УДК 31.311.2:519.234

СТАТИСТИЧНІ ГІПОТЕЗИ ПРО ВИПАДКОВІСТЬ ФАКТОРНИХ ЗВ'ЯЗКІВ І ВЗАЄМОЗВ'ЯЗКІВ СОЦІАЛЬНО-ЕКОНОМІЧНИХ ПРОЦЕСІВ

©2018 ІВАЩЕНКО П. О.

УДК 31.311.2:519.234

Іващенко П. О. Статистичні гіпотези про випадковість факторних зв'язків і взаємозв'язків соціально-економічних процесів

Моделі факторних зав'язків і взаємозв'язків соціально-економічних процесів ґрунтуються на відповідних теоретико-економічних положеннях та гіпотезах. За наявності статистичних даних будуються аналітичні або економетричні моделі (системи моделей). З метою перевірки адекватності моделей зазвичай використовуються критерій Фішера, коефіцієнт детермінації та інші. Економетричний підхід заздалегідь передбачає наявність неврахованих чинників у моделі, які наголошуються випадковими з деяким законом розподілу. Гіпотеза про наявність/відсутність випадковості у взаємодії чинників навіть не висувається. У статті розглянуто питання про можливість застосування економетричного підходу взагалі. Розроблено критерії оцінювання наявності чинника випадковості зв'язків і взаємозв'язків часових рядів. Запропоновано метод певних інтервалів для оцінювання характеру взаємозв'язків і зв'язків між чинниками, що характеризують соціально-економічні процеси. Проведено імітаційні експерименти, які підтвердили дієздатність методу оцінки дії випадкового чинника в соціально-економічних процесах. Перспективи подальших досліджень полягають в розробці загальної методики економетричного моделювання з урахуванням оцінювання характеру взаємозв'язків і зв'язків між чинниками.

Ключові слова: *екстремальна точка, непараметричний критерій, гіпотеза випадковості взаємодії.*

Рис.: *1.* ***Формул:*** *13.* ***Бібл.:*** *10.*

***Іващенко Петро Олексійович** – кандидат економічних наук, доцент, доцент кафедри статистики, обліку і аудиту, Харківський національний університет ім. В. Н. Каразіна (пл. Свободи, 4, Харків, 61022, Україна)*

E-mail: *ipaplin7@gmail.com*

УДК 31.311.2:519.234

Иващенко П. А. Статистические гипотезы о случайности факторных связей и взаимосвязей социально-экономических процессов

Модели факторных связей и взаимосвязей социально-экономических процессов основываются на соответствующих теоретико-экономических положениях и гипотезах. При наличии статистических данных строятся аналитические или эконометрические модели (системы моделей). С целью проверки адекватности моделей обычно используются критерий Фишера, коэффициент детерминации и другие. Эконометрический подход заранее предполагает наличие неучтенных факторов в модели, которые предполагаются случайными с некоторым законом распределения. Гипотеза о наличии/отсутствии случайности во взаимодействии факторов даже не выдвигается. В статье рассмотрен вопрос о возможности применения эконометрического подхода вообще. Разработаны критерии оценки наличия фактора случайности связей и взаимосвязей временных рядов. Предложен метод определенных интервалов для оценки характера взаимосвязей и связей между факторами, характеризующими социально-экономические процессы. Проведены имитационные эксперименты, подтвердившие дееспособность метода оценки действия случайного фактора в социально-экономических процессах. Перспективы дальнейших исследований заключаются в разработке общей методики эконометрического моделирования с учетом оценки характера взаимосвязей и связей между факторами.

Ключевые слова: *экстремальная точка, непараметрический критерий, гипотеза случайности взаимодействия.*

Рис.: *1.* ***Формул:*** *13.* ***Библ.:*** *10.*

***Иващенко Петр Алексеевич** – кандидат экономических наук, доцент, доцент кафедры статистики, учета и аудита, Харьковский национальный университет им. В. Н. Каразина (пл. Свободы, 4, Харьков, 61022, Украина)*

E-mail: *ipaplin7@gmail.com*

UDC 31.311.2:519.234

Ivashchenko P. A. The Statistical Hypotheses on Randomness of Factor Relations and Interrelations of Socio-Economic Processes

The models of factor relations and interrelations of socio-economic processes are based on the corresponding theoretical and economic provisions and hypotheses. In the presence of statistical data, analytical or econometric models (model systems) can be constructed. Checking of adequacy of the models commonly uses the Fisher Criterion, determination coefficient and other instruments. The econometric approach presupposes the presence of unaccounted factors in the model, which are assumed to be coincidental with certain law of distribution. The hypothesis of presence/absence of randomness in the interaction of factors is not put forward as such. The article considers the possibility of applying the econometric approach in general. The criteria for assessing the presence of the factor of randomness of relations and interrelations of time series have been developed. The method of certain intervals for estimation of character of relations and interrelations between the factors that characterize socio-economic processes is proposed. Simulation experiments confirming the capacity of the method of evaluating the action of the random factor in socio-economic processes were carried out. Prospect for further researches would be development of a common methodology for econometric modeling, taking into consideration the nature of interrelations and relations between factors.

Keywords: *extreme point, nonparametric criterion, hypothesis of randomness of interaction.*

Fig.: *1.* ***Formulae:*** *13.* ***Bibl.:*** *10.*

***Ivashchenko Peter A.** – PhD (Economics), Associate Professor, Associate Professor of the Department of Statistics, Accounting and Auditing, V. N. Karazin Kharkiv National University (4 Svobody Square, Kharkiv, 61022, Ukraine)*

E-mail: *ipaplin7@gmail.com*

Моделі факторних зв'язків і взаємозв'язків соціально-економічних процесів ґрунтуються на відповідних теоретико-економічних положеннях та гіпотезах. За наявності статистичних даних будуються аналітичні або економетричні моделі (системи моделей). З метою перевірки адекватності моделей зазвичай використовуються критерій Фішера, коефіцієнт детермінації та інші.

Економетричний підхід заздалегідь передбачає наявність неврахованих чинників (факторів) у моделі, які наголошуються випадковими з деяким законом розподілу. Характерними прикладами можуть служити моделі соціальних взаємодій [4], моделі рівноваг у системах зі скінченною кількістю гравців [5], модель з локальною та глобальною поведінкою [6], моделі злочинності та соціальних взаємодій [7], моделі процесів самоорганізації [8], економетричні моделі здоров'я населення [9], моделі синергетичних зв'язків, що впливають на еколого-економічну діяльність підприємства [10]. Але гіпотеза про наявність/відсутність випадковості у взаємодії чинників навіть не висувається. Виникає питання щодо можливості застосування економетричного підходу взагалі.

Автором уже було зроблено деякі кроки в напрямку вирішення сформульованої проблеми стосовно наявності/відсутності ефекту випадковості у взаємодії чинників, що характеризують соціально-економічні процеси [2; 3].

Мета даної роботи – розробка методології перевірки гіпотез про наявність/відсутність випадковості у взаємодії чинників.

Кількісна оцінка випадковості стосовно часових рядів дана М. Кенделом. Вона використовує широко розповсюджений у математичній статистиці спосіб заміни вимірів чинників x_i, y_i на величини π_{x_i}, π_{y_i} за правилом $\pi(.) = f(.)$ (крапка в дужках означає *x* або *y*). При цьому правило $f(.)$ підбирають так, щоб став відомим закон розподілу випадкової величини π. А закони розподілу випадкових величин *x* і *y* – довільні. Прикладами замін такого типу є: ранги $x_i \to R_i$, де R_i – номер місця, яке займає спостереження x_i у варіаційному ряду; екстремальні точки $x_i \to \pi_{x_i}$, де π_{x_i} – випадкова величина, яка приймає значення 1 або 0 залежно від того, чи є x_i екстремум відносно двох сусідніх точок, x_{i-1}, x_{i+1}, чи ні.

Побудуємо певний інтервал для рівня випадковості *взаємодії* чинників.

Нехай $\Sigma = \{\sigma\}$ – множина можливих зв'язків між чинниками u^1 і u^2. Зобразимо цю множину у вигляді об'єднання трьох підмножин: підмножина детермінованих зв'язків Σ_1; підмножина випадкових зв'язків Σ_λ; підмножина «слабких» зв'язків Σ_0. Ясно, що така класифікація елементів множини Σ досить умовна.

Слабкий зв'язок фактично еквівалентний його відсутності. Скористаємося інструментарієм, що використовує поняття екстремальної (поворотної за Кенделом [1]) точки. Обговоримо теоретично-методологічні передумови, на яких базується непараметричний критерій оцінювання рівня випадковості зв'язку.

Вкажемо ймовірнісні оцінки, що характеризують належність досліджуваного зв'язку між двома чинниками тієї чи іншої підмножині зв'язків.

Детермінований зв'язок між чинниками u^1 і u^2 позначимо через $\overline{\sigma}_\lambda$. Слабкий зв'язок будемо позначати символом $\underline{\sigma}_\lambda$. Слабкий зв'язок $\underline{\sigma}_\lambda$ і детермінований зв'язок $\overline{\sigma}_\lambda$ відіграють відповідно роль нижньої та верхньої границь для елементів множини Σ_λ. Позначимо через π(σ) число *загальних* екстремальних точок послідовностей u^1 і u^2, між якими передбачається зв'язок σ, де $\sigma \in \Sigma$. Показником, що повинен стати вимірювачем рівня випадковості у взаємодії двох процесів – u^1 і u^2, візьмемо суму добутків синхронних екстремальних точок цих процесів:

$$\pi(\sigma_\lambda) = \pi_{u^1 u^2} = \sum_{i,j} x_i^1 x_j^2. \qquad (1)$$

Вкажемо властивості випадкової величини $\pi(\sigma_\lambda)$.

Можна довести, що математичне сподівання $M(\pi(\sigma_\lambda))$ і дисперсія $D(\pi(\sigma_\lambda))$ випадкової величини $\pi(\sigma_\lambda)$ для σ_λ задовольняють таким подвійним нерівностям:

$$M(\pi(\underline{\sigma}_\lambda)) \doteq \frac{4}{9}(n-2) \le M(\pi(\sigma_\lambda)) \le \le \frac{2}{3}(n-2) \doteq M(\pi(\overline{\sigma}_\lambda)); \qquad (2)$$

$$D(\pi(\overline{\sigma}_\lambda)) \doteq \frac{16n-29}{90} \le D(\pi(\sigma_\lambda)) \le \le \frac{3386n-6319}{16200} \doteq D(\pi(\underline{\sigma}_\lambda)). \qquad (3)$$

Нерівність (2) дозволяє кількісно охарактеризувати множину зв'язків Σ. Якщо оцінка кількості загальних точок чинників u^1 і u^2 знаходиться в межах від до $\frac{4(n-2)}{9}$, то можна стверджувати, що елемент випадковості у взаємодії чинників u^1 і u^2 невеликий, тобто вони, скоріше всього, взаємодіють через зв'язок σ з множини «слабких» зв'язків Σ_0. Якщо число $\hat{\pi}$ належить інтервалу $\left[\frac{4(n-2)}{9}, \frac{2(n-2)}{3}\right]$, то з позитивною ймовірністю можна стверджувати, що чинники u^1 і u^2 взаємодіють випадковим чином, тобто $\hat{\pi} = \hat{\pi}(\sigma_\lambda)$, де $\sigma_\lambda \in \Sigma_\lambda$. Нарешті, у випадку, коли $\frac{2(n-2)}{3} < \hat{\pi} \le n-2$, ймовірність детермінованої взаємодії чинників u^1 і u^2 представляється значною, тобто $\hat{\pi} = \hat{\pi}(\sigma_1)$, де $\sigma_1 \in \Sigma_1$.

За допомогою нерівностей (1), (2) будуємо $(1-t^{-2}) \cdot 100\%$ – певний інтервал, який має вигляд:

$$M[\hat{\pi}(\underline{\sigma}_\lambda)] - t\left\{D[\hat{\underline{\sigma}}_\lambda]\right\}^{\frac{1}{2}} \le \pi(\sigma) \le \le M[\hat{\pi}(\overline{\sigma}_\lambda)] + t\left\{D[\hat{\overline{\sigma}}_\lambda]\right\}^{\frac{1}{2}}. \qquad (4)$$

Певні інтервали для $\pi(\underline{\sigma}_\lambda)$ і $\pi(\overline{\sigma}_\lambda)$ мають вигляд:

$$M[\hat{\pi}(\underline{\sigma}_{\lambda})] - t'\left\{D[\hat{\underline{\sigma}}_{\lambda}]\right\}^{\frac{1}{2}} \le \pi(\sigma) \le$$
$$\le M[\hat{\pi}(\underline{\sigma}_{\lambda})] + t'\left\{D[\hat{\underline{\sigma}}_{\lambda}]\right\}^{\frac{1}{2}}; \qquad \textbf{(5)}$$

$$M[\hat{\pi}(\overline{\sigma}_{\lambda})] - t''\left\{D[\hat{\overline{\sigma}}_{\lambda}]\right\}^{\frac{1}{2}} \le \pi(\sigma) \le$$
$$\le M[\hat{\pi}(\overline{\sigma}_{\lambda})] + t''\left\{D[\hat{\overline{\sigma}}_{\lambda}]\right\}^{\frac{1}{2}}. \qquad \textbf{(6)}$$

Ці нерівності виконуються з ймовірністю відповідно більшою $1-(t')^{-2}$ і $1+(t'')^{-2}$. Звідси для σ_λ з Σ_λ отримуємо нерівність (4), яка виконується з ймовірністю більшою, ніж $1-t^{-2}$, де $t=\max(t', t'')$. Нерівність (4) означає, що якщо оцінка кількості загальних екстремальних точок $\hat{\pi}$ їй задовольняє, то з імовірністю, більшою ніж $1-t^{-2}$, поміж чинниками u^1 і u^2 має місце стохастичний зв'язок σ_λ, $\sigma_\lambda \in \Sigma_\lambda$ або $\pi = \pi(\sigma_\lambda)$.

Таким чином, дослідження загальних екстремальних точок у чинників дозволяє визначати характер можливих взаємозв'язків між ними. Імітаційними експериментами доведена коректність застосування певних інтервалів.

Зауважимо, що ліва частина нерівностей (2), (3) у вигляді рівностей встановлена Кенделом (див. [1], с. 28–29).

Нерівності (2), (3) можуть бути покладені у фундамент теорії непараметричного оцінювання випадковості зв'язків між соціально-економічними процесами.

Можливості запропонованого підходу з'ясовує відповідь на питання про те, скільки чинників одночасно може бути досліджене на випадковість взаємодії.

Нехай, як і вище, через $\pi(\sigma_\lambda)$ позначено кількість загальних екстремальних точок чинників u^j, $j=1,2,\ldots,m$. Визначимо найбільше m, для якого підхід ще можливий. Вимагатимемо одночасного виконання двох природних умов:

а) дисперсія D(π) повинна бути невід'ємною;
б) має виконуватися подвійна нерівність (3).

Неважко встановити узагальнення (3):

$$\frac{16n-29}{90} \le D(\pi) \le \left(\frac{2}{3}\right)^m (n-2)$$
$$+2\left(\frac{5}{12}\right)^m (n-3) + 2\left(\frac{9}{20}\right)^m (n-4) + \qquad \textbf{(7)}$$
$$+\left(\frac{2}{3}\right)^{2m} (n-4)(n-5) - \left(\frac{2}{3}\right)^{2m} (n-2)^2.$$

Із (7) отримуємо нерівність

$$\frac{16n-29}{90} \le \left(\frac{2}{3}\right)^m (n-2) + 2\left(\frac{5}{12}\right)^m (n-3) +$$
$$2\left(\frac{9}{20}\right)^m (n-4) + \left(\frac{2}{3}\right)^{2m} (n-4)(n-5) - \left(\frac{2}{3}\right)^{2m} (n-2)^2.$$

Їй еквівалентна нерівність

$$(90\cdot A - 16)n \ge 90B - 29,$$

де

$$A = \left(\frac{2}{3}\right)^m + 2\left(\frac{5}{12}\right)^m + 2\left(\frac{9}{20}\right)^m - 5\left(\frac{2}{3}\right)^{2m},$$

$$B = 2\left(\frac{2}{3}\right)^m + 6\left(\frac{5}{12}\right)^m + 8\left(\frac{9}{20}\right)^m - 16\left(\frac{2}{3}\right)^{2m}.$$

Оскільки n натуральне, отримуємо умову для визначення m:

$$90A - 16 > 0. \qquad \textbf{(8)}$$

Поводження лівої частини нерівності (8) для різних m подане на *рис. 1*. Бачимо, що підхід до оцінювання ступеня стохастичності зв'язку між чинниками коректний лише для двох і максимум трьох чинників [3, с. 91].

Пропонуємо непараметричний критерій оцінки рівня випадковості *зв'язку*. Завдання оцінювання рівня випадковості чинникового зв'язку передує етапу, на якому встановлюються вигляд і форма зв'язку.

Розглядаються два чинники: A і B, а також n пар спостережень:

$$(x_1, \tilde{y}_1), (x_2, \tilde{y}_2), \ldots, (x_n, \tilde{y}_n), \qquad \textbf{(9)}$$

які інтерпретуються як вибіркові реалізації, виміри значень чинників A і B відповідно. Чинники A і B визначені в шкалах відношень.

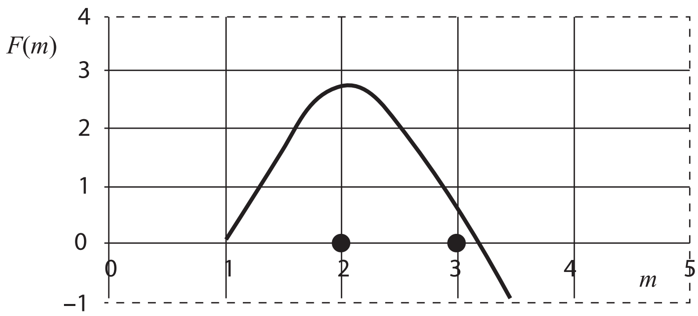

Рис. 1. Графік функції *F*(*m*) = 90A–16 для 0 < *m* < 5

Задача оцінювання рівня випадковості впливу чинника A на чинник B (вплив позначаємо як $A \sim\!\to B$) складається з визначення кількісної міри того, яку роль у впливу A на B відіграє випадок. Вплив елементу випадковості у взаємодії A і B $(A \leftarrow\sim\to B)$ досліджено в попередніх пунктах.

Спочатку елімінуємо можливий вплив на чинник B інших чинників. Для цього виконаємо «чищення» даних за ознакою A, залишивши лише незбіжні значення x_i. Процедуру чищення даних можна здійснити, наприклад, шляхом усереднення значень ознаки A за формулою

$$y_x = \sum_{i \in I_x} \tilde{y}_i / |I_x|,$$

де I_x – множина індексів і таких, що $x_i = x$ для всіх $i \in I_x$; $|I_x|$ – кількість елементів множини I_x.

Нехай n – кількість елементів очищеної вибірки, яку позначаємо аналогічно (9)

$$(x_1, y_1), (x_2, y_2), \ldots, (x_n, y_n). \qquad \textbf{(10)}$$

Перейдемо до побудування критерію оцінки рівня випадковості зв'язку. Він використовує екстремальні точки. Поряд з вибіркою (10) будемо використовувати перестановку пар (x_i, y_i), в якій x_i не спадають:

$$x_{(1)} \le x_{(2)} \le \ldots x_{(n)},$$

$$y_{(1)}, y_{(2)}, \ldots, y_{(n)}.$$

Позначимо через $\pi(y)$ і $\pi(y|x)$ сумарну кількість екстремальних точок у виборці $y_1, y_2, \ldots, y_n$ до і після упорядкування відповідно.

Як непараметричний критерій оцінювання рівня випадковості одностороннього зв'язку типу $A \sim\!\to B$ пропонується використовувати величину

$$\Delta_\pi = \pi(y \mid x) - \pi(y). \qquad \textbf{(11)}$$

Різниця Δ_π за змістом характеризує зміну в сумарній кількості екстремальних точок чинника B, яка відбулася з урахуванням впливу на нього чинника A. Величину цієї зміни можна інтерпретувати як зміну рівня випадковості для випадкової величини y під дією на неї іншої випадкової величини x, а також як кількість, міру випадкової дії A на B.

Оцінка математичного сподівання показника (випадкової величини) $\Delta(\pi)$ $M[\Delta(\pi)]$ має вигляд

$$-1/3 \le M(\Delta_\pi)/(n-2) \le 0.$$

Усілякі значення величини $\Delta_\pi/(n-2)$ належать інтервалу $[-1; 1]$. Переходячи за допомогою відображення

$$\tilde{\Delta}_\pi = (\Delta_\pi/(n-2)+1)/2 \qquad \textbf{(12)}$$

до більш звичного інтервалу [0; 1], отримуємо, що $M(\tilde{\Delta}_\pi)$ знаходиться в інтервалі [1/3; 1/2].

Визначимо особливості отриманої одиничної шкали. Виконаним вище дослідженням ми виявили, що інтервал [0; 1] може бути поділений на три частини. Точка $\tilde{\Delta}_\pi = \dfrac{1}{2}$ поділяє його на два підінтервали: [0; 1/2) і (1/2; 1]. Відносно першого підінтервалу відмітимо, що якщо спостережене вибіркове значення $\tilde{\Delta}_\pi \in [1, 1/2)$, то чинник A впливає на чинник B так, що в результаті впливу кількість *загальних* екстремальних точок зменшується:

$$\pi(y \mid x) = \pi(y) - (1 - 2\hat{\tilde{\Delta}}_\pi) \cdot (n-2).$$

Якщо ж $\tilde{\Delta}_\pi \in (1/2; 1]$, то вплив A на B виражений у збільшенні кількості екстремальних точок:

$$\pi(y \mid x) = \pi(y) + (2\hat{\tilde{\Delta}}_\pi - 1) \cdot (n-2).$$

Наприкінці, якщо $\hat{\tilde{\Delta}}_\pi = 1/2$, то чинник A не впливає на чинник B:

$$\pi(y \mid x) = \pi(y).$$

Якщо

$$1/3 \le \hat{\tilde{\Delta}}_\pi < 1/2,$$

то поряд зі зменшенням кількості екстремальних точок можна казати про присутність елемента випадковості у впливу A на B.

Величини (11), (12) можна використовувати при перевірці таких гіпотез.

Нульова гіпотеза про наявність елемента випадковості у впливі A на B $(A \sim\!\to B)$ має вигляд

$H_0 : \tilde{\Delta}_\pi \in [1/3, 1/2]$ з ймовірністю 1.

Альтернативні гіпотези:

$H_1 : \tilde{\Delta}_\pi \in [0; 1/3)$ з ймовірністю 1,

$H_2 : \tilde{\Delta}_\pi \in (1/2, 1]$ з ймовірністю 1.

У наведених формулюваннях належність випадкової величини $\tilde{\Delta}_\pi$ до того чи іншого інтервалу виконується з ймовірністю 1.

Залежно від істинності однієї з гіпотез H_0, H_1 або H_2 відносно характеру дії чинника A на чинник B можуть бути зроблені такі висновки.

1. У впливі A на B елемент випадковості (якщо він є) значний, тобто поміж A та B можливий зв'язок типу $y = f(x, \omega)$, де – випадкова величина (гіпотеза H_0).

2. У впливі A на B елемент випадковості незначний (можливо, A та B стохастично незалежні) (гіпотеза H_1).

3. У впливі A на B виявляється зростання коливань, яке не можна пояснити лише дією випадкових чинників (гіпотеза H_2).

З метою побудування статистичного критерію для перевірки гіпотез H_i врахуємо, що дисперсія величини змінюється в межах

$$0 \le D(\tilde{\Delta}_\pi) \le \frac{1}{4}\left\{\frac{4}{9}\frac{[(n-3)^2-5]}{(n-2)^2}+1\right\},\ n \ge 6.$$

Перейдемо до нормованої випадкової величини $\tilde{\Delta}$: $\tilde{\Delta} = [\tilde{\Delta}_\pi - M(\tilde{\Delta}_\pi)]/[D(\tilde{\Delta}_\pi)]^{\frac{1}{2}}$ з нульовим математичним сподіванням і одиничною дисперсією. При нескінченному зростанні n розподіл випадкової величини $\tilde{\Delta}$ прагне до нормального розподілу. Тому за критерій перевірки наявності дії чинника випадковості пропонується використовувати метод певних інтервалів. При побудуванні певного інтервалу рівня довіри $1 - \varepsilon$ для $\tilde{\Delta}_\pi$ розглянемо спочатку випадок незалежних чинників A і B.

Симетричний двосторонній певний інтервал для оцінювання $\tilde{\Delta}_\pi$ має вигляд

$$\frac{1}{2}-\frac{t_\varepsilon}{3}\left(\frac{1}{4}\left\{\frac{4}{9}\frac{[(n-3)^2-5]}{(n-2)^2}+1\right\}\right)^{\frac{1}{2}} < \tilde{\Delta}_\pi < \frac{1}{2}+ \\ +\frac{t_\varepsilon}{3}\left(\frac{1}{4}\left\{\frac{4}{9}\frac{[(n-3)^2-5]}{(n-2)^2}+1\right\}\right)^{\frac{1}{2}}. \quad (13)$$

Певний інтервал (13) може бути використаний при перевірці гіпотези

$$H^*: \tilde{\Delta}_\pi = \frac{1}{2}.$$

Права частина (13) може бути застосована для перевірки гіпотези H_0.

Імітаційними експериментами перевірена дієздатність критерію.

ВИСНОВКИ

Таким чином, у результаті проведеного дослідження розроблено критерії оцінювання наявності чинника випадковості зв'язків і взаємозв'язків часових рядів, що будуються як суми добутків індикаторів екстремальних точок. Природним шляхом виникає інтервальний підхід до характеристики властивостей зв'язків між чинниками. Також запропоновано метод певних інтервалів для оцінювання характеру взаємозв'язків і зв'язків між чинниками, що характеризують соціально-економічні процеси, визначено його можливості та встановлено межу його застосування. На базі проведених імітаційних експериментів підтверджено дієздатність методу оцінки наявності дії випадкового чинника в соціально-економічних процесах.

Перспективи подальших досліджень полягають в розробці загальної методики економетричного моделювання з урахуванням оцінювання характеру взаємозв'язків і зв'язків між чинниками. ■

ЛІТЕРАТУРА

1. Кендэл М. Временные ряды. М. : Финансы и статистика, 1981. 200 с.

2. Іващенко П. О., Посохов І. М. Перевірка гіпотез про характер впливу фінансових чинників на ризики корпорації за допомогою непараметричного статистичного критерію // Міжнародна науково-практична конференція «Соціально-економічний розвиток України та її регіонів: проблеми науки та практики» (м. Харків, 23–24 травня 2013 р.). Харків : ХНЕУ, 2013. С. 268–270.

3. Іващенко П. О., Маслєннікова О. В. До побудови теорії непараметричного оцінювання випадковостей взаємодії соціально-економічних процесів. *Вісник ХНУ*. 2001. № 535. С. 89–92.

4. Scheinkman J. A. Social Interactions. URL: https://www.princeton.edu/~joses/wp/socialinteractions.pdf

5. Horst U., Scheinkman J. A. A limit theorem for systems of social interactions. URL: http://www.princeton.edu/~joses/wp/LTSSI.pdf

6. Glaeser E. L., Scheinkman J. A. Measuring Social Interactions. URL: http://www.princeton.edu/~joses/wp/wp/measuring_social_interactions.pdf

7. Glaeser E. L., Sacerdote B., Scheinkman J. A. Crime and Social Interactions. URL: https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=225805&rec=1&srcabs=349040&alg=7&pos=1

8. Макроэкономические аспекты обеспечения сбалансированности национальной экономики / А. И. Лученок [и др.]. Минск : Беларуская навука, 2015. 371 с.

9. Молчанова Е. В., Кручек М. М. Математические методы оценки факторов, влияющих на состояние здоровья населения в регионах России (панельный анализ). *Социальные аспекты здоровья населения*. 2013. № 5. URL: http://vestnik.mednet.ru/content/view/513/30/lang,ru/

10. Дегтярьова І. Б. Вплив синергетичних зв'язків на еколого-економічну діяльність підприємств. *Механізм регулювання економіки*. 2008. № 3. Т. 2. С. 143–148.

REFERENCES

Dehtiaryova, I. B. "Vplyv synerhetychnykh zviazkiv na ekoloho-ekonomichnu diialnist pidpryiemstv" [Influence of synergetic connections on ecological and economic activity of enterprises]. *Mekhanizm rehuliuvannia ekonomiky*. Vol. 2, no. 3 (2008): 143-148.

Glaeser, E. L., and Scheinkman, J. A. "Measuring Social Interactions". http://www.princeton.edu/~joses/wp/wp/measuring_social_interactions.pdf

Glaeser, E. L., Sacerdote, B., and Scheinkman, J. A. "Crime and Social Interactions". https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=225805&rec=1&srcabs=349040&alg=7&pos=1

Horst, U., and Scheinkman, J. A. "A limit theorem for systems of social interactions". http://www.princeton.edu/~joses/wp/LTSSI.pdf

Ivashchenko, P. O., and Masliennikova, O. V. "Do pobudovy teorii neparametrychnoho otsiniuvannia vypadkovostei vzaiemodii sotsialno-ekonomichnykh protsesiv" [To construction of the theory of nonparametric estimation of randomness of the interaction of socio-economic processes]. *Visnyk KhNU*, no. 535 (2001): 89-92.

Ivashchenko, P. O., and Posokhov, I. M. "Perevirka hipotez pro kharakter vplyvu finansovykh chynnykiv na ryzyky korporatsii za dopomohoiu neparametrychnoho statystychnoho kryteriiu" [Examination of hypotheses about the nature of the impact of financial factors on the risks of the corporation with the help of nonparametric statistical criterion]. *Sotsialno-ekonomichnyi rozvytok Ukrainy ta yii rehioniv: problemy nauky ta praktyky*. Kharkiv: KhNEU, 2013. 268-270.

Kendel, M. *Vremennyye riady* [Time series]. Moscow: Finansy i statistika, 1981.

Luchenok, A. I. et al. *Makroekonomicheskiye aspekty obespecheniya sbalansirovannosti natsionalnoy ekonomiki* [Macroeconomic aspects of ensuring the balance of the national economy]. Minsk: Belaruskaya navuka, 2015.

Molchanova, Ye. V., and Kruchek, M. M. "Matematicheskiye metody otsenki faktorov, vliyayushchikh na sostoyaniye zdorovya naseleniya v regionakh Rossii (panelnyy analiz)" [Mathematical methods for assessing the factors affecting the health status of the population in the regions of Russia (panel analysis)]. Sotsialnyye aspekty zdorovya naseleniya. 2013. http://vestnik.mednet.ru/content/view/513/30/lang,ru/

Scheinkman, J. A. "Social Interactions". https://www.princeton.edu/~joses/wp/socialinteractions.pdf