

Д. В. Королук

Дифузійна апроксимація статистичних експериментів з наполегливою нелінійною регресією і еквілібріумом

(Представлено академіком НАН України І. М. Коваленком)

Запропоновано апроксимацію статистичних експериментів з наполегливою нелінійною регресією і еквілібріумом, марковськими процесами в дискретно-неперервному часі: $k = [Nt]$, $0 \leq t \leq T$, для яких обґрунтовано дифузійну апроксимацію типу Орнштейна–Уленбека з неперервним часом.

У роботі пропонується математична модель статистичних експериментів (СЕ) з наполегливою нелінійною регресією і еквілібріумом в дискретно-неперервному часі. Дифузійна апроксимація моделі здійснюється процесом типу Орнштейна–Уленбека з неперервним часом. Висхідна модель ланцюга Маркова в дискретно-неперервному часі виникає в результаті масштабування дискретного часу, а також параметрів статистичних експериментів.

Початковим об'єктом досліджень є послідовність бінарних статистичних експериментів (вимірювань) відносних частот присутності або відсутності певної ознаки. А саме, розглядається послідовність (за k) вибірок $\{\delta_r(k) = \pm 1, 1 \leq r \leq N\}$ незалежних у сукупності при кожному $k \geq 0$ і однаково розподілених бінарних випадкових величин.

Вибірка містить сукупність елементарних результатів присутності ознаки в системі. Параметр r індексує бінарний результат ± 1 у вибірці; параметр k можна інтерпретувати як порядковий номер експерименту, або дискретний час.

Послідовність (за k) бінарних СЕ задається сумами вибірових значень елементарних подій

$$S_N(k) := \frac{1}{N} \sum_{r=1}^N \delta_r(k), \quad k \geq 0. \quad (1)$$

Фундаментальну роль відіграє умова наполегливої регресії: умовні ймовірності елементарних подій

$$P\{\delta_r(k+1) = \pm 1 \mid S_N(k) = s\} = P_{\pm}(s), \quad |s| \leq 1, \quad k \geq 0, \quad (2)$$

залежать від сумарного попереднього значення $S_N(k) = s$.

Функція наполегливої регресії (умовне математичне сподівання СЕ (1))

$$E[S_N(k+1) \mid S_N(k) = s] := C(s) \quad (3)$$

не залежить від дискретного параметра часу k . Очевидно, що

$$C(s) = P_+(s) - P_-(s). \quad (4)$$

Враховуючи очевидне співвідношення

$$P_+(s) + P_-(s) = 1, \quad \forall s \in [-1, +1],$$

ймовірності елементарних подій виражаються через функцію регресії

$$P_{\pm}(s) = \frac{1}{2}[1 \pm C(s)]. \quad (5)$$

Динаміка СЕ (1)–(3) досліджується в моделі ланцюга Маркова з дискретно-неперервним часом для приростів СЕ:

$$\Delta S_N(k) = S_N(k+1) - S_N(k). \quad (6)$$

Відповідна функція регресії приростів

$$E[\Delta S_N(k) | S_N(k) = s] := C_0(s) \quad (7)$$

пов'язана з висхідною функцією регресії (3)–(4) співвідношенням

$$C_0(s) = C(s) - s. \quad (8)$$

Функція наполегливої регресії приростів (7) пропонується у вигляді добутка двох співмножників. Лінійний співмножник задається флюктуацією СЕ (аналогічно [1, 2]); нелінійний співмножник визначається функцією, що набуває нульових значень у граничних точках $+1$, -1 .

1. Основне припущення. Функція регресії приростів СЕ є кубічною параболою:

$$C_0(s) = -V(1 - s^2)(s - \rho), \quad |s| \leq 1, \quad |\rho| < 1, \quad (9)$$

яка має три дійсних кореня ± 1 і точку рівноваги ρ :

$$C(\rho) = \rho, \quad C_0(\rho) = 0. \quad (10)$$

Зв'язок між функціями регресії $C_0(s)$, $C(s)$ і точкою рівноваги ρ представлений графіком (рис. 1).

Лінійний член $s - \rho$ у виразі (9) є *флюктуацією СЕ*, тобто відхиленням поточного значення s від точки рівноваги ρ .

Зауваження 1. Функція регресії приростів (9) має таке зображення як функція флюктуацій:

$$C_0(s) = -V\sigma^2(s - \rho) + V(s - \rho)^2(s + \rho), \quad \sigma^2 = 1 - \rho^2, \quad (11)$$

отже,

$$\widehat{C}_0(\widehat{S}_N(k)) := C_0(S_N(k)), \quad (12)$$

де

$$\begin{aligned} \widehat{C}_0(\widehat{s}) &:= -V\sigma^2\widehat{s} + h(\widehat{s})\widehat{s}^2 = -V[\sigma^2 - \widehat{s}(2\rho + \widehat{s})]\widehat{s}, \\ h(\widehat{s}) &= V(\widehat{s} + 2\rho), \quad \widehat{s} := s - \rho. \end{aligned} \quad (13)$$

2. Марковські процеси, що апроксимують СЕ. Наполеглива регресія (9) породжує різницеве стохастичне рівняння для флюктуацій $\widehat{S}_N(k) := S_N(k) - \rho$ (див. [1])

$$\Delta \widehat{S}_N(k+1) = \frac{\widehat{C}_0(\widehat{S}_N(k)) + \widehat{\mu}_N(k+1)}{\sqrt{N}}, \quad k \geq 0, \quad (14)$$

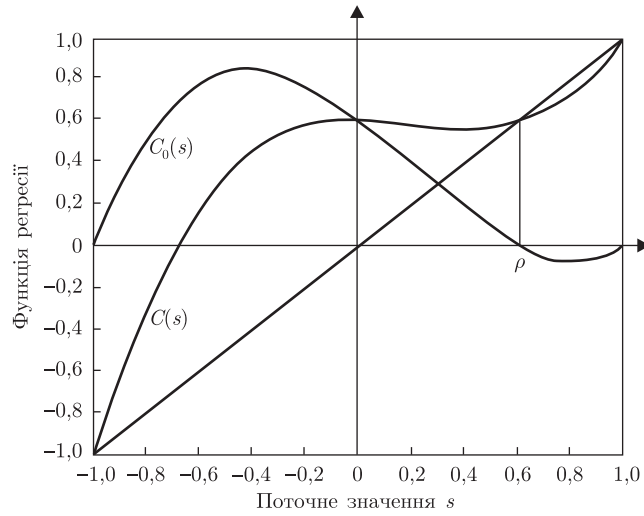


Рис. 1. $C_0(s)$ — кубічна парабола, $C(s)$ — нахилена кубічна парабола

де $\widehat{C}_0(\widehat{s})$ визначено у формулі (13), а мартингал-різниці

$$\widehat{\mu}_N(k+1) := \sqrt{N}[\Delta \widehat{S}_N(k+1) - \widehat{C}_0(\widehat{S}_N(k))], \quad k \geq 0, \quad (15)$$

характеризуються умовними першими двома моментами [4, 6]

$$\begin{aligned} E[\widehat{\mu}_N(k+1) | \widehat{S}_N(k)] &= 0, \quad k \geq 0, \\ E[\widehat{\mu}_N^2(k+1) | \widehat{S}_N(k)] &= B[\rho + \widehat{S}_N(k)], \quad B(s) = 1 - C^2(s). \end{aligned} \quad (16)$$

Різницеве стохастичне рівняння (14) служить основою апроксимації СЕ (14) марковським процесом у дискретно-неперервному часі $k = [Nt]$, $t \geq 0$.

Пропозиція 1. Марковський процес в дискретно-неперервному часі задається різницевим стохастичним рівнянням з нелінійною передбачуваною частиною

$$\Delta \zeta_N(t) = \frac{\widehat{C}_0(\zeta_N(t))}{N} + \frac{\Delta \mu_N(t)}{\sqrt{N}}, \quad 0 \leq t \leq T, \quad (17)$$

де прирости марковських процесів у дискретно-неперервному часі визначаються як

$$\Delta \zeta_N(t) := \zeta_N\left(t + \frac{1}{N}\right) - \zeta_N(t), \quad (18)$$

а мартингальна компонента в рівнянні (17) характеризується нульовим середнім і сталою дисперсією

$$E[\Delta \mu_N(t) | \zeta_N(t)] = 0, \quad E[\Delta \mu_N^2(t) | \zeta_N(t)] = \sigma^2 := B(\rho) = 1 - \rho^2. \quad (19)$$

Зауваження 2. Нормовані СЕ (14) множником \sqrt{N}

$$\widehat{\zeta}_N(k) := \sqrt{N} \widehat{S}_N(k) = \sqrt{N}[S_N(k) - \rho] \quad (20)$$

задовольняють різницеве стохастичне рівняння з лінійною складовою передбачуваної компоненти

$$\Delta \widehat{\zeta}_N(k+1) = -V\sigma^2 \widehat{S}_N(k) + h(\widehat{S}_N(k)) \widehat{S}_N^2(k) / \sqrt{N} + \widehat{\mu}_N(k+1), \quad k \geq 0. \quad (21)$$

Різницеве стохастичне рівняння (21) служить основою апроксимації СЕ (21) марковським процесом у дискретно-неперервному часі.

Пропозиція 2. *Марковський процес у дискретно-неперервному часі задається різницеvim стохастичним рівнянням з лінійною передбачуваною частиною*

$$\Delta \zeta_N^0(t) = -\frac{V\sigma^2 \zeta_N^0(t)}{N} + \frac{\Delta \mu_N(t)}{\sqrt{N}}, \quad 0 \leq t \leq T. \quad (22)$$

Зауваження 3. Зрозуміло мотивацію побудови різницевих стохастичних рівнянь (22). Нелінійна складова передбачуваної компоненти знехтується, бо прямує до нуля при $N \rightarrow \infty$. Мартингальна компонента залишається зі сталою дисперсією (19) з нормуючим множником $1/\sqrt{N}$ [3].

3. Дифузійна апроксимація СЕ в дискретно-неперервному часі. Марковські процеси в дискретно-неперервному часі, що задаються різницеvim стохастичним рівняннями (17) та (22), допускають дифузійну апроксимацію процесом типу Орнштейна–Уленбека в неперервному часі.

Теорема 1. *За умови збіжності за ймовірністю початкових значень марковських процесів (17) та (22)*

$$\zeta_N(0) \xrightarrow{P} \zeta^0, \quad \zeta_N^0(0) \xrightarrow{P} \zeta^0, \quad N \rightarrow \infty, \quad (23)$$

має місце збіжність скінченновимірних розподілів процесів

$$\zeta_N(t) \xrightarrow{D} \zeta(t), \quad \zeta_N^0(t) \xrightarrow{D} \zeta^0(t), \quad N \rightarrow \infty, \quad (24)$$

до граничних процесів Орнштейна–Уленбека, що задаються генераторами

$$L\varphi(s) = \widehat{C}_0(s)\varphi'(s) + \frac{1}{2}\sigma^2\varphi''(s), \quad L^0\varphi(s) = -V\sigma^2 s\varphi'(s) + \frac{1}{2}\sigma^2\varphi''(s) \quad (25)$$

на класі фінітних числових функцій $\varphi(s) \in C^3(R)$ ($R := (-\infty, +\infty)$), тричі неперервно диференційованих з обмеженими похідними.

Зауваження 4. Дифузійний процес, що виражається генератором L (25), є процесом типу Орнштейна–Уленбека, який задається розв'язком стохастичного диференціального рівняння

$$d\zeta(t) = \widehat{C}_0(\zeta(t))dt + \sigma dW(t), \quad (26)$$

в якому $W(t)$, $t \geq 0$, є стандартним процесом броунівського руху з характеристиками

$$EW(t) = 0, \quad EW^2(t) = t. \quad (27)$$

Доведення теореми 1. Збіжність в (24) процесу $\zeta_N(t)$ до граничного процесу, що задається генератором L , проводиться аналогічно випадку лінійної наполегливої регресії,

яка досліджена в [1]. Доведення збіжності в (24) процесу $\zeta_N(t)$ базується на застосуванні збіжності генераторів марковського процесу на достатньо широкому класі тест-функцій з аргументом в області значень марковського процесу. Це забезпечує збіжність скінченновимірних розподілів марковських процесів [4, 5].

Введемо генератор марковського процесу в схемі серій

$$L_N\varphi(s) = NE[\varphi(s + \Delta\zeta_N(t)) - \varphi(s) \mid \zeta_N(t) = s]. \quad (28)$$

Лема 1. *Нехай має місце збіжність генераторів (28)*

$$\lim_{N \rightarrow \infty} L_N\varphi(s) = L\varphi(s), \quad \varphi(s) \in C^3(R), \quad (29)$$

на класі $C^3(R)$ числових фінітних функцій, тричі неперервно диференційованих з обмеженими похідними. Тоді граничний генератор

$$L\varphi(s) = \widehat{C}_0(s)\varphi'(s) + \frac{1}{2}\sigma^2\varphi''(s), \quad \sigma^2 = 1 - \rho^2, \quad (30)$$

задає граничний процес типу Орнштейна–Уленбека (26).

Доведення лемми 1. Для приростів марковського процесу нормованих флюктуацій $\zeta_N(t)$, $t \geq 0$, обчислимо перші два моменти.

Враховуючи (22), маємо

$$E[\Delta\zeta_N(t) \mid \zeta_N(t) = s] = \frac{\widehat{C}_0(s)}{N}, \quad (31)$$

$$E[(\Delta\zeta_N(t))^2 \mid \zeta_N(t) = s] = \frac{\sigma^2}{N} + O\left(\frac{1}{N^2}\right). \quad (32)$$

Тут, як і раніше (див. (19)),

$$\sigma^2 = B(\rho) = 1 - C^2(\rho) = 1 - \rho^2. \quad (33)$$

Тепер застосуємо формулу Тейлора у виразі (28) генератора L_N до тест-функції $\varphi(s) \in C^3(R)$:

$$L_N\varphi(s) = N \left[E[\Delta\zeta_N(t) \mid \zeta_N(t) = s]\varphi'(s) + E[(\Delta\zeta_N(t))^2 \mid \zeta_N(t) = s]\frac{1}{2}\varphi''(s) + R_N\varphi(s) \right]. \quad (34)$$

Тут залишковий член, завдяки обмеженості компонентів рівняння (17), за умовою теореми 1, має оцінку

$$R_N\varphi(s) = O\left(\frac{1}{N^{3/2}}\right).$$

Використовуючи вирази (31), (32) перших двох моментів приростів, маємо

$$L_N\varphi(s) = L\varphi(s) + R_N\varphi(s), \quad (35)$$

де залишковий член

$$R_N \varphi(s) \rightarrow 0, \quad N \rightarrow \infty, \quad \varphi(s) \in C^3(R). \quad (36)$$

Твердження леми 1 впливає з (35), (36).

За теоремою 1 А. В. Скорохода [4; 2 : 1] впливає збіжність (24) скінченновимірних розподілів нормованих флюктуацій СЕ.

Теорему 1 доведено.

Враховуючи апроксимацію СЕ нормальним процесом авторегресії, сформульовану в [7, пропозиція 4.1], доцільно ввести конструктивну модель СЕ в дискретно-неперервному часі.

Пропозиція 3. *Марковський процес у дискретно-неперервному часі, що апроксимує СЕ з нелінійною регресією приростів (9), може бути заданий нормальним процесом авторегресії*

$$\Delta \widetilde{\zeta}_N^0(t) = \frac{\widehat{C}_0(\widetilde{\zeta}_N^0(t))}{N} + \sigma \Delta W_N(t). \quad (37)$$

Тут за означенням прирости вінерівського процесу

$$\Delta W_N(t) := W\left(t + \frac{1}{N}\right) - W(t)$$

мають другий момент

$$E[\Delta W_N(t)]^2 = \frac{1}{N}.$$

Для конструктивної моделі апроксимації СЕ марковським процесом (37) має місце аналог теореми 1.

Таким чином, за умови збіжності за ймовірністю початкових значень

$$\widetilde{\zeta}_N^0(0) \xrightarrow{P} \zeta^0, \quad N \rightarrow \infty, \quad (38)$$

має місце збіжність за розподілом скінченновимірних розподілів процесу нормальної авторегресії (37)

$$\widetilde{\zeta}_N^0(t) \xrightarrow{D} \zeta^0(t), \quad N \rightarrow \infty, \quad (39)$$

до дифузійного процесу $\zeta^0(t)$, $t \geq 0$, що визначається генератором (див. (25))

$$L\varphi(s) = \widehat{C}_0(s)\varphi'(s) + \frac{1}{2}\sigma^2\varphi''(s) \quad (40)$$

на класі фінітних числових функцій $\varphi(s) \in C^3(R)$ ($R := (-\infty, +\infty)$), тричі неперервно диференційованих з обмеженими похідними.

1. *Королюк Д. В.* Диффузионная аппроксимация статистических экспериментов с настойчивой линейной регрессией и равновесием // Доп. НАН України. – 2014. – № 3. – С. 18–24.
2. *Королюк Д. В.* Бинарные повторяющиеся статистические эксперименты с настойчивой линейной регрессией // Укр. мат. вестн. – 2013. – 10, № 4. – С. 497–506.

3. *Ethier S. N., Kurtz T. G.* Markov processes: characterization and convergence. – New York: Wiley, 1986. – 534 p.
4. *Скоруход А. В.* Асимптотические методы теории стохастических дифференциальных уравнений. – Киев: Наук. думка, 1987. – 328 с.
5. *Koroliuk V. S., Limnios N.* Stochastic systems in merging phase. – Singapore; London: Space, World Scientific, 2005. – 331 p.
6. *Гухман И. И., Скоруход А. В.* Стохастические дифференциальные уравнения и их приложения. – Киев: Наук. думка, 1982. – 611 с.
7. *Королюк Д. В.* Бінарні статистичні експерименти з наполегливою нелінійною регресією // Теорія ймовірностей і матем. статистика. – 2014. – № 91.

*Інститут телекомунікацій і глобального
інформаційного простору
НАН України, Київ*

Надійшло до редакції 20.02.2014

Д. В. Королюк

Диффузионная аппроксимация статистических экспериментов с настойчивой нелинейной регрессией и эквilibриумом

Предложена аппроксимация статистических экспериментов с настойчивой нелинейной регрессией и эквilibриумом, марковскими процессами в дискретно-непрерывном времени: $k = [Nt]$, $0 \leq t \leq T$, для которых обоснована диффузионная аппроксимация типа Орнштейна–Уленбека с непрерывным временем.

D. V. Koroliuk

Diffusion approximation of statistical experiments with persistent non-linear regression and equilibrium

We propose an approximation of statistical experiments with persistent non-linear regression and equilibrium by Markov processes in the discrete-continuous time: $k = [Nt]$, $0 \leq t \leq T$, for which the diffusion approximation of an Ornstein–Uhlenbeck type process with continuous time is constructed.