

Мазуренко В.П.* Кондратчук К.С.**

МОДЕЛЮВАННЯ ДИНАМІКИ ПРОЦЕСІВ ЗЛИТТЯ І ПОГЛИНАННЯ У СВИТОГОСПОДАРСЬКОМУ ПРОСТОРИ (НА ПРИКЛАДІ ЄВРОПЕЙСЬКИХ КРАЇН)

Подальше поглиблення взаємозалежності національних економічних систем привело до того, що розвиток країн світу вже наприкінці ХХ ст. почав проходити більш уніфіковано та гармонізовано. Ця тенденція остаточно закріпилася на початку 2000-х років. З одного боку, глобалізація всіх сфер економічного життя стала позитивним явищем для світогосподарських відносин планетарного масштабу. З іншого боку, кризові явища, що сягають корінням американської економіки, сьогодні надто швидко охопили інші країни світу.

Тривалий процес зростання консолідації спричинився до того, що показники процесів злиття й поглинання поступово сягнули рекордних позначок: ріст у 21% у 2007 р. проти даних 2000 р. І тільки на початку 2008 р. відлуння кризових явищ негативно вплинули на інтегративну активність найбільших ТНК світу. Таку ситуацію наочно демонструє рис. 1.

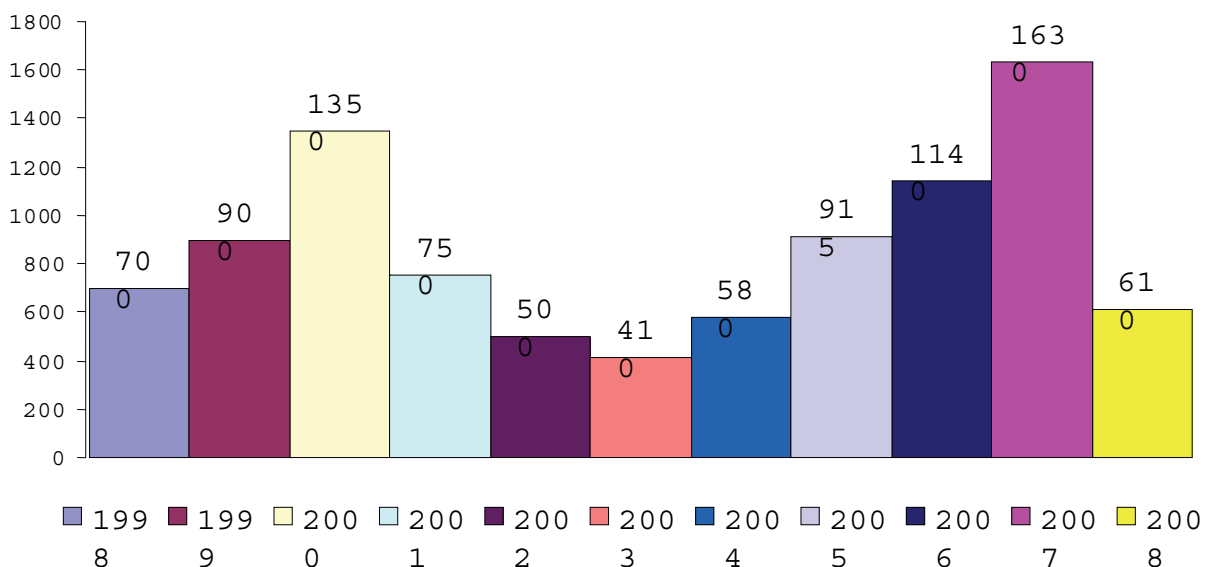


Рис. 1. Вартість угод злиття і поглинання у світі, 1998–2008 рр., млрд. дол. [1]

Світова фінансова криза суттєво обмежила можливості компаній інвестувати. Це пояснюється складним доступом до позичкових ресурсів, з одного боку, а з іншого – небажанням самих ТНК інвестувати в уражені кризовими явищами економічні системи глобалізованого світогосподарського простору. ТНК не тільки перестали інвестувати в

* кандидат економічних наук, доцент кафедри міжнародного бізнесу Інституту міжнародних відносин Київського національного університету імені Тараса Шевченка

** кандидат економічних наук, головний спеціаліст відділу розвитку експорту та інвестиційної діяльності Департаменту стратегії та розвитку малого та середнього підприємництва Державного Комітету України з питань регуляторної політики та підприємництва

нові програми за кордоном, вони поступово згорнули діючі проекти в країнах свого походження. Ці явища тільки підживили глобальну фінансову паніку. Брак позичкового капіталу в свою чергу не тільки не сприяє, а й унеможлиблює збільшення угод компаній у сфері злиття й поглинання.

Дані табл. 1 яскраво підтверджують різке падіння у вартісному вираженні угод злиття і поглинання в розвинених країнах та відносно стабільну ситуацію стосовно менш розвинених економічних систем світового господарства.

Таблиця 1.

Вартісні показники злиття та поглинання по країнах і регіонах, 2007–2008 рр., млрд. дол. [2]

Регіон/Країна	2007 р.	2008 р.	Рівень зростання
Всього у світі	1,637.1	1,183.7	-27.7
Розвинені країни	1,454.1	981.8	-32.5
Європа	825.0	548.7	-33.5
Сполучені Штати	379.4	314.9	-17.0
Японія	21-Кві	19-Січ	-10.8
Країни, що розвиваються	152.9	177.0	15-Лип
Країни перехідної економіки	30-Січ	25.0	-17.0

Найбільш гостро вразивши розвинені країни, криза поступово зачепила й економіки менш розвинених країн та їхні галузі. До основних секторів, які найбільше потерпіли, слід віднести промислові галузі, включаючи автомобільну, авіабудівну, будівельних матеріалів, споживчих товарів, сталеливарну, галузь послуг, а також транспортну галузь.

Для подальшого дослідження розвитку процесів злиття і поглинання побудуємо економетричну модель динаміки таких угод у світогосподарському просторі.

При побудові математичної моделі, що пояснює вплив злиття та поглинання ТНК на світову економіку, пропонується шукати залежність між екзогенними та ендегенними значеннями у вигляді функціональної залежності:

$$Y = F(X_1, X_2 \dots X_m, \varepsilon) \quad (1)$$

де $X_1, X_2 \dots X_m$ – екзогенні (незалежні) змінні;

Y – ендегенна (залежна) змінна;

ε – так звані статистичні похибки (залишки).

Сама функція F , або специфікація моделі, буде розглядатися в подальшому або лінійною:

$$Y = A_0 + A_1 \cdot X_1 + A_2 \cdot X_2 + \dots + A_m \cdot X_m + \varepsilon = A_0 + \sum_{i=1}^m A_i \cdot X_i + \varepsilon$$

або ступеневою:

$$Y = A_0 \cdot X_1^{A_1} \cdot X_2^{A_2} \dots X_m^{A_m} + \varepsilon = A_0 \cdot \prod_{i=1}^m X_i^{A_i} + \varepsilon$$

Для лінійної специфікації економетрична модель у матричній формі має вигляд:

$$Y = AX + E, \quad (2)$$

де $A = (A_1, A_2 \dots A_m)$ – вектор параметрів моделі;

X – матриця незалежних змінних розміром $n \times m$ (n – кількість спостережень, m – кількість змінних);

$E = (e_1, e_2 \dots e_n)$ – вектор похибок (залишок).

В подальших дослідженнях розмірність n буде відповідати рокам досліджень. Статистичні дані, які будуть в подальшому використовуватися, в основному охоплюють період з 1987 р. до 2007 р.; таким чином $n=22$.

Щодо розміру m , то в залежності від мети економічних досліджень він буде приймати значення $m=2,3,4$.

Відносно вектора залишків E , то будемо вважати, що для нього виконуються умови Гауса–Маркова, які припускають відсутність систематичних похибок у дослідній моделі. Випадки, коли ці умови не виконуються, будуть досліджені окремо.

На основі першого методу найменших квадратів (МНК) для вектора A маємо таку формулу:

$$A = (X^T \cdot X)^{-1} \cdot X^T \cdot Y, \quad (3)$$

де X – матриця розміру $n \times (m-1)$, яка має вигляд:

$$X = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1m} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2m} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{nm} \end{pmatrix}; \quad (4)$$

X^T – матриця транспонована до матриці X ;

$(X^T \cdot X)^{-1}$ – обернена матриця.

Таким чином отримаємо рівняння лінійної регресії:

$$Y = A_0 + A_1 \cdot X_1 + A_2 \cdot X_2 + \dots + A_m \cdot X_m = A_0 + \sum_{i=1}^m A_i \cdot X_i \quad (5)$$

Окрім лінійної регресії, будемо в подальшому також розглядати мультиплікативну модель, що має вигляд:

$$Y = A \cdot X^{\alpha_1} \cdot X^{\alpha_2} \cdot \dots \cdot X^{\alpha_m} \quad (6)$$

Зауважимо, що регресію (5) можна отримати з рівняння (6) логарифмуванням.

Оцінка параметрів A_i є вибірковими характеристиками, які мають такі статистичні властивості:

- розміщеність;
- обґрунтованість;
- ефективність;
- інваріантність.

Для економічного аналізу отриманих коефіцієнтів A_i лінійної регресії необхідно оцінити дисперсію $D(X)$ і середнє квадратичне відхилення $u(X)$ значень цих коефіцієнтів за відповідними формулами.

Для перевірки гіпотези про правомірність побудови відповідної моделі обчислюється так звана t -статистика:

$$t = \frac{A_i}{\sigma(A_i)}, \quad (7)$$

яка має розподіл Стьюдента з $(n-m-1)$ ступенями свободи. Для запропонованої моделі $(n-m-1) > 15$, тоді при 5% рівні значущості критичне значення $t_{кр} \approx 2$. Можна вважати, що при $t_{кр} > 3$ лінійна регресія є суттєво надійною.

Така оцінка параметрів конкретного рівняння є першим етапом побудови економічної моделі.

В подальшому мають бути виконані такі елементи:

- перевірка загальної якості рівняння регресії;
- перевірка властивостей даних, виконання яких повинно мати місце при оцінюванні рівняння.

Для аналізу загальної якості лінійної регресії звичайно застосовують коефіцієнт детермінації R^2 , на підставі якого робиться висновок про те, наскільки побудована економічна модель узгоджується з емпіричною інформацією, на підставі якої її побудовано.

У матричному вигляді коефіцієнт детермінації обчислюється за формулою:

$$R^2 = \frac{A^T \cdot X^T \cdot Y}{Y^T \cdot Y} \cdot \frac{n-1}{m-1} \quad (8)$$

Множинний коефіцієнт кореляції:

$$R = \sqrt{R^2}$$

Він показує тісний зв'язок всіх екзогенних змінних з ендегенною складовою. Множина значень $R \in (0,1)$. Таке високе значення R^2 ще не є свідомством високої якості рівня регресії.

Для визначення статистичної значущості коефіцієнта детермінації R^2 перевіряється гіпотеза для так званої F-статистики, яка розраховується за формулою:

$$F = \frac{R^2}{1-R^2} \cdot \frac{n-m-1}{m} \quad (9)$$

Значення F при допущенні, що виконуються умови Гауса–Маркова, мають розподіл Фішера зі ступенями свободи $(m, n-m-1)$.

Якщо при перевірці гіпотези про істотність зв'язку між залежною і пояснювальними змінними $F > F_{кр}$ (де $F_{кр}$ – табличне значення при вибраному рівні значущості), то вибрана економічна модель підтверджується, у протилежному випадку – відхиляється.

Наприклад, у даному випадку при $n=22, m=4, R^2=0,7$ знаходимо $F=9,8$. По таблиці для розподілу Фішера з ступенями свободи $(4,17)$ при 5% рівні значущості знаходимо критичне значення $F_{кр} \approx 5,8$. Оскільки $F > F_{кр}$, то в наших дослідженнях при $R^2=0,7$ F-статистика виконується.

Позаяк коефіцієнт кореляції R також є вибірковою характеристикою, то його значущість потребує перевірки. Для цього застосовується t-критерій, що обчислюється за формулою:

$$t = \frac{R \sqrt{n-m}}{\sqrt{1-R^2}}, \quad (10)$$

якщо $|t| > t_{кр}$, при заданому рівні значущості, то можна зробити висновок про суттєвість коефіцієнта кореляції між екзогенними та ендегенними змінними. На основі фор-

мули (10) можна обчислити значення R – коефіцієнта кореляції, що буде достовірним. Для досліджень, що проведені в даній роботі, маємо $n=22$, $m=4$. Табличне значення цього критерію при 5 % рівні значущості буде $t_{кр}=2,9$. Тоді

$$\frac{R\sqrt{22-4}}{\sqrt{1-R^2}} > 2,9$$

Розв'яжемо цю нерівність:

$$18R^2 > 8,41(1-R^2)$$

$$R > \sqrt{\frac{8,41}{26,41}} \approx 0,6$$

Отже, в подальших дослідженнях коефіцієнт регресії повинен бути не менш ніж 0,6.

Надалі дослідимо статистичні зв'язки між екзогенними змінними, наступною, мультиколінеарність.

Поняття мультиколінеарності обґрунтоване існуванням лінійних зв'язків між екзогенними факторами $X_1, X_2 \dots X_m$, які входять в економетричну модель. Іноді між цими значеннями може бути функціональна залежність типу $F(X_1, X_2 \dots X_m)=0$.

Якщо між такими факторами існує сильна мультиколінеарність, це призводить до зниження рівня точності оцінювання, похибки сильно корелюють одна з одною, вибіркові дисперсії різко зростають.

Для обчислення мультиколінеарності в подальшому буде застосовано алгоритм Фаррада–Глобера, заснований на дослідженні характеристик матриці коефіцієнтів парних кореляцій, який дозволяє визначити наявність загальної і часткової мультиколінеарності (між окремими факторами ознаками).

Опишемо цей алгоритм:

1. Нормалізуються екзогенні змінні $X_1, X_2 \dots X_m$ за формулою:

$$X_{ik}^* = \frac{X_{ik} - \bar{X}_k}{\sigma_{Xk}};$$

де \bar{X}_k – арифметичне значення k -змінної:

$$\bar{X}_k = \frac{\sum_{i=1}^n X_{ik}}{n}, \quad k=1,2,3 \dots m;$$

σ_{Xk} – дисперсія k -змінної.

2. Віднаходиться кореляційна матриця r_{xx} :

$$r_{xx} = (X^*)^T \cdot X^*$$

де X^* – матриця нормалізованих змінних.

3. Визначається критерій χ^2 за формулою:

$$\chi^2 = -[n-1 - \frac{1}{\sigma} (2m+5)] \cdot \ln |r_{xx}|,$$

де $|r_{xx}|$ – визначник кореляційної матриці.

Порівнюється отримане значення o^2 з табличним при $0,5m(m-1)$ ступенях свободи і якщо $o^2 > o_{кр}^2$, то існує загальна мультиколінеарність.

Побудова математичної моделі з урахуванням автокорельованих залишків

При побудові математичної моделі, яка базується на основі часових рядів, може спостерігатися так звана автокореляція залишків. Автокореляція – це наявність статистичної залежності між елементами часового ряду. Математично це означає, що не виконується одна із умов Гауса–Маркова, а саме:

$$\text{cov}(e_i, e_j) = 0, \quad i \neq j.$$

При цьому перевіряється некорельованість не будь-яких, а сусідніх величин e_j . Сусідніми можна вважати або сусідні за часом, або розташовані за зростанням змінної X значення e_i . Для цих величин обчислюється так званий коефіцієнт автокореляції першого порядку:

$$r_{i,i-1} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i \cdot e_{i-1}}{\sqrt{\sum_{i=1}^n e_i^2 \cdot \sum_{i=1}^n e_{i-1}^2}} \quad (11)$$

На практиці замість цього коефіцієнта для перевірки наявності автокореляції залишків застосовують критерій Дарбіна–Уотсона (DW-критерій), який полягає в обчисленні характеристики за формулою:

$$DW = \frac{\sum (e_i - e_{i-1})^2}{\sum e_i^2}, \quad (12)$$

вочевидь

$$DW = \frac{\sum e_i^2 - 2 \sum e_i e_{i-1} + \sum e_{i-1}^2}{\sum e_i^2},$$

і оскільки при великих m буде $\sum e_i^2 \approx \sum e_{i-1}^2$, то отримаємо

$$DW \approx 2(1 - r_{i,i-1}).$$

Звідси, якщо залишки не автокорельовані, то $DW \approx 2$. У випадку кожний залишок e_i приблизно збігається з попереднім $DW \approx 0$.

Якщо $e_i = -e_{i-1}$, то $DW = 4$.

У випадку додатної автокореляції $DW < 2$.

У випадку від'ємної $DW > 2$.

Значення критерію DW протабульовані. Табличні значення мають нижню межу d_L і верхню d_U . Для кожної математичної моделі при $m=4$, $n=20$ і 5% рівні значущості знаходимо $d_L=0,89$ і $d_U=1,83$. Тоді для знайденого значення DW-статистики можна зробити такі висновки:

1. $DW < 0,89$ – має місце додатна автокореляція.
2. $1,83 < DW < 4-1,83=2,17$ – автокореляція відсутня.
3. $4-0,89=3,11 < DW$ – має місце від'ємна автокореляція.

В інших випадках не має статистичних основ для того, щоб зробити певний висновок про наявність або відсутність автокореляції.

Для виявлення наявності автокореляції використовується також критерій Нейрона:

$$Q = \frac{\sum (e_i - e_{i-1})^2}{\frac{n-1}{\sum e_i^2}} \quad (13)$$

Звідси легко бачити, що

$$Q = \frac{n}{n-1} DW$$

Обчислення значення Q порівнюється з табличним $Q_{\text{таб}}$ при заданому n і рівню значущості. В разі $Q < Q_{\text{таб}}$ має місце додатна кореляція, у протилежному випадку вона відсутня.

Наприклад для $n=20$; $\alpha=5\%$ для додатної автокореляції $Q_{\text{таб}}=1,37$, та для від'ємної автокореляції.

Для визначення параметрів лінійної регресії та їх оцінки застосуємо програму «EXCEL».

На даному етапі обрахуємо рівняння регресії, в якому ендогенна змінна Y буде означати вартість угод злиття і поглинання в регіонах світу у періоді 1987–2007 рр. Розглянемо лінійну модель:

$$Y = A_0 + A_1 X_1$$

і ступеневу модель:

$$Y = A_0 X_1 A_1$$

Нижче наведемо табл.2, в яких вказано статистичні дані відносно змінних X та Y .

Для обчислення вектора (A_0, A_1) і оцінки параметрів скористуємося функцією програми «EXCEL», «ЛИНЕЙН».

Таблиця 2
Аналіз даних для економіки світу

Рік	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Кількість поглинань (X)	1174	1879	2723	3360	3908	3724	3965
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	97311	137630	167068	200389	116642	112939	123492
Рік	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Кількість поглинань (X)	4566	5498	5868	6740	7995	9007	10031
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	170575	231577	264254	370987	692686	903868	1349777
Рік	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Кількість поглинань (X)	8098	6553	6621	7270	8560	9075	10145
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	730441	483238	441302	565871	929362	1118068	1637107

В табл. 3-4 наведені значення параметрів A_0 , A_1 , похибки цих параметрів, коефіцієнти детермінації та дисперсії, критерій Фішера, а також сума квадратів залишків.

Аналіз даних у зазначених таблицях показує, що ступенева модель більш достовірно описує залежність вартості угод поглинань від їхньої кількості, ніж лінійна.

Таблиця 3
Лінійна модель

Параметри моделі	A1	A0	150,021	-389147
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	16,9963	111812
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,80394	203737
Критерій Фішера	F	(n-m)	77,9107	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			3,20E+012	7,90E+011

$$Y = A_0 + A_1 * X$$

$$Y = -389147 + 150,021 * X$$

Таблиця 4
Ступенева модель

Параметри моделі	A1	ln A0	1,38339	0,91416
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	0,17784	1,52859
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,76104	0,45562
Критерій Фішера	F	(n-m)	60,5118	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			12,5614	3,94412

$$Y = A_0 * X^{A_1}$$

$$Y = (e^{0,91416}) * (X^{1,38339})$$

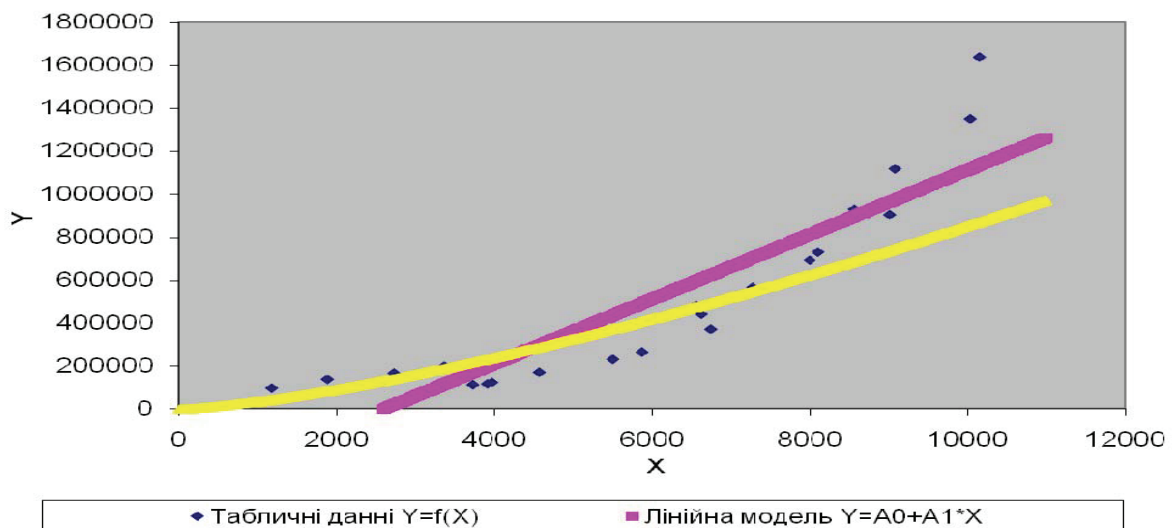


Рис. 2. Динаміка процесів злиття і поглинання для економіки світу на основі двох параметрів

Обрахунок та аналіз даних для економіки розвинених країн показує, що коефіцієнт дисперсії для більшості країн у випадку ступеневої моделі вищий, а дисперсія нижча.

Трохи інша картина спостерігається у зведених таблицях залежності вартості угод від їхньої кількості для промислових секторів економіки світу (табл.5). Наприклад, для таких важливих секторів, як фінансова діяльність, гірничовидобувний сектор, електронна промисловість, машинобудівництво, більш відповідною є нелінійна модель.

Таблиця 5.
Аналіз даних для фінансового сектору

Рік	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Кількість поглинань (X)	127	192	217	381	399	379	358
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	24011	24626	42599	70601	43187	52999	60661
Рік	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Кількість поглинань (X)	434	572	601	662	830	874	905
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	51307	73082	76468	122536	196213	228937	283255
Рік	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Кількість поглинань (X)	818	696	801	848	934	908	1018
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	222869	154471	195089	279423	392815	515577	842167

Таблиця 6.
Лінійна модель

Параметри моделі	A1	A0	559,613	-156968
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	104,513	70333,2
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,60143	128838
Критерій Фішера	F	(n-m)	28,6706	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			4,80E+011	3,20E+011

$$Y=A0+A1*X$$

$$Y=-156968+559,613*X$$

Таблиця 7
Ступенева модель

Параметри моделі	A1	ln A0	1,54415	1,9687
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	0,16541	1,04488
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,821	0,4332
Критерій Фішера	F	(n-m)	87,1427	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			16,3532	3,56555

$$Y=A0*X^{A1}$$

$$Y=(e^{1,9687})*(X^{1,54415})$$

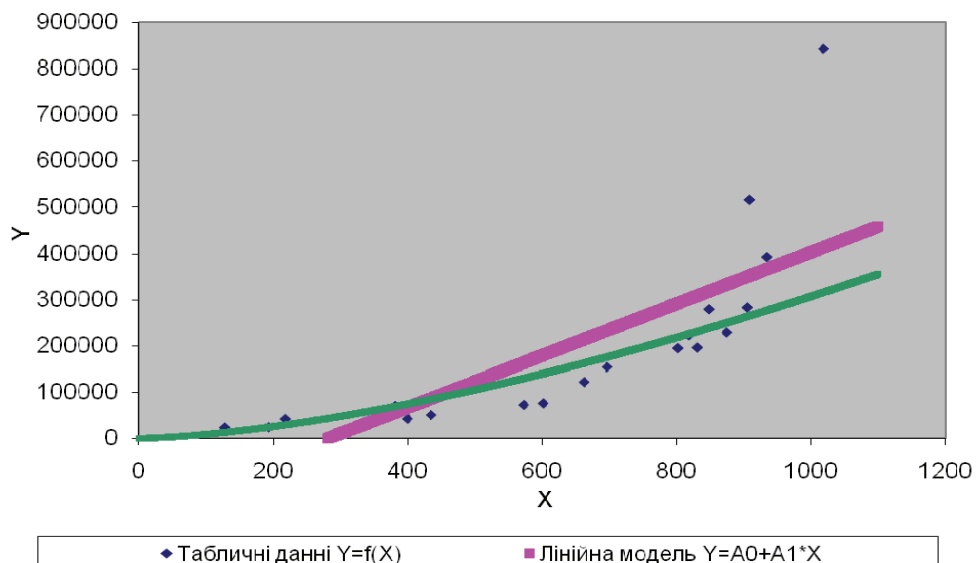


Рис. 3. Динаміка угод злиття і поглинання для фінансового сектору

Такий самий висновок можна зробити для економіки України, хоча в цьому випадку величина $(n-m)$ дорівнює 5, а для цього значення важливо зробити певний висновок. Зауважимо, що у всіх проведених дослідженнях сума квадратів залишків для нелінійної моделі менша, ніж для лінійної, що також підтверджує той факт, що ступенева модель більш адекватно описує реальну ситуацію для дослідження впливу кількості угод злиття і поглинання на економіку світу.

Таблиця 8.

Аналіз даних динаміки угод злиття й поглинання в Україні [3]

Рік	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
Кількість угод, млрд. дол. (X)	398	329	421	359	507	719	636
Вартість поглинань, млрд. дол. (Y)	2,1	2,3	2,9	6,9	4,8	14,9	3,2

Для економіки України розглянуто двофакторну математичну модель. В цій моделі змінна X_1 – кількість підписаних договорів подвійного оподаткування, X_2 – кількість угод поглинання, Y – вартість цих угод.

Як і у вище описаних випадках, коефіцієнт детермінації, а також критерій Фішера вищий для ступеневої моделі, а дисперсія і сума квадратів залишків нижча. Тобто як для однофакторної, так і для двофакторної, пропонується нелінійна математична модель. Цікавий той факт, що у випадку економіки як України, так і світу значення змінної X^1 – від’ємне. Це дозволяє зробити висновок, що для обраної математичної моделі збільшення кількості підписаних договорів зменшує їх вартість.

Після вибору нелінійної моделі і перевірки її значущості наступним етапом дослідження буде прогнозування на основі цієї моделі.

Для прогнозування визначається вектор $X_0=(1, X_{10}, X_{20}, \dots, X_{m0})$ прогнозного періоду і відшукується значення X_0 – прогнозоване значення залежної змінної.

Тоді довірчий інтервал для прогнозних значень впливає з нерівностей:

$$Y_0 - t_{\lambda} \sigma_e \sqrt{X_0^T (X^T X)^{-1} X_0} \leq M(X_0) \leq Y_0 + t_{\lambda} \sigma_e \sqrt{X_0^T (X^T X)^{-1} X_0} \quad (2.14)$$

для t_{λ} – критичне значення t-критерію при $(n-m)$ ступенях свободи і рівні значущості λ . При наших дослідженнях $n=21$, $m=2$, тобто $n-m=19$, $\lambda=5\%$.

З таблиці для t-розподілу маємо значення

$$t_{1-\lambda} = t_{0,05} = 1,712$$

Зробимо прогноз на перше півріччя 2009 року для економіки світу. На основі статистичних даних:

$$X_0 = (1, 4370)$$

Для моделі регресії:

$$\ln A_0 = 0,914, A^1 = 1,383$$

$$Y_0 = e^{0,914} (4370)^{1,383} \approx 786600 \text{ (млн \$)}$$

Зробимо попередній прогноз для економіки України на 2009 рік. В якості вектора X_0 візьмо наступний вектор $X_0 = (1, \bar{X}_1)$, де \bar{X}_1 – середнє значення змінної X_1 за попередні роки досліджень, тобто 2002–2008 рр.

Використовуючи зведену таблицю даних для економіки України за ці роки, будемо мати:

$$X_1 = \frac{398 + 329 + 421 + 359 + 507 + 719 + 636}{7} \approx 481$$

Тоді для лінійної моделі очікується:

$$Y = -4,4009 + 0,020 * 481 \approx 5,2 \text{ (млрд. \$)}$$

Для ступеневої моделі очікується:

$$Y_0 = e^{-6,92} * 481^{1,36} \approx 4,4 \text{ (млрд. дол.)}$$

Слід зазначити, що цей попередній висновок зроблений без урахування впливу фінансової кризи 2009 р., тобто остаточні статистичні дані за даний рік можуть дещо відрізнятися від прогнозованих у бік зменшення.

Побудована вище економетрична модель тенденцій угод злиття та поглинання у світогосподарчому просторі є стохастичною тому, що адитивні залишки ϵ_i , що задовольняють умову Гауса–Маркова, мають імовірнісний характер. Тому подальший прогноз і рішення на його основі приймаються в умовах ризику і невизначеності. Особливістю таких моделей є прийняття довірчих інтервалів вихідних даних та отримання значення цільової функції з певною мірою ймовірності.

Частіше всього в економічних моделях застосовується нормальний закон розподілу залишків, що дозволяє зробити певні висновки з отриманих результатів запропонованої моделі (табл. 2-4).

Наприклад, для зведених таблиць даних економіки світу, а також північно-американських країн спостерігається чітка тенденція наявності структурної моделі залежності вартості угод від їхньої кількості. Під структурною моделлю ми розуміємо залежність вихідних даних (вартість угод) від внутрішніх параметрів. Такими внутрішніми параметрами, на наш погляд, є розгалужений фінансовий ринок, великий фізичний обсяг капіталу, високий рівень новітніх технологій, вплив змін у законодавчих документах. Слід також зазначити зростання відсотка угод консолідації з їхньою великою вартістю.

Зауважимо, що ці висновки стосуються періоду 1987-2007 рр., подальші 2008-2009 рр. демонструють зворотні тенденції, тобто зменшення кількості угод злиття й поглинання ТНК приблизно на 20%.

Для економік розвинутих країн немає твердого функціонального зв'язку між вартістю угод злиття і поглинання та їхньою кількістю, що вказує на нестабільність цих процесів. Цей факт підтверджується даними табл.9-11, де вартісні показники угод злиття і поглинання для Європи зменшились у 2008 р., порівняно з 2007 р. на 33,5%, для США ця цифра становила 17% в аналогічний період [3].

Таблиця 9.
Аналіз даних для Європи

Рік	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Кількість поглинань (X)	439	846	1278	1568	2247	2157	2132
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	95949	133991	160399	184143	107005	96517	103224
Рік	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
Кількість поглинань (X)	2395	2871	2853	3379	3815	4574	4898
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	153240	208617	225522	289647	586709	804467	1169590
Рік	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
Кількість поглинань (X)	4035	3065	2929	3150	3912	3993	4381
Вартість поглинань, млн. \$ (Y)	634370	408800	348273	491949	774191	921784	1424211

Таблиця 10
Лінійна модель

Параметри моделі	A1	A0	259,979	-310217
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	39,9072	125253
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,69075	219158
Критерій Фішера	F	(n-m)	42,44	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			2,00E+012	9,10E+011

$$Y = \theta + A1 * X$$

$$Y = -310217 + 259,979 * X$$

Таблиця 11.
Ступенева модель

Параметри моделі	A1	ln A0	1,12889	3,79073
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	0,21754	1,71091
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,58632	0,58077
Критерій Фішера	F	(n-m)	26,9297	19
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			9,08311	6,4085

$$Y = A0 * X^{A1}$$

$$Y = (e^{3,79073}) * (X^{1,12889})$$

Схожа картина спостерігається для економіки України. Згідно з даними щодо кількості й вартості угод злиття і поглинання для нашої країни, кількість угод у 2008 р. зменшилась порівняно з 2007 р. з 719 до 636, тобто на 11%, тоді як їхня вартість зменшилась відповідно з 14,9 млрд. дол. до 3,2 млрд., або приблизно на 80%. Цей факт яскраво підкреслює зменшення кількості угод для ТНК з великою вартістю, що є повною протилежністю тих процесів, які відбувались в економіці країн Північної Америки протягом 1987–2007 рр.

Таблиця 12
Аналіз даних динаміки угод злиття і поглинання в Україні Лінійна модель

Параметри моделі	A1	A0	0,02016	4,4009
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	0,01051	5,2546
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,42404	3,78517
Критерій Фішера	F	(n-m)	3,68122	5
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			52,7426	71,6374

$$Y = A0 + A1 * X$$

$$Y = -4,4009 + 0,02016 * X$$

Таблиця 13
Ступенева модель

Параметри моделі	A1	ln A0	1,36145	-6,9282
Похибка кожного параметра моделі	Sa1	Sa0	0,87261	5,36181
Коефіцієнт детермінації та дисперсія	RI	y	0,32744	0,6269
Критерій Фішера	F	(n-m)	2,43424	5
Сума квадратів регресії та сума квадратів залишків			0,95667	1,96502

$$Y = A0 * X^{A1}$$

$$Y = (e^{-6,9282}) * (X^{1,36145})$$

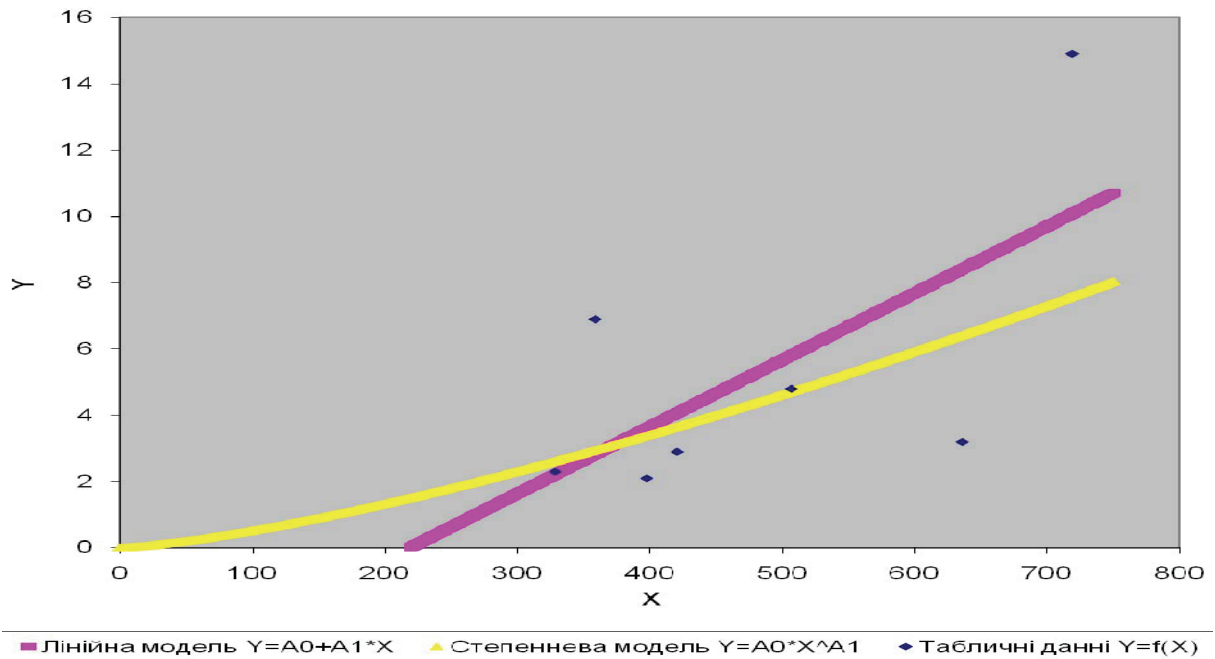


Рис. 2.12. Динаміка угод злиття і поглинання в Україні

Аналіз динаміки процесів злиття і поглинання для секторів економіки виявляє чітку тенденцію зростання для таких секторів, як фінанси, ділова діяльність, металовиробництво, горничовидобувний сектор, електронна галузь. Інша картина у сферах сільського господарства, освіти тощо. Це свідчить про те, що угоди злиття ТНК характерні для тих галузей економіки, які дають найбільший фінансовий прибуток у найкоротший термін. Можливо, це й спровокувало спадні тенденції в теперішній час, тому що більше всього криза охопила саме ті сектори, де спостерігається найбільша вартість угод.

Література

1. Boston Consulting Group press releases [електронний ресурс]
<http://www.bcg.com/media/PressReleasesLanding.aspx>
2. UNCTAD. World Investment Report 2009: Transnational Companies, Agricultural Production and Development, New York and Geneva. 2009
3. <http://www.amc.gov.ua/amc/control/uk/index>