9,92
Середня помилка апроксимації	$\bar{\varepsilon}$	0,01
F-критерій Фішера:		
розрахунковий	F_p	223278,21
табличний	$F_t (p = 0,99)$	4,29
d-статистика (критерій Дарбіна–Уотсона):		
розрахунковий	d_p	2,26
табличний	$d_T (p = 0,95)$	1,93

Наведене рівняння характеризується високими і надійними статистичними характеристиками. Велике значення множинного кореляційного відношення η , що характеризує тісноту зв'язку між включеними в рівняння факторами x_i і результативним показником y , та незначна величина середньої помилки апроксимації $\bar{\varepsilon}$, що відображає середнє відносне відхилення між фактичними значеннями досліджу-

ваного показника і розрахованими на основі відібраного рівняння, свідчить про статистичну адекватність функції випуску.

До того ж варто додати рівень коефіцієнта детермінації, величина якого показує, що включені в рівняння фактори на 99,98 % визначають обсяг виготовленої соняшникової олії, і лише 0,02 % – невраховані фактори.

Перевищення розрахованих значень відповідного критерію над табличним свідчить про статистичну істотність множинного кореляційного відношення, побудованого рівняння та відсутність автокореляції залишків.

Таким чином, функція випуску (3.3.9) відповідає всім вимогам, а отже, без будь-яких застережень може бути використана для проведення необхідних досліджень.

Відносна ефективність ресурсів, яку в логарифмічних рівняннях відображають коефіцієнти при невідомих a_i , характеризується такими даними: при збільшенні (зменшенні) маси соняшникового насіння, що йде на переробку, на 1 % обсяг виробництва олії також збільшиться (зменшиться) приблизно на 1 %; збільшення (зменшення) тривалості виробничого сезону на 1 %, призведе до скорочення (зростання) виробництва олії на 0,0079 %.

Що ж стосується фактора «олійність насіння» x_2 , то аналогічно цукристості буряків в цукровій промисловості, коефіцієнт еластичності для нього не має конкретного економічного змісту, оскільки він оцінюється у відсотках. В такому випадку коефіцієнт еластичності відображає немовби подвійний відсоток.

Разом з оцінкою відносного впливу окремих факторів на рівень досліджуваного показника, що визначається коефіцієнтом еластичності, в техніко-економічному аналізі вкрай важливо визначити і абсолютний вплив цих же факторів на зміну результативного показника, що досягається за допомогою показника «абсолютна віддача» («додатковий продукт», «гранична продуктивність»).

За результатами розрахунків (формула 2.7.10) абсолютна гранична ефективність ресурсів характеризується такими даними:

$$\frac{\partial y}{\partial x_1} = 0,4354; \quad \frac{\partial y}{\partial x_2} = 855,7440; \quad \frac{\partial y}{\partial x_3} = -1,4597.$$

Із наведених вище даних можна зробити такі висновки: за інших рівних умов в разі збільшення (зменшення) маси переробленого насіння на 1 т кількість виробленої олії відповідно збільшиться (зменшиться) на 0,4354 т; зі збільшенням (зменшенням) олійності насіння соняшника на 1 % обсяг виготовленої продукції збільшиться (зменшиться) на 855,7440 т, нарешті, підвищення (зниження) тривалості виробничого сезону на 1 добу спричинить падіння (підвищення) обсягу виробництва олії на 1,4597 т.

Кожен з факторів, що входить до складу функції випуску (3.3.8), по різному, як це відзначалось раніше, впливає на обсяг виготовленої продукції. Однак, між ними складаються певні співвідношення. Дійсно, виробництва олії може бути збільшено як завдяки зростанню маси переробленого насіння соняшника, так і за рахунок підвищення олійності насіння.

Отож, взаємодіючи в функції випуску фактори в певній мірі взаємозамінні, що означає: одиницю одного ресурсу можна замінити певною кількістю іншого ресурсу (фактора) так, що обсяг продукції при цьому не зміниться.

Як і для цукрової промисловості, функція випуску для олієжирового виробництва в найбільшій мірі відповідає умові взаємозамінності ресурсів.

Економічний зміст факторів, включених у функцію випуску олієжирової промисловості, дозволяє дати реальну інтерпретацію показника граничної норми заміщення.

Гранична норма заміщення між факторами «олійність насіння» та «обсяг насіння»; «тривалість виробничого сезону» та «обсяг насіння» відповідно дорівнюють:

$$\frac{\partial y}{\partial x_2} : \frac{\partial y}{\partial x_1} = -(855,7440 : 0,4354) = -1965,42 ;$$

$$\frac{\partial y}{\partial x_3} : \frac{\partial y}{\partial x_1} = -(-1,4597 : 0,4354) = 3,35 .$$

Розраховані вище показники інтерпретуються таким чином: підвищення олійності насіння по Вінницькому олієжировому комбінату на 1 % рівнозначно додатковій переробці 1965,42 т. насіння соняшника. Іншими

словами, якщо підвищити олійність насіння на 1 %, то можна отримати ту ж кількість олії, скоротивши переробку насіння на 1965,42 т.

Якщо врахувати, що за останнє п'ятиліття (2007–2011 рр.) середня урожайність насіння соняшника у Вінницькій області становила близько 17,84 ц/га, то підвищення олійності насіння на 1 % за фіксованого значення обсягу виробництва дозволить вивільнити з обороту приблизно 1104 га орних земель.

Якщо скоротити тривалість виробничого сезону на 1 добу, то можна отримати фіксований обсяг соняшникової олії, зменшивши переробку насіння соняшника на 3,35 т.

Показники граничної норми заміщення використовуються в управлінні виробництвом для вибору оптимальних планових рішень, підвищення рівня інтенсивності виробництва.

Крім використання в економічному аналізі, насамперед, у факторному функція випуску дозволяє здійснити екстраполяцію даних, тобто побудувати прогноз.

Перевірку можливості і придатності функції випуску для побудови прогнозів можна здійснити на основі методу «прогноз екс-пост». З цією метою наявний динамічний ряд за 1996–2011 рр. поділений на дві частини: 1996–2006 рр. («передісторія») та 2007–2011 рр. – умовно прогнозна. На підставі першої частини («передісторії») формується функція випуску, яка служить основою для побудови прогнозу на 2007–2011 рр.

Побудована за даними «передісторії» функція випуску для Вінницького олієжирового комбінату за 1996 – 2006 рр. має такий вигляд:

$$\ln Y = -5,0621 + 1,0052 \ln X_1 + 1,1106 \ln X_2 - 0,0085 \ln X_3,$$

Умовні позначення рівняння такі як і для функції випуску (3.3.8).

Значення основних статистичних характеристик вищенаведеного рівняння: множинне кореляційне відношення ($\eta = 0,999$); t-критерій Ст'юдента (t_η – розрахунковий 415049,20; t_η – табличний 3,17, $p = 0,99$); F – розрахунковий 1098412,084; F_T табличний становить 26,92 за $P = 0,99$; d-статистика (d_p – розрахунковий 2,30; d_T – табличний 1,97; $p = 0,99$).

Таким чином, побудоване рівняння відзначається високими і надійними статистичними характеристиками, а отже може бути використане для побудови прогнозу.

В таблиці 3.3.9 наведені результати прогнозування на 2007–2011 рр. та оцінка його точності. Результати прогнозування отримані шляхом підставлення в функцію випуску за «передісторією» фактичних даних факторів за кожен рік періоду 2007–2011 рр.

Шляхом зіставлення фактичних даних за 2007–2011 рр. і прогнозованих за цей період можна оцінити точність прогнозу (табл. 3.3.9).

Таблиця 3.3.9 – Оцінка точності прогнозу, складеного на основі «передісторії» за 1996–2006 рр.

Роки	Фактичне значення виробництва олії, т	Прогнозне значення виробництва олії, т	Відхилення	
			Абсолютне (гр. 2 – гр. 3), т	Відносне (гр. 4 : гр. 1) × 100, %
1	2	3	4	5
2007	64178,0	64227,6	-49,6	-0,08
2008	57504,0	57589,6	-85,6	-0,15
2009	94025,0	94130,4	-105,4	-0,11
2010	95891,0	96025,7	-134,7	-0,14
2011	115732	115768,1	-36,1	-0,03
Разом	–	–	411,4	0,51
Середнє значення	–	–	82,3	0,10

Рівень відносного відхилення прогнозного значення виробництва олії від фактичного свідчить про високу точність прогнозу не тільки у середньому за п'ятиріччя, але і за кожен рік.

Це, окрім іншого, свідчить про науково обгрунтований вибір факторів, що формують функцію випуску олієжирової промисловості.

За наявності прогнозних значень величин факторних ознак можна на основі функції випуску (3.3.9) побудувати прогноз виробництва соняшникової олії за межами 2011 року.

Для отримання прогнозних значень факторних ознак в олієжировій промисловості варто скористатись досвідом одержання оперативної інформації про масу кореня та його цукристість в цукровій промисловості з врахуванням особливостей соняшникового насіння.

Наявність таких даних дозволяє отримати оперативну інформацію про очікувані значення показників, що визначають результати виробничої діяльності, вкрай необхідних в оперативному та поточному управлінні.

3.3.3 Функція продуктивності праці

На сучасному етапі для здійснення факторного аналізу продуктивності праці використовується переважно метод ланцюгових підставок та його похідні (модифікації) – метод відносних і абсолютних різниць, індексний метод тощо.

Зазначені прийоми вирізняються простотою, функціональною залежністю між факторами та результативним показником, універсальністю.

Не заперечуючи доцільності використання вищезазначених прийомів, необхідно також розширити методичний апарат факторного аналізу за рахунок економіко-статистичних моделей.

З огляду на вищевикладене, розглянемо методику проведення факторного аналізу продуктивності праці за даними Вінницького олієжирового комбінату.

Побудові й аналізу економіко-статистичної моделі передує відбір досліджуваного показника та вибір факторів, що визначають його рівень. Продуктивність праці може оцінюватись різними показниками – натуральними, умовно-натуральними, трудовими, вартісними. Те саме стосується і факторних ознак.

Вибір зазначених елементів моделі здійснювався з урахуванням особливостей виробництва олії з насіння соняшника, серед яких високий рівень матеріаломісткості виробництва (витрати на сировину в складі собівартості 1 т рослинної олії становлять 75–80 %); однорідність сировини (насіння соняшника займає 90–95 % в структурі переробки); вплив на результати діяльності підприємства олійності насіння, про що вже зазначалось; показник виходу продукції (ступінь вилучення олії із олієвмісної сировини); псування сировини при зберіганні тощо.

Найбільш відповідальним і складним етапом економіко-статистичного моделювання є встановлення математичної форми зв'язку, тобто вибір і обґрунтування виду рівняння. Серед усього різноманіття рівнянь необхідно відібрати те, що відповідатиме таким вимогам:

➤ у модель повинні входити показники, які можна кількісно виміряти;

➤ модель повинна бути порівняно простою для реалізації та зручною для розрахунку ряду додаткових параметрів, які мають чітко окреслений економічний зміст, та інтерпретація яких значно підвищує аналітичні властивості моделей.

Названим вимогам в найбільшій мірі відповідають лінійні, степеневі та логарифмічні рівняння.

Для дослідження продуктивності праці відібране лінійне рівняння, яке в загальному вигляді може бути представлене такою моделлю:

$$y = a_0 + \sum_{i=1}^m a_i x_i, \quad (3.3.10)$$

де y – рівень продуктивності праці; a_0 , a_i – параметри рівняння; x_i – відповідний фактор впливу на продуктивність праці; i – номер фактора, $i=1,2,3,\dots$; m – загальна кількість факторів впливу.

З врахуванням відібраних факторів рівняння (3.3.10) набуває такого вигляду:

$$y = a_0 + a_1 x_1 + a_2 x_2 + a_3 x_3 + a_4 x_4, \quad (3.3.11)$$

де y – виробіток соняшникової олії одним робітником, т/особу; x_1 – обсяг переробленого насіння, т; x_2 – коефіцієнт заводу, %; x_3 – фондвіддача за активною частиною основних фондів, т/тис. грн; x_4 – тривалість виробничого сезону, діб.

Особливість галузі дозволяє оцінити показники моделі (3.3.11) переважно у натуральних одиницях виміру, чим нівелюється вплив зміни цін на основні фактори, що визначають рівень досліджуваного показника – продуктивність праці. Це значно спрощує проведення розрахунків, і водночас підвищує обґрунтованість одержаних результатів.

Коефіцієнт заводу – це показник, що дозволяє оцінити ефективність використання сировини. Він розраховується як співвідношення між виходом олії та олійністю насіння, яке надходило на переробку.

Таким чином, у функцію продуктивності праці як фактори включені показники, що характеризують обсяг і ступінь використання сировини, що для сировинноємного виробництва вкрай суттєво, ступінь використання основних засобів і тривалість виробничого сезону, яка є важливим фактором для сезонного виробництва.

Відсутність фондоозброєності праці в рівнянні (3.3.11), яка суттєво впливає на рівень продуктивності праці та на перший погляд повинна бути включена в рівняння, пояснюється тим, що добуток фондодовіддачі і фондоозброєності дорівнює продуктивності праці, а тому їх сумісне використання позбавлене всякого сенсу. Крім того, враховуючи особливості технології виготовлення соняшникової олії (метод екстрагування), де виробництво базується переважно на машинних і апаратних процесах з рівнем механізації робіт в межах 92-95 %, чисельність персоналу не справляє суттєвого впливу на питомий виробіток продукції.

Після розрахунку параметрів модель (3.3.11) набула такого вигляду:

$$y = -4236,59 + 0,0043x_1 + 43,54x_2 + 10,98x_3 - 0,4059x_4, \quad (3.3.12)$$

Модель (3.3.12) логічно адекватна, оскільки знаки при невідомих відповідають науково обґрунтованому змісту взаємозв'язків кожного фактора x_i і досліджуваного показника y . Дійсно, за інших рівних умов, зростання обсягу переробленого насіння, коефіцієнта заводу і фондодовіддачі сприяють підвищенню рівня продуктивності праці. Тому додатні при цих факторах цілком обґрунтовані.

Від'ємний знак при факторі x_4 (тривалість виробничого сезону) пояснюється особливістю галузі. В процесі зберігання насіння соняшника погіршуються його технологічні властивості, що врешті-решт знижує вихід олії з одиниці сировини. Тому за інших рівних умов подовження виробничого сезону неодмінно призведе до скорочення обсягу виробництва продукції і, як наслідок, зниження продуктивності праці. Таким чином, між тривалістю виробничого сезону і продуктивністю праці, за інших рівних умов, існує зворотній зв'язок, чим і пояснюється від'ємний знак при факторі x_4 .

Статистична адекватність і надійність рівняння (3.3.12) підтверджується такими характеристиками.

Множинний лінійний коефіцієнт кореляції R складає 0,992, що свідчить про високу щільність зв'язку між факторами та результативним показником. Адекватність рівняння підтверджує також відносно невелике значення середньої помилки апроксимації ($\bar{\varepsilon} = 8,5\%$).

Статистична надійність множинного лінійного коефіцієнта кореляції та самого рівняння оцінюється відповідно за t -критерієм Ст'юдента t та F -критерієм Фішера F . Відомо, що розрахункові значення вказаних критеріїв (t_p , F_p) повинні бути більшими за табличні (t_T , F_T).

Згідно з розрахунками $t_p = 162,36$; $F_p = 39,37$. Табличні значення за ймовірності 0,99 становлять відповідно $t_T = 3,11$; $F_T = 4,88$. Отож, з ймовірністю 99 % можна стверджувати, що множинний лінійний коефіцієнт кореляції і саме рівняння є статистично значущими, оскільки розрахункові значення критеріїв більші табличних.

Про відсутність (наявність) автокореляції залишків можна судити зі значень розрахункової величини d -статистики (d_p) та табличних значеннях (d_T): $d_p = 2,25$; за $p = 0,95$, $d_T = 1,93$, тобто $d_p > d_T$. Таким чином, з ймовірністю 95 % можна стверджувати про відсутність автокореляції залишків.

Переконавшись у логічній і статистичній адекватності рівняння, можна приступити до проведення економічних досліджень, зокрема, факторного аналізу.

Коефіцієнт детермінації ($R^2 = 0,984$) свідчить, що включені у рівняння фактори на 98,4 % визначають зміну досліджуваного показника – продуктивності праці, а не враховані фактори – лише 1,6.

Коефіцієнти при невідомих в лінійних рівняннях (a_i) – коефіцієнти регресії показують, на скільки одиниць змінюється результативний показник (y) зі зміною певного фактора (x_i) на одну одиницю за умови фіксованого значення інших факторів. Отже, зі збільшенням (зменшенням) обсягу переробленого насіння соняшника на 1 т продуктивність праці підвищиться (зменшиться) на 0,0043 т олії на одного робітника; в результаті збільшення (зменшення) коефіцієнта заводу на 1 % продуктивність праці виросте (знизиться) на 43,54 т олії на одного робітника; зростання (зниження) фондів за активною частиною основних засобів на 1 т/тис. грн сприятиме зростанню (зниженню) продуктивності праці на 10,98 т олії на одного робітника; нарешті при збільшенні (зменшенні) тривалості виробничого сезону на 1 добу продуктивність праці знизиться (зросте) на 0,4059 т олії на одного робітника.

Еластичність продуктивності праці за окремим чинником, що оцінюється на основі коефіцієнта еластичності, дозволяє зробити висновки про відносну ефективність ресурсів, які визначають рівень досліджуваного показника.

Для лінійного рівняння коефіцієнт еластичності розраховується за формулою

$$E_i = a_i \cdot \frac{\bar{x}_i}{\bar{y}}. \quad (3.3.13)$$

Згідно з розрахунками: $E_1 = 0,9674 \%$; $E_3 = 0,2167 \%$; $E_4 = -0,2250 \%$.

Отож, за фіксованого значення інших факторів, що входять в модель (3.3.12), зі зростанням (зниженням) обсягу переробленого насіння соняшника на 1 % продуктивність праці відповідно підвищиться (знизиться) майже на 0,97 %; підвищення (зниження) фондovіддачі на 1 % призведе до збільшення (падіння) продуктивності праці майже на 0,22 %; подовження (скорочення) тривалості виробничого сезону на 1 % призведе до зниження (підвищення) продуктивності праці майже на 0,23 %.

Щодо фактора x_2 (коефіцієнт заводу), то оскільки він вимірюється у відсотках, значення коефіцієнта еластичності позбавлене конкретного економічного змісту, про що вже йшла мова в дослідженнях окремих показників цукрової промисловості, наприклад, цукристості буряків, виходу цукру.

Фактори, що входять у рівняння (3.3.12), в певній мірі взаємозамінні, зокрема, можна виділити такі пари взаємозамінних факторів: «коефіцієнт заводу» – «обсяг переробленого насіння»; «тривалість виробничого сезону» – «обсяг переробленого насіння».

Гранична норма заміщення для перерахованих пар відповідно дорівнює:

$$\frac{a_2}{a_1} = -\frac{43,54}{0,0043} = -10125,6 \text{ т}; \quad (3.3.14)$$

$$\frac{a_4}{a_1} = -\frac{0,4059}{0,0043} = -94,4 \text{ т}. \quad (3.3.15)$$

Відповідно до проведених розрахунків, зростання коефіцієнта заводу на 1 % рівнозначне, щодо рівня продуктивності праці, додатковій переробці 10125,6 т насіння соняшника.

Скорочення тривалості виробничого сезону на 1 добу рівнозначне додатковій переробці 94,4 т соняшника.

Використання економіко-статистичних моделей у факторному економічному аналізі не обмежується лише оцінкою абсолютного і відносного впливу факторів на рівень результативного показника, граничної норми заміщення.

Отримані коефіцієнти регресії дають можливість провести порівняльний міжзаводський аналіз, що дозволяє проілюструвати, за рахунок яких факторів і якою мірою відрізняються досліджувані показники на різних підприємствах відповідного виду діяльності [5].

Оскільки побудована модель (3.3.12) ґрунтується не на просторових даних, а на динамічних рядах, нижче наведена методика порівняльного аналізу продуктивності праці за два періоди – кінцевий і початковий періоди динамічного ряду. Для проведення порівняльного факторного аналізу використовується така залежність:

$$\Delta y_{x_i} = a_i \cdot (x_{ij} - x_{ik}). \quad (3.3.16)$$

Наведена залежність дозволяє встановити ефект від дії i -го фактора при порівнянні його значень в j -му та k -му періодах.

Позначимо:

x_{io} – значення i -го фактора за базисний період;

x_{in} – значення i -го фактора за поточний період;

y_o, y_n – значення продуктивності праці відповідно у базисному і кінцевому періодах динамічного ряду.

Загальне відхилення продуктивності праці за досліджуваний період становить:

$$\Delta y = y_n - y_o = 607,365 - 158,914 = 448,45 \text{ т/особу,}$$

в тому числі за рахунок змін:

а) обсягу переробленого насіння соняшника

$$\Delta y_{x_1} = a_1 \times (x_{1n} - x_{1o}) = 0,0043 \cdot (125736 - 38064) = 376,99 \text{ т/особу;}$$

б) коефіцієнта заводу

$$\Delta y_{x_2} = a_2 \times (x_{2n} - x_{2o}) = 43,54 \cdot (98,0 - 97,5) = 21,77 \text{ т/особу;}$$

в) фондівддачі за активною частиною основних засобів

$$\Delta y_{x_3} = a_3 \times (x_{3n} - x_{3o}) = 10,98 \cdot (11,31 - 3,10) = 90,16 \text{ т/особу};$$

г) тривалості виробничого сезону

$$\Delta y_{x_4} = a_4 \times (x_{4n} - x_{4o}) = -0,4059 \cdot (253 - 170) = -33,69 \text{ т/особу}.$$

Перевірка результатів факторного аналізу:

$$\sum \Delta y_{x_i} = \Delta y_{x_1} + \Delta y_{x_2} + \Delta y_{x_3} + \Delta y_{x_4} = 376,99 + 21,77 + 90,16 - 33,69 = 455,23 \text{ т/особу}.$$

Формально $\Delta y = \sum \Delta y_{x_i}$. Похибка – 6,78 т/особу (455,23–448,45), що складає 1,5 %, зумовлена округленням даних, а також дією неврахованих факторів.

Скориставшись правилами, що прийняті в обліку і статистиці, можна скорегувати похибку за рахунок найвпливовішого фактора – об'єму переробленого насіння соняшника.

Отож, продуктивність праці у останньому році динамічного ряду в порівнянні з базисним роком виросла на 448,45 т/особу. Це сталося за рахунок:

- 1) зростання обсягу переробленого насіння соняшника на 376,99 т/особу;
- 2) підвищення коефіцієнта заводу на 21,77 т/особу;
- 3) підвищення ефективності використання активної частини основних засобів на 90,16 т/особу.

Зростання тривалості виробничого сезону на 83 дні призвело до падіння продуктивності праці на 33,69 т/особу.

Розглядуваний метод проведення факторного аналізу дозволяє підняти економічні дослідження на якісно новий рівень, розширити можливості аналітичної методології.

3.3.4 Функція тривалості виробничого сезону

Тривалість виробничого сезону, як неодноразово зазначалось, в силу особливості сировини – насіння соняшника, чинить значний вплив на кінцеві виробничі результати діяльності підприємств олієжирової промисловості.

З огляду на це дослідження тривалості виробничого сезону і, насамперед, оцінка факторів, що визначають її рівень, має суттєве значення в управлінні виробництвом.

Побудована за даними 1996–2011 рр. функція тривалості виробничого сезону по досліджуваному підприємству представлена таким рівнянням:

$$\ln Y = 3,0372 + 0,6446 \ln X_1 - 0,4184 \ln X_2, \quad (3.3.17)$$

де Y – тривалість виробничого сезону (тривалість сезону переробки насіння соняшника), діб; x_1 – обсяг соняшникового насіння, призначеного для переробки, т; x_2 – виробнича потужність.

Рівняння (3.3.17) логічно адекватне, оскільки знаки при невідомих відповідають природі взаємозв'язків між факторами і досліджуваним показником. Дійсно, за незмінної потужності підприємства, зростання обсягу соняшникового насіння призведе до подовження тривалості виробничого сезону, і навпаки, зменшення обсягу соняшникового насіння, призначеного для переробки, призведе до скорочення тривалості виробничого сезону, тобто взаємозв'язок прямий.

Що ж стосується виробничої потужності, то від'ємний знак також цілком виправданий, бо нарощування потужності сприяє скороченню тривалості виробничого сезону; зменшення ж потужності призведе до подовження тривалості виробничого сезону. Звідси, зв'язок між виробничою потужністю та тривалістю виробничого сезону зворотній.

Про статистичну адекватність та надійність рівняння (3.3.17) свідчать такі дані: множинне кореляційне відношення – $\eta = 0,968$, середня помилка апроксимації – $\bar{\varepsilon} = 1,97\%$, $t_{\eta_p} = 55,41$ ($t_{\eta} = 9,92$ за $P = 0,99$), $F_p = 13,76$ ($F_T = 5,42$ за $P = 0,99$), $d_p = 1,95$ ($d_T = 0,93$ за $P = 0,95$).

Зіставлення розрахункових і табличних значень критеріїв свідчить про статистичну істотність множинного кореляційного відношення (η), власне самого рівняння та відсутність автокореляції залишків. Значення множинного кореляційного відношення (η) та середньої помилки апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) показують, що побудоване рівняння має високі статистичні характеристики.

Еластичність тривалості виробничого сезону за окремими чинниками дозволяє зробити такі висновки: за незмінності виробничої потужності зростання обсягу соняшникового насіння на 1 %, призведе до збільшення тривалості виробничого сезону на 0,64 %; за незмінності обсягу соняшникового насіння зростання виробничої потужності на 1 % скоротить тривалість виробничого сезону на 0,42 %.

Показник абсолютної ефективності ресурсів – гранична продуктивність дозволяє зробити такі висновки: зростання обсягу соняшникового насіння на 1 т спричинить збільшення тривалості виробничого сезону на 0,0015 доби; збільшення виробничої потужності на 1 т призведе до скорочення тривалості виробничого сезону на 0,0004 доби.

Наведені вище показники можуть бути використані для розробки планів виробництва, обґрунтування планових рішень, вибору на цій основі оптимального управлінського рішення.

3.3.5 Функція виходу соняшникової олії

Вихід соняшникової олії з одиниці переробленої сировини – один із найважливіших показників, який багато в чому визначає результати виробничо-господарської діяльності як окремого підприємства, так і галузі в цілому. З огляду на це, життя актуалізує необхідність визначити і оцінити фактори, які впливають на рівень виходу соняшникової олії, використавши для цього сучасний методичний інструментарій.

Вихід олії обумовлений дією різних факторів – кількісних і якісних, основних і другорядних.

З огляду на особливості олієжирового виробництва можна прийти до висновку, що на рівень виходу олії впливає в основному два фактори: олійність насіння соняшника та тривалість виробничого сезону, тобто

$$y = f(x_1, x_2), \quad (3.3.18)$$

де y – вихід олії, %; x_1 – олійність соняшникового насіння, %; x_2 – тривалість виробничого сезону, днів.

Залежність (3.3.18) реалізована як логарифмічна модель

$$\ln Y = a_0 + a_1 \ln X_1 + a_2 \ln X_2. \quad (3.3.19)$$

Наповнене реальними даними за 1996–2011рр. рівняння (3.3.19) набуло такого кінцевого вигляду:

$$\ln Y = -0,4079 + 1,1016 \ln X_1 - 0,0002 \ln X_2. \quad (3.3.20)$$

Рівняння (3.3.20) логічно адекватне, про що свідчать відповідність знаків при факторах x , природі взаємозв'язків останніх з досліджуваним показником y .

Статистична адекватність і надійність побудованого рівняння підтверджується такими даними: множинне кореляційне відношення – $\eta=0,999$, середня помилка апроксимації $\bar{\varepsilon}=0,06\%$; $t_{\eta_p} = 1861,93$ ($t_{\eta_r}=2,95$ за $P = 0,99$), $F_p = 447,99$ ($F_r = 3,85$ за $P = 0,99$), $d_p = 1,95$ ($d_r = 1,73$ за $P = 0,95$).

Коефіцієнт детермінації $\eta^2 = 0,998$, що означає: включені в рівняння (3.3.20) фактори на 99,8 % визначають зміни виходу олії, решта неврахованих факторів – всього 0,2 %.

Рівняння (3.3.19) можна використати для побудови прогнозу виходу олії, скориставшись прийомом «прогноз експост».

З цією метою досліджуваний період 1996–2011 рр. поділяється на 2 частини. Перша частина («передісторія»), на основі якої будується прогнозне рівняння, охоплює 1996–2006 рр. На базі отриманого рівняння складається прогноз на 2007–2011 рр.

Шляхом порівняння прогнозних значень виходу олії з фактичною інформацією другої частини інформаційного масиву можна оцінити точність результатів прогнозування.

Побудована за даними 1996–2006 рр. функція виходу олії має такий вигляд:

$$\ln Y = -0,4302 + 1,1086 \ln X_1 - 0,0011 \ln X_2. \quad (3.3.21)$$

Характеристики рівняння (3.3.21): множинне кореляційне відношення – $\eta = 0,999$, середня помилка апроксимації – $\bar{\varepsilon} = 0,06\%$, $t_{\eta_p}=1408,27$ ($t_{\eta_r}=3,17$ за $P=0,99$), $F_p = 398,72$ ($F_r = 6,71$ за $P = 0,99$), $d_p=1,61$ ($d_r=1,54$ за $P = 0,95$).

Таким чином, рівняння (3.3.21) відповідає всім вимогам, а тому може бути використане для проведення дослідження.

В табл. 3.3.10 наведені результати прогнозування виходу олії, %.

Прогноз виходу олії відзначається високою точністю, про що свідчить незначна величина середнього відносного відхилення прогнозних значень досліджуваного показника від фактичних.

Зауважимо, що максимальне відхилення сталось у 2011 р., що вплинуло на середній результат.

Таблиця 3.3.10 – Результати прогнозування виходу олії, %.

Роки	Фактичні значення виходу олії, % (y)	Прогнозні значення виходу олії, % (\hat{y})	Абсолютне відхилення, % (гр.2–гр.3)
2007	45,09	45,10	-0,01
2008	44,30	44,30	-
2009	43,93	43,90	0,03
2010	44,49	44,45	0,04
2011	43,81	43,70	0,11
Разом	-	-	0,19
Середнє значення	-	-	0,04

Висока точність прогнозу виробництва олії (див. табл. 3.3.9) та виходу олії (3.3.10) показує, що в галузі є значні потенційні можливості посилення прогностичної складової системи управління виробництвом.

3.4 Оренда земельних ділянок

Стабільність розвитку сільського господарства України залежить від кардинальних змін у земельних і майнових відносинах, а саме, переходу державних і колективних форм власності на землю та засоби виробництва до приватних форм. Необхідність цих змін зумовила процес реформування колективних сільськогосподарських підприємств (КСП) і створення нових організаційних форм господарювання: господарських товариств, приватно-орендних підприємств, сільськогосподарських виробничих кооперативів, фермерських господарств. Переважна більшість новостворених агроформувань заснована на орендних засадах об'єднання власників земельних і майнових паїв та використанні найманої праці орендодавців.

Орендна плата є ключовим чинником, що характеризує розвиток орендних земельних відносин, та основним приводом для суперечок між суб'єктами договору оренди. Величина орендної плати регламентується офіційними документами [55, 56].

3.4.1 Факторний аналіз рівня орендної плати

З огляду на вищевикладене, нижче наведений факторний аналіз величини орендної плати.

Рівень орендної плати залежить від низки кількісних і якісних чинників, відбір яких здійснюється на стадії ретельного аналізу змісту, природи досліджуваного процесу (явища, об'єкта). В результаті запропонована така факторна модель орендної плати:

$$y = a + a_1x_1 + a_2x_2 + a_3x_3 + a_4x_4, \quad (3.4.1)$$

де y – величина орендної плати, грн/га; x_1 – нормативна грошова оцінка, грн/га; x_2 – термін оренди (за договором оренди), роки; x_3 – площа землі, здатної в оренду, тис. га; x_4 – середній розмір відсотка орендної плати, що виплачена у Вінницькій області за рік, %.

Окрім включених в модель (3.4.1) факторів, на рівень орендної плати впливають інші чинники, зокрема досконалість законодавчої бази, якість землі, місце розташування земельної ділянки, природно-кліматичні умови зони (регіону) тощо. Однак більшість із зазначених показників не мають кількісної ознаки, а тому не можуть бути включені в склад досліджуваної моделі, тому що апарат дослідження ґрунтується лише на кількісному визначенні факторіальних показників.

Після реалізації за даними Вінницької області рівняння (3.4.1) набуло такого вигляду:

$$y = -653,6 + 0,031x_1 - 13,839x_2 + 0,423x_3 + 104,475x_4. \quad (3.4.2)$$

Як уже неодноразово зазначалось, будь-яка побудована модель повинна пройти ретельну перевірку на логічну і статистичну адекватність й статистичну істотність (надійність).

Знаки при невідомих (x_i) відповідають природі взаємозв'язків кожного фактора (x_i) з досліджуваним показником (y).

В табл. (3.4.1) наведена система статистичних характеристик рівняння (3.4.2).

Таблиця 3.4.1 – Статистичні характеристики моделі

Назва статистичних характеристик	Умовне позначення	Величина
Множинний лінійний коефіцієнт кореляції	R	0,999
t-критерій Ст'юдента: розрахунковий табличний	t_R t_{Rp} t_{Rt}	1138,90 4,3 ($P = 0,99$)
F-критерій Фішера: розрахунковий табличний	F F_p F_T	227,48 10,97 ($P = 0,99$)
d-статистика: розрахункова таблична	d d_p d_T	3,65 2,21 ($P = 0,95$)
Середня помилка апроксимації, %	$\bar{\varepsilon}$	0,94

Отож, значення множинного лінійного коефіцієнта кореляції (R) та середньої помилки апроксимації ($\bar{\epsilon}$) свідчать відповідно про високу щільність зв'язку між відібраними факторами і величиною орендної плати та незначними відхиленнями між фактичним значенням орендної плати та розрахованим на підставі рівняння (3.4.2).

Перевищення фактичних значень критеріїв над табличними показує, що множинний лінійний коефіцієнт кореляції та побудоване рівняння статистично істотні, а також, що відсутня автокореляція залишків.

Коефіцієнт при невідомих (a_i) в лінійних рівняннях дають можливість оцінити абсолютну ефективність факторів.

Так, за інших рівних умов зі збільшенням нормативної грошової оцінки на 1 грн орендна плата зростає на 0,031 грн; збільшення середнього терміну оренди на 1 рік призведе до зменшення орендної плати на 13,839 грн; збільшення площі землі, зданої в оренду, на 1 тис. га підвищить орендну плату на 0,423 грн; збільшення середнього розміру відсотка орендної плати на 1 % призведе до зростання орендної плати на 104,475 грн.

Оскільки показники рівняння (3.4.2) оцінені в різних одиницях виміру, то для усунення різномірності розраховується коефіцієнт еластичності, який характеризує відносний ефект чинників моделі.

Обчислені коефіцієнти еластичності дозволяють зробити такі висновки: за фіксованого значення інших факторів, зі зміною на 1 % нормативної грошової оцінки землі, орендна плата зміниться приблизно на 1,8 %, зі зміною середнього терміну оренди на 1 % орендна плата зміниться на 0,45 %; а зі зміною площі землі, зданої в оренду на 1 %, орендна плата зміниться на 2,25 %. Що ж стосується фактора x_4 , то обчислення значення коефіцієнта еластичності для нього позбавлене економічного змісту, оскільки він вимірюється у відсотках.

Оцінка загальної зміни результативного показника за весь досліджуваний період та вплив на ці зміни кожного фактора здійснюється за такою формулою:

$$\Delta y_{x_i} = a_i(x_{i_n} - x_{i_0}), \quad (3.4.3)$$

де a_i – коефіцієнт регресії для i -го фактора; n та 0 – порядкові індекси, що характеризують відповідно кінець і початок досліджуваного періоду.

Загальна зміна орендної плати за весь період спостереження становить

$$\Delta y = (y_n - y_0) = 280,0 - 134,2 = 145,8 \text{ грн / га,}$$

в тому числі за рахунок змін:

а) нормативної грошової оцінки

$$\Delta y_{x_1} = a_1(x_{1n} - x_{1o}) = 0,031(12006 - 9742) = 70,2 \text{ грн / га};$$

б) середнього періоду оренди

$$\Delta y_{x_2} = a_2(x_{2n} - x_{2o}) = -13,839(6,92 - 4,46) = -34,01 \text{ грн / га};$$

в) площі землі зданої в оренду

$$\Delta y_{x_3} = a_3(x_{3n} - x_{3o}) = 0,423(975 - 1001) = -11,0 \text{ грн / га};$$

г) середнього розміру відсотка орендної плати

$$\Delta y_{x_4} = a_4(x_{4n} - x_{4o}) = 104,475(2,40 - 1,24) = 121,2 \text{ грн / га}.$$

Сукупний вплив всіх факторів:

$$\begin{aligned} \Delta y &= \Delta y_{x_1} + \Delta y_{x_2} + \Delta y_{x_3} + \Delta y_{x_4} = 70,2 + (-34,01) + (-11,0) + 121,2 = \\ &= 146,4 \text{ грн / га}. \end{aligned}$$

Отже, між загальним відхиленням фактичних даних (145,8 грн/га) та сукупним впливом усіх факторів (146,4 грн/га) має місце похибка у 0,6 грн/га, що зумовлена округленням даних, а також дією неврахованих факторів.

3.4.2 Дослідження тенденції та прогнозування величини орендної плати

Одним з першочергових етапів обробки даних статистичного спостереження є групування, яке дозволяє, з одного боку, узагальнити й систематизувати первинний статистичний матеріал для повної та всебічної характеристики як сукупності в цілому, так і окремих її складових, а, з іншого – простежити і виявити певні тенденції та закономірності розвитку досліджуваного явища (процесу, об'єкта). Групування за розміром орендної плати у досліджуваному періоді (2004–2011 рр.) здійснюється у відповідності до прийнятої у статистичній науці процедури.

Для побудови інтервального групування з рівними інтервалами визначають величину інтервалу (i) та кількість груп або рядків таблиці (K):

$$i = \frac{x_{\max} - x_{\min}}{K} = \frac{R}{K}; \quad (3.4.4)$$

$$K = 1 + 3,322 \lg n, \quad (3.4.5)$$

де i – величина інтервалу; K – кількість груп; R – розмах варіації $R = x_{\max} - x_{\min}$; x_{\max} , x_{\min} – відповідно максимальне і мінімальне значення показників у сукупності даних; n – кількість одиниць сукупності.

Оскільки кількість одиниць сукупності залишилась незмінною за весь період ($n = 28$), то за формулою (3.4.5) $K = 1 + 3,322 \lg 28 = 6$.

Результати групування розміру орендної плати за землю у Вінницькій області протягом 2004–2011 рр. наведені в табл. 3.4.2, де використовуються такі позначення: x – орендна плата, грн./га; f – кількість районів.

Аналіз даних таблиці 3.4.2 дозволяє зробити певні висновки щодо тенденції зміни величини досліджуваного показника. Так, за винятком 2006 р. спостерігається постійне зростання орендної плати для всіх груп. Особливо це помітно у 2008–2011 рр.

Таблиця 3.4.2 – Розподіл районів Вінницької області за розміром орендної плати у 2004–2011 роках (грн./га)*

Роки, i^{**}	Розмір орендної плати, x	Число районів, f	Роки, i^*	Розмір орендної плати, x	Число районів, f
2004 19,85	52,76–72,61	1	2008 43,26	128,96–172,22	11
	72,61–92,46	–		172,22–215,48	7
	92,46–112,31	6		215,48–258,74	4
	112,31–132,16	6		258,74–302,00	3
	132,16–152,01	9		302,00–345,26	–
	152,01–171,83***	6		345,26–388,52	3
Разом		28			28
2005 14,17	101,83–116,00	5	2009 49,54	150,07–199,61	5
	116,00–130,17	7		199,61–249,15	6
	130,17–144,34	5		249,15–298,69	6
	144,34–158,51	5		298,69–348,23	4
	158,51–172,68	5		348,23–397,77	5
	172,68–186,85***	1		397,77–447,30	2
Разом		28			28
2006 20,79	67,83–88,62	1	2010 51,70	184,49–236,19	4
	88,62–109,41	–		236,19–287,89	3
	109,41–130,20	10		287,89–339,59	6
	130,20–150,99	10		339,59–391,29	8
	150,99–171,78	4		391,29–442,99	5
	171,78–192,60***	3		442,99–494,70	2
Разом		28			28
2007 14,89	103,00–117,89	2	2011 43,49	233,75–277,24	4
	117,89–132,78	7		277,24–320,73	1
	132,78–147,67	7		320,73–364,22	10
	144,67–162,56	7		364,22–407,71	7
	162,56–177,45	3		407,71–451,20	4
	177,45–192,33***	2		451,20–494,70	2
Разом		28			28

Примітки: * – побудовано автором за даними управління земельних ресурсів Вінницької області; ** – величина інтервалу; *** – верхня межа останнього інтервалу за кожний рік округлена до максимального фактичного значення орендної плати у певному році.

В процесі розвитку явищ (процесів, об'єктів) змінюються їх окремі параметри. З метою виявлення і вимірювання цих змін формуються динамічні ряди, результати дослідження яких доповнюють і розширюють аналіз досягнутих результатів групування.

В табл. 3.4.3 наведені значення базових показників динаміки орендної плати для окремих районів та Вінницької області у цілому. Для оцінки коливності рядів динаміки використані показники варіації – коефіцієнт варіації та розмах варіації.

Таблиця 3.4.3 – Оцінка базових показників динаміки та варіації орендної плати за 1 га земель сільськогосподарського призначення*

Роки	Вінницька область				Томашпільський район				Тростянецький район			
	у, грн	Δy_{abs}	T_p	$\Delta y_{1\%}$	у, грн	Δy_{abs}	T_p	$\Delta y_{1\%}$	у, грн	Δy_{abs}	T_p	$\Delta y_{1\%}$
1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
2004	136,18	–	100,0	–	119,83	–	100,0	–	132,49	–	100,0	–
2005	141,01	4,83	103,50	1,36	126,54	6,71	105,60	1,20	133,20	0,71	100,50	1,32
2006	145,49	9,31	106,80	1,41	129,89	10,06	108,40	1,27	145,09	12,60	109,50	1,33
2007	148,98	12,80	109,40	1,45	137,75	17,92	114,90	1,30	149,38	16,89	112,70	1,45
2008	215,51	79,33	158,30	1,49	148,63	28,80	124,00	1,38	296,70	164,21	223,90	1,49
2009	280,00	143,82	205,60	2,16	181,71	61,88	151,60	1,49	377,80	245,31	285,20	2,97
2010	342,66	206,48	251,60	2,80	215,61	95,78	179,90	1,82	423,17	290,68	319,40	3,78
2011	356,86	220,68	262,10	3,43	237,01	117,18	197,80	2,16	423,17	290,68	319,40	4,23
Середні значення:												
2004–2011	220,84	31,53	114,80	2,13	162,12	16,74	110,20	1,64	260,13	41,53	118,00	2,31
2004–2007	142,92	4,27	103,00	1,42	128,50	5,97	104,70	1,27	140,04	5,63	104,10	1,37
2007–2011	268,80	51,97	124,40	2,13	184,14	24,82	114,50	1,71	334,04	68,44	129,70	2,30
Коефіцієнт варіації:												
2004–2011	42,4				27,3				51,6			
2004–2007	3,9				5,8				6,1			
2007–2011	32,5				23,0				34,6			
Розмах варіації:												
2004–2011	220,68				117,18				290,68			
2004–2007	12,80				17,92				16,89			
2007–2011	207,88				99,26				273,79			

В таблиці 3.4.3 наведені показники розраховуються такими формулами.

- Абсолютний приріст:

$$\text{а) базисний } \Delta y = y_i - y_0; \quad (3.4.6);$$

$$\text{б) середній } \bar{y} = \frac{y_n - y_0}{n - 1}. \quad (3.4.7)$$

- Темп росту:

$$\text{а) базисний } T_p = (y_i : y_0) \cdot 100; \quad (3.4.8)$$

$$\text{в) середній } \overline{T_p} = n \cdot \sqrt[n]{\frac{y_n}{y_0}} \cdot 100. \quad (3.4.9)$$

• Розмір 1 % приросту:

$$\text{а) базисний } \Delta y_{1\%} = \frac{y_{i-1}}{100}; \quad (3.4.10)$$

$$\text{б) середній } \overline{y_{1\%}} = \Delta y : \overline{T_{np}}. \quad (3.4.11)$$

де y_0 ; y_n – значення рівнів відповідно у базисному та останньому роках досліджуваного періоду; y_i , y_{i-1} – значення рівнів відповідно у i -му періоді та періоді, що передує i -му;

Варто також зазначити, що в цілому у Вінницькій області орендна плата за 1 га землі у 2011 р. в порівнянні з 2004 р. зросла у 2,6 рази, причому у деяких районах це співвідношення вище: наприклад, у Літинському районі воно становить 3,3; у Піщанському районі – 3,7; у Липовецькому районі – 4,3; у м. Ладжині – 9,4 разів. У інших районах це співвідношення не таке суттєве. Так, у Оратівському і Ямпільському районах воно становило 2,1, а у Томашпільському районі – майже в 2 рази.

Вибір наведених у таблиці 3.4.3 об'єктів дослідження обумовлений специфічними особливостями зміни тенденції орендної плати, зокрема: Вінницька область характеризує динаміку змін у середньому по всій сукупності даних; Томашпільський район характеризується більш-менш сталим зростанням розміру орендної плати за досліджуваний період 2004–2011 рр., тобто тенденція протікала без значних коливань; за даними Тростянецького району можна у найбільшій мірі спостерігати значне зростання орендної плати, починаючи з 2008 р.

Тенденція зміни розміру орендної плати на досліджуваних об'єктах достатньо наглядно ілюструється на рис. 3.4.1.

На рис. 3.4.1 видно, що у період 2004–2007 рр. темп приросту орендної плати був відносно незначним і кількісно становив (табл. 3.4.3): по Вінницькій області – 9,4 %; Томашпільському району – 14,9 %; Тростянецькому району – 12,7 %. Що ж стосується періоду 2007–2011 рр., то темп приросту орендної плати для названих вище регіонів відповідно становить: 162,1 %; 97,8 %, 219,4 %, тобто тенденція зміни темпу приросту по окремих регіонах відносно 2004–2007 рр. за інтенсивністю мала прискорений характер.

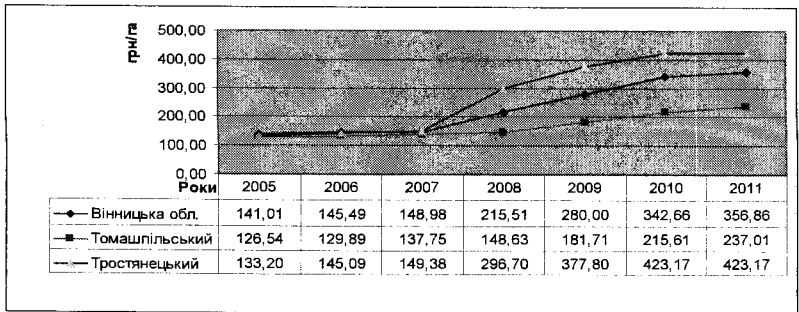


Рисунок 3.4.1 – Динаміка зміни орендної плати за 1 га по окремих районах та області в цілому, грн

Про ступінь коливання розміру орендної плати за різні періоди можна зробити висновки і на основі значення показників варіації. Як і слід було очікувати, максимального значення коливаність орендної плати досягла у 2004–2011 рр., мінімального – у 2004–2007 рр. Зазначену вище особливість тенденції зміни орендної плати за окремі періоди часу слід було враховувати у подальших дослідженнях, насамперед щодо вибору виду рівняння тренду та побудови прогнозів.

Як уже зазначалося, статистичні характеристики динамічних рядів, тим більше групування статистичних даних, не дозволяють виявити основну тенденцію та закономірності зміни досліджуваних показників. Названі методи дають можливість лише встановити наявність тенденцій і закономірностей, однак для їх формалізації, опису на основі рівняння ні методики групування, ні апарату динамічних рядів недостатньо. Тому для дослідження тенденції використовуються інші методи, зокрема, рівняння тренду [28].

Тренд, який зазвичай називають часовим трендом, відображає тенденцію зміни явища (процесу, об'єкта тощо) у часі.

У загальному вигляді часовий тренд описується рівнянням

$$Y = f(t), \quad (3.4.12)$$

де Y – рівні ряду, які є залежними величинами; t – час (незалежні величини), $t = 1, 2, 3, \dots, n$.

Першим і одним із найважливіших етапів дослідження на основі рівняння тренду є вибір виду рівняння. Найпростішим є двостадійний

вибір виду рівняння [31]. На першому етапі емпіричні (фактичні) дані динамічного ряду зображуються на графіку. З урахуванням сутності досліджуваного явища і виду графіка встановлюється клас рівняння. Такий візуальний підхід цілком прийнятний і, як показує досвід, достатньо надійний [48]. На другому етапі шляхом порівняння статистичних характеристик, здійснюється остаточний вибір найкращого рівняння.

Дотримуючись зазначеної вище процедури, для дослідження тенденції зміни орендної плати були відібрані такі рівняння тренду:

$$\text{лінійне } \hat{y} = a_0 + a_1 t ; \quad (3.4.13)$$

$$\text{квадратичне } \hat{y} = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 ; \quad (3.4.14)$$

$$\text{показникове } \hat{y} = a_0 a_1^t a_2^{t^2} ; \quad (3.4.15)$$

$$\text{степенєво-експоненціальне } \hat{y} = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t} . \quad (3.4.16)$$

Оцінка якості рівняння здійснювалась на основі загальноприйнятих статистичних характеристик, що використовуються у кореляційно-регресійному аналізі, зокрема:

➤ r (η) – відповідно парний лінійний коефіцієнт кореляції і парне кореляційне відношення розраховуються за такими формулами:

$$r = \frac{n \sum y t - \sum y \sum t}{\sqrt{[n \sum t^2 - (\sum t)^2][n \sum y^2 - (\sum y)^2]}} ; \quad (3.4.17)$$

$$\eta = \sqrt{1 - \frac{\sum (y - \hat{y})^2}{\sum (y - \bar{y})^2}} ; \quad (3.4.18)$$

➤ $\bar{\varepsilon}$ – середня помилка апроксимації, яка характеризує по суті середнє відносне відхилення між фактичними значеннями результативного показника (y) та розрахунковими значеннями на основі рівняння тренду (\hat{y})

$$\bar{\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum \left| \frac{y - \hat{y}}{y} \right| \cdot 100 ; \quad (3.4.19)$$

➤ середнє абсолютне відхилення обчислюється за формулою

$$\Delta \bar{y} = \sum |y - \hat{y}| / n . \quad (3.4.20)$$

Аналіз рядів динаміки, їх статистичних характеристик (див. табл. 3.4.3), а також кривої, що описує зміну досліджуваних показників (див. рис. 3.4.1) свідчить, що термін 2004–2011 рр. охоплює два періоди з різними тенденціями. Опис тенденції за весь досліджуваний період за допомогою одного рівняння не завжди дає прийнятні результати, що буде проілюстровано нижче. Для побудови прогнозів у такому випадку доцільно відкинути ранні за часом рівні, зокрема, 2004–2007 рр. В табл. 3.4.4 наведені основні статистичні характеристики рівнянь тренду для трьох об'єктів з різними періодами часу.

Таблиця 3.4.4 – Дослідження тенденції зміни орендної плати на основі часового тренду

Регіон	$y = a_0 + a_1t$		$y = a_0 + a_1t + a_2t^2$		$y = a_0a_1^t a_2^{t^2}$		$y = a_0t^{a_1} e^{a_2t}$	
	r	$\bar{\varepsilon}, \%$	η	$\bar{\varepsilon}, \%$	η	$\bar{\varepsilon}, \%$	η	$\bar{\varepsilon}, \%$
Вінницька область								
2004–2011	0,9424	14,143	<u>0,9778*</u>	<u>6,873*</u>	0,9602	8,296	0,9706	6,883
2004–207	0,9975	0,234	0,9999	0,045	<u>0,9999</u>	<u>0,040</u>	0,9996	0,084
2008–2011	0,9701	4,158	0,9957	1,568	<u>0,9980</u>	<u>1,015</u>	0,9925	1,872
Томашпільський район								
2004–2011	0,9431	8,283	<u>0,9933</u>	<u>2,535</u>	0,9903	2,573	0,9911	2,966
2004–207	<u>0,9897</u>	<u>0,605</u>	0,9907	0,614	0,9908	0,610	0,9904	0,6068
2008–2011	0,9952	1,455	0,9990	0,689	<u>0,9995</u>	<u>0,465</u>	0,9981	0,879
Тростянецький район								
2004–2011	0,9402	18,838	0,9506	15,559	0,926	15,534	<u>0,9209</u>	<u>13,246</u>
2004–207	0,9506	1,383	0,9582	1,350	0,9571	1,367	<u>0,9636</u>	<u>1,223</u>
2008–2011	0,9195	5,424	0,9998	0,245	<u>0,9999</u>	<u>0,149</u>	0,9971	0,834

Примітка. Статистичні характеристики найкращих рівнянь часового тренду, отримані на основі даних певного періоду, підкреслені.

Так, у Тростянецькому районі рівняння тренду побудовані на основі даних за 2004–2011 рр. виявились неприйнятними для побудови прогнозів, оскільки значення середньої помилки апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) знаходиться у межах 13,25–18,83 %, у той же час, коли критична допустима величина ($\bar{\varepsilon} < 10 \%$), що дозволяє пересвідчитися у справедливості раніше висловленого твердження. Що ж стосується Вінницької області і особливо Томашпільського району, то для цих об'єктів відмінності статистичних характеристик (r , η , $\bar{\varepsilon}$) не такі разючі. Водночас слід наголосити: для низки районів Вінницької області були характерні значні від-

мінності у розмірах орендної плати у 2008 р. у порівнянні з 2007 р., а це суттєво впливає на величину статистичних характеристик рівнянь часового тренду, а, звідси, й на результати прогнозування.

Перевірку можливості використання відібраних рівнянь для побудови прогнозу за межами досліджуваного періоду здійснено на основі методичного прийому «прогноз екс-пост», суть якого полягає у наступному. Наявний динамічний ряд ділиться на дві частини. За даними першої частини («передісторії») будується рівняння часового тренду. Якщо останнє відповідає встановленим вимогам, то на його основі складається прогноз на період другої частини динамічного ряду. Шляхом порівняння прогнозних даних з фактичними оцінюється точність прогнозу.

В табл. 3.4.5 наведена оцінка точності прогнозу величини орендної плати з використанням методичного прийому «прогноз екс-пост».

Таблиця 3.4.5 – Оцінка точності прогнозу величини орендної плати за методичним прийомом «прогноз екс-пост» на 2008–2011 рр. за даними «передісторії» 2004–2007 рр.

Краще рівняння	Рік	Фактичні значення (y)	Прогнозні значення (\hat{y})	Відхилення:	
				Абсолютне (y - \hat{y})	Відносне $\frac{y - \hat{y}}{y} \times 100$
Вінницька область					
$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$	2008	215,51	151,86	63,65	29,53
	2009	280,00	153,90	126,10	45,04
	2010	342,66	155,10	187,56	54,74
	2011	356,86	155,44	201,42	56,44
Середнє значення	–	–	–	144,68	46,44
Томашпільський район					
$y = a_0 + a_1 t$	2008	148,63	142,78	5,85	3,94
	2009	181,71	148,49	33,22	18,28
	2010	215,61	154,20	61,41	28,48
	2011	237,01	159,91	71,10	32,53
Середнє значення	–	–	–	44,40	20,81
Тростянецький район					
$y = a_0 t^{\alpha_1} e^{\alpha_2 t}$	2008	296,70	160,62	136,08	45,86
	2009	377,80	171,83	205,97	54,52
	2010	423,17	184,25	238,92	56,46
	2011	423,17	197,91	225,26	53,23
Середнє значення	–	–	–	201,56	52,52

Прогноз на основі рівняння тренду отримують шляхом підстановки у модель тренду (3.4.12) незалежної змінної t , яка відповідає величині горизонту прогнозування T , тобто

$$\hat{y}_{n+T} = f(t_{n+T}), \quad (3.4.21)$$

де \hat{y} – прогнозне значення показника на $n + T$ -й період; t – величина горизонту прогнозування (період часу на який складається прогноз), $T = 1; 2; 3; 4; \dots$; n – порядковий номер останнього періоду «передісторії».

Результати прогнозування, наведені в табл. 3.4.5, цілком передбачувані і пояснюються значним зростанням величини орендної плати у 2008–2011 рр. у порівнянні з 2004–2007 рр., або іншими словами, сталося досить помітне порушення сталої тенденції розвитку досліджуваного явища, починаючи з 2008 р.

З огляду на вищевикладене постає питання про доцільність побудови прогнозу орендної плати за межами досліджуваного періоду (2012–2015 рр.) з використанням різних періодів «передісторії» та кращих моделей (табл. 3.4.6).

Таблиця 3.4.6 – Прогноз орендної плати за різними періодами за кращими моделями на 2012–2015 рр.

Роки	Вінницька область			Томашпільський район			Тростянецький район		
	Період «передісторії»			Період «передісторії»			Період «передісторії»		
	2004–2007	2004–2011	2008–2011	2004–2007	2004–2011	2008–2011	2004–2007	2004–2011	2008–2011
2012	154,92	457,43	341,28	178,96	281,09	249,93	212,86	549,86	385,02
2013	153,54	543,18	290,73	189,91	326,32	249,33	229,19	639,92	305,84
2014	151,32	638,89	221,73	201,95	377,17	235,85	246,97	737,68	186,10
2015	148,31	744,55	151,40	215,22	433,66	211,54	266,31	843,14	25,80

Кращі рівняння

2004–2007	$y = 130,65 \cdot 1,045^t - 0,997t^2$	$y = 115,47 \cdot 1,040^t - 1,001t^2$	$y = 121,54 \cdot t^{-0,084} e^{0,083t}$
2004–2011	$y = 133,53 - 8,798t + 4,973t^2$	$y = 127,67 - 8,310t + 2,817t^2$	$y = 85,91 + 16,889t + 3,851t^2$
2008–2011	$y = 144,75 \cdot 1,565^t - 0,946t^2$	$y = 113,94 \cdot 1,396^t - 0,974t^2$	$y = 172,62 + 143,869t - 20,278t^2$

Аналізуючи наведені у табл. 3.4.6 дані, слід у першу чергу звернути увагу на зниження протягом прогнозного періоду розміру орендної плати. Особливо це стосується прогнозу, побудованого на основі даних за 2008–2011 рр. Зрозуміти таку тенденцію можливо, якщо звернути увагу на окремі елементи рівнянь, що описують досліджуваний процес. Так, якщо у рівнянні $y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$ параметр $a_2 < 0$, то природно, зі збільшенням t результативний показник (y) буде зменшуватися.

Що ж стосується рівняння $y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$, то за умови $a_2 \geq 1$ та від'ємного знаку при цьому параметрі a_1 буде також спостерігатися поступове зниження рівня досліджуваного показника.

Щоб виявити причини, що призвели до поступового скорочення прогнозного рівня орендної плати, слід оцінити зміни статистичних характеристик ряду динаміки за 2008–2011 рр. (табл. 3.4.7).

Таблиця 3.4.7 – Оцінка динаміки фактичної орендної плати у за 2008–2011 рр.

Роки	Фактична орендна плата (y)	Показники динаміки			
		Абсолютний приріст ($\Delta y = y_i - y_{i-1}$)	Темп зростання $T_p = (y_i : y_{i-1}) \cdot 100, \%$	Абсолютне прискорення (+) уповільнення (-) ($\Delta = \Delta y_i - \Delta y_{i-1}$)	Відносне прискорення (+) уповільнення (-) ($T_{P_i} \div T_{P_{i-1}}$)*
1	2	3	4	5	6
Вінницька область					
2008	215,51	–	100,0	–	–
2009	280,00	64,49	129,9	–	–
2010	342,66	62,66	122,4	–1,83	–1,06
2011	356,86	14,20	104,1	–48,46	–1,18
Томашпільський район					
2008	148,63	–	–	–	–
2009	181,71	33,08	122,3	–	–
2010	215,61	33,90	118,7	+0,82	–1,03
2011	237,01	21,40	109,9	–12,5	–1,08
Тростянецький район					
2008	196,70	–	–	–	–
2009	377,80	81,10	127,3	–	–
2010	423,17	45,37	112,0	–35,73	–1,14
2011	423,17	0	100,0	–45,37	–1,12

Примітка. * – при розрахунках відносного прискорення (уповільнення) зазвичай більший темп зростання ділять на менший. «Мінус» означає абсолютне та відносне уповільнення, «плюс» – прискорення.

За аналогією динаміки фактичної орендної плати, у табл. 3.4.8 наведені статистичні характеристики динаміки досліджуваних показни-

ків, отриманих шляхом вирівнювання рівнів ряду на основі кращих рівнянь тренду.

Таблиця 3.4.8 – Оцінка показників динаміки орендної плати, отриманих шляхом вирівнювання на основі кращих рівнянь тренду (\hat{y}) за 2008–2011 рр.

Роки	Орендна плата розрахована на основі рівняння (\hat{y})	Показники динаміки			
		Абсолютний приріст ($\Delta\hat{y} = \hat{y}_i - \hat{y}_{i-1}$)	Темп зростання $T_p = (\hat{y}_i : \hat{y}_{i-1}) \cdot 100, \%$	Абсолютне прискорення (+) уповільнення (-) ($\Delta = \Delta\hat{y}_i - \Delta\hat{y}_{i-1}$)	Відносне прискорення (+) уповільнення (-) ($T_{pi} : T_{p(i-1)}$)*
1	2	3	4	5	6
Вінницька область					
2008	214,42	–	100,0	–	–
2009	284,29	69,87	132,6	–	–
2010	337,48	53,19	118,7	–16,68	–1,117
2011	358,68	21,20	106,3	–31,99	–1,116
Томашпільський район					
2008	148,28	–	100,0	–	–
2009	182,98	34,70	123,40	–	–
2010	214,11	31,13	117,0	–3,57	–1,055
2011	237,56	23,45	111,0	–7,68	–1,054
Тростянецький район					
2008	296,21	–	100,0	–	–
2009	379,24	83,03	128,03	–	–
2010	421,73	42,49	111,20	–40,54	–1,15
2011	423,65	1,92	100,45	–40,57	–1,11

Примітка. У розрахунках відносного прискорення (уповільнення) зазвичай більший темп зростання ділять на менший. «Мінус» означає абсолютне та відносне уповільнення, «плюс» – прискорення.

Нарешті, щоб мати більш-менш повне уявлення про тенденцію зміни орендної плати, слід оцінити відхилення між фактичними значеннями досліджуваного показника (y) та розрахованими на основі рівняння (\hat{y}) (табл. 3.4.9).

Ретельний аналіз даних табл. 3.4.7–3.4.9 дозволив виявити чинники, які вплинули на зниження рівня прогнозу орендної плати протягом 2012–2015 рр. Насамперед, слід звернути увагу на те, що відібрані рівняння з високим ступенем адекватності описують тенденцію зміни орендної плати, про що свідчить абсолютне і відносне відхилення між фактичними і розрахунковими, на підставі кращих рівнянь, значеннями досліджуваного показника (див. табл. 3.4.9). Так, відносне відхилення (середня помилка апроксимації) становить: Вінницька область – 1 %; Томашпільський район – 0,47 %, Тростянецький район – 0,25 %.

Такі незначні відносні відхилення за певних умов повинні зазвичай забезпечити досить прийнятний, обґрунтований прогноз, з огляду на те, що у 2008–2011 рр. спостерігалось неперервне зростання розміру орендної плати.

Таблиця 3.4.9 – Порівняльна оцінка фактичних і розрахункових даних про розмір орендної плати

Рік	Фактичне значення (у)	Розрахункове значення (р)	Відхилення	
			Абсолютне (гр. 2 – гр. 3)	Відносне (гр. 4 / гр. 2)·100, %
1	2	3	4	5
Вінницька область				
2008	215,51	214,42	1,09	0,51
2009	280,00	284,29	-4,29	-1,53
2010	342,66	337,48	5,18	1,51
2011	356,86	359,68	-1,80	0,51
Середнє значення	–	–	3,09	1,01
Томашпільський район				
2008	148,63	148,28	0,35	0,23
2009	181,71	182,98	-1,27	-0,70
2010	215,61	214,11	1,50	0,70
2011	237,01	237,56	-0,55	-0,23
Середнє значення	–	–	0,91	0,47
Тростянецький район				
2008	296,70	296,21	0,49	0,16
2009	377,80	379,24	-1,44	-0,38
2010	423,17	421,73	1,44	0,34
2011	423,17	423,65	0,48	-0,11
Середнє значення	–	–	0,96	0,25

Однак швидкість зростання орендної плати поступово уповільнювалася (див. гр. 5; гр. 6 табл. 3.4.7, 3.4.8), що, звичайно, вплинуло на параметри рівняння, а звідси і на результати прогнозування. Наведені у табл. 3.4.6 значення прогнозів розміру орендної плати, отримані з дотриманням формальних і загальноприйнятих положень, по суті є неприйнятними. Це свідчить, що неприпустимо дотримуватися єдиних, безальтернативних правил при побудові прогнозів, наприклад, використання кращого за статистичними характеристиками рівняння без врахування тенденції зміни рівнів динамічного ряду. Так, можна скористатися будь-яким рівнянням, яке лише б відповідало природі зміни досліджуваного об'єкта, і статистичні характеристики якого знаходились у прийнятих межах [30; 64]. Для вибору оптимального

рівняння, яке б служило базою для побудови прогнозу, можна застосувати метод «перебору», тобто перевірку рівняння на можливість використання його у прогнозуванні досліджуваних об'єктів.

У табл. 3.4.10 наведені результати прогнозів, отриманих на основі різних рівнянь.

Таблиця 3.4.10 – Прогнози орендної плати на 2012–2015 рр. на підставі даних за 2008–2011 рр. (за 2011 р. – фактичні дані)

Роки	Вінницька область			Томашпільський район			Тростянецький район		
	Вид рівняння			Вид рівняння			Вид рівняння		
	№ 1	№ 2	№ 3	№ 1	№ 2	№ 3	№ 1	№ 2	№ 3
2011	356,86	356,86	356,86	237,01	237,01	237,01	423,17	423,17	423,17
2012	341,28	378,80	399,76	249,93	270,48	254,34	385,02	486,41	469,10
2013	290,73	388,79	428,51	249,33	300,38	270,62	305,84	528,89	493,10
2014	221,73	393,16	454,42	235,85	330,28	285,19	186,10	571,36	514,12
2015	151,40	393,27	478,13	211,57	360,18	298,45	25,80	613,84	533,02

В табл. 3.4.10 використані такі позначення:

№ 1 – краще рівняння для Вінницької області та Томашпільського району – $y = a_0 a_1' a_2'^2$; для Тростянецького району – $y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$;

№ 2 – лінійне рівняння: $y = a_0 + a_1 t$;

№ 3 – логарифмічне рівняння: $\ln y = a_0 + a_1 \ln t$.

Прогнози на основі кращого рівняння (№ 1), як свідчать дані табл. 3.4.10, в цілому неприйнятні, про що вже зазначалось раніше. Для Вінницької області оптимальним є прогноз на основі лінійного рівняння; для Томашпільського та Тростянецького районів – прогноз на основі логарифмічного рівняння.

Використані для прогнозування розміру орендної плати логарифмічні рівняння відзначаються високими статистичними характеристиками. Так, для побудованого логарифмічного рівняння на основі даних Томашпільського району кореляційне відношення (η) дорівнює 0,999, середня помилка апроксимації ($\bar{\varepsilon}$) – 1,23 %. Для Тростянецького району зазначені вище показники відповідно становлять: $\eta = 0,999$; $\bar{\varepsilon} = 3,30$.

Аналітичне вирівнювання тренду – це досить поширений метод прогнозування. Разом із тим, екстраполяція тренду може бути застосована лише у тому випадку, коли розвиток явища достатньо добре

описується побудованим рівнянням, і умови, які визначають тенденцію розвитку у минулому, не зазнають значних змін у майбутньому. В іншому випадку навіть дотримання формальних вимог щодо вибору кращого рівняння не дають, як це зазначалось, позитивних результатів. У такому випадку слід ґрунтовно дослідити характер змін рівнів динамічного ряду і підібрати оптимальне рівняння.

Таким чином, екстраполяція тенденцій на основі часового тренду є досить ефективним методом для побудови прогнозів. Однак, дотримання чисто формальних правил (по кращому рівнянню) не завжди задовольняє результат, якщо при цьому не враховувати тенденції зміни показника за різні періоди часу. Зазначене вище проявилось при побудові прогнозів орендної плати. Значне падіння значення прогнозного показника пояснюється за 2004–2007 та 2008–2011 рр. тим, що тенденція зміни показників в цей період змінилась. З табл. 3.4.6 видно, що по всіх об'єктах дослідження (Вінницька обл., Тростянецький р-н, Томашпільський р-н.) мало місце абсолютне і відносне уповільнення темпів росту орендної плати, що і пояснює вищезгадане падіння прогнозного показника. Тому дослідження тенденцій на основі даних «передісторії» повинно бути орієнтиром для вибору найбільш прийнятнього рівня часового тренду.

Підсумовуючи проведені дослідження, слід відмітити, що запропоновані процедури прогнозування величини орендної плати за землю відкривають широкі можливості для стратегічного управління розвитком земельних відносин як на рівні окремих регіонів, так і на загальнонаціональному рівні. Володіючи інформацією про вірогідну тенденцію зміни величини орендної плати, орендарі можуть будувати свою діяльність за прогресивним принципом превентивного управління, що, в свою чергу, дозволить істотно покращити фінансові результати діяльності сільськогосподарських підприємств.

3.4.3 Оцінка рівня концентрації земель, зданих в оренду

Ринкова трансформація аграрного сектора економіки України в контексті розвитку світового сільського господарства робить надзвичайно актуальною проблему концентрації виробництва.

Концентрацію виробництва слід розглядати як процес зосередження земельної площі, обсягу виготовленої продукції, засобів виро-

бництва, робочої сили на більш великих підприємствах аграрного сектора. Великі підприємства мають значні техніко-економічні переваги у порівнянні з середніми та малими, що обумовлено позитивною дією «ефекту масштабу», в результаті чого на великих підприємствах створюються передумови впровадження у виробництво останніх досягнень науково-технічного прогресу (нова техніка, прогресивна технологія, аграрна наука), передових форм організації виробництва і праці, залучення високопрофесійних менеджерів і спеціалістів і т. д.

Внаслідок дії «ефекту масштабу» підвищується ефективність виробництва, що проявляється у зменшенні питомих капіталовкладень, зростанні ступеня використання трудових і матеріальних ресурсів, що врешті-решт сприяє зниженню собівартості продукції і відповідно підвищенню прибутковості підприємства. Іншими словами, при зростаючій величині зазначеного ефекту на кожну наступну одиницю продукції потрібна менша кількість виробничих ресурсів. Водночас слід мати на увазі, що зростання величини підприємства позитивно впливає на ефективність виробництва лише до певного рівня, за межами якого настає поступове «затухання» і, нарешті, поступове зменшення прибутковості [57, 58]. Це пояснюється тим, що в надмірно великих підприємствах зростають транспортні витрати (що особливо характерне для сільськогосподарського сектора народного господарства), ускладнюється процес управління виробництвом і трудовим персоналом, погіршується контроль за якістю виконаних робіт і виготовленої продукції тощо.

Тому неодмінною умовою успішного функціонування високоефективного конкурентоздатного аграрного підприємства є оптимізація рівня концентрації (розміру підприємства), який забезпечує максимальний результат за мінімальних витрат.

З огляду на вищевикладене актуальним постає питання кількісної оцінки рівня концентрації сільськогосподарських підприємств і вибір із сукупності показників, що характеризують розмір виробництва (обсяг виробництва сільськогосподарської продукції, площа землі сільськогосподарського призначення, чисельність працівників, вартість основних виробничих фондів та ін.) найбільш прийнятний. Таким пока-

зником на думку більшості науковців є земельна площа, складовою частиною якої є площа землі, зданої в оренду.

Рівень концентрації виробництва в аграрному секторі оцінюється головним чином двома групами показників. Перша з них (абсолютна) визначає рівень концентрації за середньому розміру підприємства, друга (відносна) – за питомою вагою великих підприємств за відповідними показниками розміру у загальній кількості досліджуваних підприємств. Подання кожного методу у вигляді групи пояснюється тим, що в одній і тій же галузі можуть бути використані різні показники розміру підприємства. Так, вважаючи критерієм, що характеризує розмір сільськогосподарського підприємства, його земельну площу, водночас для вузькоспеціалізованих господарств (наприклад, тепличне господарство, птахофабрика тощо) як основний показник їх розміру доцільніше використати обсяг виготовленої продукції [59]. Для монопродуктивних сезонних підприємств кращим критерієм, що характеризує їх розмір, є виробнича потужність [46]. Остання, як і земельна площа, по суті характеризує потенційні виробничі можливості досліджуваного підприємства.

Переваги і недоліки зазначених вище методів оцінки рівня концентрації розглянемо на основі даних табл. 3.4.11.

Наведені в останньому рядку середні розміри орендованої площі на перший погляд свідчать про зростання рівня концентрації зазначеного показника по Вінницькій області. Проте середній розмір досліджуваного показника має окремі недоліки, що пов'язані з недоліками власне будь-якої середньої величини – нівелювання крайніх значень показника розміру підприємства. Для підтвердження зазначеної тези розглянемо показники варіації досліджуваного показника (табл. 3.4.12).

Як свідчать значення показників варіації (табл. 3.4.12), в досліджуваному періоді (2006-2011 рр.) спостерігалось їх неперервне зменшення, що засвідчує поступове вирівнювання значення розміру земельної площі, переданої в оренду в окремі роки. Це дозволяє зробити висновок про те, що за 2006–2011 рр. по суті не відбулося зростання рівня концентрації земельних ділянок, переданих в оренду.

Таблиця 3.4.11 – Площа землі, переданої в оренду по районах Вінницької області за 2006–2011 рр. (га)

Назва адміністративно-територіального району	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1. Барський	19453	27949	31937	32180	34225	34143
2. Бершадський	57110	58167	58982	60499	58764	59111
3. Вінницький	26755	25509	27587	27526	28027	27475
4. Гайсинський	42625	42747	43453	43196	43886	43886
5. Жмеринський	15209	23061	26329	28218	30264	30168
6. Іллінецький	33656	32679	33533	34540	34370	34159
7. Калинівський	32620	32650	34018	34219	34261	35475
8. Козятинський	43568	46010	51630	53220	54471	54472
9. Крижопільський	43102	40928	42568	42609	42609	45642
10. Липовецький	44601	44610	43629	44469	44095	45082
11. Літинський	19518	19053	21561	21069	21955	22624
12. Мог.-Подільський	19701	25059	28800	29313	29882	30138
13. Мурованокурілов.	11957	13678	24720	25442	26111	26123
14. Немирівський	40913	41534	39284	35613	38612	39681
15. Оратівський	28111	30591	37309	37817	37784	35973
16. Піщанський	17100	16385	19353	19352	19519	19519
17. Погребищенський	46490	44850	43890	44440	45585	45655
18. Теплицький	41685	41496	40963	41355	41817	41576
19. Тиврівський	18500	21321	28816	29712	35164	37548
20. Томашпільський	36675	36830	36248	36360	36166	37658
21. Тростянецький	33545	30080	28994	30927	30927	30927
22. Тульчинський	37333	36576	39960	40786	41308	41121
23. Хмільницький	55185	55953	57552	57435	57368	57368
24. Чернівецький	18518	22993	25813	25428	26163	26163
25. Чечельницький	22232	21246	16109	16856	17583	17934
26. Шаргородський	37657	40523	42402	42096	44321	43077
27. Ямпільський	37085	38755	38412	38103	38261	37707
Всього по області	880904	912234	963852	972780	993698	1000405
Середньорайонне значення	32626	33786	35698	36029	36804	37052

Таблиця 3.4.12 – Середня величина і показники варіації

Статистичні показники	Роки					
	2006	2007	2008	2009	2010	2011
Середній розмір площі с.-г. землі, зданої в оренду, га	32626,0	33786,0	35698,0	36029,0	36804,0	37052,0
Середньоквадратичне відхилення	12489,0	11578,0	10758,0	10819,0	10525,0	10574,0
Коефіцієнт варіації, %	38,3	34,3	30,1	30,0	28,6	28,5
Розмах, га	45153,0	44489,0	42873,0	43643,0	41181,0	41177,0

Другий метод оцінки рівня концентрації, який називають нумеративним, полягає у наступному. Проводиться вибірка за заданою ознакою декількох найбільших об'єктів дослідження, зокрема, площі землі, переданої в оренду, і вимірюється їх питома вага у загальній орендованій площі. Однак і нумеративний метод має ряд недоліків. По-перше, поняття велике підприємство виражає суб'єктивну думку дослідника і тому рівень концентрації багато у чому буде залежати від кількості підприємств, що входять у досліджувану групу. По-друге, показник що характеризує розмір підприємства, є поняттям динамічним, а тому змінюється впродовж часу. По-третє, частка площі орендованої землі сільськогосподарського призначення так званих великих підприємств не завжди відображає різноманітні зміни, що відбуваються з середніми та малими підприємствами, про що вже згадувалося при оцінюванні середнього розміру підприємства.

Результати оцінювання рівня концентрації за нумеративним методом наведені в табл. 3.4.13.

Аналіз даних табл. 3.4.13 дозволяє зробити такі висновки:

- рівень концентрації залежить від включеного у дослідження числа підприємств, про що зазначалось вище;
- за деяким винятком спостерігалось поступове зниження рівня концентрації орендної землі за досліджуваний період.

Таблиця 3.4.13 – Оцінювання рівня концентрації за нумеративним методом

Кількість відібраних районів з максимальними значеннями орендованої площі	Питома вага площі с.-г. землі, зданої в оренду, окремих районів у загальній орендованій площі, по роках					
	2006	2007	2008	2009	2010	2011
3	18,0	17,6	17,4	18,8	17,2	17,1
5	20,0	27,4	26,5	28,5	26,2	26,2
7	37,8	36,6	35,5	35,6	35,1	35,1
10	51,4	50,1	48,2	48,3	47,7	47,7

Для усунення недоліків наведених вище методів рівень концентрації виробництва рекомендується визначати за допомогою графіка (кривої) Лоренца, яка апробована для різних галузей харчової промисловості [46; 60]. Графік Лоренца будується наступним чином. По горизонталі відкладаються кумулятивні (накопичувальні) підсумки, які відображають кількість підприємств; по вертикалі – кумулятивні суми, які відображають відносний обсяг землі сільськогосподарського призначення (рис. 3.4.2).

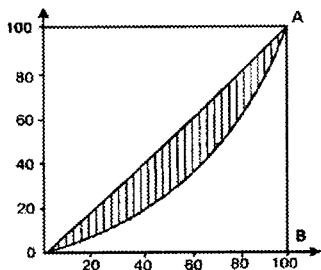


Рисунок 3.4.2 – Крива Лоренца

Якби накопичувальні суми на вертикалі і горизонталі співпадали, тобто 10 % господарств охоплювали 10 % орендованої сільськогосподарської землі; 20 % господарств – 20 % орендованої землі і т. д., то всі точки знаходились би на прямій OA. Однак такі співвідношення практично неможливі, тому точки будуть розміщуватись не на прямій OA, а на кривій, що розташовується нижче цієї прямої. На основі графіка Лоренца виведена проста і зручна формула для визначення індексу концентрації як співвідношення факторної площі (на рис. 3.4.2 вона заштрихована) і залишкової площі (яка дорівнює площі трикутника OAB за вирахуванням факторної площі [60]).

Чим більша факторна площа, тим більший індекс концентрації, тобто вищий рівень концентрації. Залежність для визначення індексу концентрації виведена як для ранжованого ряду, так і для згрупованих даних.

Для останніх індекс концентрації розраховується за такою формулою:

$$I_k = \frac{5000 - (0,5 \cdot \sum xy + \sum xy_k)}{50(100 - x')}, \quad (3.4.22)$$

де I_k – індекс концентрації; x – питома вага кількості господарств (районів) в інтервалі; y – питома вага ознаки в інтервалі; y_k – кумулятивні підсумки; x' – питома вага числа районів в останньому інтервалі; 50, 5000, 0,5 і 100 – константи.

Розрахунку індексу концентрації передувє інтервальне групування відповідних даних з подальшим визначенням:

- кількості груп досліджуваної сукупності та їх інтервали;
- кількості об'єктів у кожному інтервалі та їх питома вага у загальній сукупності;
- обсягу досліджуваної ознаки в кожному інтервалі та її питома вага у загальній сукупності.

В табл. 3.4.14 наведене інтервальне групування початкових даних.

Таблиця 3.4.14 – Групування районів за орендною площею

Інтервали земельної площі переданої в оренду	2006 р				2007 р			
	кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку		кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку	
			кількість районів	орендна площа			кількість районів	орендна площа
До 15000	1	11957	3,7	1,4	1	13678	3,7	1,5
15000–20000	7	127999	25,9	14,5	2	35438	7,4	3,9
20000–25000	1	22232	3,7	2,5	4	88621	14,9	9,7
25000–35000	5	154687	18,6	17,6	7	205517	25,9	22,5
35000–45000	10	405244	37,0	46,0	10	408850	37,0	44,8
Понад 45000	3	158785	11,1	18,0	3	160130	11,1	17,6
Разом	27	880904	100,0	100,0	27	912234	100,0	100,0

Продовження табл. 3.4.14

Інтервали земельної площі, переданої в оренду	2008 р				2009 р			
	кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку		кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку	
			кількість районів	орендна площа			кількість районів	орендна площа
До 15000	–	–	–	–	–	–	–	–
15000–20000	2	35461	7,4	3,7	2	36208	7,4	3,7
20000–25000	2	46281	7,4	4,8	1	21069	3,7	2,2
25000–35000	9	265228	33,3	27,6	10	297505	37,0	30,6
35000–45000	11	448118	40,8	46,5	11	446844	40,8	45,9
Понад 45000	3	166164	11,1	17,4	3	171154	11,1	17,6
Разом	27	963852	100,0	100,0	27	972780	100,0	100,0

Інтервали земельної площі, переданої в оренду	2010 р				2011 р			
	кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку		кількість районів	орендна площа, га	в % до підсумку	
			кількість районів	орендна площа			кількість районів	орендна площа
До 15000	–	–	–	–	–	–	–	–
15000–20000	2	37102	7,4	3,7	2	37453	7,4	3,7
20000–25000	1	21955	3,7	2,2	1	22624	3,7	2,3
25000–35000	9	274230	33,3	27,6	8	239296	29,6	23,9
35000–45000	11	444223	40,7	44,7	10	393702	37,0	39,4
Понад 45000	4	216188	14,9	21,8	6	307330	22,3	30,7
Разом	27	993698	100,0	100,0	27	100405	100,0	100,0

За даними табл. 3.4.14 обчислюються проміжні показники, які використовуються для розрахунку індексу концентрації за формулою (3.4.22). Приклад розрахунку проміжних показників для оцінки індексу сезонності за даними 2006 р. наведений в табл. 3.4.15.

Таблиця 3.4.15 – Розрахунок проміжних показників для оцінки індексу концентрації

Інтервали земельної площі, переданої в оренду, га	В % до підсумку		Кумулятивні підсумки, (y_k)	Розраховані колонки	
	Кількість районів, (x)	Орендна площа, (y)		xy	xy_k
До 15000	3,7	1,4	–	5,2	–
15000–20000	25,9	14,5	1,4	375,6	36,3
20000–25000	3,7	2,5	15,9	9,3	58,8
25000–35000	18,6	17,6	18,4	327,4	342,2
35000–45000	37,0	46,0	36,0	1702,0	1332,0
Понад 45000	11,1	18,0	82,0	199,8	910,2
Разом	100,0	100,0	–	2619,3	2679,5

Індекс концентрації згідно з формулою (3.4.22)

$$I_k = \frac{5000 - (0,5 \cdot \sum xy + \sum xy_k)}{50(100 - x')} = \frac{5000 - (0,5 \cdot 2619,3 + 2679,5)}{50(100 - 11,1)} = \frac{1010,8}{4445,0} = 0,227$$

Аналогічно розраховується індекс концентрації за інші роки. Зазначимо, що сам по собі індекс концентрації не має певного сенсу; однак там, де він більший, відповідно вищий рівень концентрації. При проведенні розрахунків індексів концентрації та аналізу результатів

дослідження слід звернути увагу на такі особливості зазначеного методу. Крива Лоренца виводиться із двовідсоткових розподілів, тому висота нахилу належить не тільки від проценту орендованої землі, що належить певним орендарам району, але і від числа районів. Тому неприпустимо порівнювати рівень концентрації за абсолютними значеннями, коли має місце неоднакове число елементів вибіркової сукупності. При порівнянні рівня концентрації для різних групувань, слід використовувати не абсолютні значення індексу концентрації, а відносні, зокрема, базисні або ланцюгові індекси (коефіцієнти або темпи зростання).

Для проведення кінцевого аналізу тенденції зміни рівня концентрації площі землі, переданої в оренду за досліджуваний період, в табл. 3.4.16 наведені результати розрахунків за всіма методами дослідження.

Оцінюючи результати проведеного дослідження, можна з усією визначеністю стверджувати, що за досліджуваний період (2006–2011 рр.) спостерігалось, за деяким винятком, поступове зниження рівня концентрації. Про це свідчать результати розрахунку за двома методами – нумеративним та індексом концентрації. Що ж стосується середнього значення ознаки (середня площа землі, переданої в оренду), то певне зростання показника пов'язане, як уже зазначалося раніше, не стільки з підвищенням рівня концентрації, скільки з вирівнюванням величини окремих ознак.

Таблиця 3.4.16 – Результати розрахунків показників концентрації, отримані за трьома методами

Методи розрахунків	Роки					
	2006	2007	2008	2009	2010	2011
1. Середній рівень досліджуваної ознаки	32626	33786	35698	36029	36804	37052
2. Питома вага великих орендованих земельних площ у загальній величині орендованих площ за кількістю відібраних районів, %:						
3	18,0	17,6	17,4	18,8	17,2	17,1
5	20,0	27,4	26,5	28,5	26,2	26,2
7	37,8	36,6	35,5	35,6	35,1	35,1
10	51,4	50,8	48,2	48,3	47,7	47,7
3. Індекс концентрації	0,22	0,203	0,17	0,0168	0,167	0,184

Вище зазначалось, що ефект масштабу – це економія, зумовлена зростанням обсягу виробництва. Тому, природно, зрозуміле намагання науковців розробити методику кількісної оцінки величини цього ефекту. Так, для оцінки величини ефекту від зростання масштабу виробництва, В. Г. Андрійчук запропонував таку функцію [57]:

$$EK_M = f(E_{ПВ}, E_{ЗВ}, E_{ЦП}, E_{ЗП}), \quad (3.4.23)$$

де EK_M – ефект (економія) масштабу; $E_{ПВ}$ – економія на постійних витратах; $E_{ЗВ}$ – економія на змінних витратах; $E_{ЦП}$ – економія на цінах придбання; $E_{ЗП}$ – економія на заробітній платі і соціальних відрахуваннях.

Автор поставив перед собою завдання оцінити ефект внаслідок зростання масштабу виробництва за рахунок певних джерел. Водночас не можна не відзначити дискусійність деяких положень, а нерідко і окремих неточностей, які безумовно, знижують цінність, пізнавальне, а особливо, практичне значення запропонованої методики.

Почнемо зі складу факторів, що включені в рівняння (3.4.23). Згідно з класифікацією витрат, в залежності від змін під впливом масштабу виробництва, всі витрати діляться на постійні та змінні. Тому окреме виділення двох факторів ($E_{ЦП}, E_{ЗП}$) позбавлене будь-яких обґрунтованих підстав. Далі, невідомо якими методами, запропонована функція буде реалізована. Для використання методів кореляції і регресії необхідною умовою є ймовірний (стохастичний) зв'язок між результативним показником EK_M і факторами. Однак зазначений зв'язок явно функціональний, оскільки загальний ефект може бути розрахований шляхом підсумування ефектів, отриманих від дії включених в рівняння факторів. Нарешті, для реалізації рівняння (3.4.23) методами кореляції і регресії необхідні дані за декілька років для всіх включених у формулу показників. Яким чином їх отримати, автор не повідомляє. За наявності ж їх взагалі відпадає необхідність реалізації власне самої моделі. Принагідно зауважимо, що автор не навів жодного прикладу реалізації рівняння (3.4.23) на основі конкретних даних сільськогосподарських підприємств.

Заслуговує на увагу методика визначення оптимального розміру сільськогосподарського підприємства на основі параболічної кривої,

запропонованої Н. Шаровою [58]. Як фактор функції $y = a_0 + a_1x_1 + a_2x_2$ використовується розмір земельної площі, а результативними показниками – витрати на виробництво та прибуток. Складність побудови наведеної функції полягає у тому, що в умовах підвищення рівня концентрації виробництва для її реалізації необхідні початкові дані підприємства на стадіях: зростання ефективності, поступового «затухання» і, нарешті, зниження прибутковості. Автор же констатує, що досліджувані підприємства ще не досягли оптимального розміру, тобто пройшли тільки першу стадію.

За таких обставин варто нагадати, що в раніш опублікованих наукових працях містяться певні рекомендації щодо вирішення досліджуваної проблематики [60, 62]. Спочатку зупинимось на теоретико-методологічних засадах досліджуваної проблеми. При розв'язанні питань планування і управління, і особливо, коли мова йде про прийняття стратегічних рішень із сукупності альтернативних, великого значення набуває оцінка впливу обсягу виробництва на собівартість продукції, а звідси і на прибутковість підприємства.

Відомо, як вже зазначалося раніше, залежно від ступеня зміни під впливом обсягу продукції, всі витрати поділяються на змінні і постійні. Виходячи з цього, загальні витрати на виробництво продукції можна умовно подати у вигляді залежності

$$y = a_0 + a_1x, \quad (3.4.24)$$

де y – собівартість всієї продукції; a_0 – постійні витрати на весь обсяг продукції; a_1 – прямі витрати на одиницю продукції; x – обсяг виробництва.

Добуток a_1x являє собою змінну частину загальних витрат, бо він обумовлений значенням величини x . При визначенні собівартості одиниці продукції окремі елементи рівняння (3.4.24) змінюють характер. Так, поділивши рівняння (3.4.24) на обсяг виробництва (x), одержимо

$$y = \frac{a_0}{x} + a_1 \quad (3.4.25)$$

У рівнянні (3.4.25) елемент a_1 являє собою постійну частину, бо він виражає нормативи затрат на одиницю продукції, а елемент a_0/x

стає змінним, бо величина його визначається обсягом виробництва. Однак у практичних розрахунках виділити частку постійних витрат досить складно. Пояснюється це тим, що поділ затрат на постійні і змінні у певній мірі має умовний характер. Абсолютно змінні і абсолютно постійні витрати зустрічаються у винятково поодиноких випадках. Все це спонукало науковців дати більш точну класифікацію окремим витратам, зокрема, вважати змінні витрати умовно-пропорціональними, а постійні – непропорціональними, останні в свою чергу розподіляються на умовно-постійні і змінні [44]. Така класифікація цілком обґрунтована, що буде проілюстровано на прикладі дослідження реальних даних.

Можливість використання рівняння (3.4.24) для аналізу і оцінки частки умовно-постійних витрат апробована на промисловому об'єднанні за даними 5-ти років, які приведені до порівнянних цін останнього періоду. Розрахунки проведені по кожній статті загальної (зведеної) калькуляції витрат. Моделі оцінені за парним лінійним коефіцієнтом кореляції (r) та середньою помилкою апроксимації ($\bar{\varepsilon}$). Так, за винятком одного випадку, значення коефіцієнта кореляції знаходиться в межах 0,800–0,999 (допустима межа $r \geq 0,700$); середня помилка апроксимації – в межах 0,39 %–6,46 % (допустима межа $\bar{\varepsilon} \leq 10,0\%$). Таким чином, побудовані рівняння адекватно описують досліджуваний процес.

Водночас при реалізації рівняння (3.4.24) розраховані коефіцієнти еластичності E_i , які показують, на скільки процентів в середньому зміниться результативний показник y (статті затрат, повна собівартість продукції) зі зміною факторіальної ознаки (обсягу виробництва або реалізації продукції) на 1 %. Так, згідно з розрахунками для статей «Сировина і матеріали» $E = 0,995$; «Паливо і енергія на технологічні цілі» $E = 0,953$; «Основна і додаткова заробітна плата виробничих робітників» $E = 0,783$; «Відрахування на соціальне страхування» $E = 0,913$. Варто зазначити, що з часу проведення досліджень, номенклатура статей звітної калькуляції товарної продукції дещо змінилась, однак це ніяким чином не впливає на методику розрахунків.

Оскільки всі наведені коефіцієнти еластичності менше одиниці, то це засвідчує наведену вище тезу про відсутність абсолютно пропор-

ційних витрат. За величиною коефіцієнта еластичності можна оцінити частку постійних витрат у собівартості продукції. Дійсно, якщо для статті «Сировина і матеріали» коефіцієнт еластичності дорівнює 0,995, то це означає, що в середньому за досліджуваний період пропорційні витрати по цій статті становили 99,5 %, а постійні – лише 0,5 %. В цілому по собівартості товарної продукції пропорційні витрати дорівнюють 91,3 %, а постійні – 8,7 %. Таким чином, питома вага постійних витрат визначається за формулою

$$Y_{пв} = 100 - 100 \cdot E = 100(1 - E), \quad (3.4.26)$$

де $Y_{пв}$ – питома вага постійних витрат у загальних витратах на виробництво; E – коефіцієнт еластичності.

Дещо по-іншому проводиться процедура розрахунків для визначення питомої ваги постійних витрат в собівартості одиниці продукції, зокрема, в монопродуктових (однорідних) галузях, наприклад, у спиртовій промисловості. Досліджуваним показником є собівартість 1 дал спирту-сирцю $у$; як показники, що характеризують розмір підприємства $х$, використані вартісні показники (товарна продукція), і натуральні показники (виробництво умовного спирту-сирцю, виробнича потужність). Вибір певного показника розміру підприємства залежить від поставленої мети дослідження. Для розрахунку коефіцієнта еластичності E використане рівняння (3.4.25).

Аналіз отриманих коефіцієнтів еластичності дозволяє зробити такі висновки: зі зростанням обсягу продукції у вартісному вимірі на 1 % собівартість продукції знизиться приблизно на 0,037 %; зі збільшенням виробництва умовного спирту-сирцю на 1 % собівартість продукції знизиться приблизно на 0,040 %, нарешті, нарощування виробничої потужності на 1 % сприяє зниженню собівартості продукції приблизно на 0,045 %. Таким чином, з певним застереженням можна припустити, що умовно-постійні витрати складають в собівартості 1 дал спирту-сирцю 4,0 %.

Коефіцієнт еластичності може бути використаний не тільки для виявлення питомої ваги умовно-постійних витрат у загальних витратах, а і в плануванні (прогнозуванні). Дійсно, якщо ціни, тарифи за «передісторію», тобто за попередній період дослідження, приведені до

цін, тарифів останнього року (як це виконано у наших розрахунках), то можна передбачити величину запланованої собівартості товарної (реалізованої) продукції та окремих статей, скориставшись для цього рівнянням [63]:

$$y_{i(t+i)} = \frac{[E_i \cdot T_{np}(x) + 100]y_i(t)}{100}, \quad (3.4.27)$$

де $y_{i(t+i)}$ – очікуване значення прогнозного показника (стаття затрат, повна собівартість); E_i – коефіцієнт еластичності i -го показника; $T_{np}(x)$ – темп приросту обсягу товарної (реалізованої) продукції у плановому періоді в порівнянні з базисним; $y_{i(t)}$ – значення показника у базисному періоді.

Зниження собівартості продукції за рахунок непропорційних витрат у зв'язку зі збільшенням обсягу виробництва може бути розраховане за такою формулою:

$$\Delta C = [(y_i \times T_p(x) \times 0,01) - y_{i+i}], \quad (3.4.28)$$

де ΔC – зниження собівартості пропозиції; y_i – значення непропорційних витрат у базисному періоді; $T_p(x)$ – темп зростання обсягу виробництва; y_{i+i} – значення непропорційних витрат у $t+i$ періоді.

Підсумовуючи вищевикладене, варто взяти до уваги наступне: при виборі методу оцінки рівня концентрації перевагу слід надати тому, де відсутній або менший вплив суб'єктивного фактора. Дослідження тенденції зміни рівня концентрації доцільніше проводити на основі базисних індексів отриманого показника за весь період. Методи кореляції і регресії є ефективними засобами для встановлення взаємозв'язку між витратами на виробництво і об'ємом виготовленої (реалізованої) продукції та визначення на цій основі частки постійних витрат у загальних витратах. Результати розрахунків можуть бути використані для складання різних варіантів планів (прийняття рішень) і вибір на цій основі оптимального варіанта.

ВИСНОВКИ

Сучасний світ переживає епоху корінних змін, що відбуваються сьогодні значно швидше, ніж у минулому. Іде процес переосмислення людських цінностей, перегляду та зміни особистої світоглядної орієнтації.

Час і обставини, по суті, кинули людству виклик: як діяти за такої ситуації. Слушно відповів на це запитання Ф. Дж. Роджерс: «Зміни будуть вашими союзниками, якщо компанія діяльна і сприймає переміни, ловлячи звідусіль сигнали про реальні зміни. Водночас, зміни будуть вашим ворогом, якщо вони застають вас зненацька, звідси висновок: Ви повинні керувати змінами, або зміни будуть керувати вами» [24].

Зауважимо принагідно, зміст висновків викликає певні сумніви, які полягають у наступному: якщо зміни носять об'єктивний характер, то ними управляти, принаймні персоналом підприємства, в принципі неможливо. Однак своєчасне виявлення можливого настання значних перемін та відповідна підготовка до них забезпечить будь-якій фірмі безболісну адаптацію в нових умовах функціонування фірми.

Тому, як уже зазначалось, повсюдно стала усвідомлюватися практична цінність передбачувальної функції системи управління, що пов'язано з побудовою прогнозів.

Варто пам'ятати, що прогнозування не є самоціллю. Кожен прогноз розробляється, насамперед, для складання планів, для прийняття рішень в різних сферах діяльності.

Прогноз – це складова частина планування, яка передує останньому і призначенням якої є формування та передача інформації для обґрунтування планових рішень і вибору оптимальних напрямків господарської діяльності [23].

Загальна формула – «Управляти – значить передбачати» – особливо справедлива для планування, оскільки зміст плану – це процес майбутнього розвитку. З огляду на вищевикладене, американські спеціалісти вважають прогнози одним із основних видів інформаційного забезпечення внутрішньофірмового планування [64].

Органічне включення методології прогнозування в методологію стратегічного планування сприяє підвищенню наукового рівня планування. У свою чергу, розвиток внутрішньофірмового планування став могутнім імпульсом посилення уваги до економічного прогнозування.

При характеристиці економічного прогнозу варто окремо підкреслити його аналітичні можливості, що неодноразово ілюструвалося у 3-тій главі монографії. За допомогою рівнянь тренду виявлялись і оцінювались тенденції розвитку явищ і процесів. Шляхом порівняльного аналізу статистичних характеристик рівнянь вибрані моделі, які найкращим чином описують досліджувані явища і процеси. Використання прийому «прогноз екс-пост» надало можливість скористатися порівняльним аналізом для вибору рівняння тренду, яке забезпечує найвищий рівень точності прогнозу досліджуваного показника.

Але особливу увагу варто звернути на ретроспективний факторний аналіз, методика якого забезпечує можливість оперувати з факторами першого порядку і оцінити вплив первинних реальних факторів на зміну досліджуваного показника. Такого роду порівняльний факторний аналіз можна провести як для динамічних рядів, так і для просторової інформації. Передпланові аналітичні дослідження значно розширюють можливість результатів прогнозування і водночас стають надійною основою передбачення на перспективу.

В управлінні виробництвом вкрай важливо звернути увагу на формулу 60–30–10, де 60 – частка впливу помилок, пов'язаних з стратегічними рішеннями; 30 – з поточними рішеннями; 10 – оперативними рішеннями.

Якщо результати поточних і тим більш стратегічних рішень інколи проблематично завчасно передбачати, то оперативні цілком можливо, про що свідчать приклади, наведені у третій главі.

Такого роду прогнози відіграють роль сигнальної системи, яка своєчасно сповіщає про ймовірність настання небажаних подій. Отримані сигнали дозволяють органам управління унеможливити, відвернути настання негативних подій, або принаймні послабити їх дії.

Сьогодні, так званим, попереджувачим, профілактичним прогнозам надається велика увага.

Варто наголосити, що економіко-статистичні методи виявилися надійним інструментом для моделювання і проведення факторного аналізу також і для підприємств інших галузей харчової промисловості, зокрема, молочної [65] тощо.

Однак, про можливості будь-якого методичного апарату можна судити лише після перевірки його у функціонуючій автоматизованій системі у реальному режимі часу.

Така системи по цукровій промисловості України була розроблена і впроваджена в експлуатацію по: республіканському виробничому об'єднанню Укрцукропром – в 1977 р.; по Вінницькому виробничому об'єднанню Вінницяцукор – у 1980 р. Названі системи функціонували в реальному режимі часу щодавно з 01.07 по 01.10.

Результати прогнозів надсилались відповідно у вищі партійні і державні органи, Міністерство харчової промисловості України, Укрцукропром, Вінницяцукропром.

Результатами прогнозування на наступний виробничий сезон були очікувані дані про масу кореня буряка та його цукристість, біологічну і фактичну урожайність, обсяг валового збору буряків – в полі, зібраного, заготовленого, переробленого, втрати буряків та цукру на всіх етапах – від поля до переробки, об'єм виготовленого цукру, тривалість сокодобування та виробничого сезону тощо.

Вся система прогнозування була побудована на економіко-статистичних методах і проявила себе надійною і, що суттєво, високоточною, про що, насамперед, свідчить тривалість її функціонування з 1977 р. по 1992 р., тобто до моменту демонтажу централізованої системи управління народним господарством.

Входження у нове тисячоліття характеризується розвитком нової методології прогнозування – «Форсайт», що означає «передбачення» або «погляд у майбутнє» [66].

На відміну від розрізаних, незалежних (автономних) один від одного прогнозів, які складаються на рівні підприємств, галузі, держави, «Форсайт» є описанням імовірних тенденцій економічного і технологічного розвитку на довгострокову перспективу, з урахуванням досягнення консенсусу між державою, бізнесом і суспільством стосовно стратегічних напрямків національного розвитку. Як сучасна система технологічного прогнозування, «Форсайт» організовується у формі систематичного процесу, який природно, повинен плануватися і реалізовуватися. Такий неперервний і збалансований процес забезпечує підвищення конкурентоспроможності країни і вирішення важливих соціально-економічних проблем.

І як висновок, досвід показує, що значних результатів будь-яка наука, відповідно і практика, може досягти лише за умови широкого використання у дослідженнях, виробничій або будь-якій іншій діяльності нових прогресивних методологічних прийомів.

ДОДАТОК А

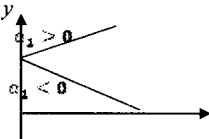
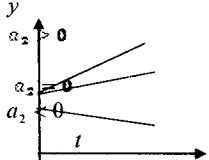
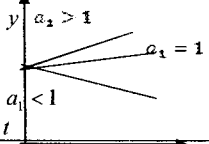
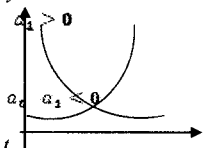
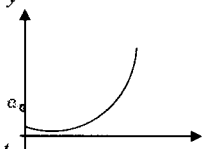
Таблиця А1 – Парні моделі

№ з/п	Вид рівняння, $y=f(x)$	Гранична віддача, $y'=\partial y / \partial x$	Коефіцієнт еластичності, $E = \sum \varepsilon_i \bar{y}_i / \sum \bar{y}_i$ $\varepsilon_i = \bar{y}'_i \cdot x_i / \bar{y}_i = a_1 \bar{x} / \bar{y}_i$
1	$y = a_0 + a_1 x$	a_1	$a_1 x / (a_0 + a_1 x)$
2	$y = a_0 + a_1 \ln x$	a_1 / x	$a_0 / (a_0 + a_1 \ln x)$
3	$\ln y = a_0 + a_1 x$	$a_1 y$	$a_1 x$
4	$\ln y = a_0 + a_1 \ln x$	$a_1 y / x$	a_1
5	$y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2$	$a_1 + 2a_2 x$	$(a_1 + 2a_2 x^2) / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2)$
6	$y = a_0 a_1^x a_2^{x^2}$	$a_0 a_1^x a_2^{x^2} (\ln a_1 + 2x \ln a_2)$	$(\ln a_1 + 2x \ln a_2) x$
7	$y = a_0 x^{a_1} e^{a_2 x}$	$a_0 a_1 x^{a_1-1} e^{a_2 x} + a_0 a_1 x^{a_1} e^{a_2 x}$	$a_1 + a_2 x$
8	$y = a_0 + a_1^x a_2^{x^2}$	$a_1^x a_2^{x^2} (\ln a_1 + 2x \ln a_2)$	$(a_1^x a_2^{x^2} x (\ln a_1 + 2x \ln a_2)) / (a_0 + a_1^x a_2^{x^2})$
9	$y = a_0 a_1^x$	$a_0 a_1^x \ln a_1$	$x \ln a_1$
10	$y = a_0 x^{a_1}$	$a_0 a_1 x^{a_1-1}$	a_1
11	$y = a_0 a_1^{a_2 x}$	$a_0 a_2 a_1^{a_2 x} \ln a_1 \ln a_2$	$a_2 x \ln a_1 \ln a_2$
12	$y = e^{a_0 + a_1 x}$	$a_1 e^{a_0 + a_1 x}$	$a_1 x$
13	$y = a_0 + a_1 / x$	$-a_1 / x^2$	$-a_1 / (a_0 x + a_1)$
14	$y = a_0 + a_1 / \ln x$	$-a_1 / x (\ln x)^2$	$-a_1 / (\ln x (a_0 \ln x + a_1))$
15	$y = a_0 e^{a_1 / x}$	$-(a_0 a_1 / x^2) e^{a_1 / x}$	$-a_0 a_1 / x$
16	$y = a_0 e^{a_1 / \ln x}$	$-(a_0 a_1 / x (\ln x))^2 e^{a_1 / x}$	$-a_1 / (\ln x)^2$
17	$y = a_0 / (1 + a_1 e^{a_2 x})$	$-(a_1 a_2 a_3 / (1 + a_1 e^{a_2 x})^2) e^{a_2 x}$	$-(a_1 a_2 x e^{a_2 x}) / (1 + a_1 e^{a_2 x})$
18	$y = a_0 + a_1 e^{-x}$	$-a_1 e^{-x}$	$-(a_1 x e^{-x}) / (a_0 + a_1 e^{-x})$
9	$y = a_0 a_1 / x + a_2 x$	$-a_1 / (x^2 + a_2)$	$(a_2 x - a_1) / (a_0 x + a_1 + a_2 x^2)$
20	$y = a_0 a_1 / x + a_2 x^2$	$-a_1 / x^2 - 2a_2 / x^3$	$-(a_1 x + 2a_2) / (a_0 x^{a_1} + a_1 x + a_2 x^2)$


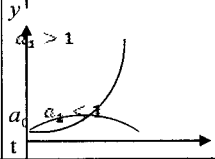
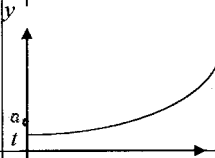
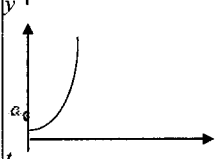
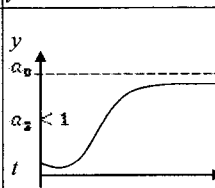
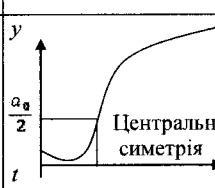
№ з/п	Вид рівняння, $y = f(x)$	Гранична віддача, $y' = \partial y / \partial x$	Коефіцієнт еластичності, $E = \sum \varepsilon_i \bar{y}_i / \sum \bar{y}_i$ $\varepsilon_i = \bar{y}'_i \cdot x_i / \bar{y}_i = a_i \bar{x} / \bar{y}_i$
21	$y = a_0 e^{a_1 x + a_2 x^2}$	$a_0 e^{a_1 x + a_2 x^2} (a_1 + 2a_2 x)$	$a_1 x + 2a_2 x^2$
22	$y = a_0 + a_1 e^x$	$a_1 e^x$	$a_1 e^x x / (a_0 + a_1 e^x)$
23	$y = a_0 x + x a_1 \ln x$	$a_0 + a_1 \ln x + a_1$	$(a_0 + a_1 \ln x + a_1) / (a_0 + a_1 \ln x)$
24	$y = 1 / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2)$	$-(a_1 + 2a_2 x) / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2)^2$	$-(a_1 x + 2a_2 x^2) / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2)$
25	$y = 1 / (a_0 + a_1 a_2^x)$	$-(a_1 + 2a_2 x) / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2)^2$	$(a_1 x a_2^x \ln a_2) / (a_0 + a_1 a_2^x)$
26	$y = a_0 + a_1 \sin x + a_2 \cos x$	$a_1 \cos x - a_2 \sin x$	$-(a_1 \cos x - a_2 \sin x) x / (a_0 + a_1 \sin x + a_2 \cos x)$
27	$y = a_0 + a_1 \operatorname{tg} x + a_2 \operatorname{ctg} x$	$a_1 / \cos^2 x - a_2 / \sin^2 x$	$(a_1 / \cos^2 x - a_2 / \sin^2 x) \cdot x / (a_0 + a_1 \operatorname{tg} x + a_2 \operatorname{ctg} x)$
28	$y = a_0 + a_1 \sin x$	$a_1 \cos x$	$a_1 x \cos x / (a_0 + a_1 \sin x)$
29	$y = a_0 + a_1 \operatorname{tg} x$	$a_1 / \cos^2 x$	$a_1 x / \cos^2 x (a_0 + a_1 \operatorname{tg} x)$
30	$y = a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + a_3 x^3 + \dots + a_n x^n$	$a_1 + 2a_2 x + 3a_3 x^2 + \dots + n a_n x^{n-1}$	$x \cdot (a_1 + 2a_2 x + 3a_3 x^2 + \dots + n a_n x^{n-1}) / (a_0 + a_1 x + a_2 x^2 + a_3 x^3 + \dots + a_n x^n)$

ДОДАТОК Б

Таблиця Б.1 – Види рівнянь тренду та їх графічне зображення

№ п/п	Назва рівняння тренду	Вид функції	Графічне зображення
1	Лінійне	$y = a_0 + a_1 t$	
2	Квадратичне (параболічне)	$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2$	
3	Степеневе	$y = a_0 t^{a_1}$	
4	Експоненціальне	$y = a_0 e^{a_1 t}$	
5	Степенєво-експоненціальне	$y = a_0 t^{a_1} e^{a_2 t}$	

Продовження табл. Б.1

№ з/п	Назва рівняння тренду	Вид функції	Графічне зображення
6	Гіперболічне	$y = a_0 + \frac{a_1}{t}$	
7	Показникове	$y = a_0 a_1^t$	
8	Модифікована показникова (логарифмічна парабола)	$y = a_0 a_1^t a_2^{t^2}$	
9	Кубічна парабола	$y = a_0 + a_1 t + a_2 t^2 + a_3 t^3$	
10	Крива Гомперца	$y = a_0 a_1^{a_2^t}$	
11	Логістична крива (S-подібна)	$y = \frac{a_0}{1 + a_1 e^{-a_2 t}}$	

ДОДАТОК В

Таблиця В1 – Критичні значення t-критерію Ст'юдента (t_T)

Число ступенів свободи	Рівень істотності, α (довірча імовірність, P)	
	$\alpha = 0,05$ ($P = 0,95$)	$\alpha = 0,01$ ($P = 0,99$)
1	12,71	63,66
2	4,30	9,92
3	3,18	5,48
4	2,78	4,60
5	2,57	4,03
6	2,45	3,71
7	2,36	3,50
8	2,31	3,36
9	2,26	3,25
10	2,23	3,17
11	2,20	3,11
12	2,18	3,05
13	2,16	3,01
14	2,14	2,98
15	2,13	2,95
16	2,12	2,92
17	2,11	2,90
18	2,10	2,88
19	2,09	2,86
20	2,09	2,85
21	2,08	2,83
22	2,07	2,82
23	2,07	2,81
24	2,06	2,80
25	2,06	2,79
26	2,06	2,78
27	2,05	2,77
28	2,05	2,76
29	2,05	2,76
30	2,04	2,75
40	2,02	2,70
60	2,00	2,66

ДОДАТОК Г

Таблиця Г1 – Значення F-критерію Фішера F_T при ймовірностях 0,95 (верхній рядок) і 0,99 (нижній рядок)

K_2	Число ступенів свободи варіації для більшої дисперсії (K_1)									
	1	3	5	7	9	11	14	20	30	50
1	161	216	230	237	241	243	245	248	250	252
	4052	5403	5764	5928	6022	6082	6142	6208	6258	6302
3	10,3	9,28	9,01	8,88	8,81	8,76	8,71	8,66	8,62	8,58
	34,12	29,46	28,24	27,67	27,34	27,13	26,92	26,69	26,50	26,35
5	6,61	5,41	5,05	4,88	4,78	4,70	4,64	4,56	4,50	4,44
	16,26	12,06	10,97	10,45	10,15	9,96	9,77	9,55	9,38	9,24
7	5,59	4,35	3,97	3,79	3,68	3,60	3,52	3,44	3,38	3,32
	12,25	8,45	7,46	7,00	6,71	6,54	6,35	6,15	5,98	5,85
9	5,12	3,86	3,48	3,29	3,18	3,10	3,02	2,93	2,86	2,80
	10,56	6,99	6,06	5,62	5,35	5,18	5,00	4,80	4,64	4,51
11	4,84	3,59	3,20	3,01	2,90	2,82	2,74	2,65	2,57	2,50
	9,05	6,22	5,32	4,88	4,63	4,46	4,29	4,10	3,94	3,80
13	4,67	3,41	3,02	2,84	2,72	2,63	2,55	2,46	2,38	2,32
	9,07	5,74	4,86	4,44	4,19	4,02	3,85	3,67	3,51	3,37
15	4,54	3,29	2,90	2,70	2,59	2,51	2,43	2,33	2,25	2,18
	8,68	5,42	4,56	4,14	3,89	3,73	3,56	3,36	3,20	3,07
17	4,45	3,20	2,81	2,62	2,50	2,41	2,33	2,23	2,15	2,08
	8,40	5,18	4,34	3,93	3,68	3,52	3,35	3,16	3,00	2,89
19	4,38	3,13	2,74	2,55	2,43	2,34	2,26	2,15	2,07	2,00
	8,18	5,01	4,17	3,77	3,52	3,36	3,19	3,00	2,84	2,70
21	4,32	3,07	2,68	2,49	2,37	2,28	2,20	2,09	2,00	1,93
	8,02	4,87	4,04	3,65	3,40	3,24	3,07	2,88	2,72	2,58
23	4,28	3,03	2,64	2,45	2,32	2,24	2,14	2,04	1,96	1,88
	7,88	4,46	3,94	3,54	3,30	3,14	2,97	2,78	2,62	2,48
25	4,24	2,99	2,60	2,41	2,28	2,20	2,11	2,00	1,92	1,84
	7,77	4,68	3,86	3,46	3,21	3,05	2,89	2,70	2,54	2,40
27	4,21	2,96	2,57	2,37	2,25	2,16	2,08	1,97	1,88	1,80
	7,68	4,60	3,79	3,39	3,14	2,98	2,83	2,63	2,45	2,33
29	4,18	2,93	2,54	2,35	2,22	2,14	2,05	1,94	1,85	1,77
	7,60	4,54	3,73	3,33	3,08	2,92	2,77	2,57	2,41	2,27

ДОДАТОК Д

Таблиця Д1 – Рівень імовірності коефіцієнтів автокореляції

Розмір вибірки, <i>n</i>	Додатні значення		Від'ємні значення	
	5 %-й рівень	1 %-й рівень	5 %-й рівень	1 %-й рівень
5	0,253	0,297	-0,735	-0,798
6	0,345	0,447	-0,708	-0,863
7	0,340	0,510	-0,674	-0,799
8	0,371	0,531	-0,625	-0,764
9	0,366	0,533	-0,593	-0,737
10	0,360	0,525	-0,564	-0,705
11	0,353	0,515	-0,539	-0,679
12	0,348	0,505	-0,516	-0,655
13	0,341	0,495	-0,497	-0,634
14	0,335	0,485	-0,479	-0,615
15	0,328	0,475	-0,462	-0,597
20	0,299	0,432	-0,399	-0,524
25	0,276	0,398	-0,356	-0,473
30	0,257	0,370	-0,324	-0,443
35	0,242	0,347	-0,300	-0,401
40	0,229	0,329	-0,279	-0,376
45	0,218	0,313	-0,262	-0,356
50	0,208	0,301	-0,248	-0,339
55	0,199	0,289	-0,236	-0,324
60	0,191	0,278	-0,225	-0,310
65	0,184	0,268	-0,216	-0,298
70	0,178	0,259	-0,207	-0,287
75	0,174	0,250	-0,201	-0,276
80	0,170	0,246	-0,195	-0,271
85	0,165	0,239	-0,189	-0,263
90	0,161	0,233	-0,184	-0,255
95	0,157	0,227	-0,179	-0,248
100	0,154	0,221	-0,174	-0,242

ДОДАТОК Е

Таблиця Е1 – Критерій фон Неймана–Харта

Розмір вибірки, <i>n</i>	Величина N_T^n при $r > 0$		Величина N_T^0 при $r < 0$	
	$P = 0,99$	$P = 0,95$	$P = 0,95$	$P = 0,99$
4	0,8341	1,0406	4,2927	4,4992
5	0,6724	1,0255	3,9745	4,3276
6	0,6738	1,0682	3,7318	4,1262
7	0,7163	1,0919	3,5748	3,9504
8	0,7575	1,1228	3,4486	3,8139
9	0,7974	1,1524	3,3476	3,7025
10	0,8353	1,1803	3,2642	3,6091
11	0,8706	1,2062	3,1938	3,5294
12	0,9033	1,2301	3,1335	3,4603
13	0,9336	1,2521	3,0812	3,3996
14	0,9618	1,2725	3,0352	3,3458
15	0,9880	1,2914	2,9943	3,2977
16	1,0124	1,3090	2,9577	3,2543
17	1,0352	1,3253	2,9247	3,2148
18	1,0566	1,3405	2,8948	3,1787
19	1,0766	1,3547	2,8675	3,1456
20	1,0954	1,3680	2,8425	3,1151
21	1,1131	1,3805	2,8195	3,0869
22	1,1298	1,3923	2,7982	3,0607
23	1,1456	1,4035	2,7784	3,0362
24	1,1606	1,4141	2,7599	3,0133
25	1,1748	1,4241	2,7426	2,9919
26	1,1883	1,4336	2,7264	2,9718
27	1,2012	1,4426	2,7112	2,9528
28	1,2135	1,4512	2,6969	2,9348
29	1,2252	1,4594	2,6834	2,9172
30	1,2363	1,4672	2,6707	2,9016
31	1,2469	1,4746	2,6587	2,8864
32	1,2570	1,4817	2,6473	2,8720
33	1,2607	1,4885	2,6365	2,8583
34	1,2761	1,4951	2,6262	2,8451
35	1,2852	1,5014	2,6163	2,8324
36	1,2940	1,5075	2,6068	2,8202
37	1,3025	1,5135	2,5977	2,8085
38	1,3108	1,5193	2,5889	2,7973

Розмір вибірки, n	Величина N_T^n при $r > 0$		Величина N_T^0 при $r < 0$	
	$P = 0,99$	$P = 0,95$	$P = 0,95$	$P = 0,99$
39	1,3188	1,5249	2,5804	2,7865
40	1,3266	1,5304	2,5722	2,7760
41	1,3342	1,5357	2,5643	2,7658
42	1,3315	1,5408	2,5567	2,7560
43	1,3486	1,5458	2,5494	2,7466
44	1,3554	1,5506	2,5424	2,7376
45	1,3620	1,5552	2,5357	2,7289
46	1,3684	1,5596	2,5293	2,7205
47	1,3745	1,5638	2,5232	2,7125
48	1,3802	1,5678	2,5173	2,7049
49	1,3856	1,5716	2,5117	2,6977
50	1,3907	1,5752	2,5064	2,6908
51	1,3957	1,5787	2,5013	2,6842
52	1,4007	1,5822	2,4963	2,6777
53	1,4957	1,5856	2,4914	2,6712
54	1,4107	1,5890	2,4866	2,6648
55	1,4156	1,5923	2,4819	2,6585
56	1,4203	1,5955	2,4773	2,6524
57	1,4249	1,5987	2,4728	2,6465
58	1,4294	1,6091	2,4684	2,6407
59	1,4339	1,6051	2,4640	2,6350
60	1,4384	1,6082	2,4596	2,6294

ДОДАТОК Ж

Таблиця Ж1 – Розподіл критерію Дарбіна–Уотсона для позитивної автокореляції (для 5 %-го рівня істотності)

Розмір вибірки, n	$V=1$		$V=2$		$V=3$		$V=4$		$V=5$	
	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2	d_1	d_2
15	1,08	1,36	0,95	1,54	0,82	1,75	0,69	1,97	0,56	2,21
16	1,10	1,37	0,98	1,54	0,86	1,73	0,74	1,93	0,62	2,15
17	1,13	1,38	1,02	1,54	0,90	1,71	0,78	1,90	0,67	2,10
18	1,16	1,39	1,05	1,53	0,93	1,69	0,82	1,87	0,71	2,06
19	1,18	1,40	1,08	1,53	0,97	1,68	0,86	1,85	0,75	2,02
20	1,20	1,41	1,10	1,54	1,00	1,68	0,90	1,83	0,79	1,99
21	1,22	1,42	1,13	1,54	1,03	1,67	1,93	1,81	0,83	1,96
22	1,24	1,43	1,15	1,54	1,05	1,66	0,96	1,80	0,86	1,94
23	1,26	1,44	1,17	1,54	1,08	1,66	0,99	1,79	0,90	1,92
24	1,27	1,45	1,19	1,55	1,10	1,66	1,01	1,78	0,93	1,90
25	1,29	1,45	1,21	1,55	1,12	1,66	1,04	1,77	0,95	1,89
26	1,30	1,46	1,22	1,55	1,14	1,65	1,06	1,76	0,98	1,89
27	1,32	1,47	1,24	1,56	1,16	1,65	1,08	1,76	1,01	1,86
28	1,33	1,48	1,26	1,56	1,18	1,65	1,10	1,75	1,03	1,85
29	1,34	1,48	1,27	1,56	1,20	1,65	1,12	1,74	1,05	1,84
30	1,35	1,49	1,28	1,57	1,21	1,65	1,14	1,74	1,07	1,83
35	1,40	1,52	1,34	1,58	1,28	1,65	1,22	1,73	1,16	1,80
40	1,44	1,54	1,39	1,60	1,34	1,66	1,29	1,72	1,23	1,79
45	1,48	1,57	1,43	1,62	1,38	1,67	1,34	1,72	1,29	1,78
50	1,50	1,59	1,46	1,63	1,42	1,67	1,38	1,72	1,34	1,77
55	1,53	1,60	1,49	1,64	1,45	1,64	1,41	1,72	1,38	1,77
60	1,55	1,62	1,51	1,65	1,48	1,69	1,44	1,73	1,41	1,77
70	1,58	1,64	1,55	1,67	1,52	1,70	1,49	1,74	1,46	1,77
80	1,61	1,66	1,59	1,69	1,56	1,72	1,53	1,74	1,51	1,77
90	1,63	1,68	1,61	1,70	1,59	1,73	1,57	1,75	1,54	1,78
100	1,65	1,69	1,63	1,72	1,61	1,74	1,59	1,76	1,57	1,78

Примітки: d_1, d_2 – відповідно нижня і верхня границі критерію Дарбіна–Уотсона; V_i – число змінних в моделі.

ДОДАТОК 3

Таблиця 31 – Критерій Пірсона (χ^2)

$n - 1$	P	
	0,95	0,99
1	3,84	6,63
2	5,99	9,21
3	7,81	11,34
4	9,49	13,28
5	11,07	15,09
6	12,59	16,81
7	14,07	18,47
8	15,51	20,09
9	16,92	21,67
10	18,31	23,21
11	19,67	24,72
12	21,03	26,22
13	22,37	27,69
14	23,68	29,14
15	25,00	30,58
16	26,30	32,00
17	27,59	33,41
18	28,87	34,80
19	30,14	36,19
20	31,41	37,57
21	32,67	38,93
22	33,92	40,29
23	35,17	41,63
24	36,41	42,98
25	37,65	44,31
26	38,88	45,64
27	40,11	46,96
28	41,34	48,28
29	42,56	49,59
30	43,77	50,89

ЛИТЕРАТУРА

1. Глушков В. М. Математизация научного знания и теория решений / В. М. Глушков // Вопросы философии. – 1978. – № 1. – С. 28–30.
2. Глушков В. М. О гносеологических основах математизации наук / В. М. Глушков. // Динамика и логика научного познания. – М. : Наука, 1966. – С. 406–412.
3. Акчурин И. А. Методологические проблемы математического моделирования в естествознании / А. И. Акчурин, М. Ф. Веденов, Ю. В. Сачнов // Вопросы философии. – 1966. – № 4. – С. 71–73.
4. Социально-экономическая статистика / под ред. П. Я. Октябрского. – Л. : Изд-во Ленинградского у-та, 1978. – 152 с.
5. Федосеев П. Н. Философия и интеграция знания / П. Н. Федосеев // Вопросы философии. – 1978. – № 7. – С. 16–30.
6. Рузавин Г. И. Методология научного исследования / Г. И. Рузавин. – М. : ЮНИТИ-ДАНА, 2012. – 287 с.
7. Хедди Э. Производственные функции в сельском хозяйстве / Э. Хедди, Д. Дилон. – М. : Прогресс, 1965. – 600 с.
8. Cobb C. W. Theory of Production / C. W. Cobb, P. H. Dauglas // American Economic Review, Supplement. – 1928, March. – P. 139–165.
9. Браун М. Теория и измерение технического прогресса / М. Браун. – М. : Статистика, 1971. – 208 с.
10. Вишнев С. М. Экономические параметры / С. М. Вишнев. – М. : Наука, 1968. – 189 с.
11. Крастинь О. П. Применение регрессионного анализа в исследованиях экономики сельского хозяйства / О. П. Крастинь. – Рига : Зинатне, 1976. – 250 с.
12. Михалевский Б. Н. Перспективные расчеты на основе простых динамических моделей / Б. Н. Михалевский. – М. : Наука, 1964. – 245 с.
13. Михалевский Б. Н. Производственные функции народного хозяйства СССР за 1951–1963 / Б. Н. Михалевский, Ю. П. Соловьев // Экономика и математические методы. – 1966. – Т. 20. – Вып. 1. – С. 248–259.
14. Гладышевский А. И. Производственные функции, их построение и применение / А. И. Гладышевский // Экономика и математические методы. – 1966. – Т. II. – Вып. 4. – С. 26.
15. Терехов Л. Л. Производственные функции / Л. Л. Терехов. – М. : Статистика, 1974. – 128 с.

16. Трегубов К. Г. Математические методы анализа производственных взаимосвязей в сельском хозяйстве / К. Г. Трегубов. – М. : Колос, 1972. – 127 с.
17. Тинтнер Г. Введение в эконометрику / Г. Тинтнер. – М. : Статистика, 1965. – 361 с.
18. Трофимов В. П. Анализ группировок методом наименьших квадратов / В. П. Трофимов // Вопросы статистической методологии и статистико-экономического анализа. – М. : Статистика, 1971. – С. 139–154.
19. Немчинов В. С. Избранные произведения / В. С. Немчинов. – М. : Наука, 1976. – Т. 2. – 211 с.
20. Сиськов В. И. Корреляционный анализ в экономических исследованиях / В. И. Сиськов. – М. : Статистика, 1975. – 168 с.
21. Чупров А. А. Основные проблемы теории корреляции / А. А. Чупров. – М. : Госстатиздат, 1960. – 170 с.
22. Савицкая Г. В. Анализ взаимосвязей в хозяйственной деятельности предприятий / Г. В. Савицкая. – М. : Финансы, 1970. – 80 с.
23. Мартино Дж. Технологическое прогнозирование / Дж. Мартино. – М. : Прогресс, 1977. – 592 с.
24. Роджерс Ф. Дж. ИБМ. Взгляд изнутри. Человек–фирма–маркетинг / Ф. Дж. Роджерс. – М. : Прогресс, 1990. – 280 с.
25. Грабовецкий Б. Е. Перспективный анализ и его место в управлении производством / Б. Е. Грабовецкий // Бухгалтерский учет. – 1984. – № 7. – С. 17–18.
26. Грабовецкий Б. Є. Особливості використання стратегічного аналізу в управлінні виробництвом / Б. Є. Грабовецкий // Вісник Вінницького політехнічного інституту. – 2001. – № 4. – С. 47–52.
27. Ансофф И. Стратегическое управление : сокр. пер. с англ. / И. Ансофф. – М. : Экономика, 1989. – 358 с.
28. Четыркин Е. М. Статистические методы прогнозирования / Е. М. Четыркин. – М. : Статистика, 1975. – 184 с.
29. Жигалов А. Н. О преобразовании факторов при построении многофакторных регрессионных уравнений / А. Н. Жигалов // Экономика и математические методы. – 1976. – Т. XII. – Вып.2. – С. 381–384.
30. Грабовецкий Б. Е. Об оценке адекватности уравнения регрессии / Б. Е. Грабовецкий // Вестник статистики. – 1976. – № 5. – С. 58–61.
31. Грабовецкий Б. Е. О выборе вида уравнения / Б. Е. Грабовецкий, Т. А. Спирина // Вестник статистики. – 1976. – № 2. – С. 50–53.

32. Теория прогнозирования и принятие решений / под ред. С. А. Саркисяна. – М. : Высшая школа, 1977. – 351 с.

33. Дерзский В. Г. О критерии выбора оптимальной длины динамического ряда при прогнозировании / В. Г. Дерзский, А. А. Бабич // Механизация и автоматизация управления. – 1975. – № 3. – С. 7–11.

34. Манелля А. И. Динамика урожайности сельскохозяйственных культур в РСФСР / А. И. Манелля, Н. Н. Нагнибедова, А. А. Френкель. – М. : Статистика, 1972. – 192 с.

35. Хайкин В. П. Корреляция и статистическое моделирование в экономических расчетах / В. П. Хайкин, В. С. Найденов, С. Г. Галуза. – М. : Экономика, 1964. – 216 с.

36. Вишнев С. М. Роль стратегических ограничений в прогнозировании / С. М. Вишнев // Экономика и математические методы. – 1977. – Т. X. – Вып. 1. – С. 45–54.

37. Лисичкин В. А. О достоверности прогноза / В. А. Лисичкин. – М. : Знание, 1979. – 64 с.

38. Терехов Л. Дослідження факторів росту виробництва на основі галузевих виробничих функцій / Л. Терехов, Б. Грабовецький // Економіка Радянської України. – 1978. – № 6. – С. 58–61.

39. Грабовецький Б. Є. Виробничі функції: теорія, побудова, використання в управлінні виробництвом : монографія / Б. Є. Грабовецький. – Вінниця : УНІВЕРСУМ–Вінниця, 2006. – 137 с.

40. Грабовецький Б. Є. Вибір оптимального варіанта виробничої програми для підприємств кондитерської галузі з використанням математичних методів і ЕЦОМ / Б. Є. Грабовецький, Г. Ф. Літвіцький, Г. О. Чернятин // Харчова промисловість. – 1969. – № 2. – С. 25–27.

41. Крижанівський І. С. Побудова планової структури виробництва продукції в кондитерській промисловості / І. С. Крижанівський, Б. Є. Грабовецький, В. В. Дмитраш // Харчова промисловість. – 1973. – № 5. – С. 23–25.

42. Экономический анализ в системе управления производством / [В. И. Самборский, Б. Е. Грабовецкий, В. В. Дмитраш, Е. И. Яремчук]. – М. : Финансы, 1978. – 200 с.

43. Грабовецкий Б. Е. Анализ и прогнозирование структуры продукции в кондитерской промышленности / Б. Е. Грабовецкий, Л. К. Родикнова, Н. В. Ивашкив // Хлебопекарная и кондитерская промышленность. – 1985. – № 1. – С. 13–25.

44. Кантор Л. М. Себестоимость в социалистической промышленности / Л. М. Кантор. – М. : Госполитиздат, 1958. – 274 с.
45. Жданов В. П. Планирование себестоимости промышленной продукции по факторам / В. П. Жданов, В. Ф. Котов. – М. : Экономика, 1966. – 143 с.
46. Определение изменения уровня концентрации производства с помощью графика Лоренца / [Е. В. Литвинов, В. В. Дмитраш, Б. Е. Грабовецкий, Г. Ф. Литвицкий] // Сахарная промышленность. – 1971. – № 8. – С. 47–49.
47. Грабовецкий Б. Є. Прогнозування основних виробничих фондів / Б. Є. Грабовецкий, В. В. Дмитраш // Харчова промисловість. – 1975. – № 1. – С. 21–23.
48. Грабовецкий Б. Є. Теорія і практика прогнозування в управлінні сучасним виробництвом: бурякоцукровий комплекс : монографія / Б. Є. Грабовецкий. – Вінниця : УНІВЕРСУМ–Вінниця, 2002. – 264 с.
49. Кравцов Н. П. Метеофакторы и продуктивность свеклы / Н. П. Кравцов // Сахарная свекла. – 1991. – № 6. – С. 21–26.
50. Долан Э. Дж. Рынок: микроэкономическая модель / Э. Дж. Долан, Д. Е. Линдсей. – СПб. : Печатный двор, 1994. – 496 с.
51. Грабовецкий Б. Е. Анализ тенденции роста корня и сахаристости свеклы по данным пробных участков / Б. Е. Грабовецкий, В. В. Дмитраш // Сахарная промышленность. – 1977. – № 1. – С. 49–52.
52. Варшавский Б. Я. Совершенствовать методику прогнозирования биологического урожая сахарной свеклы и получения сахара / Б. Я. Варшавский, В. Б. Варшавская, О. В. Гойко // Сахарная промышленность. – 1987. – № 7. – С. 41–43.
53. Справочник по заготовке, приёмке и хранению свеклы / под общей редакцией С. Е. Фридмана. – М. : Пищевая промышленность. – 1974. – 284 с.
54. Пітик О. В. Маркетингова стратегія в управлінні виробництвом насіння соняшника : монографія / О. В. Пітик, Б. Є. Грабовецкий. – Вінниця : ВНТУ. – 2012. – 156 с.
55. Про невідкладні заходи щодо захисту власників земельних ділянок та земельних часток (паїв) : указ Президента України № 725/2008. – Режим доступу до тексту: <http://dkzr.gov.ua>.
56. Закон України «Про оренду землі» від 6 жовтня 1998 р. № 161-ХІV. – Режим доступу: <http://zakon2.rada.gov.ua/laws/show/161-14>.

57. Андрійчук В. Г. Ефективність діяльності аграрних підприємств: теорія, методика, аналіз : монографія / В. Г. Андрійчук. – К. : КНЕУ, 2005. – 291 с.

58. Шарова Н. Концентрація сільськогосподарського виробництва / Н. Шарова // Економіст. – 2005. – № 7. – С. 52–60.

59. Экономика и организация сельскохозяйственного производства / А. Э. Сагайдак, О. Г. Третьякова, А. Д. Екайкин и др. ; под. ред. А. Э. Сагайдака. – М. : Колос, 2005. – 360 с.

60. Грабовецкий Б. Е. Применение экономико-математических методов для определения уровня концентрации в спиртовой промышленности / Б. Е. Грабовецкий, В. В. Дмитраш. – М. : ЦНИИТЭИ Минпищепрома СССР, 1973. – 23 с.

61. Пасхавер Б. Использование графика Лоренца для измерения уровня концентрации / Б. Пасхавер // Вестник статистики. – 1970. – № 2. – С. 62–65.

62. Грабовецкий Б. Е. Анализ условно-постоянных расходов в отрасли пищевой промышленности / Б. Е. Грабовецкий, О. П. Антонюк // Известия Вузов СССР. Пищевая технология. – 1979. – № 6. – С. 11–13.

63. Грабовецкий Б. Є. Про взаємозв'язок об'єму виробництва і собівартості продукції / Б. Є. Грабовецкий, О. П. Белановська // Харчова промисловість. – 1974. – № 3. – С. 21–23.

64. Ермилов А. П. Макроэкономическое прогнозирование в США / А. П. Ермилов. – Новосибирск : Наука, 1987. – 270 с.

65. Грабовецкий Б. Є. Дослідження факторів зростання виробництва молочної продукції на основі виробничих функцій / Б. Є. Грабовецкий, Н. М. Тарасюк // Науковий вісник Полтавського НТУ. – 2011. – № 3(30). – С. 138–142.

66. Федулова Л. І. Форсайт: сучасна методологія технологічного прогнозування / Л. І. Федулова // Економіка і прогнозування. – 2008. – № 3. – С. 106–120.

Наукове видання

Грабовецький Борис Євсійович

**ЕКОНОМІКО-СТАТИСТИЧНІ МОДЕЛІ І МЕТОДИ:
ТЕОРЕТИКО-ПРИКЛАДНІ АСПЕКТИ**

Монографія

Редактор Т. Андреева

Оригінал-макет підготовлено автором

Підписано до друку 27.09.2013 р.
Формат 29,7×42¼. Папір офсетний.
Гарнітура Times New Roman.
Друк різнографічний. Ум. др. Арк. 11,78
Наклад 300 (1-й запуск 1–75) Зам № 09-03

Вінницький національний технічний університет,
КІВІЦ ВНТУ,
21021, м. Вінниця, Хмельницьке шосе, 95,
ВНТУ, ГНК, к. 114.
Тел. (0432) 59-85-32.
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи
серія ДК № 3516 від 01.07.2009 р.

Віддруковано ФОП Барановська Т. П.
21021, м. Вінниця, вул. Порика, 7.
Свідоцтво суб'єкта видавничої справи
серія ДК № 4377 від 31.07.2012 р.