

УДК

ЕКОНОМІЧНІ АСПЕКТИ СТВОРЕННЯ ЕЛЕКТРОННИХ МУЛЬТИМЕДІЙНИХ ВИДАНЬ

Афанасьєва Лідія Михайлівна, канд. техн. наук, доцент, ХНЕУ ім. С. Кузнеця, Харків, Україна

Анотація — На підставі статистичних даних, що стосуються створення електронних мультимедійних видань побудовані мультиплікативні регресійні моделі, а також нелінійні моделі за допомогою вбудованих функцій *curve fitting toolbox* середовища *matlab*.

Ключові слова — електронні мультимедійні видання (ЕМВ), регресійний аналіз, *curve fitting toolbox*.

На сьогодні ХНЕУ ім. С. Кузнеця активно займається розробленням і впровадженням електронних мультимедійних видань (ЕМВ) [1]. З появою цих видань, як готових продуктів, сама собою народжується задача розрахунку собівартості такого роду об'єктів. Автор пропонує економетричний підхід до вирішення вищевикладеної задачі.

Отже, ставиться наступна мета: розробити економіко-математичну модель собівартості ЕМВ, використовуючи данні видавничого центру ХНЕУ ім. С. Кузнеця (Україна, м. Харків).

Для вище поставленої мети необхідно розв'язати такі задачі:

1. Відбір факторів (кількісних показників), які тим або іншим чином впливають на результуючу ознаку - собівартість ЕМВ;

2. Специфікація форми моделі на підставі теоретико-економічного аналізу;

3. Оцінка параметрів моделі з урахуванням відібраних факторів і обраної формою моделі.

Для побудови регресійних моделей собівартості ЕМВ (Y) обрані такі чинники: середня вартість оплати праці розробників (X_1); обсяг публікації (кількість слайдів) (X_2); середня ціна запису CD (X_3); витрати на

зберігання та розповсюдження (X_4); відрахування за використання ліцензійного ПЗ (X_5).

Задача побудови моделі собівартості ЕМВ є виробничою задачею, для якої найбільш часто використовуються мультиплікативні моделі [2, 3]:

$$Y = \beta_0 \cdot \prod_{j=1}^m X_j^{\beta_j} \quad (1)$$

Вихідні данні наведені на рис.1, з якого можна зробити припущення про ймовірне існування закономірностей між собівартістю ЕМВ й цими факторами, оскільки всі криві, які відображують зміну факторів, мають подібний характер: на ділянках монотонної зміни значень факторів функція також монотонна; малі зміни значень факторів не викликають суттєвої зміни функції.

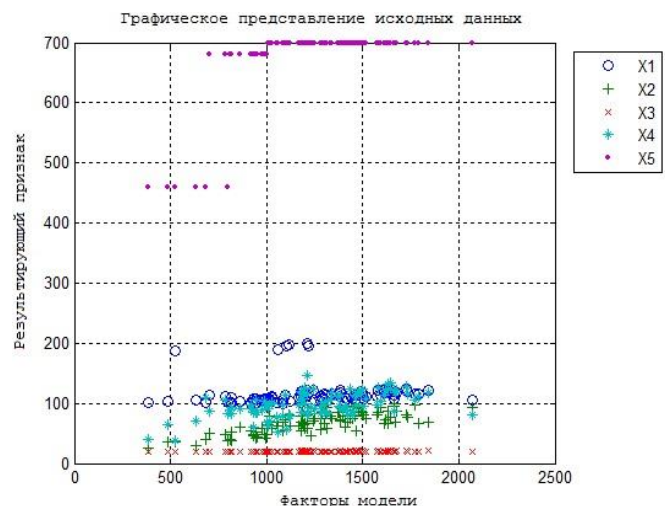


Рис. 1. Залежність вихідних даних: \circ – фактор X_1 , $+$ – фактор X_2 , \times – фактор X_3 , $*$ – фактор X_4 , \bullet – фактор X_5 от результативної ознаки Y

Однак є і певні розходження, відображені відповідними «хмарами» на діаграмі: фактори середня ціна запису CD (X_3) і витрати на зберігання та розповсюдження

(X_4). Тобто зв'язок між наведеними даними необхідно додатково досліджувати. Формальне оцінювання існування закономірності можна дати, спираючись на величину коефіцієнта парної кореляції [4]. Кореляційна матриця, яка показує значення цих коефіцієнтів для кожної можливої пари змінних вимірів, наведено у табл. 1.

Таблиця 1

Кореляційна матриця Пірсона

Фактори	Y	X1	X2	X3	X4	X5
Y	1	-	-	-	-	-
X1	0,034	1	-	-	-	-
X2	0,774	0,089	1	-	-	-
X3	0,481	-0,119	0,383	1	-	-
X4	0,560	-0,157	0,426	0,703	1	-
X5	0,590	0,017	0,575	0,332	0,409	1

Таким чином, зв'язок між функцією відгуку та факторами X_2 , X_3 , X_4 і X_5 є істотним. Найбільший вплив на результативну ознаку надає фактор X_2 . Слід зазначити, що був проведений порівняльний аналіз коефіцієнтів кореляції за допомогою критерію Стьюдента, який підтвердив значущість коефіцієнтів кореляції табл. 1.

Побудова моделі (1) проводилася прямим покроковим методом. На кожній ітерації покрокового методу виконувалися наступні дії: методом найменших квадратів оцінювалися значення параметрів моделі, аналізувалися статистична значимість коефіцієнта при змінній, введеної на даній ітерації, і значення скоригованого коефіцієнта множинної детермінації. Якщо виявлялося, що фактор варто вводити в модель, то проводився аналіз залишків на наявність викидів. Спостереження, відповідні залишкам, класифікованих як викиди, вилучалися. Для решти спостережень оцінювалися значення коефіцієнтів регресії, після чого переходили до наступної ітерації. В результаті були побудовані наступні моделі:

1) мультиплікативна модель без урахування кореляційної залежності чинників з результируючим ознакою:

$$\tilde{Y} = 0.02X_1^{1.08} X_2^{1.78} X_3^{2.54} X_4^{1.31} X_5^{1.86}; \quad (2)$$

2) мультиплікативна модель після вибракування незначущих членів моделі:

$$\tilde{Y} = X_2^{1.80} X_4^{1.34} X_5^{1.83}. \quad (3)$$

Надамо оцінку якості моделі і статистичної значущості окремих її компонент (див. табл. 2).

Таблиця 2

Економетричні показники моделей (2), (3)

Вид моделі	Мультиплікативна	
	Без урахування даних табл. 1	З урахуванням даних табл. 1
Значущість членів моделі	0.02 не є значущим 1.08 не є значущим 1.78 значущий 2.54 не є значущим 1.31 значущий 1.86 значущий	Всі коефіцієнти є значущими
RMSE	184.63	143.60
R^2	0.7699	0.7674
R^2_{adj}	0.7575	0.7576
F	62.24 (модель значуща в цілому)	104.49 (модель значуща в цілому)

Таким чином, отримано цілком розумний результат. Регресійна модель (3) з точки зору економетричної інтерпретації є адекватною та логічно описує зв'язок факторів з функцією відгуку (з огляду на коефіцієнти моделі).

Багато залежностей в економіці не є лінійними, і тому їх моделювання лінійними рівняннями недоцільне. Отже, наступні моделі побудовані засобами *MATLAB* (*curve fitting toolbox*).

1. Відрідки ряду Фур'є (*Fourier*) (рис. 2).

Goodness of fit:

SSE: 8.047e+006

R-square: 0.1987

Adjusted R-square: 0.05386

RMSE: 311.4

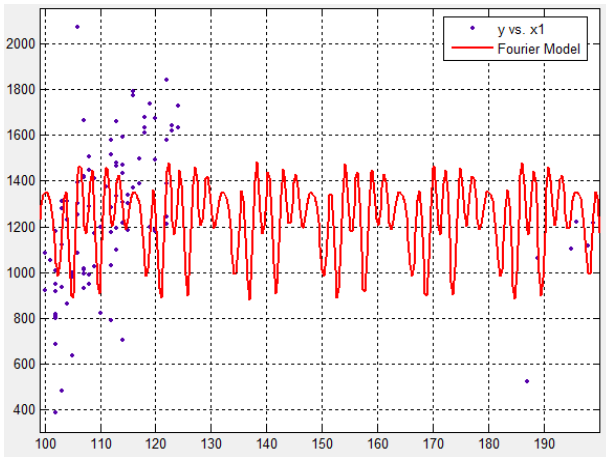


Рис. 2. Модель Фур'є

2. Поліноміальна модель (Polynomials) (рис. 3).

Goodness of fit:

SSE: 6.4e+006

R-square: 0.3626

Adjusted R-square: 0.2902

RMSE: 269.7

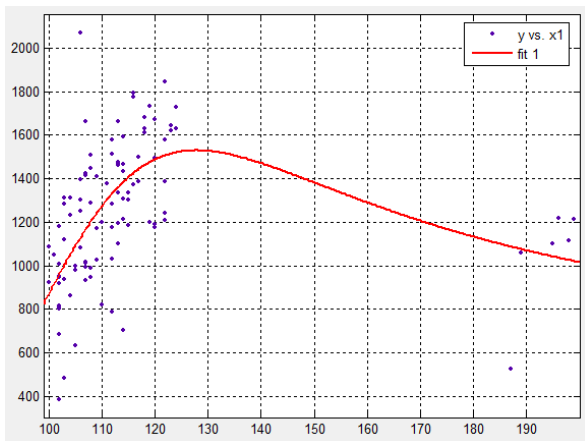


Рис. 3. Поліноміальна модель

Усі ці нелінійні моделі по критерію *RMSE* набагато кращі, ніж побудовані до цього моделі (2) та (3). Однак, є великі труднощі у їх використанні, пов'язані з багатьма причинами економічного та математичного характеру. Тому автор пропонує використовувати модель (3), як найбільш адекватну та економічно інтерпретуючу.

Висновок. У роботі було розглянуто і реалізовано методологія побудови економетричних моделей різної форми, призначених для аналізу та прогнозу

собівартості електронних мультимедійних видань. Особливістю запропонованої методології економетричного моделювання є покрокова процедура побудови економетричних залежностей та відбір кращих моделей на підставі обліку середньоквадратичної похибки регресії.

Наводиться побудову двох мультипликативних виробничих моделей, в одній з яких була зроблена спроба врахувати більшу кількість змінних в порівнянні з адитивною моделлю. Однак незважаючи на доведену значимість обох моделей остання була отримана з набором незначущих коефіцієнтів і відбракована, для подальшого аналізу вона не представляла особливого інтересу.

Список використаної літератури

1. Орлов А. И. Аддитивно-мультипликативная модель оценки рисков при создании ракетно-космической техники / А. И. Орлов // Политематический сетевой электронный научный журнал Кубанского государственного аграрного университета. – 2014. – №. 102. – С. 1-34.
2. Conrad C., Kleen O. Two Are Better Than One: Volatility Forecasting Using Multiplicative Component GARCH Models // A preliminary version of this paper circulated under the title “On the Statistical Properties of Multiplicative GARCH Models”. – 2018. №. 613. – С. 1-10.
3. Hainmueller J., Mummolo J., Xu Y. How much should we trust estimates from multiplicative interaction models? Simple tools to improve empirical practice / J. Hainmueller, J. Mummolo, Y. Xu // American Journal of Political Science. – 2018. – №. 50(3). – 513-529.

Автори

Афанасьєва Лідія Михайлівна, доцент, ХНЕУ ім. С. Кузнеця (електронна адреса).

Тези доповіді надійшли 25 січня 2019 року.

Опубліковано в авторській редакції.