відображається умовою $C_0 \to 0$, приречені на крах, штовхають державу до катастрофи.

Література

1. *Коляда Ю. В.* Моделювання соціально-економічних процесів обмінного типу. 1. Однопараметричні моделі // Формування ринкової економіки. Зб. наук. праць / Відп. ред. О. О. Бєляєв. — 2010. — Вип. 23.
2. *Козик В. В., Сидоров Ю. І., Скворцов І. Б., Тарасовська О. Б.* Застосування моделі Лоткі—Вольтерра для опису дуопольно-дуопсонієвої конкуренції // Актуальні проблеми економіки. — 2010. — № 2. — С. 252—260.
3. *Милованов В. П.* Синергетика и самоорганизация: Экономика. Биофизика. — М.: КомКнига, 2005. — 168 с.
4. *Милованов В. П.* Неравновесные социально-экономические системы: синергетика и самоорганизация. — М.: УРСС, 2001. — 263 с.
5. *Базыкин А. Д.* Нелинейная динамика взаимодействующих популяций. — М. — Ижевск: Ин-т компьют. исслед., 2003. — 368 с.
6. *Эрроусмит Д., Плейс К.* Обыкновенные дифференциальные уравнения. Качественная теория с приложениями: Пер. с англ. — М.: Мир, 1986. — 243 с.

Статтю подано до редакції 03.06.10 р.

УДК 658.8.012.2

В. В. Магда, аспірантка,
ДВНЗ «Київський національний економічний університет
імені Вадима Гетьмана»

РОЗВИТОК МОДЕЛЮВАННЯ ФУНКЦІЇ ЗБУТУ ПІДПРИЄМСТВА ЗА ДОПОМОГОЮ Р-ПЕРЕТВОРЕННЯ

АНОТАЦІЯ. У статті розглядається процес моделювання функції збуту підприємства за допомогою р-перетворення, що обмежується довірчими інтервалами логістичної моделі.
КЛЮЧОВІ СЛОВА: р-перетворення, лінійна парна регресія, довірчий інтервал.

АННОТАЦИЯ. В статье рассматривается процесс моделирования функции сбыта предприятия с помощью рпреобразования, которое ограничивается доверительными интервалами логистической модели.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: p-преобразование, линейная парная регрессия, доверительный интервал.

ANNOTATION. The article discusses the process of modelling functions marketing company with p-transformation, which is limited confidence intervals of logistic model.

KEY WORDS: p-transformation, linear pair regression, confidence interval.

Постановка проблеми. На сьогодні актуальним завданням постає побудова логістичної моделі функції збуту від рекламних витрат.

У роботах [1; 2] розглядається функціональна залежність $y(x)$ попиту на визначений товар y від рекламних витрат x для його продажу. В [1, с. 967—969] досліджується диференціальне рівняння, що описує економічний процес планування рекламних витрат:

$$y' - \frac{1}{v} \cdot y = -\frac{1}{v \cdot y_M} \cdot y = \frac{1}{v \cdot y_M} \cdot y^2,\ y(0) = y_{(0)} = y_0, \tag{1}$$

де y_M— граничний рівень попиту, v — рівень сприйняття ринку, $y_{(0)} = y_0$ — збут при початкових рекламних витратах.

Розв’язком рівняння (1) є функція:

$$y = \frac{y_M}{1 + ae^{-\frac{x}{v}}},\ a = \frac{y_M - y_0}{y_0}. \tag{2}$$

Проте невирішеною проблемою постає моделювання даної логістичної функції конкретного підприємства з урахуванням точок перегину кривих та зміщення кривих функції по осі абсцис. Також важливим питанням є побудова довірчого інтервалу, в межах якого має бути розміщена оптимальна зона кривих функції.

Аналіз досліджень та публікацій з проблеми. Дослідження літературних джерел показує, що існує практично-дискусійна проблема в питанні моделювання функції збуту підприємства за допомогою p-перетворення та побудови відповідних довірчих інтервалів. Методологію моделювання функції збуту підприємства за допомогою p-перетворення у своїх працях досліджували такі зарубіжні та вітчизняні вчені, як Ф. Котлер, А. Дятлов, С. Артамонов, Р. Нижегородцев та ін.

Метою статті є:

— моделювання функції збуту КП «Полтавський м'ясокомбінат» за допомогою p-перетворення;

— лінеаризація логістичної моделі для КП «Полтавський м'ясокомбінат» за допомогою моделі лінійної парної регресії;

— визначення довірчих інтервалів параметрів моделі;

— перевірка правильності гіпотези $H_0: A = 0$ за альтернативної гіпотези $H_\alpha: \ A < 0$ при рівні значущості $\alpha = 0{,}02$.

Викладення основного матеріалу. Розглянемо p-перетворення вигляду:

$$Y \to y^{p-1}, \ p \in (0{,}1) \cup (1, \infty) . \tag{3}$$

Рівняння (1) з урахуванням (4) набуває вигляду:

$$-(p-1)y^{-p}y' + \frac{1}{v} \cdot y^{1-p} = \frac{1}{v \cdot y_{M^{p-1}}} . \tag{4}$$

За допомогою заміни $y^{1-p} = z, (1-p)y^{-p}y' = z'$ або $-(p-1)y^{-p}y' = z'$, рівняння (5) зводиться до лінійного диференціального рівняння 1-го порядку:

$$z' + \frac{1}{v} \cdot z = \frac{1}{v \cdot y_{M^{p-1}}} \tag{5}$$

загальний розв'язок якого має вигляд:

$$z = \frac{1}{y_{M^{p-1}}} + Ce^{\frac{1}{v}x} . \tag{6}$$

Враховуючи початкові умови, що за допомогою p-перетворення набувають вигляду:

$$z_0 = y_0^{1-p}, \tag{7}$$

одержимо частинний розв’язок диференціального рівняння (5) у вигляді:

$$y = \frac{y_M}{1 + \dfrac{y_M{}^{p-1} - y_0{}^{p-1}}{y_0{}^{p-1}} \cdot e^{-\frac{1}{v}x}}. \tag{8}$$

Функція (8) у безрозмірному вигляді:

$$y^* = \frac{1}{\left(1 + \dfrac{1 - \dfrac{y_0}{y_M}^{p-1}}{\dfrac{y_0}{y_M}^{p-1}} e^{-\frac{x^*}{v^*}}\right)^{\frac{1}{p-1}}}, \tag{9}$$

де

$$y^* = \frac{y}{y_M},\ x^* = \frac{x}{x_н};\ v^* = \frac{v}{x_н}. \tag{10}$$

У формулах (10) $x_н$ — допустимий середній рівень рекламних витрат для нормалізації змінних x і v функції збуту (3).

Параметри функції (9) y_M, v, y_0 для КП «Полтавський м’ясокомбінат» представлено в табл. 1.

Таблиця 1

ПАРАМЕТРИ ЛОГІСТИЧНОЇ МОДЕЛІ (9) ДЛЯ КП «ПОЛТАВСЬКИЙ М’ЯСОКОМБІНАТ»

КП «Полтавський	Параметри логістичної моделі

м’ясокомбінат»	y_M, т	v	y_0, т
	267,0182	0,23	31,23

Розглянемо криві на рис. 1, що моделюються параметром $p \in (0;1)$ описують ринок з швидкозростаючим рівнем попиту, і наближаються до кривих модифікованої експоненти, що є граничним випадком s-кривих (якщо p → 1, крива відповідає рівнянню Гомперця). Така модель характеризує перші стадії життєвого циклу товару, і не є притаманною для ринка ковбасних виробів Полтавського регіону.

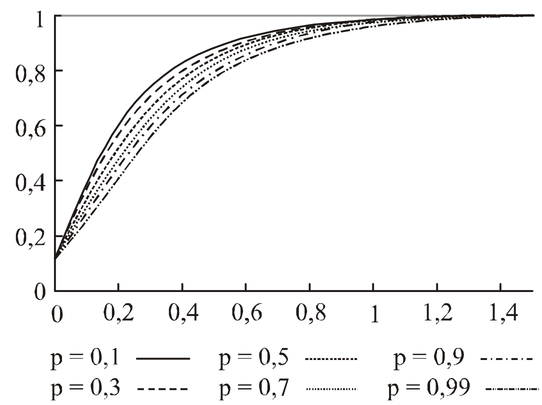

Рис. 1. Чутливість функції збуту КП «Полтавський м’ясокомбінат» при параметрі $p \in (0;1)$

Криві на рис. 2 описуються параметром $p \in (1;2,5)$ та характеризують ринок з середнім рівнем попиту.

При цьому криві рівняння Гомпертца трасформуються у вигляді s-кривих зі змінною точкою перегину. Дана модель відповідає стадіям росту на насичення ринку, і є характерною для ринку ковбасних виробів Полтавської області.

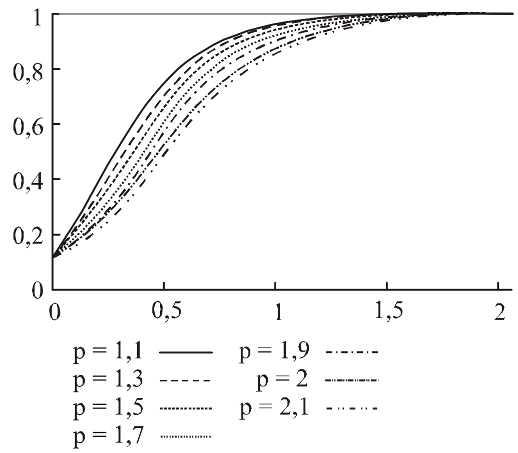

Рис. 2. Чутливість функції збуту КП «Полтавський м'ясокомбінат» при параметрі $p \in (1;2,5)$

Криві на рис. 3 з параметром $p \in [2,5;3)$ відповідають останнім стадіям життєвого циклу продукту, що характеризує ринок з низьким рівнем попиту. Дана модель не є притаманною для ринку ковбасних виробів Полтавської області.

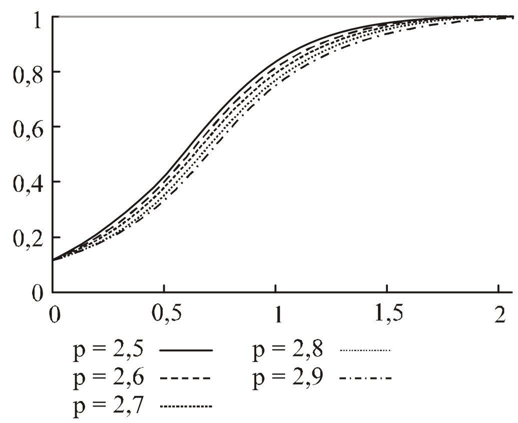

Рис. 3. Чутливість функції збуту КП «Полтавський м'ясокомбінат» при параметрі $p \in [2,5;3)$

Знайшовши першу та другу похідні функції (10), знаходимо координати точки перегину:

$$(x^*, y^*) = v\ln\left(v\ln\left(\frac{1}{p-1}\right)\cdot\frac{y_M{}^{p-1} - y_0{}^{p-1}}{y_0{}^{p-1}}\right); y_M \cdot p^{-\frac{1}{p-1}}. \qquad (11)$$

Для параметра $p \in [1{,}9;2{,}15]$ знайдемо відповідні точки перегину s-кривої з заданим кроком 0,5 для КП «Полтавський м'ясокомбінат» (табл. 2).

Побудуємо графіки чутливості функції збуту м'ясокомбінатів КП «Полтавський м'ясокомбінат» для різних значень параметра $p \in [1{,}9;2{,}15]$ з кроком 0,05 (рис. 4). На рис. 4 точки перегину відповідних кривих (табл. 2) позначаються у вигляді трикутників.

Таблиця 2

ТОЧКИ ПЕРЕГИНУ S-КРИВИХ ДЛЯ КП «ПОЛТАВСЬКИЙ М'ЯСОКОМБІНАТ» ПРИ $p \in [1{,}9;2{,}15]$

p	Координати точки перегину s-кривих КП «Полтавський м'ясокомбінат»
1,9	(0,4324;0,4901)
1,95	(0,4486;0,4951)
2,00	(0,4649; 0,5000)
2,05	(0,4815; 0,5048)
2,1	(0,4982; 0,5094)
2,15	(0,5151; 0,5140)

Статистичні дані збуту при даних маркетингових витратах позначаються у вигляді кіл. Вертикальні лінії на рис. 4 визначають інтервал еластичності.

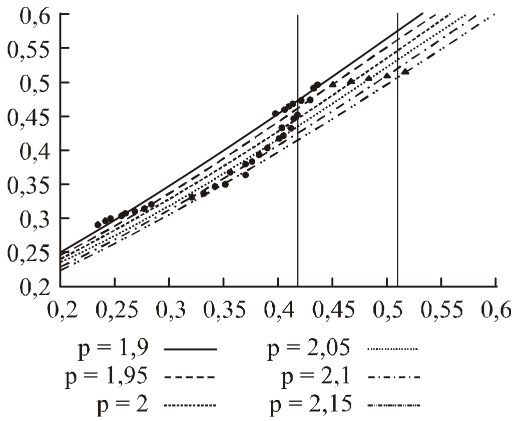

Рис. 4. Чутливість функції збуту від параметра $p \in [1{,}9;2{,}15]$ КП «Полтавський м'ясокомбінат»

Визначимо довірчий інтервал функції збуту КП «Полтавський м'ясокомбінат». Нормалізуємо рівняння (2) у вигляді:

$$y = \frac{y_M}{1 + \frac{y_M - y_0}{y_0} e^{-\frac{x}{x_н}\frac{x_н}{\nu}}}, \tag{12}$$

де $x_н$ — рівень рекламних витрат для нормалізування рівняння.

З рівняння (12) виділимо:

$$x^* = \frac{x}{x_н}, \tag{13}$$

$$\nu^* = \frac{\nu}{x_н}. \tag{14}$$

Перетворимо рівняння (2):

$$1 = \frac{\frac{y_M}{y}}{1 + (\frac{y_M - y_0}{y_0})e^{-\frac{x^*}{\nu^*}}}, \qquad (15)$$

$$1 + (\frac{y_M - y_0}{y_0})e^{-\frac{x^*}{\nu^*}} = \frac{y_M}{y}, \qquad (16)$$

$$\ln(\frac{y_M}{y_0} - 1) - \frac{x^*}{\nu^*} = \ln(\frac{y_M}{y} - 1). \qquad (17)$$

Введемо позначення:

$$B = \ln(\frac{y_M}{y_0} - 1); \; A = -\frac{1}{\nu^*}; \; Y = \ln(\frac{y_M}{y} - 1). \qquad (18)$$

Таким чином, рівняння має вигляд:

$$B + Ax^* = Y. \qquad (19)$$

Врахувавши вплив на значення Y збурювальних випадкових факторів [3, с. 191], лінійне рівняння зв’язку x^* та Y можна подати в такому вигляді:

$$Y = B + Ax^* + \varepsilon_i, \qquad (20)$$

де ε_i — випадкова змінна, що характеризує відхилення Y від гіпотетичної теоретичної регресії.

При вибірці обмеженого об’єму встановити істинні значення параметрів A і B неможливо. Тому побудуємо емпіричне рівняння регресії, в якому відповідні параметри являються статистичними оцінками істинних значень [4, с. 99]:

$$\hat{Y} = B^* + A^*x^* + \varepsilon_i, \qquad (21)$$

де $\hat{Y}$ — оцінка умовного математичного сподівання $M(Y \mid x^* = x_i)$, B^* та A^* — оцінки незалежних параметрів A і B (емпіричні коефіцієнти регресії).

Параметри A і B лінеаризованої моделі (19) для КП «Полтавський м'ясокомбінат» визначимо за допомогою моделі лінійної парної регресії [5, с. 82; 6, с.134].

Для цього припустимо, що між ознаками — рекламні витрати x^* та об'єм збуту Y існує лінійний зв'язок. Врахувавши таке припущення, визначимо для КП «Полтавський м'ясокомбінат» параметри моделі, побудуємо довірчі інтервали для A та B із заданою надійністю γ = 0,98, довірчі інтервали для функції $Y = B + Ax^*$ із заданою надійністю γ = 0,98, довірчі інтервали для прогнозів індивідуальних значень ознаки $Y = y_i$ із надійністю γ = 0,98. Також при рівні значущості $\alpha = 0{,}02$ перевіримо правильність гіпотези H_0: $A = 0$, при альтернативній гіпотезі $H\alpha$: $A < 0$.

Параметри B^* та A^* для КП «Полтавський м'ясокомбінат» за 2005—2009 рр. визначимо за формулами:

$$A^* = \frac{\dfrac{\sum x_i y_i}{n} - \overline{xy}}{\dfrac{\sum x_i^2}{n} - (\overline{x})^2} = -0{,}0000436, \qquad (22)$$

$$B^* = \overline{y} - A^* \overline{x} = 2{,}021. \qquad (23)$$

Таким чином рівняння регресії:

$$Y = 2{,}021 - 0{,}0000436 x^*. \qquad (24)$$

Знайдемо r_{xy} :

$$r_{xy} = \frac{K_{xy}^*}{\sigma_x \sigma_y}, \qquad (25)$$

де

$$\sigma_x = \sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n} - (\overline{x})^2} = 5504{,}724, \qquad (26)$$

$$\sigma_y = \sqrt{\frac{\sum y_i^2}{n} - (\bar{y})^2} = 0{,}255, \tag{27}$$

$$K_{xy}^* = \frac{\sum x_i y_i}{n} - \overline{xy} = \text{-}1320{,}394. \tag{28}$$

Таким чином, $|r_{xy}| = 0{,}94$. Так як дане значення $|r_{xy}| \to 1$, то робимо висновок, що між ознаками x^* та Y існує лінійний зв'язок.

Визначимо інші параметри моделі [3, с. 210]:

$$S_\varepsilon = \frac{\sum (\varepsilon_i^*)^2}{n-2}, \tag{29}$$

де S_ε — точкова незміщена статистична оцінка для σ_ε — середньоквадратичного відхилення випадкового фактора ε_i.

Випадковий фактор ε_i обчислимо за формулою:

$$\varepsilon_i^2 = \left[y_i - \left(B^* + A^* x_i \right) \right]^2. \tag{30}$$

Отже, $S_\varepsilon = 0{,}088$.

Далі розрахуємо $D(B^*)$, $D(A^*)$, $K_{B^*A^*}$, $r_{B^*A^*}$:

$$D(B^*) = \frac{\sum x_i}{\sum (x_i - \bar{x})^2} S_\varepsilon^2 = 0{,}3532, \tag{31}$$

$$\sigma_{(B^*)} = \sqrt{0{,}3532} = 0{,}5943, \tag{32}$$

$$D(A^*) = \frac{S_\varepsilon^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} = 0{,}000000000004299, \tag{33}$$

$$\sigma_{A^*} = \sqrt{0{,}000000000004299} = 0{,}00000207, \tag{34}$$

$$K_{B^*A^*} = -\frac{\bar{x} \cdot S_\varepsilon^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2} = 0{,}000000157, \tag{35}$$

$$r_{B^*A^*} = \frac{K_{B^*A^*}}{\sigma_{(B^*)}\sigma_{A^*}} = 0{,}1277\,. \qquad (36)$$

Визначимо довірчі інтервали для параметрів A та B з надійністю $\gamma = 0{,}98$.

Обчислимо довірчий інтервал для параметра B:

$$B^* - t(\gamma,k)\,S_\varepsilon\sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n\sum(x_i - \bar{x})^2}} < B < B^* + t(\gamma,k)\,S_\varepsilon\sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n\sum(x_i - \bar{x})^2}}\,, \qquad (37)$$

де $t(\gamma,\, k)$ — значення критерія Ст'юдента за таблицею для значень $\gamma = 0{,}98$ та $k = n - 2 = 60 - 2 = 58$. При цьому $t(\gamma = 0{,}98;\, k = 58) = {}$ $= 2{,}392$.

Отже, маємо:

$$B^* - t(\gamma,k)\,S_\varepsilon\sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n\sum(x_i - \bar{x})^2}} = 1{,}838\,, \qquad (38)$$

$$B^* + t(\gamma,k)\,S_\varepsilon\sqrt{\frac{\sum x_i^2}{n\sum(x_i - \bar{x})^2}} = 2{,}205\,. \qquad (39)$$

Таким чином, із заданою надійністю $\gamma = 0{,}98$ довірчий інтервал для параметра B: $B \in [1{,}838; 2{,}205]$.

Обчислимо довірчий інтервал для параметра A:

$$A^* - \frac{t(\gamma,k)S_\varepsilon}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2}} < A < A^* + \frac{t(\gamma,k)S_\varepsilon}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2}}\,. \qquad (40)$$

Маємо:

$$A^* - \frac{t(\gamma,k)S_\varepsilon}{\sqrt{\sum(x_i - \bar{x})^2}} = -0{,}0000485, \qquad (41)$$

$$A^{*}+\frac{t(\gamma,k)S_{\varepsilon}}{\sqrt{\sum\left(x_i-\overline{x}\right)^2}}=-0{,}0000386\,. \qquad (42)$$

Отже, із заданою надійністю $\gamma = 0{,}98$ довірчий інтервал для параметра А: $A \in [-0{,}0000485;-0{,}0000386]$.

Для побудови довірчого інтервалу для функції $Y = B + Ax^{*}$ визначають дисперсію для статистичних оцінок відповідних параметрів $B^{*} + A^{*}x^{*}$:

$$D\left(Y^{*}\right)=S_{\varepsilon}^{2}\left(\frac{1}{n}+\frac{\left(x_i-\overline{x}\right)^2}{\sum\left(x_i-\overline{x}\right)^2}\right). \qquad (43)$$

Довірчий інтервал для парної лінійної регресії обчислюється за формулою:

$$\begin{aligned}&B^{*}+A^{*}x^{*}-t(\gamma,k)S_{\varepsilon}\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{\left(x_i-\overline{x}\right)^2}{n\sum\left(x_i-\overline{x}\right)^2}}<B+Ax^{*}<\\&<B^{*}+A^{*}x^{*}+t(\gamma,k)S_{\varepsilon}\sqrt{\frac{1}{n}+\frac{\left(x_i-\overline{x}\right)^2}{n\sum\left(x_i-\overline{x}\right)^2}}\end{aligned}\,. \qquad (44)$$

Зобразимо графічно довірчий інтервал для функції збуту КП «Полтавський м’ясокомбінат» (рис. 5).

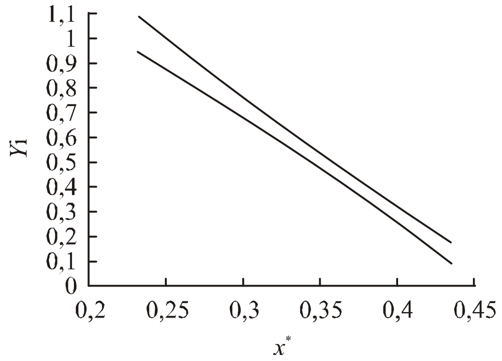

Рис. 5. Довірчий інтервал для функції регресії $Y = 2{,}021 - 0{,}0000436x^*$ для КП «Полтавський м'ясокомбінат»

Дана довірча область розраховує розміщення лінії регресії із відповідною надійністю γ, проте не окремих значень Y, що відхиляються від неї [3, с. 207].

Для побудови довірчого інтервалу для прогнозів індивідуальних значень Y із надійністю $\gamma = 0{,}98$ розрахуємо прогнозне середнє квадратичне відхилення S_p [3, с. 217]:

$$S_p = S_\varepsilon \sqrt{1 + \frac{1}{n} + \frac{(x_i - \bar{x})^2}{\sum (x_i - \bar{x})^2}} \,. \qquad (45)$$

Визначимо довірчий інтервал для прогнозних значень Y:

$$B^* + A^* x^* - t(\gamma; k) S_p < B + Ax^* < B^* + A^* x^* + t(\gamma; k) S_p \,. \qquad (46)$$

Побудуємо графічно довірчий інтервал для прогнозних значень Y для КП «Полтавський м'ясокомбінат» (рис. 6).

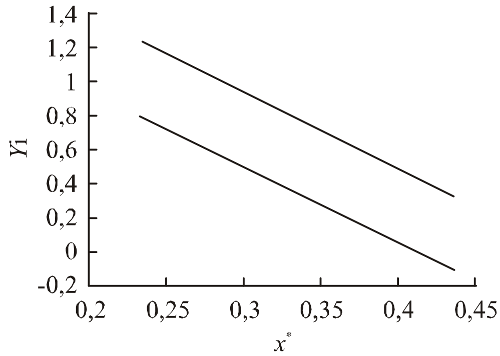

Рис. 6. Довірчий інтервал для прогнозних значень Y функції регресії $Y = 2{,}021 - 0{,}0000436x^*$ для КП «Полтавський м'ясокомбінат»

Перевіримо правдивість гіпотези $H_0: A = 0$ при альтернативній гіпотезі $H_\alpha: A < 0$ при рівні значущості $\alpha = 0{,}02$. Визначимо лівобічну критичну область.

Статистичним критерієм являється випадкова величина:

$$t = \frac{A^* - A}{\sigma\left(A^*\right)} = \frac{A^*}{\frac{S_\varepsilon}{\sqrt{\sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2}}}, \qquad \textbf{(47)}$$

де t — значення критерію t-розподіл з $k = n - 2$ ступенями свободи.

Таким чином, критична точка $t(\alpha = 0{,}02; k = 58) = 2{,}392$.

Побудуємо лівобічну критичну область (рис. 7).

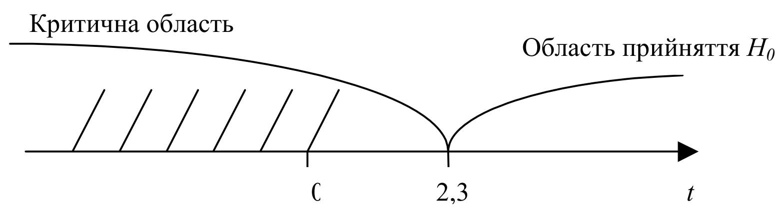

Рис. 7. Лівобічна критична область при рівні значущості $\alpha = 0{,}02$

Визначимо розрахункове значення критерію t^* для КП «Полтавський м'ясокомбінат» :

$$t^* = \frac{A^*}{\frac{S_\varepsilon}{\sqrt{\sum\left(x_i - \bar{x}\right)^2}}} = -21{,}016. \qquad (48)$$

Так як $t^* < t_{кр}$, то статистична гіпотеза $A = 0$ відхиляється.

Таким чином, форма зв'язку між Y та x^* є лінійною.

Перетворимо лінійну функцію $Y = 2{,}021 - 0{,}0000436x^*$ у логістичну форму, що відповідає логістичній моделі, та знайдемо довірчі інтервали для економіко-математичної моделі визначення об'ємів збуту від рекламних витрат.

Скориставшись (18) побудуємо довірчий інтервал та довірчий інтервал для прогнозних значень y для логістичної функції $\frac{y}{267{,}0182} = \frac{1}{1 + 7{,}55e^{-\frac{x^*}{0{,}23}}}$ КП «Полтавський м’ясокомбінат» (рис. 8, 9).

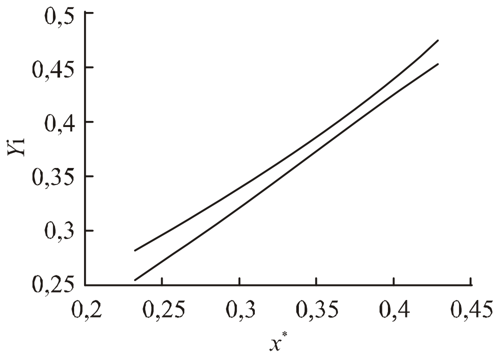

Рис. 8. Довірчий інтервал для логістичної функції $\frac{y}{267{,}0182} = \frac{1}{1 + 7{,}55e^{-\frac{x^*}{0{,}23}}}$ КП «Полтавський м’ясокомбінат»

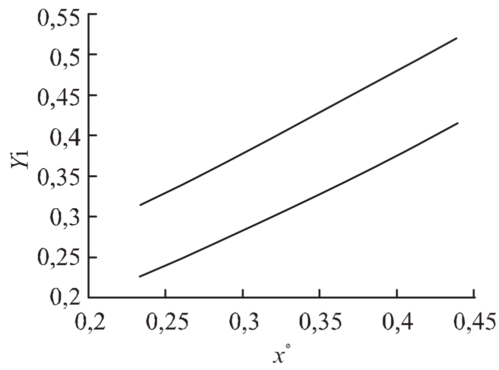

Рис. 9. Довірчий інтервал для прогнозних значень y логістичної функції $\frac{y}{267,0182} = \frac{1}{1+7,55e^{-\frac{x^*}{0,23}}}$ КП «Полтавський м'ясокомбінат»

Визначимо графічно межі параметра p, що задовольняють довірчі інтервали логістичної функції $\frac{y}{267,0182} = \frac{1}{1+7,55e^{-\frac{x^*}{0,23}}}$ (рис. 10, 11).

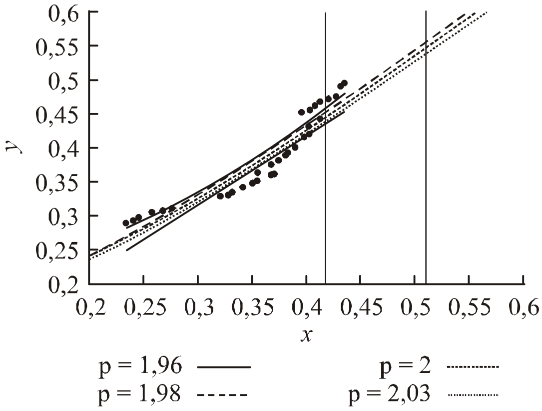

Рис. 10. Чутливість функції збуту при параметрі $p \in [1,96;2,03]$ у рамках довірчого інтервалу КП «Полтавський м'ясокомбінат»

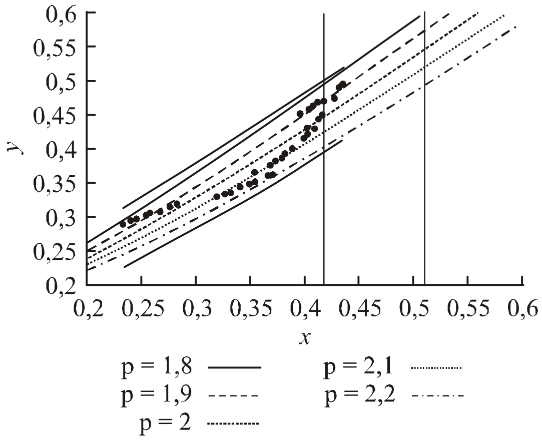

Рис. 11. Чутливість функції збуту при параметрі $p \in [1,8;2,2]$ у рамках довірчого інтервалу для прогнозних значень y для КП «Полтавський м'ясокомбінат»

Висновки. Таким чином, із застосуванням елементів кореляційного та регресійного аналізу після лінеаризації логістичної моделі, завдяки визначенню максимального значення попиту, ґрунтуючись на гіпотетичному припущенні, що між ознаками x^* та об'єм збуту Y існує лінійний зв'язок, досліджені параметри моделі для КП «Полтавський м'ясокомбінат»: $A^* = -0{,}0000436$, $B^* = 2{,}021$, $K^*_{xy} = -1320{,}394$, $|r_{xy}| = 0{,}94$.

Отже, функція регресії КП «Полтавський м'ясокомбінат» має вигляд: $Y = 2{,}021 - 0{,}0000436x^*$.

Визначені довірчі інтервали для A та B із заданою надійністю $\gamma = 0{,}98$: $B \in [1{,}838;2{,}205]$, $A \in [-0{,}0000485;-0{,}0000386]$.

Графічно побудовані довірчі інтервали для функції $Y = 2{,}021 - 0{,}0000436x^*$ із заданою надійністю $\gamma = 0{,}98$, а також довірчі інтервали для прогнозів індивідуальних значень ознаки $Y = y_i$ із надійністю $\gamma = 0{,}98$.

При рівні значущості $\alpha = 0{,}02$ перевірена правильність гіпотези $H\alpha$: $A < 0$ і встановлено, що форма зв'язку між Y та x^* є лінійною.

Відповідно до переходу від лінеаризованої до логістичної моделі знайдено довірчий інтервал для прогнозних значень y логістичної функції $\frac{y}{267{,}0182} = \frac{1}{1 + 7{,}55e^{-\frac{x^*}{0{,}23}}}$ КП «Полтавський м'ясокомбінат», чисельно визначено діапазон параметра $p \in [1{,}96; 2{,}03]$, а також чутливість функції збуту при цих значеннях параметра в рамках довірчого інтервалу КП «Полтавський м'ясокомбінат». Також розглянуто чутливість функції збуту при параметрі $p \in [1{,}8; 2{,}2]$ в рамках довірчого інтервалу для прогнозних значень y для КП «Полтавський м'ясокомбінат».

Література

1. *Блудова Т. В., Магда В. В*. Моделювання рекламних витрат за допомогою логістичної кривої // Економіка: проблеми теорії та практики. Збірник наукових праць. — Вип. 241: В 5 т. — Т. V. — Дніпропетровськ: ДНУ, 2008. — С. 963—970.

2. *Блудова Т. В., Магда В. В*. Оптимізація маркетингових витрат фірми // Вчені записки. Збірник наукових праць. — 2009. — № 11. — С. 167—174.

3. *Жлуктенко В. І., Наконечний С. І., Савіна С. С*. Теорія ймовірностей і математична статистика: Навч.-метод. посібник: У 2-х ч. — Ч. ІІ. Математична статистика. — К.: КНЕУ, 2001. — 336 с.

4. *Бородич С. А*. Эконометрика : Учебное пособие. — Минск: Новое знание, 2001. — 408 с.

5. *Чернова Т. В*. Экономическая статистика: Учебное пособие. — Таганрог: ТРТУ, 1999. — 140 с.

6. Эконометрика: Учебник / Под ред. И. И. Елисеевой. — М.: Финансы и статистика, 2003. — 344 с.

Статтю подано до редакції 12.06.10 р.

УДК 004:657.6

Р. Л. Ус, аспірант,
ДВНЗ «Київський національний економічний університет імені Вадима Гетьмана»