

усього технологічного ланцюгу від виробництва сировини до реалізації кінцевої продукції.

Інвестиційні пріоритети, як правило, погано орієнтовані на продовольчий ринок, що приводить до їх концентрації по окремих його секторах і видах продукції. Із всього обсягу інвестицій переважна частина направлена в тютюнову, безалкогольну і кондитерську промисловість, трохи менша – в масложирову та молочну, при цьому м'ясна, комбікормова, виноробна, плодоовочева підгалузі перебувають на периферії інвестиційної сфери.

Інвестиційні проекти і наміри погано пов'язуються з розміщенням виробництва сировини з регіональними потребами ринку. Звичайно, багато в чому це визначається інвестиційним кліматом, але в переважній більшості – шаблонністю мислення. Є свідомо пріоритетні регіони, насамперед Київська, Черкаська, Житомирська області, Донецький регіон тощо. У той же час деякі цікаві і перспективні регіони не приваблюють увагу інвестора. Така географія інвестицій не може бути перспективною, і ми вважаємо за необхідне звернути увагу не тільки місцевій владі, але і потенційних інвесторів на периферійні, але достатньо перспективні з позиції регіональної економіки суб'єкти аграрного ринку.

Слід також відмітити якість пропонованих до фінансування інвестиційних проектів. У базі інвестиційних проектів в АПК є близько 250 пропозицій з різних областей країни. Майже половина з них супроводжуються проектами і бізнес-планами, але жоден з них не відповідає за змістом і рівнем економічного обґрунтування вимогам потенційних інвесторів. До їх розробки дуже часто залучаються непрофесійні структури, які не володіють технологіями проектного фінансування. Економіючи на витратах на підготовку проектів, замовники викидають гроші на вітер, проекти надані ними, ніким не приймаються. Вважаємо, що успіх інвестиційного проє-

кту багато в чому визначається рівнем якості документації і пропонуємо замовникам і потенційним інвесторам орієнтуватися тільки на високопрофесійних розробників інвестиційних проектів.

Реалізація інвестиційних проектів також залежить від рівня компетентності і професіоналізму людей, що їх реалізують. Формулою успіху є інвестиції плюс кадри й культура управління. За останні 3–5 років загалом в АПК рівень професіоналізму працівників істотно виріс на харчових і переробних підприємствах, хоча ще далеко до очікуваного, але в с/г підприємствах він зростає дуже повільними темпами.

Маючи на увазі потребу в сучасному кваліфікованому супроводі інвестиційних проектів, вважаємо за необхідне для кожного замовника одночасно з розробкою проекту здійснювати підготовку фахівців, які в змозі його реалізувати, залучаючи для цього і випускників вищих закладів освіти, і фахівців структур економіко-фінансового профілю. Національна економіка потребує кадрової революції, реструктуризації АПК, вступу у ВТО як інструменту забезпечення конкурентної боротьби.

1. Про інвестиційну діяльність: Закон України від 18.09.91. №1560-XII в редакції від 21.05.99 // <http://www.rada.gov.ua/> 2. Концепція регулювання інвестиційної діяльності в умовах ринкової трансформації економіки, затверджена постановою Кабінету Міністрів України від 01.06.95. № 384 // <http://www.zakon.gov.ua>. 3. Болдус М.В. Ефективність інвестицій у сільськогосподарське виробництво // Держава та регіони. Серія: державне управління. – 2002. – №1. 4. Меншикова М.А. Инвестиционные проекты в АПК и методические подходы к их формированию // Экономика сельскохозяйственных и перерабатывающих предприятий. – 2003. – №4. 5. Методические рекомендации по оценке эффективности инвестиционных проектов / В.В.Косов, В.Н.Лившин, А.Г.Шахназарова. – М., 2000. 6. Анализ инвестиционных проектов в АПК / Д.С.Алексанов, В.М.Кошелев. – М., 2002. 7. Статистичний щорічник України за 2002 рік. – К., 2002.

Надійшла до редколегії 14.10.04

О.В. Комашко, канд. фіз.-мат. наук

ПРО ВЛАСТИВОСТІ МНК-ОЦІНОК І КОЕФІЦІЄНТА ДЕТЕРМІНАЦІЇ В РЕГРЕСІЇ ДВОХ НЕЗАЛЕЖНИХ ВИПАДКОВИХ БЛУКАНЬ З ДРЕЙФОМ

Випадкове блукання з дрейфом є однією з основних моделей для дослідження економічних показників, що характеризують довготривалу тенденцію до зростання. Показано, що коефіцієнт детермінації в регресії для двох незалежних змінних такого типу прямує до одиниці зі швидкістю порядку $1/n$. В аналітичному вигляді знайдено граничні розподіли коефіцієнта нахилу і $n(1-R^2)$. Останній виражається через функціонал від вінерівського процесу. На відміну від випадку простих випадкових блукань, виявилось можливим аналітично визначити математичне сподівання цього розподілу. Окрім того, методами Монте-Карло досліджено скінченновимірні властивості коефіцієнта детермінації в широкому діапазоні розмірів вибірки.

The exact limiting distribution of the slope and that of $n(1-R^2)$ in the OLS regression for two independent random walks with drifts are obtained. The latter one is expressed in terms of a certain functional of the Wiener process. In contrast with the case of simple random walks it turned out that it is possible to compute the exact mean for this distribution. Also, the finite sample properties of the coefficient of determination were investigated by Monte Carlo simulations for wide range of the sample sizes.

З моменту появи резонансної статті Грейнджера та Ньюболда [1] феномен хибної регресії слугує об'єктом постійної уваги в економічних дослідженнях. Хибна регресія означає ситуацію, коли на основі стандартних статистичних методів одержують висновок про неіснуючий зв'язок поміж змінними. Вивчення цього явища дало поштовх зміні основ методології аналізу економічних часових рядів, яка відбувається протягом останніх десятиріч. Фундаментальним висновком стало положення про некоректність застосування класичного апарату регресії в умовах нестационарних часових рядів. Звичайно, корисно мати уявлення, наскільки властивості регресії за нестационарності відрізняються від класичних. Серед досягнень у цій сфері згадаймо результат про те, що коефіцієнт детермінації в регресії двох незалежних випадкових блукань замість того, щоб збігатись до нуля, має граничний розподіл, який описується за допомогою функціоналу від вінерівського процесу і має математичне сподівання, приблизно рівне 0,24 [2].

Для моделей з необмежено зростаючим трендом і стаціонарним стохастичним компонентом спостерігається ще більш вражаюча картина: R^2 прямує до одиниці [3]. Викликає інтерес питання конкретизації цього результату для окремих моделей, що часто використовуються в прикладних дослідженнях. Регресія двох тренд-стаціонарних змінних із взаємно незалежними неавтокорельованими і гомоскедастичними стохастичними компонентами була досліджена в [4]. Метою даної роботи є дослідження граничного і скінченновимірних розподілів R^2 і МНК-оцінки коефіцієнта нахилу в регресії двох незалежних випадкових блукань з дрейфом.

Асимптотичні властивості МНК-оцінки коефіцієнта нахилу і коефіцієнта детермінації

Теорема 1. Нехай

$$y_t = \delta t + u_t^y, \quad (1)$$

де $u_t^y = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^y$, $M\varepsilon_t^y = 0$, $D\varepsilon_t^y = \sigma_y^2$, ε_t^y незалежні між собою;

$$x_t = \gamma t + u_t^x, \quad (2)$$

де $u_t^x = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^x$, $Me_t^x = 0$, $De_t^x = \sigma_x^2$, ε_t^x незалежні між собою

Припустимо також, що ε_t^y і ε_t^x взаємно незалежні. Позначимо через b МНК-оцінку β в (хибній) регресії

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t, \quad t = \overline{1, n}. \quad (3)$$

Тоді

$$\sqrt{n} \left(\frac{\delta}{\gamma} - b \right) \Rightarrow N \left(0, \frac{6}{5\gamma^2} \left[\left(\frac{\delta}{\gamma} \right)^2 \sigma_x^2 + \sigma_y^2 \right] \right), \quad (4)$$

де символом $\Rightarrow$ позначено збіжність за розподілом.

Доведення. Уведемо такі позначення:

$$S_{xx} = \sum_{t=1}^n (x_t - \bar{x})^2, \quad S_{xy} = \sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})(x_t - \bar{x}).$$

$$\frac{\delta \sum_{t=1}^n x_t^2 - \gamma \sum_{t=1}^n x_t y_t}{n^{5/2}} =$$

$$= \frac{1}{n^{5/2}} \left(\gamma^2 \sum_{t=1}^n t^2 + 2\gamma \delta \sum_{t=1}^n t u_t^x + \delta \sum_{t=1}^n (u_t^x)^2 - \gamma^2 \sum_{t=1}^n t^2 - \gamma \delta \sum_{t=1}^n t u_t^x - \gamma^2 \sum_{t=1}^n t u_t^y - \gamma \sum_{t=1}^n u_t^x u_t^y \right) = \quad (7)$$

$$= \frac{1}{n^{5/2}} \left(\gamma \delta \sum_{t=1}^n t u_t^x - \gamma^2 \sum_{t=1}^n t u_t^y + \delta \sum_{t=1}^n (u_t^x)^2 - \gamma \sum_{t=1}^n u_t^x u_t^y \right).$$

Припустимо спочатку, що випадкове блукання u_t^x гаусівське. Запишемо

$$\frac{1}{n^2} \sum_{t=1}^n (u_t^x)^2 = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{u_t^x}{\sqrt{n}} \right)^2 \stackrel{D}{\sim} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(W_x \left(\frac{t}{n} \right) \right)^2 \Rightarrow \int_0^1 W_x^2(t) dt, \quad (8)$$

де $W_x(t)$ – стандартний вінерівський процес з дисперсією $\sigma_x^2 t$, а через $\stackrel{D}{\sim}$ позначено рівність розподілів. Збіжність випливає з існування інтеграла в правій частині (8) і того факту, що дограничний вираз є інтегральною сумою для останнього. У загальному випадку співвідношення (8) випливає з теореми про адитивні функціонали від випадкового блукання [6, Теорема 7, с. 462]. Зауважимо, що цей інтеграл має скінченну дисперсію. Тому

$$Plim \frac{1}{n^{5/2}} \sum_{t=1}^n (u_t^x)^2 = 0, \quad (9)$$

де символ $Plim$ означає збіжність за ймовірністю. Аналогічно,

$$Plim \frac{1}{n^{5/2}} \sum_{t=1}^n u_t^x u_t^y = 0. \quad (10)$$

Використовуючи ту саму аргументацію, що і при виведенні співвідношення (8), маємо:

$$\frac{1}{n^{5/2}} \sum_{t=1}^n t u_t^x = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n t \left(\frac{u_t^x}{\sqrt{n}} \right) \stackrel{D}{\sim} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n t \left(W_x \left(\frac{t}{n} \right) \right) \Rightarrow \int_0^1 t W_x(t) dt, \quad (11)$$

$$\frac{1}{n^{5/2}} \sum_{t=1}^n t u_t^y \Rightarrow \int_0^1 t W_y(t) dt. \quad (12)$$

Перейдемо тепер до другому доданку в правій частині формули (6):

$$\frac{\gamma \bar{xy} - \delta \bar{x}^2}{n^{3/2}} = \frac{1}{n^{3/2}} \left(\gamma \left(\gamma \frac{n+1}{2} + \bar{u}^x \right) \left(\delta \frac{n+1}{2} + \bar{u}^y \right) - \delta \left(\gamma \frac{n+1}{2} + \bar{u}^x \right)^2 \right) =$$

$$= \frac{1}{n^{3/2}} \left(\gamma^2 \frac{n+1}{2} \bar{u}^y - \gamma \delta \frac{n+1}{2} \bar{u}^x + \gamma \bar{u}^x \bar{u}^y - \delta (\bar{u}^x)^2 \right). \quad (13)$$

Використовуючи формулу знаходження МНК-оцінок, запишемо:

$$\sqrt{n} (\delta - b\gamma) = \frac{\delta S_{xx} - \gamma S_{xy}}{\frac{n^{5/2}}{S_{xx}}}. \quad (5)$$

Перепишемо чисельник у формулі (5) у такому вигляді:

$$\frac{\delta S_{xx} - \gamma S_{xy}}{n^{5/2}} = \frac{\delta \sum_{t=1}^n x_t^2 - \gamma \sum_{t=1}^n x_t y_t}{n^{5/2}} + \frac{\gamma \bar{xy} - \delta \bar{x}^2}{n^{3/2}}. \quad (6)$$

Проаналізуємо доданки з правої частини (6). Враховуючи (1) і (2), маємо:

За звичною схемою одержуємо:

$$\frac{1}{\sqrt{n}} \bar{u}^x = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{u_t^x}{\sqrt{n}} \right) \Rightarrow \int_0^1 W_x(t) dt, \quad (14)$$

звідки

$$\frac{1}{n} (\bar{u}^x)^2 \Rightarrow \left(\int_0^1 W_x(t) dt \right)^2.$$

Оскільки $\left(\int_0^1 W_x(t) dt \right)^2$ має скінченну дисперсію, то

$$Plim \frac{1}{n\sqrt{n}} (\bar{u}^x)^2 = 0. \quad (15)$$

Так само,

$$\frac{1}{n} \bar{u}^x \bar{u}^y \Rightarrow \int_0^1 W_x(t) dt \int_0^1 W_y(t) dt, \quad (16)$$

$$Plim \frac{1}{n\sqrt{n}} \bar{u}^x \bar{u}^y = 0. \quad (17)$$

Далі,

$$\frac{1}{n^{3/2}} \frac{n+1}{2} \bar{u}^x = \frac{1}{2} \frac{n+1}{n} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left(\frac{u_t^x}{\sqrt{n}} \right) \Rightarrow \frac{1}{2} \int_0^1 W_x(t) dt, \quad (18)$$

$$\frac{1}{n^{3/2}} \frac{n+1}{2} \bar{u}^y \Rightarrow \frac{1}{2} \int_0^1 W_y(t) dt. \quad (19)$$

Зважаючи на результати (7)–(19), з формули (6) випливає, що

$$\frac{\delta S_{xx} - \gamma S_{xy}}{n^{5/2}} \Rightarrow \gamma \delta \int_0^1 \left(t - \frac{1}{2} \right) W_x(t) dt - \gamma^2 \int_0^1 \left(t - \frac{1}{2} \right) W_y(t) dt. \quad (20)$$

Тепер знайдемо границю знаменника у формулі (5). У процесі виведення співвідношення (20) ми побачили, що всі стохастичні члени виразу $\frac{S_{xx}}{n^{5/2}}$ збігаються за

розподілом до випадкової величини зі скінченною дисперсією. Тому границя $\frac{S_{xx}}{n^3}$ визначається лише трендом. Таким чином,

$$\text{Plim} \frac{S_{xx}}{n^3} = \lim_{n \rightarrow \infty} \gamma^2 \frac{\sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})^2}{n^3} = \frac{\gamma^2}{12}. \quad (21)$$

Теорема 2. В умовах теореми 1

$$n(1-R^2) \Rightarrow \Rightarrow 12 \left\{ \int_0^1 \left(\frac{W_y(t)}{\delta} - \frac{W_x(t)}{\gamma} \right)^2 dt - \left(\int_0^1 \left(\frac{W_y(t)}{\delta} - \frac{W_x(t)}{\gamma} \right) dt \right)^2 - 12 \left(\frac{1}{\gamma} \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_x(t) dt - \frac{1}{\delta} \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_y(t) dt \right)^2 \right\}, \quad (22)$$

де R^2 коефіцієнт детермінації в регресії (3).

Доведення. Позначимо через e_t в регресії (3). Користуючись формулою розкладу дисперсії [4, с.32], запишемо

$$n(1-R^2) = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2} = \frac{\sum_{t=1}^n e_t^2}{n^3}. \quad (23)$$

Діючи в такий самий спосіб, як при виведенні співвідношення (21), знаходимо, що

$$\text{Plim} \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \bar{y})^2}{n^3} = \frac{\delta^2}{12}. \quad (24)$$

Враховуючи формули (1) і (2), запишемо

$$e_t = y_t - \bar{y} - b(x_t - \bar{x}) = (\delta - b\gamma)(t - \frac{n+1}{2}) + u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x).$$

$$\frac{\sum_{t=1}^n (u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x))^2}{n^2} \Rightarrow \int_0^1 (W_y(t) - \frac{\delta}{\gamma} W_x(t))^2 dt - \left(\int_0^1 (W_y(t) - \frac{\delta}{\gamma} W_x(t)) dt \right)^2, \quad (27)$$

$$\frac{2(\delta - b\gamma) \sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})(u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x))}{n^2} = (\sqrt{n}(\delta - b\gamma)) \frac{\sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})(u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x))}{n^{5/2}} \Rightarrow \Rightarrow 24 \left(\frac{\delta}{\gamma} \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_x(t) dt - \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_y(t) dt \right)^2. \quad (28)$$

Твердження теореми негайно випливає з формул (24)-(28).

Теорема 3. В умовах теореми 2

$$\lim_{n \rightarrow \infty} M(n(1-R^2)) = \frac{5}{4} \left(\frac{\sigma_x^2}{\gamma^2} + \frac{\sigma_y^2}{\delta^2} \right). \quad (29)$$

Доведення. Враховуючи попередні результати, залишилось зауважити, що

$$M \left(\int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W(t) dt \right)^2 = \frac{\sigma^2}{120},$$

Для завершення доведення залишилось зазначити, що $\int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_x(t) dt$ і $\int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_y(t) dt$ є незалежними нормально розподіленими випадковими величинами з нульовими математичними сподіваннями та дисперсіями $\frac{\sigma_x^2}{120}$ і $\frac{\sigma_y^2}{120}$, відповідно, а також скомбінувати результати (20) і (21) і формулу (5).

Звідси

$$\sum_{t=1}^n e_t^2 = \frac{(\delta - b\gamma)^2 \sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})^2}{n^2} + \frac{\sum_{t=1}^n (u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x))^2}{n^2} + \frac{2(\delta - b\gamma) \sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})(u_t^y - \bar{u}^y - b(u_t^x - \bar{u}^x))}{n^2}. \quad (25)$$

Проаналізуємо доданки цієї суми. З формул (20) і (21) випливає, що

$$\frac{(\delta - b\gamma)^2 \sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})^2}{n^2} = (\sqrt{n}(\delta - b\gamma))^2 \frac{\sum_{t=1}^n (t - \frac{n+1}{2})^2}{n^3} \Rightarrow \Rightarrow 12 \left(\frac{\delta}{\gamma} \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_x(t) dt - \int_0^1 (t - \frac{1}{2}) W_y(t) dt \right)^2. \quad (26)$$

Застосовуючи прийом, використаний під час доведення теореми 1, неважко встановити, що

$$M \left(\int_0^1 W(t) dt \right)^2 = \frac{\sigma^2}{3},$$

а

$$M \left(\int_0^1 W^2(t) dt \right) = \frac{\sigma^2}{2}.$$

Дослідження скінченновимірних властивостей МНК-оцінки коефіцієнта нахилу і коефіцієнта детермінації методом Монте-Карло

1. **Властивості МНК-оцінки коефіцієнта нахилу.** Для дослідження скінченновимірних властивостей статистики

$$u = \left(\frac{6}{5\gamma^2} \left[\left(\frac{\delta}{\gamma} \right)^2 \sigma_x^2 + \sigma_y^2 \right] \right)^{-\frac{1}{2}} \sqrt{n} \left(\frac{\delta}{\gamma} - b \right), \quad (30)$$

яка за теоремою 1 має граничний стандартний нормальний розподіл, було використано такий алгоритм. Для послідовності значень n генерувались пари траєкторій $x_t = t + u_t^x$ і $y_t = t + u_t^y$, $t=1, n$, де $\varepsilon_t^x \sim \text{NID}(0,1)$ та

$$u_t^y = \sum_{i=1}^t \varepsilon_i^y, \varepsilon_t^y \sim \text{NID}(0,1). \text{ Для кожної пари траєкторій}$$

методом найменших квадратів оцінювалась модель (3) і за формулою (30) знаходились значення статистики u . У результаті генерації $m=50000$ пар утворювалась незалежна вибірка, для якої знаходились квантілі та емпірична щільність розподілу (нормований полігон частот). Результати моделювання наведено в табл. 1. Для зручності порівняння в останньому рядку таблиці подано квантілі стандартного нормального розподілу.

Таблиця 1. Квантілі розподілу статистики u

$u_\alpha : P(u < u_\alpha) = \alpha ; m=50000.$								
α	0,001	0,01	0,05	0,1	0,9	0,95	0,99	0,999
Оц. ст. похибки квантилів	0,04	0,017	0,010	0,008	0,008	0,010	0,017	0,04
20	-5,02	-3,09	-1,88	-1,34	1,12	1,36	1,78	2,25
200	-3,61	-2,61	-1,76	-1,34	1,22	1,53	2,10	2,77
1000	-3,35	-2,45	-1,70	-1,32	1,26	1,59	2,22	2,90
5000	-3,26	-2,42	-1,68	-1,29	1,27	1,62	2,26	2,97
$N(0,1)$	-3,09	-2,33	-1,64	-1,28	1,28	1,64	2,33	3,09

На рис. 1. нанесено графіки емпіричної щільності (нормовані полігони частот). На кожному рисунку пунк-

тиром зображено графік щільності стандартного нормального розподілу

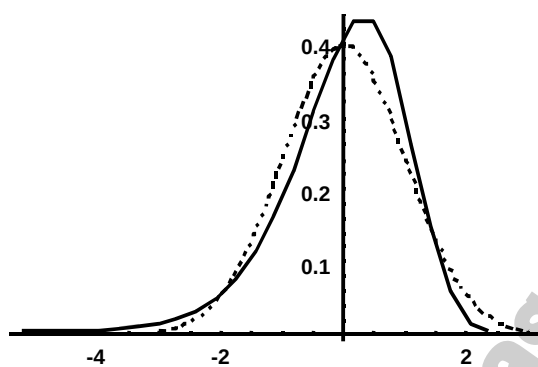


Рис. 1а. Емпірична щільність для $n=20$

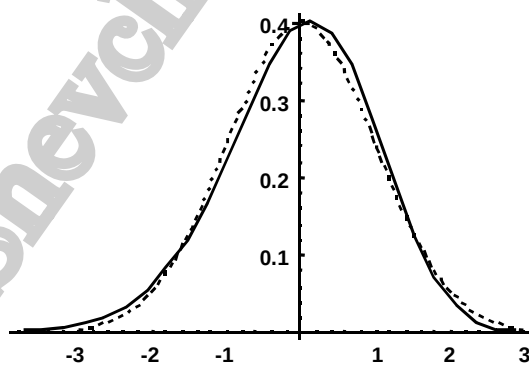


Рис. 1б. Емпірична щільність для $n=200$

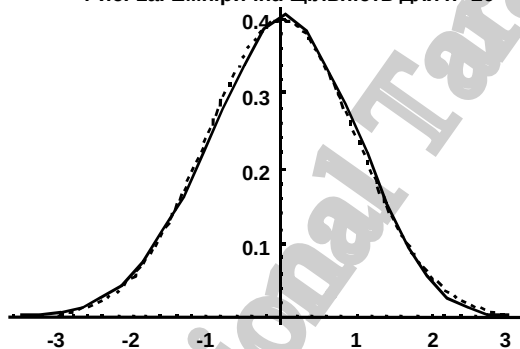


Рис. 1с. Емпірична щільність для $n=1000$

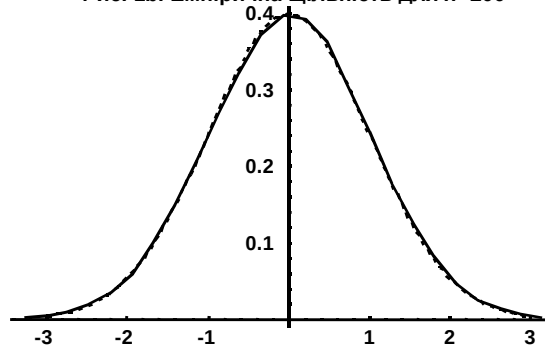


Рис. 1д. Емпірична щільність для $n=2000$

Як ми бачимо, скінченновимірні розподіли дещо зміщені вліво, причому величина зміщення поступово зникає. Швидкість збіжності до граничного розподілу є дуже повільною.

2. Властивості коефіцієнта детермінації. З теореми 3 випливає, що

$$\left[\frac{5}{4} \left(\frac{\sigma_x^2}{\gamma^2} + \frac{\sigma_y^2}{\delta^2} \right) \right]^{-1} \lim_{n \rightarrow \infty} M(n(1-R^2)) = 1. \quad (30)$$

Зауважимо, що формула (30) дає змогу знайти не точне, а лише асимптотичне математичне сподівання $n(1-R^2)$. Тому нас цікавить питання про точність асимптотичної формули для вибірок малого і помірного розміру. З цією метою для різних розмірів вибірки були знайдені

$$\text{значення статистики } \overline{RS}_n = \left[\frac{5}{4} \left(\frac{\sigma_x^2}{\gamma^2} + \frac{\sigma_y^2}{\delta^2} \right) \right]^{-1} (n(1-\hat{R}^2)),$$

де $\hat{R}^2$ – вибіркове середнє коефіцієнтів детермінації в МНК-регресії (3), обчислене за 25000 генераціями для кожного розміру вибірки. Таким чином, статистика

$$\frac{5}{4} \left(\frac{\sigma_x^2}{\gamma^2} + \frac{\sigma_y^2}{\delta^2} \right) \overline{RS}_n \text{ є оцінкою точного математичного спо-}$$

дівання $n(1-R^2)$. Результати комп'ютерного моделювання зведено в табл. 2. Оцінка стандартної похибки $\overline{RS}_n$ за 25000 генераціями для $n \geq 50$ становить 0,004.

Таблиця 2. Значення $\overline{RS}_n$ для деяких розмірів вибірки.

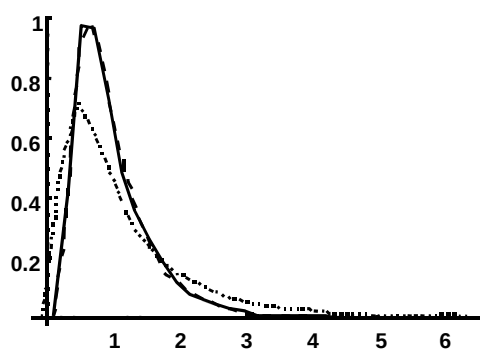
n	10	20	50	100	1000	2000	5000
$\overline{RS}_n$	1.238	1.106	1.010	0.990	0.989	0.996	1.003

Як бачимо, для малих вибірок $\overline{RS}_n$ значно перевищує одиницю, потім стає дещо меншою і, врешті-решт, дуже повільно наближається до неї. Однак, з практичного погляду, асимптотичною формулою можна користуватись, починаючи вже з $n = 50$.

Графіки емпіричної щільності розподілу

$$\overline{RS}_n = \left[\frac{5 \left(\frac{\sigma_x^2}{\gamma^2} + \frac{\sigma_y^2}{\delta^2} \right) \right]^{-1} (n(1-R^2)) \text{ для } n=20 \text{ (короткий}$$

штрих), $n=100$ (довгий штрих) та $n=2000$ (суцільна лінія) показано на рис. 5.

Рис. 2. Емпірична щільність розподілу $\overline{RS}_n$.

Скінченновимірні розподіли $\overline{RS}_n$ досить незначно відрізняються між собою, починаючи з $n \approx 100$. Вони сильно асиметричні і нагадують розподіл χ -квадрат.

Висновки. Коефіцієнт детермінації в регресії двох незалежних випадкових блукань з дрейфом в середньому прямує до одиниці зі швидкістю порядку $O(1/n)$. Статистика $n(1-R^2)$ має граничний розподіл, який описується в термінах функціоналів від вінерівського процесу.

1. Granger, C.W.J., and P. Newbold. Spurious regressions in econometrics/ Journal of Econometrics. – 1974. – Vol. 2. – P. 111–120.
2. R. Davidson, J.G. Mackinnon. Estimation and Inference in Econometrics. – Oxford, 1993.
3. C.W.J. Granger and T. Terasvirta. Modelling Nonlinear Economic Relationships. – Oxford, 1994.
4. Комашко О.В. Про властивості МНК-оцінок і коефіцієнта детермінації в регресії двох тренд-стаціонарних змінних з незалежними стохастичними компонентами / Кібернетика і системний аналіз (в друці).
5. Комашко О.В., Равенсва О.В., Румянцев Н.В. Прикладна економетрика // Прикладная Экономика / Под ред. А.И.Черняка. – Донецк, 2004. – Т. 2. – С. 22–139.
6. Корольок В.С., Портенко Н.И., Скороход А.В., Турбин А.Ф. Справочник по теории вероятностей и математической статистике. – М., 1985.

Надійшла до редколегії 12.10.04

О.М. Обушна, канд. екон. наук

ЗАРУБІЖНИЙ ДОСВІД РОЗВИТКУ РИНКУ ЛОМБАРДНИХ ПОСЛУГ

Проаналізовано зарубіжний досвід розвитку ринку ломбардних послуг. Сформульовано напрями розвитку ринку ломбардних послуг в Україні.

The abroad experience of development of pawnshop's services market is analyzed. The directions of development of pawnshop's services market in Ukraine are given.

Розширення спектра фінансових послуг і зростання ролі небанківських фінансових установ в інвестиційних процесах – важлива складова економічного зростання. Сучасний фінансовий сектор України, унаслідок інституційних і функціональних характеристик, не повною мірою відповідає тенденціям світових фінансових ринків. Досвід економічно розвинених країн свідчить, що розвиток та якісне функціонування небанківських кредитних установ (до яких належать і ломбарди) – сприяє стабільності фінансових систем і вирішенню соціальних проблем. У багатьох країнах світу рівень розвитку небанківського фінансового сектору та фінансових ринків у цілому є індикатором зрілості ринкових відносин.

Останнім часом діяльність ломбардів суттєво змінилась. Галузь ломбардного кредитування в сучасних умовах є досить привабливою для приватного підприємництва з огляду на зростання попиту на послуги ломбардів і достатньо високий рівень прибутковості цієї сфери діяльності. З іншого боку, особливістю ломбардів, що завжди визначала інтерес до них з боку держави, є їх соціально-економічна значущість у будь-яких економічних умовах. Як джерело короткотермінового кредитування громадян ломбарди задовольняють відповідні потреби різних верств населення, зменшуючи тим самим соціальну напругу в суспільстві та сприяючи суто економічним шляхом підвищенню платоспроможного попиту на товари та послуги.

Стійка тенденція підвищення попиту на послуги ломбардів спостерігається протягом останніх років у всьому світі, включаючи такі економічно розвинені країни, як США, Велика Британія, Швеція, Австралія, Німеччина та ін., незалежно від політичного та економічного устрою країн, в яких діяльність ломбардів спрямована, насамперед, на максимальне задоволення різноманітних потреб клієнтів, які вже звикли до високого рівня сервісу в інших сферах послуг. У зв'язку з науково-технічним прогресом ломбардний бізнес протягом останніх десяти років змінився більше, ніж за попередній період свого існування.

Метою запропонованого дослідження є аналіз та узагальнення досвіду розвитку ринку ломбардних послуг у зарубіжних країнах, що може стати підґрунтям для розробки та прийняття виважених рішень у галузі ломбардного кредитування в Україні.

Ломбард є найстарішим фінансовим інститутом людства, що має багату історію [1; 2]. Перші письмові згадки про ломбарди можна знайти у грецьких і римських літописців, які свідчать про існування ломбардів у стародавньому Китаї понад 3000 років тому.

У сучасному розумінні ломбарди з'явилися у середньовіччі в Європі. Унаслідок наявних труднощів в економіці та проблем банківської системи стало з'являтися все більше ломбардів. Вихідці з італійської провінції Ломбардії заснували у Франції та Англії Дім Ломбарді,