

Аналіз просторових кореляцій ризиків інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань, обумовлених природним середовищем, на території Житомирської області

Клименюк В. П., Очерedyкo O. M.

Резюме. Вивчені процеси інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань (ССЗ) населення Житомирської області суцільним методом протягом 1999–2008 рр. на основі АРС стріп-спліт-плот просторового дизайну. Аналіз даних проведений на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі з просторовою матрицею коваріацій. Доведено, що після демаскування впливових факторів медико-соціальної та демографічної компонент вплив комплексу факторів природного середовища на географічний розподіл ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у Житомирській області є високо достовірним з $p < 0,0001$. Простежуються дві місцевості підвищених ризиків унаслідок несприятливих факторів природного середовища (за висотою піків): на півночі області (починаючи з широти 51° і більше в межах довготи $27^\circ 20' - 29^\circ$), та на півдні (до широти $50^\circ 40'$ в межах довготи $27^\circ 40' - 29^\circ 40'$). Встановлено, що найбільш тісні територіальні зв'язки рівнів інвалідації, викликані факторами геофізичного і екологічного середовища, простежуються на відстані до 25 км.

Ключові слова: геостатистичний аналіз, інвалідація, серцево-судинні захворювання, природне середовище.

Актуальність проблеми. В останні десятиліття проводяться масштабні дослідження щодо вивчення регіональних моделей і детермінант соціальних процесів, почасти завдяки інтенсивному розвитку аналітичних прикладних технологій і обчислювальних потужностей. Віховим являється впровадження МСМС технологій. Геостатистичне моделювання процесів здоров'я набуває все більшого поширення внаслідок можливості пояснення регіональних нерівномірностей. Часто для медичних подій використовується безперервний просторовий фрейм, який черпає потужність із ближчих у просторі даних через просторову матрицю коваріацій (Littell, Ramon C., 2006). Найбільш потужний і гнучкий вважається підхід Байєса, реалізований через алгоритми Монте Карло+ланцюги Маркова (МСМС), які використовують також попередні структуровані розподіли геостатистичних параметрів (Congdon P. D., 2010). Рівні серцево-судинних захворювань (ССЗ) і пов'язаних наслідків мають чіткі розподіли як щодо груп населення, так і територій (Smith G. D., Hart C., Watt G. et al., 1998). Незважаючи на те, що ССЗ є сумнозвісним лідером інвалідації, геостатистичне моделювання ССЗ подій уникало уваги фахі-

вців. Поодинокі роботи стосуються МСМС просторового моделювання смертності внаслідок інсультів і ІХС у США (Hu Z. et al., 2008, 2009), геостатистичного аналізу смертності від ССЗ (A. van der Linde et al., 1995), регіональних трендів систолічного тиску (Danaei G. et al., 2011), просторових закономірностей смертності від ССЗ і ступеня розвитку місцевостей (Murray M. Finkelstein et al., 2005, Kolegard S. M. et al., 2002, Sundquist K., Winkleby M., Ahlen H., et al., 2004), якості житлових районів і кардіоваскулярного ризику (Diez Roux A. V., 2003), глобальної епідеміології мутацій гемоглобіну S в немовлят (Piel F. B. et al., 2013). На жаль, ми не знайшли аналогічного геостатистичного вивчення ризиків інвалідації населення внаслідок ССЗ ні в Україні, ні за її межами. Ми провели таке вивчення на базі території Житомирської області. Демографічні дані отримані з головного управління статистики у Житомирській області. Дані щодо первинних випадків виходу на інвалідність за 1999–2008 роки отримані з регіональних МСЕК. Це перше в Європі і країнах СНД популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідації, проведене за просторовою організацією даних на основі стріп-спліт-плот дизайну для

стандартизації APC (Fu W. J., 2000) факторів (вік, період, когорта).

Матеріали та методи дослідження.

Включена вся популяція Житомирської області, розглянуті всі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ в даній популяції протягом 1999–2008 років.

Дизайн дослідження. Основу дизайну складає APC-просторова конструкція, яка відтворює рух когорт по роках і за віком (Клименюк В. П., зі співавт., 2012) у розрізі населених пунктів Житомирської області. Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження охопило 11 когорт за часом народження до 1940 року, яка включала осіб, які дожили до 1999 року (перша когорта), і послідовно за п'ятирічними періодами народження (1941–45, 1946–50, ...) до наймолодшої когорти, представники якої народилися після 1985 року, всього 13443498 людино-років ризику.

Аналіз даних. Ми використали класичну послідовну схему геостатистичного моделювання. Оцінивши параметри просторової коваріаційної матриці, ми використали процес кригінгу для отримання згладжених просторових ризиків інвалідизації. Згладжування особливо корисне для малих поселень з огляду на спорадичні флуктуації ризиків. Далі ми використали згладжені просторові ризики інвалідизації для оцінки впливу медико-соціального середовища на просторову гетерогенність розподілу ризиків. Параметри емпіричної семіваріограми розраховані на основі класичного оцінника за залишками (r) за формулою:

$$\gamma(h) = \frac{1}{2m} \sum (r_i - r_j)^2$$

де, m – кількість пар обстежень на відстані h . $\gamma(h)$, оцінена для всіх відстаней і для всіх пар. Оцінки отримані на основі процедури VARIOGRAM (SAS), залишки r отримані на основі біноміальної моделі з логіт-лінк-функцією на основі процедури GLIMMIX.

Розподіл попарних відстаней дав змогу оцінити основу лагів (LAGD) і максимальну кількість лагових класів (MAXLAG). Середня довжина лагу близько 10, ми прийняли LAGD=10 заокруглено (рис. 2). Достатня кількість пар простежується до відстані 140. За LAGD=10, MAXLAG визначено як

140/10=14. Побудована за цими параметрами семіваріограма (рис. 3) адекватно відтворює просторову кореляцію. Дві функції просторових кореляцій (експоненційна і Гауса) регресовані на значення вибіркової семіваріограми з параметрами периметру (R=21), нагету (NUGGET=0.047), силу (SILL=0.05) були підігнані процедурою NLIN:

```
proc nlin data= variogramdata;
  parms R=50.5 NUGGET=0.047
  SILL=0.052;
  model variog = NUGGET*(distance=0) +
  SILL*(1-exp(-distance/(r)))*(distance<r) +
  SILL*(distance>=r);
run;
```

```
proc nlin data= variogramdata;
  parms R=21 NUGGET=0.047 SILL=0.05;
  model variog = NUGGET*(distance=0) +
  SILL*(1-exp(-
  distance*distance/(R*R)))*(distance>=R)+
  SILL*(distance>=R);
run;
```

Ми використали функцію Гауса з параметрами NUGGET, SCALE=SILL, RANGE, визначеними за варіограмою в процедурі KRIGE2D, для отримання контурної поверхні рівнів інвалідизації (R~2*периметр=100'=1°40' для коваріаційної просторової структури):

```
proc krige2d data= variogramdata
  outest=est;
  pred var= r_ink k r=100;
  model NUGGET=0.047 SCALE=0.052
  RANGE=50.5 form=gauss;
  coord xc= latitude yc= longitude;
  grid x=2960 to 3100 by 5 y=1640 to 1800
  by 5;
run;
```

Картографічні ординати враховані в межах від 49°20' до 51°40' широти (подані в мінутках) і від 27°20' до 30°00' довготи. Точні оцінки рандомізованих ефектів просторової коваріаційної матриці NUGGET, SILL, RANGE здобуті за процедурою MIXED. Рекомендуємо використовувати її із множиною послідовних початкових значень навколо оцінок на основі варіограми за допомогою

опції PARMS. В іншому разі процедура може досягти конвергенції на локальному максимумі і дати дуже скошені оцінки.

```
proc mixed data= variogramdata;
class county;
model r_ ilink =;
repeated/ subject = county
type = SP(GAU)(latitude longitude)
local;
parms (0 to 0.5 by 0.02)
(0 to 100 by 5)
(0.045 to 0.049);
run;
```

Результати дослідження та їх обговорення. Просторовий розподіл ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у Житомирській області після виключення важливих факторів АРС (вік, рік, когорта), нерівномірності роз-

селення, медико-соціального середовища далекий від рівномірного (рис. 1). Простежуються дві місцевості підвищених ризиків (за висотою піків): на півночі області, (починаючи з широти 51° і більше, в межах довготи 27°20' – 29°), та на півдні (до широти 50°40' в межах довготи 27°40' – 29°40').

Північний пік охоплює райони: Лугинський (широта 51°5', довгота 28°2'), Народицький (широта 51°1', довгота 29°6'), Овруцький (широта 51°2', довгота 28°5'), Олевський (широта 51°13', довгота 27°4'). Південний пік охоплює райони: Новоград-Волинський (широта 50°3', довгота 27°4'), Ружинський (широта 49°4', довгота 29°1'), Попільнянський (широта 49°5', довгота 29°3'), Любарський (широта 49°5', довгота 27°5'), Бердичівський (широта 49°5', довгота 28°3').

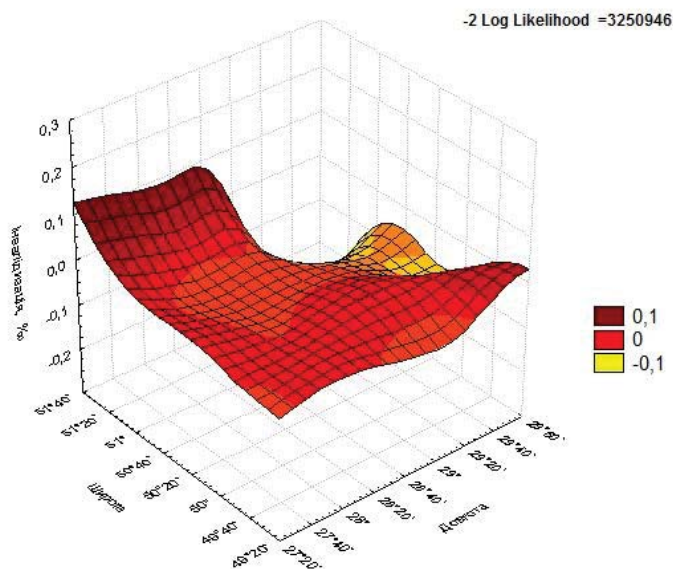


Рис. 1. Територіальні закономірності інвалідації ССЗ після виключення ефектів АРС і медико-соціального середовища

Остаточні географічні нерівномірності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ обумовлені природним (геофізичним і екологічним) середовищем. Ми не вивчали конкретні види екологічної шкоди, оскільки вони чисельні, їх географічний розподіл композиційний, а їх деталізація не була задачею дослідження. Однак ми можемо оцінити їх інтегральний вплив в поєднанні з фізичним середовищем (типи ґрунтів, метеорологічні характеристики тощо). Тим більше, відповідь на це запитання ми не знайшли в літературних джерелах. Крім того,

питання виникає саме собою і вимагає пояснень: чи дійсно існують просторові залежності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ після виключення демографічного і медико-соціального середовища? А може рис. 1 просто відображує випадкові флуктуації залишкових рівнів інвалідації. Тим більше, що розширення списку факторів демографічного і медико-соціального середовища не нівелюють зазначені географічні розбіжності.

Відповідь на питання полягає у відновленні просторової коваріаційної моделі роз-

поділу залишкових рівнів інвалідації (рис. 2). Насамперед ми ідентифікували і побудували *семіваріограму*, яка є стандартним ін-

струментом опису і початкової оцінки параметрів просторової моделі за експериментальними просторовими даними.

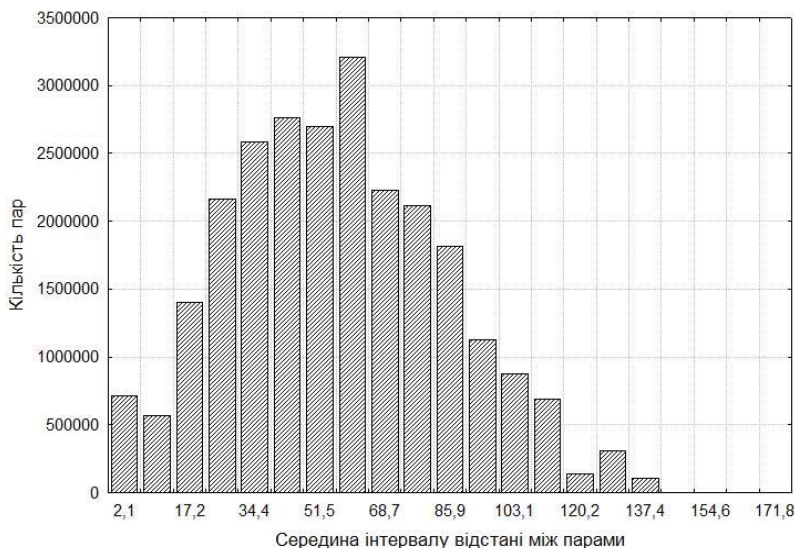


Рис. 2. Розподіл пар обстежень за відстанню

Для ідентифікації *семіваріограми* слід знайти: а) придатні інтервали відстані (лаги) між експериментальними парами спостережень; б) кількість лагів. З цією метою ми використали процедуру *VARIOGRAM* статистичної системи *SAS*. Без додаткової інформації процедура пропонує оптимальне групування відстаней між парами, для кожної групи вказує граничні й середнє значення інтервалу відстані, а також кількість пар в інтервалі. За результатами процедури ми побудували гістограму розподілу пар обстежень за відстанню між ними

(рис. 2). У таблиці 1 наведена детальніша інформація з номерами лагів, нижньою і верхньою границею інтервалу групування, кількістю пар в інтервалі та їх питомою вагою. За лагову відстань, як правило, беруть значення різниці між верхніми границями нульового і першого лагу, тобто $12,882 - 4,294 = 8,588$. Таким чином, лагова відстань орієнтовно приймається рівною 10. Кількість лагів визначається шляхом ділення значення верхньої границі найбільшого ненульового лагу (141) на лагову відстань (10). У результаті отримуємо 14.

Таблиця 1

Попереднє групування відстаней між парами обстежень

| Лаг | Нижня границя | Верхня границя | # пар | % пар |
|-----|---------------|----------------|---------|---------|
| 0 | 0.000 | 4.294 | 716480 | 0.02810 |
| 1 | 4.294 | 12.882 | 568068 | 0.02228 |
| 2 | 12.882 | 21.470 | 1400475 | 0.05492 |
| 3 | 21.470 | 30.059 | 2159776 | 0.08470 |
| 4 | 30.059 | 38.647 | 2583288 | 0.10130 |
| 5 | 38.647 | 47.235 | 2760388 | 0.10825 |
| 6 | 47.235 | 55.823 | 2700578 | 0.10590 |
| 7 | 55.823 | 64.411 | 3212928 | 0.12599 |
| 8 | 64.411 | 73.000 | 2230583 | 0.08747 |
| 9 | 73.000 | 81.588 | 2112548 | 0.08284 |
| 10 | 81.588 | 90.176 | 1813897 | 0.07113 |
| 11 | 90.176 | 98.764 | 1124963 | 0.04412 |
| 12 | 98.764 | 107.352 | 875663 | 0.03434 |
| 13 | 107.352 | 115.940 | 686314 | 0.02691 |
| 14 | 115.940 | 124.529 | 141128 | 0.00553 |
| 15 | 124.529 | 133.117 | 309342 | 0.01213 |
| 16 | 133.117 | 141.705 | 104092 | 0.00408 |

Саме з цими параметрами (LAGD=10 MAXLAG=14) процедура VARIOGRAM здійснювала обчислення значень семіваріограми $\gamma(h)$. Розрахунок $\gamma(h)$ здійснений за формулою 8, відповідних коваріацій за формулою 9 з

врахуванням нагет-ефекту (замість $C(0)$ у формулі використовують $c_s = C(0) - c_0$). Обчислена у такий спосіб семіваріограма зображена графічно на рис. 3. Припускаємо, що значення периметру = 21, нагету = 0.047, силу = 0.050.

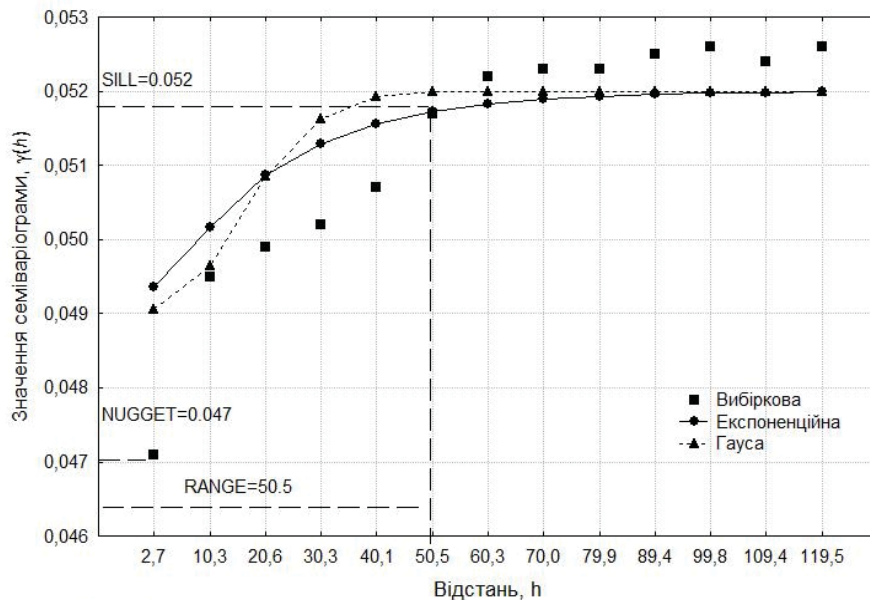


Рис. 3. Теоретична і вибіркова семіваріограми просторових ризиків інвалідизації

Рисунок свідчить про спочатку швидке, потім уповільнене зростання значень семіваріограми (заштрихований чотирикутник), що не притаманне для експоненційного сімейства просторових моделей. Разом зі значеннями експериментальної семіваріограми наведені значення теоретичної семіваріограми зі значеннями периметру = 21, нагету = 0.047, силу = 0.050. При цьому використані функції просторової кореляції $f(d_{ij})$ експоненційна (зображена чотирикутником) і Гауса (зображена ромбом). Відповідні етикетки `expon1` і `gauss1`. Найближчими до експериментальної семіваріограми виявились значення моделі Гауса, які сполучені синьою пунктирною лінією. Проте поведінка експериментальної семіваріограми підказує можливість існування інших параметрів, а саме периметру = 70, нагету = 0.047, силу = 0.054. Тому ми побудували теоретичні семіваріограми із вказаними значеннями. Як і раніше, апробувались функції просторової кореляції $f(d_{ij})$ експоненційна (зображена трикутником) і Гауса (зображена ромбом). Відповідні етикетки `expon2` і `gauss2`. Функції дещо ближче

відтворюють поведінку експериментальної семіваріограми, ніж попередні. Знову трохи ближчими до експериментальних виявились значення моделі Гауса, які сполучені рожевою суцільною лінією.

Ми апробували й інші функції просторової кореляції $f(d_{ij})$, а саме сферичну, лінійну, лог-лінійну, ступеневу. Усі вони далеко поступалися експоненційній і Гауса.

Таким чином, вивчення теоретичних семіваріограм дозволило точніше визначитися з параметрами наступного нелінійного моделювання. Початкові параметри є важливими для роботи алгоритму, що оцінює параметри за методом максимальної правдоподібності. Ми включили множину початкових параметрів (видів моделі), зокрема з/без нагет-ефекту, значення периметрів 21 і 70, сферичну, експоненційну, і Гауса функції просторової кореляції $f(d_{ij})$. Розрахунки проводилися за процедурою NLMIXED статистичної системи SAS. Використана техніка оптимізації Гауса-Ньютона (Gauss-Newton), за якої напрямок зміни вектора коефіцієнтів нелінійної моделі Δ визнача-

ється через лінійну проекцію залишків моделі попередньої ітерації (вектор e) на простір незалежних змінних моделі (X), тобто $\Delta = (X'X)^{-1}X'e$. Оцінки параметрів кригінгу з 95 довірчими інтервалами у розрізі моделей (Сф – сферична, Ехр – експоненційна, Gss – Гауса.) наведені в табл. 2.

Довірчі інтервали розраховані на основі відповідних діагональних елементах матриці W , що базується на зважених матрицею даних X коваріаціях залишків моделі e на кінцевій ітерації:

$$W = \left[(X'X) \left(\sum_{i=1}^N X_i' \hat{e}_i \hat{e}_i' X_i \right)^{-1} (X'X) \right]^{-1} \quad (1)$$

Таблиця 2

Оцінки параметрів кригінгу з 95 % довірчими інтервалами в розрізі моделей

| Модель | Периметр | 95% ДІ | Нагет | Сил | 95% ДІ |
|--------------------------|----------|-----------|--------|--------|---------------|
| Сф.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 21,4 | 19,6-24,2 | 0,0450 | 0,0507 | 0,048 – 0,053 |
| Сф.П=70 Н=0,047 С=0,054 | 21,8 | 19,8-24,3 | 0,0470 | 0,0512 | 0,049 – 0,053 |
| Сф.П=70 Н=0 С=0,054 | 22,2 | 20,1-24,7 | 0 | 0,0512 | 0,050 – 0,053 |
| Ехр.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 7,2 | 6,9-7,4 | 0,0450 | 0,0500 | 0,046 – 0,051 |
| Ехр.П=70 Н=0,047 С=0,054 | 7,3 | 6,9-7,5 | 0,0470 | 0,0510 | 0,047 – 0,053 |
| Ехр.П=70 Н=0 С=0,054 | 7,5 | 7,0-7,7 | 0 | 0,0522 | 0,051 – 0,054 |
| Gss.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 12,3 | 11,8-12,7 | 0,0470 | 0,0505 | 0,047 – 0,054 |
| Gss.П=70 Н=0,047 С=0,054 | 12,5 | 12,1-12,9 | 0,0470 | 0,0503 | 0,047 – 0,054 |
| Gss.П=70 Н=0 С=0,054 | 12,5 | 12,1-12,9 | 0,0470 | 0,0504 | 0,047 – 0,054 |

Сф – сферична, Ехр – експоненційна, Gss – Гауса

Зваження необхідно для подолання гетероскедастичності дисперсій залишків просторової моделі. Саме через це ми задали в програму саме цю коваріаційну матрицю для тестування дисперсії (помилки) оцінок коефіцієнтів регресії (а саме, параметрів периметру, нагету і силу). Квадратний корінь відповідних діагональних елементах матриці W і буде помилкою $stderr$. Границі 95% довірчих інтервалів оцінки β визначалась як:

$$\beta_i \pm stderr_i * t(N - P, 0.05 / 2) \quad (2)$$

$t(N - P, 0.05/2)$ є t статистикою (Стюдента) з $N-P$ ступенями свободи, N є розміром вибірки, P – кількістю параметрів моделі (у нашому випадку 3). Хоча довірчі інтервали є апроксимізаційними, їх вузькі межі підтверджують робастність оцінок параметрів.

Найбільш цікавим параметром, який підлягав оцінці, є периметр. Його оцінки, отримані за різними моделями, слід зважити. Адже реальний периметр (практичний периметр) знаходиться для експоненційної моделі як потроєна оцінка, а для моделі Гауса – як оцінка, помно-

жена на квадратний корінь із трьох. Тому практичні периметри за моделями такі: за сферичною моделлю зберігаються 21,4, 21,8, 22,2; за експоненційною – 21,6, 21,9, 22,5; за моделлю Гауса – 21,3, 21,6, 21,6. Значення силу за різними моделями коливалися від 0,0500 до 0,0522. Відсутність нагету суттєво не впливала на оцінку периметру і силу. Тобто, можна сказати, що найбільш тісні територіальні зв'язки рівнів інвалідації, викликані факторами геофізичного і екологічного середовища, простежуються на відстані до 25 км.

Оцінки якості підгонки моделей (табл. 3) практично збігалися. Так, СК свідчить про суму квадратів залишків моделі. Найменші значення досягалися на сферичній моделі з початковими значеннями периметра 21, нагету 0,047, і силу 0,050.

$\#It$ вказує на кількість виконаних ітерацій до сходження алгоритму. Всі моделі мали не більше 5 ітерацій.

R -критерій вказує на міру ортогональності залишків на останній ітерації до стовпчиків Якобіана (матриці похідних об'єктної функції L

щодо вектора β параметрів першого порядку). R наближається до 0 при малих значеннях градієнту об'єктної функції L на послідовних ітераціях. У нашому випадку всі значення практично дорівнює 0, що вказує на сходження алгоритму.

Критерій PPC вимірює максимальну відносну зміну значень вектора параметрів від однієї ітерації до іншої. Значення PPC наближується до 0 при малих значеннях зміни параметрів на послідовних ітераціях. У нашому випадку всі значення практично дорівнює 0, що вказує на сходження алгоритму.

ΔO -критерій вимірює відносну зміну значень об'єктної функції L на послідовних ітераціях. Значення ΔO -критерію наближуються до 0

при несуттєвих змінах значень об'єктної функції L на послідовних ітераціях. У нашому випадку усі значення практично дорівнює 0, що вказує на сходження алгоритму.

Таким чином, усі моделі виявились ефективними, з практично однаковими параметрами, проте дещо кращими властивостями сферичної моделі з початковими значеннями периметра 21, нагету 0,047 і силу 0,050.

На основі сферичної моделі, значень периметра 21, нагету 0,047 і силу 0,050 ми провели кригінг на основі процедури KRIGE2D статистичної системи SAS. Результати роботи процедури (кригінгові значення позбавлених трендів ризиків інвалідації) зображено на рис. 4.

Таблиця 3

Оцінки якості підгонки моделей

| Модель | СК | #Іт | R | PPC | ΔO | O |
|--------------------------|----------|-----|---|-----|------------|----------|
| Сф.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 0.000381 | 5 | 0 | 0 | 3.24E-10 | 2.434E-6 |
| Сф.П=70 Н=0,049 С=0,054 | 0.000436 | 5 | 0 | 0 | 8.78E-9 | 4.36E-4 |
| Сф.П=70 Н=0 С=0,054 | 0.000436 | 5 | 0 | 0 | 8.78E-9 | 4.36E-4 |
| Еxp.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 0.000436 | 2 | 0 | 0 | 8.24E-9 | 4.36E-4 |
| Еxp.П=70 Н=0,047 С=0,054 | 0.000436 | 2 | 0 | 0 | 8.24E-9 | 4.36E-4 |
| Еxp.П=70 Н=0 С=0,054 | 0.000436 | 2 | 0 | 0 | 8.24E-9 | 4.36E-4 |
| Gss.П=21 Н=0,047 С=0,050 | 0.000436 | 3 | 0 | 0 | 1.17E-16 | 3.37E-4 |
| Gss.П=70 Н=0,047 С=0,054 | 0.000436 | 3 | 0 | 0 | 5.05E-16 | 3.37E-4 |
| Gss.П=70 Н=0 С=0,054 | 0.000436 | 3 | 0 | 0 | 5.05E-16 | 3.36E-4 |

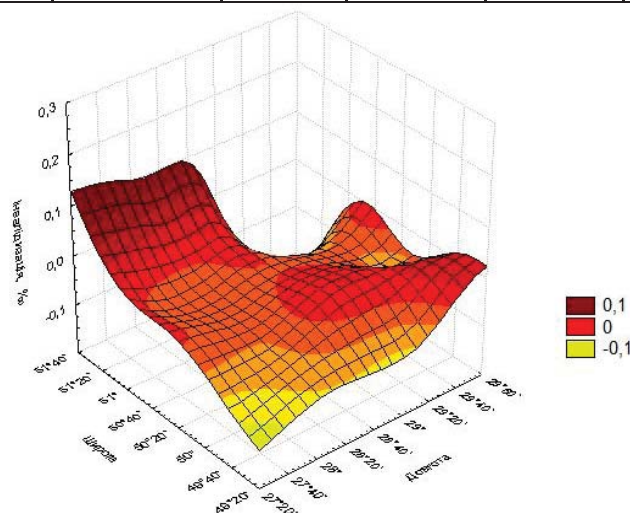


Рис. 4. Кригінгові рівні інвалідації ССЗ після виключення ефектів АРС і медико-соціального середовища

Таким чином, простежуються 2 місцевості підвищених ризиків внаслідок несприятливих факторів природного середовища (за висотою піків): на півночі області (починаючи з широти 51° і більше в межах довготи $27^\circ 20' - 29^\circ$) та на півдні (до широти $50^\circ 40'$ в межах довготи $27^\circ 40' - 29^\circ 40'$). Північний пік охоплює райони: Лугинський (широта $51^\circ 5'$, довгота $28^\circ 2'$), Народицький (широта $51^\circ 1'$, довгота $29^\circ 6'$), Овруцький (широта $51^\circ 2'$, довгота $28^\circ 5'$), Олевський (широта $51^\circ 13'$, довгота $27^\circ 4'$). Південний пік охоплює райони: Новоград-Волинський (широта $50^\circ 3'$, довгота $27^\circ 4'$), Ружинський (широта $49^\circ 4'$, довгота $29^\circ 1'$), Попільнянський (широта $49^\circ 5'$, довгота $29^\circ 3'$), Любарський (широта $49^\circ 5'$, довгота $27^\circ 5'$), Бердичівський (широта $49^\circ 5'$, довгота $28^\circ 3'$). Встановлено, що найбільш тісні територіальні зв'язки рівнів інвалідації, викликані факторами геофізичного і екологічного середовища, простежуються на відстані до 25 км.

Список використаних джерел

1. Клименюк В. П. Аналіз інвалідації внаслідок серцево-судинних хвороб за APC конструкцією на основі стріп-спліт-плот дизайну / [В. П. Клименюк, О. О. Галаченко, О. М. Очеретько, І. Ю. Андрієвський] // Східноєвропейський журнал громадського здоров'я. – 2012. – № 2–3 (18–19). – С. 155–163.
2. Littell Ramon C. SAS® for Mixed Models, Second Edition. / R. Littell, G. Milliken, W. Stroup, D. Wolfinger, O. Schabenberger // Cary, NC: SAS Institute Inc. – 2006. – 223 p.
3. Congdon P. D. Applied Bayesian Hierarchical Methods / P. D. Congdon // Chapman and Hall/CRC. – 2010. – 604 p.
4. Smith G. Individual social class, area based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: the Renfrew and Paisley Study / G. Smith, C. Hart, G. Watt // J Epidemiol Community Health. – 1998. – № 52: 399–405.
5. Hu Z. Linking stroke mortality with air pollution, income, and greenness in northwest Florida: an ecological geographical study. / Z. Hu, J. Liebens and K. R. Rao // International Journal of Health Geographics. – 2008. – P. 7–20.
6. Hu Z. Particulate air pollution and chronic ischemic heart disease in the eastern United States: a

Висновки

1. Вивчення впливу факторів природного середовища на географічний розподіл ризиків інвалідації унаслідок ССЗ ускладнений необхідністю демаскування територіальних розподілів інших важливих компонент ризику: демографічної, медико-організаційної, соціально-економічної.
2. Вплив комплексу факторів природного середовища на географічний розподіл ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у Житомирській області є високо достовірним з $p < 0,0001$.
3. Простежуються дві місцевості підвищених ризиків унаслідок несприятливих факторів природного середовища (за висотою піків): на півночі області (починаючи з широти 51° і більше в межах довготи $27^\circ 20' - 29^\circ$) та на півдні (до широти $50^\circ 40'$ в межах довготи $27^\circ 40' - 29^\circ 40'$).
4. Встановлено, що найбільш тісні територіальні зв'язки рівнів інвалідації, викликані факторами геофізичного і екологічного середовища, простежуються на відстані до 25 км.

- county level ecological study using satellite aerosol data / Z. Hu, K. R. Rao // Environmental Health. – 2009. – P. 8–26.
7. Linde A. Spatial-Temporal Analysis of Mortality Using Splines / A. Linde, K.-H. Witzko, K.-H. Jockel // Biometrics. – Vol. 51. – № 4. – P. 1352–1360.
8. Danaei G. National, regional, and global trends in systolic blood pressure since 1980: systematic analysis of health examination surveys and epidemiological studies with 786 country-years and 54 million participants / G. Danaei, M. Finucane, J. K. Lin, et. al. // Lancet. – 2011. – № 67/36. – P. 62036–62033.
9. Finkelstein M. Environmental inequality and circulatory disease mortality gradients / M. Finkelstein, M. Jerrett, M. Sears // J Epidemiol Community Health. – 2005; 59:481–487 doi:10.1136/jech.2004.026203
10. Kolegard S. M. Socioeconomic context in area of living and risk of myocardial infarction: results from Stockholm heart epidemiology program (SHEEP) / S. M. Kolegard, F. Diderichsen, C. Reuterwall et al. // J Epidemiol Community Health. – 2002. – № 56. – P. 29–35.
11. Sundquist K. Neighborhood socioeconomic environment and incidence of coronary heart disease:

a follow-up study of 25,319 women and men in Sweden / K. Sundquist, M. Winkleby, H. Ahlen, et al. // *Am J Epidemiol.* – 2004. – № 159. – P. 655–62.

12. Roux D. Residential environments and cardiovascular risk / D. Roux // *J Urban Health.* – 2003. – № 80. – P. 569–89.

13. Piel F. B. Global epidemiology of sickle haemoglobin in neonates: a contemporary geostatis-

tical model-based map and population estimates / A. P. Patil, R. E. Howes et al. // *Lancet.* – 2013. – № 381. – P. 142–51.

14. Fu W. J. Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates / W. J. Fu // *Communications in Statistics – Theory and Methods.* – 2000. – № 29. – P. 263–278.

Анализ пространственных корреляций рисков инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний, обусловленных природной средой, на территории житомирской области

Клименюк В. П., Очередько А. Н.

Резюме. Изучены процессы инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний (ССЗ) населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999–2008 гг. на основе АРС стрип-сплит-плот пространственного дизайна. Анализ данных произведен на основе иерархической нелинейной микст модели с пространственной матрицей ковариаций. Доказано, что после демаскирования влиятельных факторов медико-социальной и демографической компонент влияние комплекса факторов природной среды на территориальное распределение рисков инвалидизации вследствие ССЗ в Житомирской области высоко достоверно, $p < 0,0001$. Наблюдается две местности повышенного риска вследствие неблагоприятных факторов природной среды (по высоте пиков): на севере области (начиная с широты 51° и больше в пределах долготы $27^\circ 20' - 29^\circ$) и на юге (до широты $50^\circ 40'$ в пределах долготы $27^\circ 40' - 29^\circ 40'$). Установлено, что наиболее тесные территориальные связи уровней инвалидизации вследствие факторов геофизического и экологической среды прослеживаются на расстоянии до 25 км.

Ключевые слова: геостатистический анализ, инвалидизация, сердечно-сосудистые заболевания, природная среда.

Analysis of space correlations of invalidity incidence due to cardiovascular diseases in relation to natural environment in zhytomirskia oblast

Klimenyk V., Ocheredko O.

Summary. We investigated the local regularities of disability incidence due to cardiovascular diseases in Zhytomirskia oblast over 1999–2008 by APC adjusted strip-split-plot spatial design. By geostatistical mixed model we revealed the significant irregularities in disability incidence space distribution after adjustment for space heterogeneity of influential determinants of social, demographic and medical environment. Data analysis exploited hierarchical nonlinear mixed model. Results bear witness to enhanced local heterogeneity in disability rates due to heterogeneity in space distribution of ambience factors.

Unemployment rate and poverty level appeared to be the most powerful drivers rendering significant modification to geographical distribution of CD-related disability rates. We elicited two localities of particular natural environment risk (ordering by risk elevation): at the north of region (from latitude 51° and further to the north and longitude strip of $27^\circ 20' - 29^\circ$) and at the south (down from latitude $50^\circ 40'$ in the scope of longitude from $27^\circ 40'$ to $29^\circ 40'$). The closest special dependence was traced up to 25 km.

Keywords: geostatistical analysis, disability, cardiovascular diseases, natural environment.