

К. М. Березька, О. М. Березький, В. В. Маслій

ОЦІНКА ДИСПРОПОРЦІЙ РЕГІОНАЛЬНОГО РОЗПОДІЛУ ІНОЗЕМНИХ ІНВЕСТИЦІЙ В УКРАЇНІ

У статті здійснено оцінку диспропорції регіонального розподілу прямих іноземних інвестицій в Україні на основі методів просторової економетрики. На основі статистичних даних з використанням статистики Морана здійснено кластеризацію регіонів України за рівнями іноземних інвестицій.

Ключові слова: іноземні інвестиції, матриця просторових ваг, статистика Морана, діаграма розсіювання, просторові кластери.

К. Н. Березская, О. Н. Березский, В. В. Маслий

ОЦЕНКА ДИСПРОПОРЦИЙ РЕГИОНАЛЬНОГО РАСПРЕДЕЛЕНИЯ ИНОСТРАННЫХ ИНВЕСТИЦИЙ В УКРАИНЕ

В статье осуществлена оценка диспропорции регионального распределения прямых иностранных инвестиций в Украину на основе методов пространственной эконометрики. На основе статистических данных с использованием статистики Морана осуществлено кластеризацию регионов Украины по уровням иностранных инвестиций.

Ключевые слова: иностранные инвестиции, матрица пространственных весов, статистика Морана, диаграмма рассеяния, пространственные кластеры.

K. M. Berezska, O.M. Berezsky, V.V. Masliy

THE EVALUATION OF DISPROPORTIONS OF REGIONAL DISTRIBUTION OF FOREIGN INVESTMENTS IN UKRAINE

In the article is given the evaluation of disproportions of regional distribution of foreign direct investments in Ukraine on the basis of methods of spatial econometrics. On the basis of statistical data using statistics Moran's is implemented the clustering of regions in Ukraine by levels of foreign investments.

Keywords: foreign investments, matrix of spatial weights, statistics Moran's scatter plot, spatial clusters.

Постановка проблеми. Фінансова глобалізація економіки України, яка супроводжується інтенсифікацією трансграничного руху капіталів, зокрема зростаючою роллю прямих іноземних інвестицій (ПІІ) в усіх сферах суспільно-економічного життя, спричинює необхідність більш детального дослідження закономірностей процесу іноземного інвестування, в тому числі закономірностей розподілу ПІІ в територіальному розрізі.

Незважаючи на те, що між регіонами існують кордони і в економічній системі вони є незалежними географічними одиницями, між ними існують торгові зв'язки, міграція, обмін знаннями, технологіями. Тому при емпіричному аналізі регіональних даних не можна ігнорувати просторові взаємодії між регіонами, бо це приведе до некоректних висновків стосовно величини і

значущості впливу досліджуваних факторів. Тому актуальною проблемою є дослідження диспропорцій регіонального розподілу ПІІ та її оцінка на основі просторової економетрики.

Аналіз останніх досліджень і публікацій. Екс-міністр економіки України Б. Данилишин зазначав, що надзвичайно негативний вплив на майбутню структуру економіки більшості регіонів України буде мати збільшення регіональної асиметрії з інвестицій в основний капітал [3]. В ряді вітчизняних дослідженнях тільки декларується існування диспропорцій регіонального розподілу ПІІ [6, 8, 10], деякі автори виділяють лише основні ознаки регіонального розподілу ПІІ [13]. В наявних дослідженнях територіального розподілу іноземних інвестицій, останній аналізується за допомогою відомих коефіцієнтів варіації, локалізації, концентрації Герфіндаля-Хіршмана та методу групувань [1, 7, 9, 11].

За останні 30 років в США, Європі та Росії є популярними концепції і моделі нової економічної географії (НЕГ) [5, 14]. Одним із теоретичних висновків НЕГ є те, що в економічному розвитку регіонів спостерігаються агломераційні ефекти і просторова неоднорідність (типу «центр» – «периферія»). В термінах просторової специфікації моделей умовної конвергенції це означає, що рівноважні траєкторії пропорційного росту (steady-state growth) регіонів будуть суттєво відрізнятися в залежності від того, в який просторовий кластер попадають ці регіони.

Невирішені частини проблеми. Для відображення в емпіричних моделях просторових зв'язків використовується просторова економетрика. Припускається, що ті регіони, які розташовані ближче один до одного, є більш інтегровані між собою, ніж ті, що знаходяться на значній відстані. Основними передумовами просторової економетрики є те, що між досліджуваними показниками різних об'єктів може бути кореляція; яка зумовлена географією і просторовими факторами. Для дослідження просторових ефектів використовуються коефіцієнти (статистики) Морана (I), Жирі (C) і ін. [4].

Основну роль в просторовому аналізі відіграє матриця просторових ваг, яка показує зв'язки між регіонами та їх інтенсивність, таким чином формалізує

припущення, що регіон просторово зв'язаний з сусідніми регіонами. Існують різні види таких матриць: граничних сусідів, k найближчих сусідів, відстаней та ін. [2, 4, 5, 14]. Слід зауважити, що оскільки матриця просторових ваг формується екзогенно, то її специфікація є найбільш складним і спірним питанням.

Метою дослідження є оцінка рівня диспропорцій регіонального розподілу прямих іноземних інвестицій в Україні на основі методів просторової економетрики.

Методами дослідження є методи просторової економетрики, статистика Морана.

Основні результати дослідження. При визначенні коефіцієнта загальної просторової автокореляції основною складовою є матриця просторових ваг. Її елементи w_{ij} відображають вплив регіону j на регіон i . Матриці є квадратними, по головній діагоналі стоять нулі, оскільки сам регіон на себе не впливає.

В *матриці граничних сусідів* припускається, що на економіку регіону впливають лише регіони, які мають спільні кордони, а вплив сусідів 2-го, 3-го кругу є несуттєвим. Цей підхід не завжди є реалістичним економічно і географічно. Елементи матриці є такими:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{якщо регіон } i \text{ та } j \text{ має спільний кордон,} \\ 0, & \text{якщо } i = j, \\ 0, & \text{якщо регіон } i \text{ та } j \text{ не має спільного кордону.} \end{cases} \quad (1)$$

Інший підхід до сусідства реалізовано в *матриці k найближчих сусідів*:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{якщо } d_{ij} \leq d_i(k), \\ 0, & \text{якщо } i = j, \\ 0, & \text{якщо } d_{ij} > d_i(k), \end{cases} \quad (2)$$

де d_{ij} – відстань від регіону i до регіону j (розраховується як відстань між регіональними центрами); $d_i(k)$ – найбільша з k найменших відстаней.

Просторові ваги *матриці відстані* обчислюються так:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^\gamma, & \text{якщо } d_{ij} \leq D(q), \\ 0, & \text{якщо } i = j, \\ 0, & \text{якщо } d_{ij} > D(q), \end{cases} \quad (3)$$

де $D(q)$ – квантилі відстаней. Якщо $q=4$, то матриця буде враховувати всі відстані, а нулі будуть лише на головній діагоналі. Як правило $\gamma=2$. За d_{ij} – можна вибрати відстань між регіональними центрами або мінімальний час між ними в дорозі автомобільними дорогами.

Можна також використовувати *матрицю ринкових потенціалів*, ваги якої обчислюються за формулою:

$$w_{ij} = \begin{cases} A_j / d_{ij}^\gamma, & \text{якщо } d_{ij} \leq D(q), \\ 0, & \text{якщо } i = j, \\ 0, & \text{якщо } d_{ij} > D(q), \end{cases} \quad (4)$$

A_j – показник розміру або потужності регіону j .

Статистика Морана (коефіцієнт загальної просторової автокореляції) визначається за формулою:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}, \quad (5)$$

$$\text{де } S_0 = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}, \quad \bar{Y} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n Y_i,$$

або в матричному вигляді:

$$I = \frac{n}{S_0} \cdot \frac{Z'WZ}{Z'Z}, \quad (6)$$

де $Z = Y - \bar{Y}$.

Якщо $I > 0$, то існує додатна просторова автокореляція, тобто в цілому значення спостережень в сусідніх регіонах є подібними; $I < 0$ – від'ємна автокореляція, тобто в цілому значення спостережень в сусідніх регіонах відрізняються; $I = 0$ – значення спостережень в сусідніх регіонах розміщені випадковим чином. Коефіцієнт I показує ступінь лінійної взаємозалежності

між вектором Z центрованих значень ознаки Y і вектором WZ просторово зважених центрованих значень ознаки Y в сусідніх регіонах, який називається просторовим лагом.

За допомогою просторової діаграми розсіювання можна зробити візуалізацію розкиду значень ознаки відносно просторового лага. По осі абсцис відкладаються значення вектора Z , по осі ординат – значення WZ . На діаграмі зображується лінія регресії WZ на Z , тангенс кута нахилу якої дорівнює коефіцієнт загальної просторової автокореляції (у випадку якщо матриця просторових ваг стандартизована по рядках (сума ваг по рядку дорівнює одиниці)).

Нашим дослідженням охоплюється період з 1998 по 2011 рр., що є достатнім часовим періодом для виявлення залежностей. Виділено 27 регіонів України: АР Крим, 24 області, м. Київ, м. Севастополь (нумерацію регіонів наведено у табл.1) та розраховані середні обсяги залучених іноземних інвестицій для кожного з них.

Таблиця 1

Список регіонів України (нумерація відповідно до статистичного щорічника України))

№ з/п	Регіон	№ з/п	Регіон	№ з/п	Регіон
1	АРК	10	Київська обл.	19	Тернопільська обл.
2	Вінницька обл.	11	Кіровоградська обл.	20	Харківська обл.
3	Волинська обл.	12	Луганська обл.	21	Херсонська обл.
4	Дніпропетровська обл.	13	Львівська обл.	22	Хмельницька обл.
5	Донецька обл.	14	Миколаївська обл.	13	Черкаська обл.
6	Житомирська обл.	15	Одеська обл.	24	Чернігівська обл.
7	Закарпатська обл.	16	Полтавська обл.	25	Чернівецька обл.
8	Запорізька обл.	17	Рівненська обл.	26	м. Київ
9	Івано-Франківська обл.	18	Сумська обл.	27	м. Севастополь

Діаграма розсіювання Морана для розподілу обсягів іноземних інвестицій з використанням матриці граничних сусідів приведена на рис. 1.

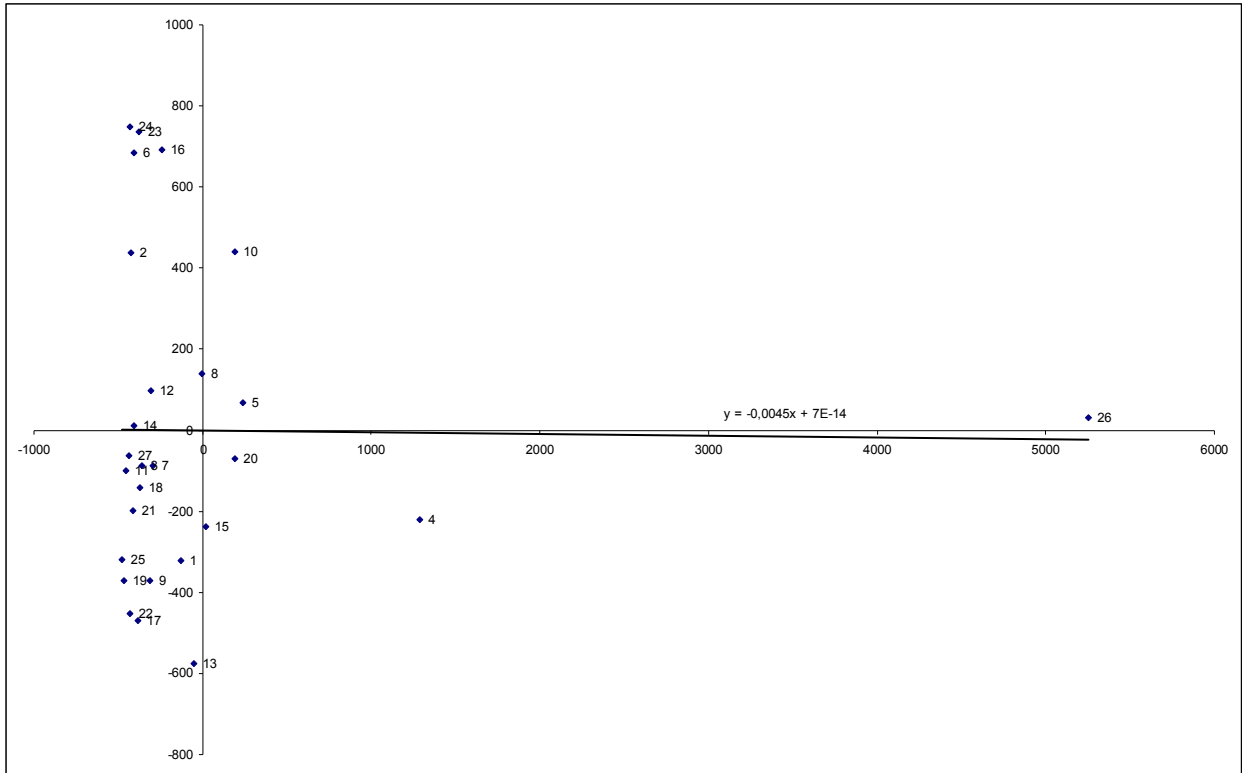


Рис. 1. Діаграма розсіювання Морана для середніх обсягів залучених іноземних інвестицій за 1998 – 2011 рр. за матрицею граничних сусідів (авторська розробка)

На рис. 2 наведено діаграму розсіювання Морана з використанням матриці 6 найближчих сусідів. Відстані між областями розраховувалися як відстані між обласними центрами.

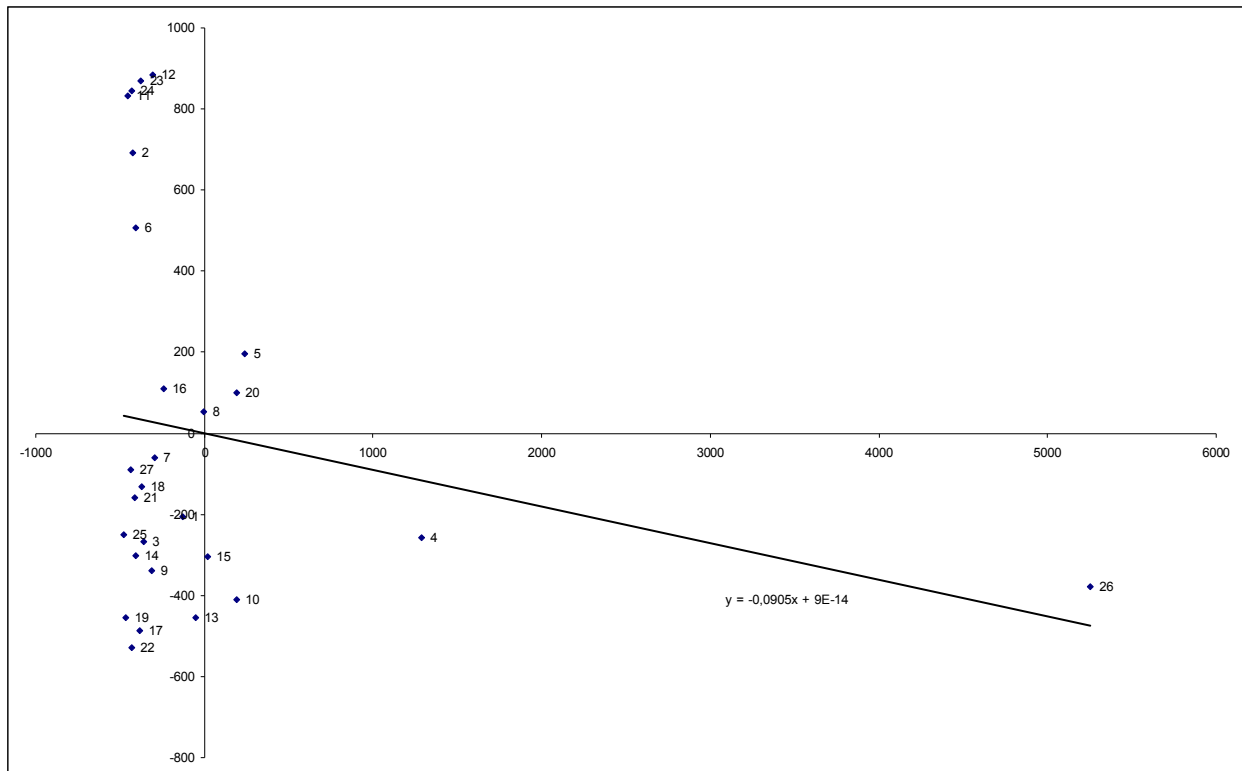


Рис. 2. Діаграма розсіювання Морана для середніх обсягів залучених іноземних інвестицій за 1998 – 2011 рр. за матрицею 6 найближчих сусідів (авторська розробка)

Кластеризація регіонів за двома просторовими матрицями є різною. Спостерігається розкид значень, що свідчить про значну неоднорідність інвестицій по регіонах.

В I-ий кластер (правий верхній квадрант діаграми) – регіонів з високим значенням інвестицій, які знаходяться в оточенні регіонів теж з високим значенням інвестицій – за матрицею граничних сусідів попали: м. Київ, Донецька, Запорізька, Київська області; за матрицею 6 найближчих сусідів: Донецька, Запорізька, Харківська області.

В II-ий кластер (лівий верхній квадрант діаграми) – регіонів з низьким значенням інвестицій, які знаходяться в оточенні регіонів з високим значенням інвестицій – за матрицею граничних сусідів попали: Черкаська, Чернігівська, Житомирська, Полтавська, Вінницька, Луганська області; за матрицею 6 найближчих сусідів: ще крім попередніх ввійшла Кіровоградська область.

В III-ій кластер (лівий нижній квадрант діаграми) – регіонів з низьким значенням інвестицій, які знаходяться в оточенні регіонів теж з низьким значенням інвестицій ввійшла найбільша кількість областей (нумерацію регіонів див. у табл.1).

В IV-ий кластер (правий нижній квадрант діаграми) – регіонів з високим значенням інвестицій, які знаходяться в оточенні регіонів з низьким значенням інвестицій – за матрицею граничних сусідів попали: Дніпропетровська, Одеська, Харківська області; за матрицею 6 найближчих сусідів: Дніпропетровська, Київська, Одеська області та м. Київ.

Як видно з діаграм в обох випадках $I < 0$, тобто спостерігається від'ємна автокореляція, тобто в цілому значення інвестицій в сусідніх регіонах відрізняються.

Отримані результати кластеризації регіонів за двома просторовими матрицями для кращої візуалізації можна відобразити за допомогою картограм так (рис. 3, 4).

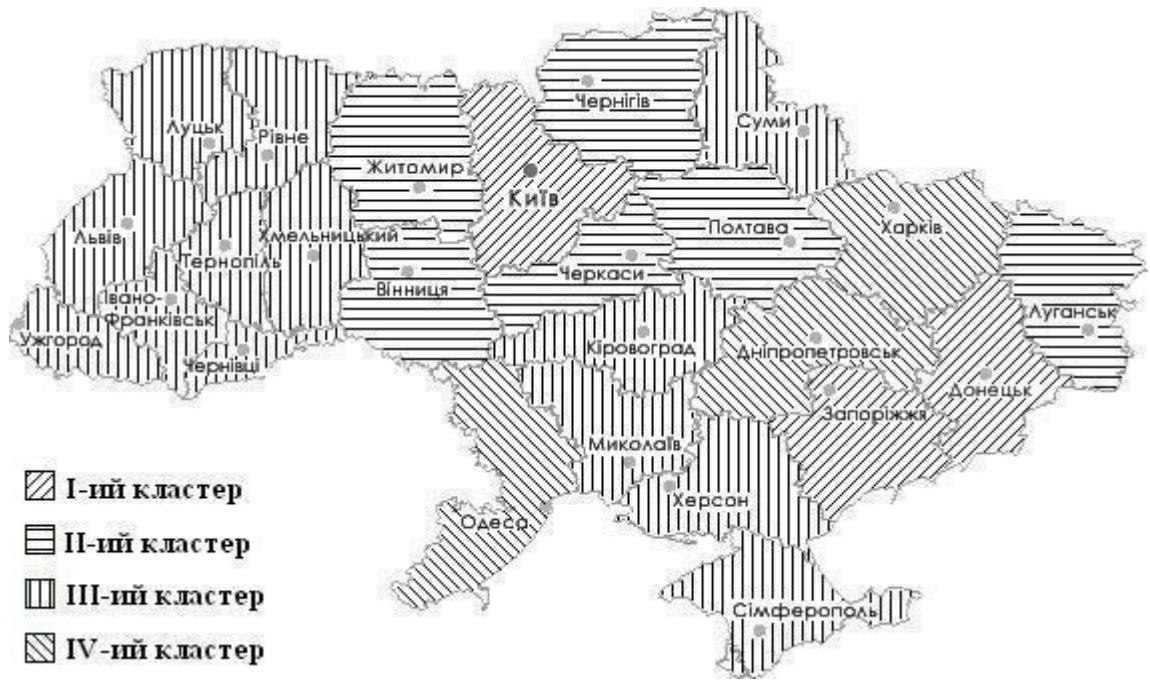


Рис. 3. Кластеризація регіонів на діаграмі Морана (за матрицею граничних сусідів)
(авторська розробка)

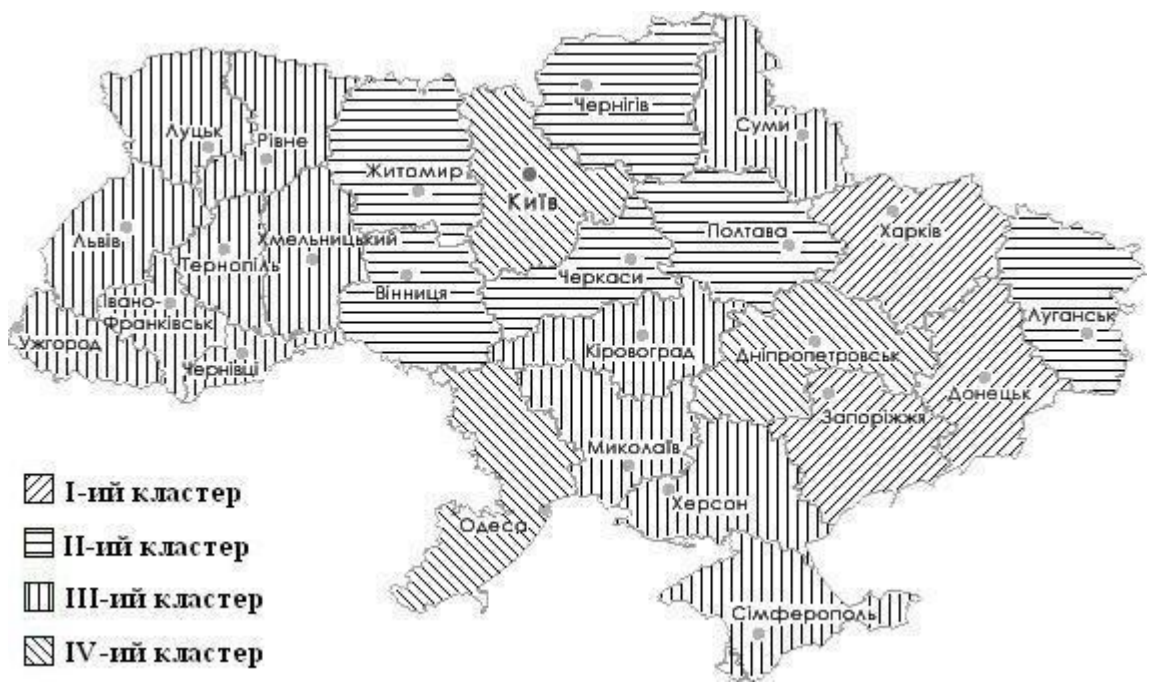


Рис. 4. Кластеризація регіонів на діаграмі Морана (за матрицею 6 найближчих сусідів)
(авторська розробка)

Висновки. Проведений аналіз ПП за двома просторовими матрицями показав, що існує значний розкид значень інвестицій по регіонах. Це приведе до економічного та політичного напруження між регіонами, нестабільності в країні, що негативно вплине на економічну привабливість України з боку іноземних інвесторів.

Виявлення просторової кореляції (кластеризації регіонів) за допомогою коефіцієнта загальної просторової автокореляції та діаграми розсіювання є тільки першим кроком в просторовому аналізі. Статистика *I* показує, що значення досліджуваної змінної *Y* просторово кластеризовані в більшій степені, ніж при випадковому розподілі, проте не пояснює, чому це відбувається. Тому перспективним напрямом досліджень є перевірка гіпотез про характер просторових взаємодій.

1. Валиуллин Х.Х. Неоднородность инвестиционного пространства России: региональный аспект [Електр. ресурс] / Х.Х.Валиуллин, Э.Р. Шакирова. – Режим доступу: <http://www.ecfor.ru/pdf.php?id=2004/1/11>. - Назва з екрана.

2. Глазырина И.П. Уровень экономического развития и распределение экологической нагрузки между регионами РФ / И.П. Глазырина, И.А. Забелина, Е.А. Клевакина // Журнал Новой экономической ассоциации – 2010 – №7 – С. 70-88.

3. Данилишин: економіку України підриває нерівномірний розподіл інвестицій / [Електр. ресурс] / Б.Данилишин. – Режим доступу: <http://www.unian.ua/news/509864-danilishin-ekonomiku-ukrajini-pidrivae-nerivnomirny-rozpodil-investitsiy.html>. - Назва з екрана.

4. Дубровина Н.А. Применение методов пространственной эконометрики в региональных исследованиях / Н.А. Дубровина // Бізнес Інформ – 2010 - №5(2) – С. 12-16.

5. Зверев Д.В. Субфедеральная фискальная политика в России: межрегиональные различия и связи / Д.В. Зверев, Е.А. Коломак // Серия «Научные доклады: независимый экономический анализ», № 209. Москва, Московский общественный научный фонд; Сибирский центр прикладных экономических исследований – 2010 – 102 с.

6. Коваленко Ю.М. Диспропорційність вкладень іноземних інвесторів у галузі та регіони України [Електр. ресурс] / Ю.М.Коваленко, Скуратівська І.А. – Режим доступу: http://www.nbu.gov.ua/e-journals/znpnudps/2011_2/pdf/11kymrou.pdf. - Назва з екрана.

7. Ковтун Н.В. Статистичні методи оцінки концентрації інвестицій / Н.В. Ковтун // Статистика України. – 2004. – № 4. – С. 54–57.

8. Криворучко Н. В. Прямые зарубежные инвестиции как показатель неоднородности инновационного и инвестиционного пространства Украины [Електр. ресурс] / Н.В. Криворучко. – Режим доступу: <http://www.stationline.org.ua/index.php/ekonom/81/14368-pryami-zarubizhni-investicii-yak-pokaznik-neodnorodnosti-innovacijnogo-ta-investicijnogo-prostoru-ukrajini.html>. - Назва з екрана.

9. Маслій В.В. Методи оцінки неоднорідності інвестиційного простору України / В.В.Маслій // Проблеми трансформаційних економік в умовах глобалізації: матеріали V міжнародної науково-практичної конференції. – Тернопіль, 25 квітня 2013. – С.296-297.

10. Носирев О. Регіональні диспропорції та інвестиційна привабливість регіонів України в контексті євроінтеграції [Електр. ресурс] / О. Носирев. – Режим доступу: http://archive.nbu.gov.ua/portal/soc_gum/Chseg/2011_11/Nosyrev_1.pdf. - Назва з екрана.
11. Титаренко Д. Неоднородність інвестиційного простору Латвії [Електр. ресурс] / Д. Титаренко. – Режим доступу: http://www.tsi.lv/Transport-and-Telecommunication/v61_ru/art3.pdf. - Назва з екрана.
12. Харламова Г.О. Неоднорідність інвестиційного простору України / Г.О. Харламова // Актуальні проблеми економіки. – 2006. – № 2(56). – С. 27—33.
13. Шевченко О.В. Іноземне інвестування в регіони України: ризики посткризового періоду [Електр. ресурс] / О.В.Шевченко. – Режим доступу: http://archive.nbu.gov.ua/portal/soc_gum/sp/2011_1/122-127.pdf. - Назва з екрана.
14. Экономика-географические и институциональные аспекты экономического роста в регионах / Консорциум по вопр. приклад. экон. исслед., Канадское агентство по международ. развитию [и др.]; [О. Луговой и др.]. – М.: ИЭП, 2007. – 164 с.