

6. Pytannia diialnosti orhaniv opiky ta pikluвання, poviazanoi iz zakhystom prav dytyny : postanova Kabinetu Ministriv Ukrainy vid 24 veresnia 2008 roku No. 866 zi zminamy ta dopovnenniamy [Electronic resource]. – Access mode : <http://zakon4.rada.gov.ua/laws/show/866-2008-%D0%BF>. 7. Typove polozhennia pro Komisiu z pytan zakhystu prav dytyny : polozhennia Kabinetu Ministriv Ukrainy vid 24 veresnia 2008 roku zi zminamy ta dopovnenniamy [Electronic resource]. – Access mode : <http://zakon4.rada.gov.ua/laws/show/866-2008-%D0%BF>. 8. Zvit Departamentu simi ta molodi za 2012 rik [Electronic resource]. – Access mode : <http://mlsp.kmu.gov.ua/document/149411/2.doc>.

Інформація про автора

Миколук Світлана Миколаївна – аспірант кафедри інженерного менеджменту Тернопільського національного економічного університету (46020, Україна, м. Тернопіль, вул. Львівська, 11, e-mail: mukolyk_s@mail.ru).

Информация об авторе

Миколук Светлана Николаевна – аспирант кафедры инженерного менеджмента Тернопольского национального экономического университета (46020, Украина, г. Тернополь, ул. Львовская, 11, e-mail: mukolyk_s@mail.ru).

Information about the author

S. Mykoliuk – postgraduate student of the Department of Engineering Management of Ternopil National Economic University (11 Lvivska St., 46020, Ternopil, Ukraine, e-mail: mukolyk_s@mail.ru).

*Стаття надійшла до ред.
02.07.2014 р.*

УДК 311.31:331.56

JEL Classification: J64; C44

ДОСЛІДЖЕННЯ ДИНАМІКИ ІНТЕГРАЛЬНОГО ПОКАЗНИКА БЕЗРОБІТТЯ ІЗ ЗАСТОСУВАННЯМ ДИСПЕРСІЙНОГО АНАЛІЗУ І Т-МЕТОДУ МНОЖИННИХ ПОРІВНЯНЬ

Плескач В. Ю.

Обґрунтовано метод обчислення інтегрального показника безробіття у 2006 – 2011 рр. на регіональному рівні. Запропоновано методику дослідження його динаміки на основі дисперсійного аналізу та Т-методу множинних порівнянь задля своєчасного виявлення негативних тенденцій і забезпечення оперативного прийняття управлінських рішень. Проведено порівняльне оцінювання сталості процесу безробіття в Ковельському районі Волинської області протягом 6-ти років, результат якого свідчить про те, що впродовж 2006 – 2011 рр. у даному регіоні ситуація з безробіттям є стабільною, а це важливо для органів місцевого державного управління.

Ключові слова: безробіття, інтегральний показник, дисперсійний аналіз.

ИССЛЕДОВАНИЕ ДИНАМИКИ ИНТЕГРАЛЬНОГО ПОКАЗАТЕЛЯ БЕЗРАБОТИЦЫ С ПРИМЕНЕНИЕМ ДИСПЕРСИОННОГО АНАЛИЗА И Т-МЕТОДА МНОЖЕСТВЕННЫХ СРАВНЕНИЙ

Плескач В. Ю.

Обоснован метод вычисления интегрального показателя безработицы в 2006 – 2011 гг. на региональном уровне. Предложена методика исследования его динамики на основе дисперсионного анализа и Т-метода множественных сравнений для своевременного выявления

негативных тенденций и обеспечения оперативного принятия управленческих решений. Проведена сравнительная оценка устойчивости процесса безработицы в Ковельском районе Волынской области на протяжении 6-ти лет, результат которого свидетельствует о том, что на протяжении 2006 – 2011 гг. в данном регионе ситуация с безработицей является стабильной, а это важно для органов местного государственного управления.

Ключевые слова: безработица, интегральный показатель, дисперсионный анализ.

INVESTIGATION INTO UNEMPLOYMENT INTEGRATED INDEX DYNAMICS BY MEANS OF VARIANCE ANALYSIS AND THE T-METHOD OF MULTIPLE COMPARISON

V. Pleskach

The method of calculation of regional unemployment integrated index in 2006 – 2011 has been substantiated. A method of investigation into its dynamics on the basis of the variance analysis and the T-method of multiple comparison has been suggested in order to timely identify negative tendencies and make efficient managerial decisions. Comparative evaluation of the stability of the unemployment process in Volyn region Kovel district for 6 year long has been carried out to testify that the unemployment state in this district in 2006 – 2011 was stable, which is important for the local public administration.

Keywords: unemployment, integral index, variance analysis.

Інтегральні показники, обчислені на основі багатовимірної середньої, широко застосовуються в міжнародній та вітчизняній статистиці [1 – 4]. Проте інтегральні показники безробіття регіону, які враховують низку доступних офіційних показників, наскільки відомо автору, ще не використовувались в Україні на рівні районів. У даному дослідженні обґрунтовано метод обчислення інтегрального показника безробіття регіону в кожному звітному році і розглянуто методику дослідження його динаміки на основі дисперсійного аналізу і Т-методу множинних порівнянь.

У процесі вивчення динаміки інтегральних показників однією із найбільш актуальних проблем є питання їх надійності, оскільки зі статистичної точки зору кожен такий показник розглядається як випадкова величина, найпершою характеристикою точності якої є, як відомо, дисперсія або середня квадратична похибка. Завданням автора є застосування методу оцінювання значущості змін багатовимірного показника на основі процедур дисперсійного аналізу [5; 6] і особливо Т-методу множинних порівнянь, який має належне наукове обґрунтування і є невід'ємною, проте недостатньо висвітленою у вітчизняній літературі, частиною ANOVA.

Метою даного дослідження є оцінювання істотності змін річних значень інтегрального показника безробіття на регіональному рівні на основі дисперсійного аналізу і Т-методу множинних порівнянь із використанням досить рідко застосовуваного у статистиці стьюдентизованого розмаху.

Інтегральний показник безробіття $\bar{P}_j$ за рік j , який автор поклав в основу дослідження, отримано за формулою:

$$\bar{P}_j = \frac{\sum P_{ij}}{m}, \quad (1)$$

де $m = 4$ (кількість офіційно доступних показників, які в цілому дають комплексну оцінку стану безробіття в регіоні) [7]:

- 1) кількість безробітних на кінець року x_{1j} ;
- 2) кількість працевлаштованих осіб протягом року x_{2j} ;
- 3) кількість осіб, направлених на професійне навчання протягом року x_{3j} ;
- 4) кількість осіб, направлених на громадські роботи протягом року x_{4j} .

На початковому етапі автор зводив абсолютні показники безробіття в регіоні до відносних за формулами:

$$p_{1j} = \frac{x_{1j}}{HH_{j\text{кр.}}}; \quad p_{2j} = \left(\frac{x_{2j}}{HH_{j\text{кр.}} + HH_{j\text{п.р.}}} \right) / 2; \quad (2)$$

$$p_{3j} = \left(\frac{x_{3j}}{HH_{j\text{кр.}} + HH_{j\text{п.р.}}} \right) / 2; \quad p_{4j} = \left(\frac{x_{4j}}{HH_{j\text{кр.}} + HH_{j\text{п.р.}}} \right) / 2;$$

де $HH_{j\text{кр.}}$ – наявне населення по даному регіону на кінець j -го року;

$HH_{j\text{п.р.}}$ – наявне населення по даному регіону на початок j -го року.

На наступному етапі автором було здійснено нормування відносно середнього (табл. 1):

а) для показників-стимуляторів (x_{2j} , x_{3j} , x_{4j}):

$$P_{ij} = \frac{p_{ij}}{\bar{x}}; \quad (3)$$

б) для показників-дестимуляторів (x_{1j}):

$$P_{ij} = \frac{\bar{x}}{p_{ij}}; \quad (4)$$

де $\bar{x}$ – середнє кожного відносного показника за 2006 – 2011 рр. по Волинській області.

Таблиця 1

Нормовані значення показників P_{ij} Ковельського району Волинської області за 2006 – 2011 рр.

Рік, j	Ковельський район			
	Показники-дестимулятори	Показники-стимулятори		
	P_{1j}	P_{2j}	P_{3j}	P_{4j}
2006	0,848	1,575	1,260	1,340
2007	1,065	1,385	1,238	1,337
2008	0,574	1,446	1,329	1,233
2009	1,590	0,839	0,591	0,889
2010	1,083	0,671	0,949	0,977
2011	1,434	0,818	1,109	1,450

Значення регіональної комплексної оцінки безробіття $\bar{P}_j$ по Ковельському району за 2006 – 2011 рр. наведені в табл. 2.

Таблиця 2

Щорічні значення комплексної оцінки безробіття $\bar{P}_j$ по Ковельському району Волинської області

j	P_{1j}	P_{2j}	P_{3j}	P_{4j}	$\bar{P}_j$
2006	0,8483	1,5751	1,2603	1,3398	1,2559
2007	1,0646	1,3855	1,2378	1,3373	1,2563
2008	0,5743	1,4461	1,3295	1,2334	1,1458
2009	1,5903	0,8395	0,5914	0,8886	0,9774
2010	1,0832	0,6711	0,9487	0,9773	0,9201
2011	1,4340	0,8176	1,1095	1,4503	1,2028

У процесі дослідження динаміки змін основного, отриманого автором показника безробіття регіону $\bar{P}_j$ з року в рік виникає таке найбільш важливе питання, чи дійсно цей показник істотно змінювався впродовж 2006 – 2011 рр.

Для перевірки статистичної гіпотези про те, що $\bar{P}_j$ істотно змінювався у вказаному періоді, доцільно застосувати дисперсійний аналіз.

У дисперсійному аналізі гіпотеза про істотність змін показника $\bar{P}_j$ залежно від фактора j визначається, як відомо, за допомогою F-відношення Фішера:

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} > F_{кр., \alpha, k_1, k_2}, \quad (5)$$

яке обчислене як результат ділення факторної дисперсії S_1^2 на залишкову дисперсію S_2^2 , де $F_{кр., \alpha, k_1, k_2}$ – критичне значення F-відношення, знайдене для рівнів ризику α і ступенів свободи факторної дисперсії $k_1 = k - 1$, у якому $k = 6$ – кількість річних оцінок інтегрального показника безробіття $\bar{P}_j$, m – кількість показників. $k_2 = N - k = 24 - 6 = 18$, де $N = m \cdot k = 4 \cdot 6 = 24$.

Факторна S_1^2 , залишкова S_2^2 і загальна дисперсія у дисперсійному аналізі обчислюються за такими формулами:

$$S_1^2 = \frac{Q_1}{k-1}; \quad S_2^2 = \frac{Q_2}{N-k}; \quad S^2 = \frac{Q}{N-1}. \quad (6)$$

Контроль правильності обчислень здійснюється на основі такої рівності:

$$Q = Q_1 + Q_2, \quad (7)$$

$$Q = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k (P_{ij} - \bar{P})^2; \quad (8)$$

$$\bar{P} = \frac{\sum_{j=1}^k \bar{P}_j}{k}; \quad Q_1 = \sum_{j=1}^k m(\bar{P}_j - \bar{P})^2; \quad (9)$$

$$Q_2 = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k (P_{ij} - \bar{P}_j)^2. \quad (10)$$

Однією з важливих умов застосування дисперсійного аналізу є рівність дисперсій значень P_{ij} при j фіксованому. Перевірку гіпотези про рівність дисперсій значень P_{ij} при j фіксованому доцільно здійснити на основі М-статистики Бартлетта [8]:

$$M = n \ln \left(\frac{1}{n} \sum_{j=1}^k V_j s_j^2 \right) - \sum_{j=1}^k V_j \ln s_j^2, \quad (11)$$

де $V_i = 4 - 1 = 3$;

$n = \sum V_i = 18$;

s_j^2 – незміщена оцінка дисперсії інтегральних показників $\bar{P}_j$ у рік j .

Обчислення М-статистики виконано на основі даних табл. 3.

Таблиця 3

Вихідні дані для розрахунку М-статистики

Рік, j	s_j^2	V_i	$\frac{1}{V_j}$	$s_j^2 V_j$	$\ln s_j^2$	$V_j \ln s_j^2$
2006	0,09169	3	0,33	0,27507	-2,38934	-7,16801
2007	0,02012	3	0,33	0,06035	-3,90615	-11,7184
2008	0,15273	3	0,33	0,45818	-1,87912	-5,63735
2009	0,18388	3	0,33	0,55163	-1,69349	-5,08046
2010	0,03090	3	0,33	0,09270	-3,47696	-10,4309
2011	0,09060	3	0,33	0,27181	-2,40125	-7,20375
Σ			1,98	1,70975		-47,2389

Використовуючи значення сум табл. 3, можна обчислити М-статистику:

$$M = 18 \cdot \ln\left(\frac{1}{18} \cdot 1,710\right) + 47,239 = 4,87.$$

Критичні значення М-статистики Бартлетта вибирають з таблиць [8, с. 302] залежно від k і від $C_1 = \sum_{j=1}^k \frac{1}{V_j} - \frac{1}{n} = 1,98 - 0,06 = 1,92$. Із таблиць процентних значень статистики М за рівня ризику $\alpha = 5\%$ видно, що отримано значення:

$$M = 4,87 < M_{5\%, 1,9} = 12,35. \quad (12)$$

Із нерівності (12) можна зробити висновок, що з рівнем значущості 5% відмінності незміщених дисперсій S_j^2 слід визнати неістотними, тобто застосування дисперсійного аналізу є цілком обґрунтованим і висновки, зроблені на його основі є правильними.

Виконавши контрольну перевірку обчислень за допомогою формули (7), отримуємо на основі формул (6) наступні значення факторної і залишкової дисперсій:

$$S_1^2 = 0,084, S_2^2 = 0,095.$$

Використовуючи дисперсії S_1^2 і S_2^2 обчислюємо для них F-відношення Фішера (5):

$$F = \frac{S_1^2}{S_2^2} = \frac{0,084}{0,095} = 0,884 < F_{кр., \alpha\%, k_1, k_2} = F_{кр., 5\%, 5, 18} = 2,773,$$

де $k_1 = k - 1$, $k_2 = N - k = 18$ – ступені свободи відповідно для факторної і залишкової дисперсій.

А це означає, що протягом 6 років – з 2006 до 2011 року – ситуація з безробіттям істотно не змінилась, тобто є стабільною.

Для перевірки зробленого висновку можна скористатись також Т-методом множинних порівнянь. Суть цього методу полягає у визначенні істотності розбіжностей у показниках на основі використання студентизованого розмаху. Цей метод застосовують у тому разі, коли кожен показник отримано за вибірками однакового обсягу і коли кількість середніх значень показників $k \geq 3$. У даному випадку $k = 6$.

У Т-методі рішення про істотність розбіжностей $C_k^2 = \frac{k!}{(k-2)!}$ – пар середніх – оцінюється на основі нерівності:

$$\frac{\bar{P}_i - \bar{P}_j}{S_2/\sqrt{m}} > t_{\alpha, k, k_2},$$

де t – квантиль студентизованого розмаху, який обчислюється за таблицями [6, с. 594] і який залежить від трьох параметрів α , k і $k_2 = km - k$.

Саме застосування Т-методу, реалізація якого подана в табл. 4, розподіляється на три етапи:

1. Знаходять усі C_k^2 різниць між значеннями інтегрального показника безробіття.

2. Усі різниці ділять на $S_2/\sqrt{m}$, де S_2^2 – залишкова дисперсія.

3. За таблицями [6, с. 594] визначають квантиль t_{α, k, k_2} студентизованого розмаху. Розподіл студентизованого розмаху – це статистичний розподіл різниць між $\max$ і $\min$ середніми в k незалежних вибірках за m спостережень із нормальної сукупності, що поділені на $S_2/\sqrt{m}$. Існує ціла сім'я таких розподілів, оскільки для різних пар значень k і m отримано різні розподіли. Для вибору конкретного розподілу потрібні два параметри k і $mk - k = k_2$. Усі C_k^2 пар різниць виду $(\bar{P}_i - \bar{P}_j) \sqrt{\frac{S_2^2}{m}}$ порівнюються з квантилем $t_{\alpha, k, k_2} = 4,49$, при $\alpha = 0,05$, а $k = 6$, $k_2 = km - k = 6 \cdot 4 - 6 = 18$. Якщо якась із різниць $(\bar{P}_i - \bar{P}_j) \sqrt{\frac{S_2^2}{m}}$ більша від цього квантиля, то робиться висновок про істотність розбіжностей середніх у цій парі.

Усі вказані етапи застосування Т-методу реалізовані в табл. 4.

Таблиця 4

Оцінка істотності змін інтегрального показника безробіття $\bar{P}_j$, обчисленого для Ковельського району в 2006 – 2011 рр. на основі Т-методу

№ п/п	Назва різниць для інтегрального показника безробіття	Фактичне значення різниць	$\frac{ \bar{P}_i - \bar{P}_j }{S_2/\sqrt{m}}$
1	$\bar{P}_{2006} - \bar{P}_{2007}$	-0,0004	0,0026
2	$\bar{P}_{2006} - \bar{P}_{2008}$	0,1101	0,7145
3	$\bar{P}_{2006} - \bar{P}_{2009}$	0,2785	1,8073
4	$\bar{P}_{2006} - \bar{P}_{2010}$	0,3358	2,1791
5	$\bar{P}_{2007} - \bar{P}_{2008}$	0,1105	0,7171
6	$\bar{P}_{2007} - \bar{P}_{2009}$	0,2789	1,8099
7	$\bar{P}_{2007} - \bar{P}_{2010}$	0,3362	2,1817
8	$\bar{P}_{2008} - \bar{P}_{2009}$	0,1684	1,0928
9	$\bar{P}_{2008} - \bar{P}_{2010}$	0,2257	1,4646
10	$\bar{P}_{2009} - \bar{P}_{2010}$	0,0573	0,3718
11	$\bar{P}_{2006} - \bar{P}_{2011}$	0,0531	0,3446
12	$\bar{P}_{2007} - \bar{P}_{2011}$	0,0535	0,3472
13	$\bar{P}_{2008} - \bar{P}_{2011}$	-0,0570	0,3699
14	$\bar{P}_{2009} - \bar{P}_{2011}$	-0,2254	1,4627
15	$\bar{P}_{2010} - \bar{P}_{2011}$	-0,2827	1,8345

Як видно з колонки 4 табл. 4, жодна з різниць не перевищує значення квантиля студентизованого розма-

ху $t_{0,05;6;18} = 4,49$. А це означає, що у 2006 – 2011 рр. інтегральний показник безробіття $\bar{P}_j$ не зазнав істотних змін, тобто ситуація із загальним станом безробіття в Ковельському районі є досить стабільною.

Отже, автором запропоновано такі етапи для дослідження динаміки інтегрального показника безробіття $\bar{P}_j$:

- 1) визначається істотність зміни показника за допомогою F-відношення Фішера залежно від фактора j ;
- 2) визначаються дисперсії: загальна, факторна і залишкова;
- 3) здійснюється контроль обчислень на основі правила додавання дисперсій (6);
- 4) визначається правомірність застосування дисперсійного аналізу за допомогою М-статистики Бартлетта;
- 5) з метою підтвердження надійності основного висновку застосовується метод Т-множинних порівнянь.

Отримані автором результати застосування дисперсійного аналізу дозволяють зробити наступний важливий для органів місцевого державного управління висновок: інтегральний показник стану безробіття $\bar{P}_j$ за 2006 – 2011 рр. свідчить про фактичну незмінність ситуації на ринку праці. Стабільність ситуації на ринку праці в Ковельському районі Волинської області підтверджена також результатом застосування Т-методу множинних порівнянь.

Література: 1. Кулинич О. І. Теорія статистики : [підруч.] / О. І. Кулинич, Р. О. Кулинич. – [5-те вид., перероб. і доп.]. – К. : Знання, 2010. – 239 с. 2. Статистика : підручник / С. С. Герасименко, А. В. Головач, А. М. Єрина та ін. ; за наук. ред. д-ра екон. наук С. С. Герасименка. – 2-ге вид., перероб. і доп. – К. : КНЕУ, 2000. – 467 с. 3. Пономаренко В. С. Визначення інтегрального показника системної ефективності розвитку підприємства / В. С. Пономаренко, І. В. Гонтарева // Економіка розвитку. – 2012. – № 1 (61). – С. 86–94. 4. Васильєва Т. А. Інтегральне оцінювання інноваційного потенціалу національної економіки України: науково-методичний підхід і практичні розрахунки / Т. А. Васильєва, В. О. Касьяненко // Актуальні проблеми економіки. – 2012. – № 6 (144). – С. 50–60. 5. Гласс Дж. Статистические методы в педагогике и психологии / Дж. Гласс, Дж. Стенли. – М. : Изд. "Прогресс", 1976. – 478 с. 6. Шеффе Г. Дисперсионный анализ / Г. Шеффе. – М. : Физматгиз, 1963. – 628 с. 7. Плєскач В. Ю. Характеристика стану безробіття району на основі багатовимірної середньої / В. Ю. Плєскач // Проблеми утвердження та перспективи розвитку української державності, нації та духовності: історія та сучасність. Серія: Україна – Цивілізація. – Ужгород : ІВЦ УУБА-КаУ, 2014. – Т. 2. – С. 126–132. 8. Болшев Л. Н. Таблицы математической статистики / Л. Н. Болшев, Н. В. Смирнов. – М. : ВЦ АН СССР, 1968. – 474 с.

References: 1. Kulynych O. I. Teoriia statystyky : [pidruch.] / O. I. Kulynych, R. O. Kulynych. – [5-te vyd., pererob. i dop.]. – K. : Znan-
nia, 2010. – 239 p. 2. Statysyka : pidruchnyk / S. S. Herasymenko, A. V. Holovach, A. M. Yerina et al. ; za nauk. red. d-ra ekon. nauk S. S. Herasymenka. – 2-he vyd., pererob. i dop. – K. : KNEU, 2000. –

467 p. 3. Ponomarenko V. S. Vyznachennia intehralnoho pokaznyka systemnoi efektyvnosti rozvytku pidpriemstva [Determining the Integrated Index of Company Development System Efficiency] / V. S. Ponomarenko, I. V. Gontareva // Ekonomika rozvytku. – 2011 – No. 1 (61). – P. 86–94. 4. Vasyliieva T. A. Intehralne otsiniuvannia innovatsiinoho potentsialu natsionalnoi ekonomiky Ukrainy: naukovo-metodychnyi pidkhid i praktychni rozrakhunky [Integral Evaluation of Ukraine's National Economy Innovation Potential: Scientific and Methodical Approach and Practical Calculations] / T. A. Vasyliieva, V. O. Kasianenko // Aktualni problemy ekonomiky. – 2012. – No. 6 (144). – P. 50–60. 5. Glass Dzh. Statisticheskie metody v pedagogike i psikhologii / Dzh. Glass, Dzh. Stenli. – M. : Izd. "Progress", 1976. – 478 p. 6. Sheffe G. Dispersionnyy analiz / G. Sheffe. – M. : Fizmatgiz, 1963. – 628 p. 7. Pleskach V. Yu. Kharakterystyka stanu bezrobittia raionu na osnovi bahatovymirnoi serednoi / V. Yu. Pleskach // Problemy utverdzhennia ta perspektyvy rozvytku ukrainskoi derzhavnosti, natsii ta dukhovnosti: istoriia ta suchasnist. Seriia: Ukraina – Tsyvilizatsiia. – Uzhhorod : IBTS UUBA-KaU, 2014. – Vol. 2. – P. 126–132. 8. Bolshev L. N. Tablitsy matematicheskoy statistiki / L. N. Bolshev, N. V. Smirnov. – M. : VTs AN SSSR, 1968. – 474 p.

Інформація про автора

Плєскач Валентина Юрївна – аспірант державного підприємства "Науково-технічний комплекс статистичних досліджень", провідний спеціаліст-економіст управління статистики в Ковельському районі Головного управління статистики у Волинській області Державної служби статистики України (45000, Україна, Волинська обл., м. Ковель, бул. Лесі Українки, 35/10, e-mail: valya_pleskach@mail.ru).

Информация об авторе

Плєскач Валентина Юрьевна – аспірант государственного предприятия "Научно-технический комплекс статистических исследований", ведущий специалист-экономист управления статистики в Ковельском районе Главного управления статистики в Волынской области Государственной службы статистики Украины (45000, Украина, Волынская обл., г. Ковель, бул. Леси Украинки, 35/10, e-mail: valya_pleskach@mail.ru).

Information about the author

V. Pleskach – postgraduate student of the state enterprise "Scientific and Technical Complex of Statistical Research", leading expert economist of the Department of Statistics in Kovel district of the Main Department of Statistics in Volyn region of State Statistics Service of Ukraine (35/10 Lesia Ukrainka Blvd., 45000, Kovel, Volyn region, Ukraine, e-mail: valya_pleskach@mail.ru).

Стаття надійшла до ред.
20.06.2014 р.