

ГЕОСТАТИСТИЧНИЙ АНАЛІЗ ВПЛИВУ МЕДИКО-СОЦІАЛЬНОГО СЕРЕДОВИЩА НА ГЕОГРАФІЧНИЙ РОЗПОДІЛ РИЗИКІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ НА ТЕРИТОРІЇ ЖИТОМИРСЬКОЇ ОБЛАСТІ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

Вивчено процеси інвалідизації населення Житомирської області внаслідок патології серцево-судинної системи суцільним методом протягом 1999–2008 рр. на основі стріп-спліт-плот-дизайну. Аналіз даних проведений на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі з просторовою матрицею коваріацій. Доведено, що впливові фактори медико-соціального середовища внаслідок нерівномірності географічного розподілу посилювали територіальні варіації ризиків інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: геостатистичний аналіз, інвалідизація, серцево-судинні захворювання, медико-соціальне середовище.

Останніми десятиліттями проводяться масштабні дослідження щодо вивчення регіональних моделей і детермінант соціальних процесів, почасти завдяки інтенсивному розвитку аналітичних прикладних технологій і обчислювальних потужностей. 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 з ближчих у просторі даних через просторову матрицю коваріацій [14]. Найбільш потужний і гнучкий вважається підхід Байеса, реалізований через алгоритми Монте Карло+ланцюги Маркова (МСМС), які використовують також попередні структуровані розподіли геостатистичних параметрів [2]. Рівні серцево-судинних захворювань (ССЗ) та пов'язаних наслідків мають чіткі розподіли як щодо груп населення, так і територій [7]. Незважаючи на те, що ССЗ є сумнозвісним лідером інвалідизації, геостатистичне моделювання ССЗ подій унікало уваги фахівців. Поодинокі роботи стосуються МСМС просторового моделювання смертності внаслідок інсультів та ішемічної хвороби серця (ІХС) у США [5;6], геостатистичного аналізу смертності від ССЗ [9], регіональних трендів систолічного тиску [11], просторових закономірностей смертності від ССЗ і ступеня розвитку місцевостей [8;9;12], якості житлових районів і кардіоваскулярного ризику [13], глобальної епідеміології мутацій гемоглобіну S у немовлят [4]. На жаль, ми не знайшли аналогічного геостатистичного вивчення ризиків інваліди-

зації 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 рр. отримані з регіональних МСЕК. Це перше у Європі і країнах СНД популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідизації, проведене за просторовою організацією даних на основі стріп-спліт-плот-дизайну для стандартизації APC-факторів (вік, період, когорта) [3].

Матеріали і методи. У дослідження включена вся популяція Житомирської області, розглянуті усі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ у даній популяції протягом 1999–2008 рр.

Результати дослідження та їх обговорення. Основу дизайну складає APC-конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком [1]. Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження охопило 11 когорт за часом народження: від першої когорти, яка охоплювала осіб, які дожили до 1940 р., і послідовно за п'ятирічними періодами народження («1941-45», «1946-50», ...) до наймолодшої когорти, представники якої народилися після 1985 р., всього 13 443 498 людино-років ризику (табл. 1).

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-соці-

Таблиця 1. Розподіл розміру когорт народження в розрізі років дослідження

Когорта	Рік										Всього
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	
-1940	400000	384000	317000	317000	1418000
1941	71422	78418	61580	60356	373000	304000	294000	308000	280000	.	1830776
1946	91464	92175	82294	84398	85637	66114	72768	75512	123420	152580	926362
1951	98822	99236	91768	92091	94274	85651	86041	86019	77085	78791	889778
1956	98951	95759	99698	99974	98434	92967	95177	94988	85909	87844	949701
1961	90980	92262	94107	91655	88479	95571	92043	89876	95002	93628	923603
1966	101000	100000	91425	91131	90661	87250	87572	87191	87351	84896	908477
1971	99644	99350	95693	94689	91842	91007	90765	90621	87615	87556	928782
1976	379000	372000	92123	92555	91432	90477	89089	87698	89346	88296	1472016
1981	.	.	352000	346000	329000	414000	95771	99338	87952	89942	1814003
1986+	310000	294000	394000	384000	1382000
Всього	1431283	1413200	1377688	1369849	1342759	1327037	1313226	1313243	1407680	1147533	13443498

ального середовища на просторову гетерогенність розподілу ризиків. Параметри емпіричної семіваріограми розраховані на основі класичного оцінщика за залишками (r) за формулою:

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

де m – кількість пар обстежень на відстані h ; $g(h)$ оцінена для всіх відстаней і для всіх пар.

Оцінки отримані на основі процедури VARIOGRAM (SAS), залишки g отримані на основі

біноміальної моделі з логіт-лінк-функцією на основі процедури GLIMMIX.

Розподіл попарних відстаней (рис. 1) дає змогу оцінити основу лагів (LAGD) і максимальну кількість лагових класів (MAXLAG). Середня довжина лагу близько 10, ми прийняли LAGD=10 заокруглено (рис. 1). Достатня кількість пар простежується до відстані 140. За LAGD=10, MAXLAG визначено як $140/10=14$. Побудована за цими параметрами семіваріограма (рис. 2) адекватно відтворює просторову кореляцію.

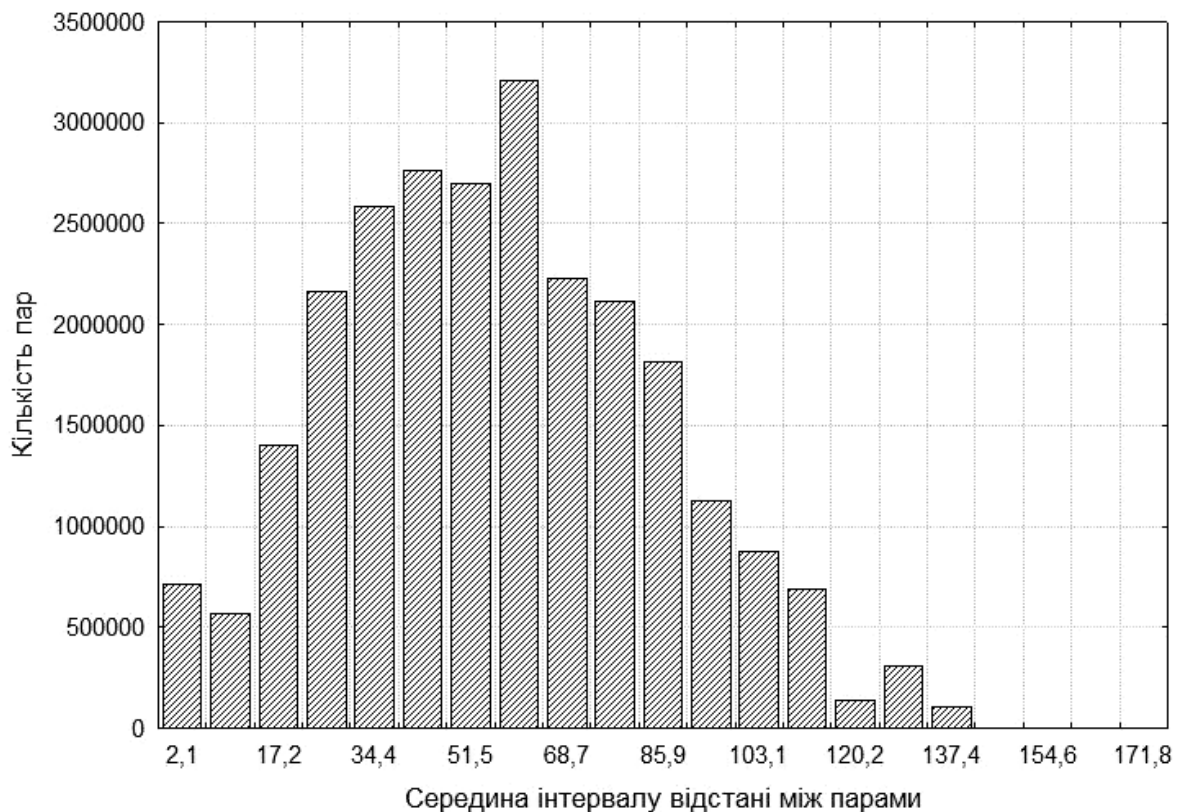


Рис. 1. Розподіл пар обстежень за відстанню

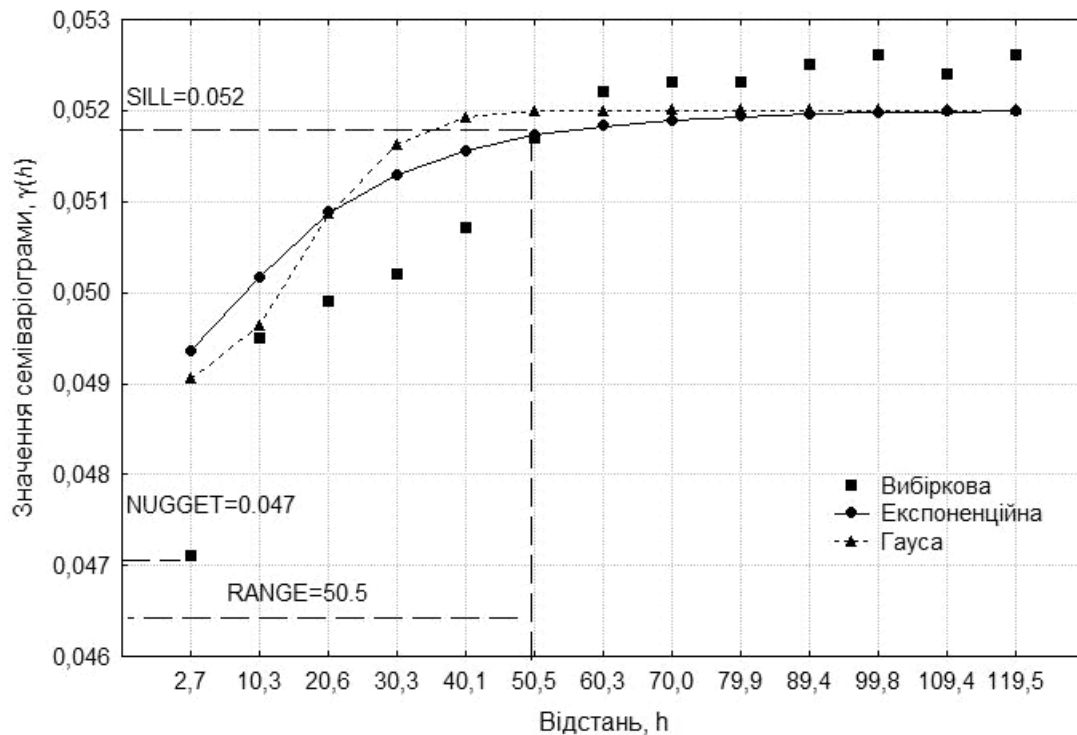


Рис 2. Теоретична і вибіркова семіваріограми просторових ризиків інвалідації

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 інвалідації ($R \sim 2 * \text{периметр} = 100r = 1^{\circ}40r$ для коваріаційної просторової структури):

```
proc krige2d data= variogramdata outest=est;
  pred var= r_ilink 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 у межах від 49°20г до 51°40г широти (подані в хвилини) і від 27°20г до 30°00г довготи. Точні оцінки рандомізованих ефектів просторової коваріаційної матриці NUGGET, SILL, RANGE здобуті за процедурою MIXED. Ми рекомендуємо використовувати її з 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;
```

Оцінки параметрів як рандомізованих ефектів наступні: SILL=0,050, RANGE=20,7 NUGGET=0,047. Саме ці значення використані для опису просторової коваріаційної матриці.

Модифікація просторового розподілу рівнів інвалідації факторами медико-соціального середовища статистично оцінена шляхом співставлення значень подвоєних логарифмів функцій правдоподібності гніздових моделей. Моделі відрізнялись лише лінійним предиктором (LP): наступна модель порівняно з попередньою мала додатковий фактор(и) медико-соціального середовища. Порівнювані моделі мали одну і ту саму матрицю просторових коваріацій форми Гауса. Біноміальні моделі з канонічною логіт лінк функцією оцінювались процедурою GLIMMIX:

```
proc glimmix data=spacedata;
  class county cohort year Gender Residence;
  model Disabilitynum/population=LP;
  random _residual_ / subject = intercept
  type = SP(GAU)(latitude longitude);
```

parms (0.050 20.7 0.047) run;

Просторовий розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ у Житомирській області, навіть після виключення важливих факторів АРС (вік, рік, когорта) та нерівномірності розселення, далекий від рівномірного (рис. 3). Простежуються три

підвищення ризиків (за висотою піків): на півночі області (починаючи з широти 51° і більше в межах довготи 27°20г – 29°), на півдні (до широти 50°40г в межах довготи 27°40г – 29°40г), і на сході (в межах широти 50°20г – 51°00г і довготи від 29°30г і більше).

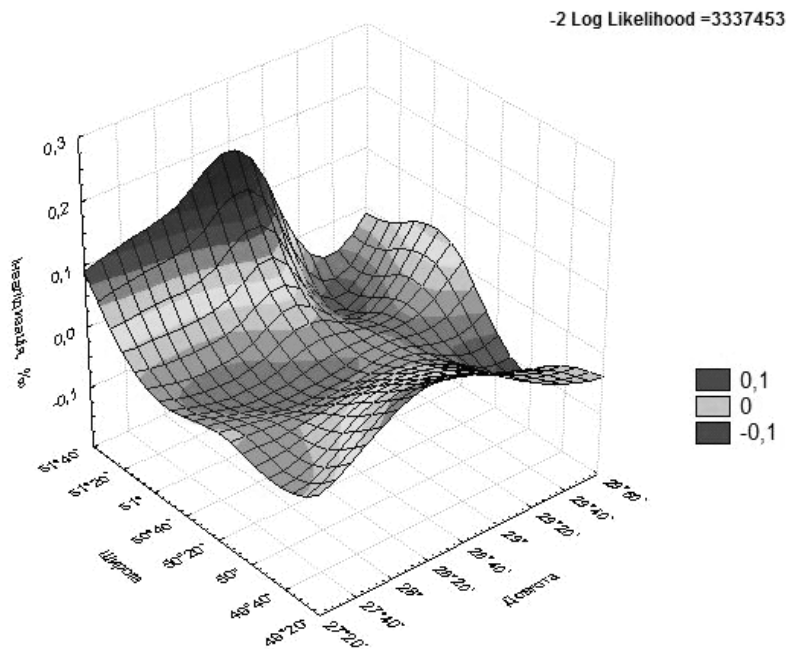


Рис 3. Територіальні закономірності інвалідизації ССЗ після виключення ефектів АРС і кількості населення (Житомирська обл.)

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

Інтерпретація просторових даних здійснюється через поступове зняття з оригінального географічного розподілу рівнів процесу трендових ефектів, які видозмінюють ризики інвалідизації. При цьому аналізують достовірність зміни просторового розподілу ризиків. Якщо зміна достовірна, приходять до висновку про суттєвий вплив ефекту (множини ефектів) на просторовий розподіл. На наступному кроці видаляється інший тренд (обумовлений іншими факторами, що складають дослідницьку гіпотезу) із залишкового розподілу ризиків інвалідизації. Після чого знову аналізують достовірність зміни просторового розподілу інвалідизації і т.д. до досягнення рівно-

мірного розподілу. Кожний листок/шар являє собою ефект певного фактору (групи факторів).

Цілком вірогідно, що наведені остаточні нерівномірності географічного розподілу ризиків інвалідизації обумовлені нерівномірним розвитком територій. Хоч розселення є важливою інтегральною характеристикою розвитку населених пунктів, медико-демографічні фактори можуть відігравати і самостійну роль у географічному формуванні популяційних явищ. Це особливо очевидно при самостійному від розселення територіальному розподілі медико-демографічних факторів. Для тестування гіпотези щодо впливу медико-соціальних факторів на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ ми відокремили їх сукупний ефект від залишкового географічного розподілу ризиків інвалідизації після виключення АРС-факторів і характеру розселення.

Із результатів аналізу випливає, що від'ємний подвоєний логарифм функції правдоподібності (-2 Log Likelihood) дорівнює 3250946 (рис. 4). Кількість додаткових параметрів моделі порівняно з попередньою моделлю становить 6 (6 коваріат), як видно з колонки df1 таблиці 2. За однаковості коваріаційної структури моделей різниця подвоєних логарифмів функцій правдоподібності

двох моделей має апроксимаційний розподіл хі-квадрат з кількістю ступенів свободи, що дорівнює кількості додаткових параметрів моделі порівняно з APC+Населення моделлю, а саме 6. Знаходимо різницю $\Delta(2 \text{ Log Likelihood}) = (2 \text{ Log Likelihood}_{\text{APC+НАС}} - 2 \text{ Log Likelihood}_{\text{APC+НАС+МС}} = 3337453 - 3250946 = 86507)$. З таблиць розподі-

лу хі-квадрат отримуємо, що $\chi^2(6)$ на центилі 99,9% дорівнює 22,46. Отримане значення $\Delta(2 \text{ Log Likelihood})$ явно перевищує це критичне значення. Тобто вплив комплексу медико-соціальних факторів на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ є високо достовірним з $p < 0,0001$.

Таблиця 2. Достовірність окремих компонент медико-соціального середовища на просторовий розподіл ризиків інвалідизації (тип I розкладу дисперсій)

Ефект	df1	Df2	F	Pr > F
Рівень безробіття	1	7110	16887	<.0001
Бідність ¹	1	7110	33437	<.0001
Забезпеченість лікарями ²	1	7110	1409	<.0001
Забезпеченість МСП ²	1	7110	274	<.0001
Рівень екстреної госпіталізації	1	7110	41783	<.0001
Спеціальності (0) ³	1	7110	595	<.0001

Примітки:

¹ – % сільських сімей із середньодушовим місячним доходом до 300 грн;

² – забезпеченість лікарями, середнім медперсоналом (МСП) першого етапу на 10 000 с.м.;

³ – кількість спеціальностей без жодного спеціаліста (0)

У таблиці 2 наведені оцінки достовірності окремих компонентів ефекту медико-соціального середовища на просторовий розподіл ризиків інвалідизації. Як видно з даних таблиці, кожна з окремих компонент ефекту медико-соціальних факторів на просторовий розподіл ризиків інвалідизації справляє високо достовірний модифікуючий вплив. Так, **рівень безробіття** суттєво модифікує просторовий розподіл ризиків інвалідизації, відповідний $F(1; 7110)=16887$ з $p < 0,0001$. Ефект **бідності** теж високо достовірний, відповідний $F(1; 7110)=33437$ з $p < 0,0001$. Дещо меншу, проте високу достовірність, мають ефекти **забезпеченості лікарями, середнім медперсоналом** (МСП) першого етапу (на 10 000 с.м.) – $F(1; 7110)=1409$ та $F(1; 7110)=274$ з $p < 0,0001$. **Рівень екстреної госпіталізації** чинить найбільш потужний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації – $F(1; 7110)=41783$ з $p < 0,0001$. **Кількість спеціальностей без жодного спеціаліста** також здійснює суттєвий про-

сторовий ефект – $F(1; 7110)=595$ з $p < 0,0001$. Слід зазначити, що ми проаналізували й інші фактори медико-соціального середовища, проте вони не мали таких виразних ефектів на географічний розподіл ризиків інвалідизації.

Отримані регресорні оцінки впливу обраних медико-соціальних коваріат свідчать (табл. 3), що кожна з коваріат проявляла достовірний (усі $p < 0,0001$) специфічний вплив (df тесту=7110). Вищі рівні безробіття, бідності, забезпеченості медичним персоналом модулюють менші рівні інвалідизації. Водночас вищі рівні екстреної госпіталізації та кількості спеціальностей, не забезпечених жодним спеціалістом, модулюють вищі рівні інвалідизації. Те, що загальний вплив комплексу медико-соціальних факторів на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ є високо достовірним з $p < 0,0001$, поряд з даними таблиці 3 вказує на нерівномірність розподілу обраних медико-соціальних коваріат на території Житомирської області.

Таблиця 3. Регресорні оцінки впливу обраних медико-соціальних коваріат на просторовий розподіл ризиків інвалідизації

Ефект	Ефект	Похибка	t	Pr > t
Рівень безробіття	-0.1386	0.0008	173	<.0001
Бідність	-0.2417	0.0012	197	<.0001
Забезпеченість лікарями	-0.0247	0.0005	45	<.0001
Забезпеченість МСП	-0.0013	0.0001	10	<.0001
Рівень екстреної госпіталізації	0.1320	0.0006	205	<.0001
Спеціальності (0)	0.0142	0.0006	24	<.0001

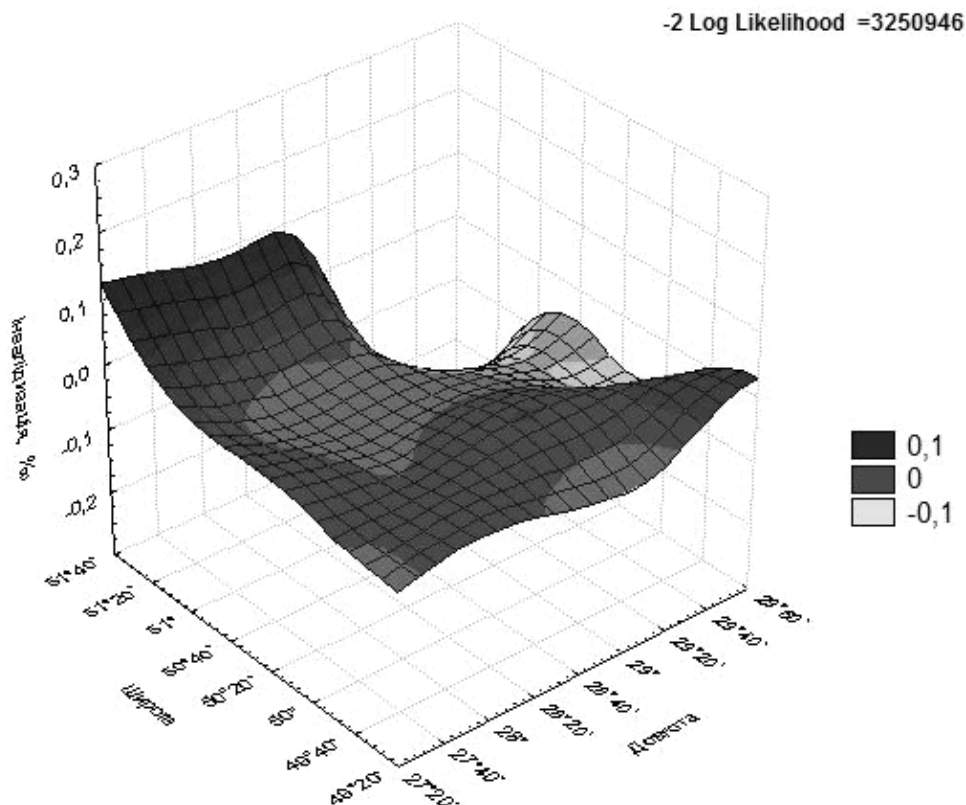


Рис 4. Територіальні закономірності інвалідизації ССЗ після виключення ефектів медико-соціального середовища

Після демаскування ефекту медико-соціального середовища територіальний розподіл ризиків інвалідизації знову суттєво змінився (рис. 4). Поверхня стала рівнішою за рахунок зменшення усіх піків, з практичною ліквідацією східного і південного піків. Із діапазону ризиків інвалідизації видно, що вони демонструють більш гомогенний територіальний розподіл, що й слід було очікувати. Підтверджується гіпотеза, що географічна нерівномірність медико-соціального середовища на території Житомирщини модулює географічні розбіжності ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ. Про це ж говорить і менше від APC+Населення моделі значення від'ємного подвоєного логарифму функції правдоподібності (-2 Log Likelihood =3250946).

Висновки

1. Вплив комплексу медико-соціального факторів середовища на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ є високо достовірним ($p < 0,0001$).

2. Після демаскування ефектів медико-соціального факторів середовища територіальний розподіл ризиків інвалідизації суттєво змінився. Високовпливові фактори медико-соціального середовища внаслідок нерівномірності розподілу по населених пунктах Житомирщини підсилювали територіальні розбіжності ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ.

3. Кожний розглянутий фактор справляє високодостовірний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації. Серед найбільш впливових соціальних факторів – рівень безробіття та бідність ($p < 0,0001$).

4. Дещо меншу, проте високу, достовірність мають фактори медичного середовища, а саме ефекти забезпеченості лікарями, середнім медперсоналом першого етапу – $F(1; 7110)=1409$ та $F(1; 7110)=274$; $p < 0,0001$. Рівень екстреної госпіталізації чинить найбільш потужний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації – $F(1; 7110)=41783$; $p < 0,0001$. Кількість спеціальностей без жодного спеціаліста також має суттєвий просторовий ефект – $F(1; 7110)=595$; $p < 0,0001$.

5. Спостерігаються два основні пікові регіони інвалідизації – північний і східний. Піки утворені районами, які мали максимальний парціальний ефект на підвищення ризиків: Малинський, Народицький, і Овруцький. Водночас Коростенський, Володар-Волинський і Черняхівський райони вирізнялись мінімальним парціальним ефектом на ризики інвалідизації.

Перспективи подальших досліджень полягають у вивченні впливу комплексу медико-соціальних факторів середовища на географічний розподіл ризиків інвалідизації щодо окремих нозологій серцево-судинної патології.

Список літератури

1. *Аналіз інвалідизації внаслідок серцево-судинних хвороб за АРС конструкцією на основі стріп-спліт-плот дизайну* / В. П. Клименюк, О. О. Галаченко, О. М. Очередыко, І. Ю. Андрієвський // Східноєвроп. журн. громадського здоров'я. – 2012. – № 2–3 (18–19). – С. 155–163.
2. *Congdon P. D. Applied Bayesian Hierarchical Methods*. Chapman and Hall/CRC / P. D. Congdon. – 2010. – 604 p.
3. *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 Method*. – 2000. – Vol. 29. – P. 263–278.
4. *Global epidemiology of sickle haemoglobin in neonates: a contemporary geostatistical model-based map and population estimates* / F. B. Piel, A. P. Patil, R. E. Howes [et al.] // *Lancet*. – 2013. – Vol. 381. – P. 142–151.
5. *Hu Z. Linking stroke mortality with air pollution, income, and greenness in northwest Florida: an ecological geographical study* / Z. Hu, J. Liebens, 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 county level ecological study using satellite aerosol data* / Z. Hu, K. R. Rao. // *Environmental Health*. – 2009. – Vol.8. – P. 26.
7. *Individual social class, area based deprivation, cardiovascular disease risk factors, and mortality: the Renfrew and Paisley Study* / G. D. Smith, C. Hart, G. Watt [et al.] // *J. Epidemiol Community Health*. – 1998. – Vol. 52. – P. 399–405.
8. *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 // *J. Epidemiol Community Health*. – 2002. – Vol. 56. – P. 29–35.
9. *Linde A. Spatial-Temporal Analysis of Mortality Using Splines* / A. Linde, K.-H. Witzko, K.-H. Jockel // *Biometrics*. – 1995. – Vol. 51, № 4 (Dec.). – P. 1352–1360.
10. *Murray M. Finkelstein Environmental inequality and circulatory disease mortality gradients* / M. Finkelstein Murray, Jerrett Michael, R. Sears Malcolm // *J. Epidemiol Community Health*. – 2005. – Vol. 59. – P. 481–487.
11. *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. M. Finucane, J. K. Lin [et al.] // *Lancet*. – 2011. – Vol. 6736. – P. 62033–62036.
12. *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. – Vol. 159. – P. 655–662.
13. *Roux Diez A. V. Residential environments and cardiovascular risk* / Diez A. V. Roux // *J. Urban Health*. – 2003. – Vol. 80. – P. 569–89.
14. *SAS for Mixed Models, Second Edition*. / Russel C. Littell, C. Ramon, George A. Milliken [et al.] // Cary, NC: SAS Institute Inc. – 2006.

ГЕОСТАТИСТИЧЕСКИЙ АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ МЕДИКО-СОЦИАЛЬНОЙ СРЕДЫ НА ГЕОГРАФИЧЕСКОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РИСКОВ ИНВАЛИДИЗАЦИИ В РЕЗУЛЬТАТЕ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ НА ТЕРРИТОРИИ ЖИТОМИРСКОЙ ОБЛАСТИ

В.П. Клименюк (Винница)

Изучены процессы инвалидизации вследствие патологии сердечно-сосудистой системы населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999-2008 гг. на основе стрип-сплит-плот-дизайна. Анализ данных произведен на основе иерархической нелинейной микст-модели с пространственной матрицей ковариаций. Доказано, что влиятельные факторы медико-социальной среды вследствие неравномерности географического распределения усиливали территориальные вариации рисков инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: геостатистический анализ, инвалидизация, сердечно-сосудистые заболевания, медико-социальная среда.

GEOSTATISTICAL ANALYSIS OF INFLUENCE OF MEDICAL AND SOCIAL ENVIRONMENT ON GEOGRAPHICAL DISTRIBUTION OF DISABILITY RISKS FROM CARDIOVASCULAR DISEASES ON THE TERRITORY OF ZHYTOMYR REGION

V.P. Klymenyuk (Vinnytsia)

The local regularities of disability incidence due to cardiovascular diseases in Zhitomirsk oblast over 1999-2008 by strip-split-plot design have been investigated. By geostatistical mixed model we revealed the irregularities in disability distributions by determinants of social and medical environment. Data analysis exploited hierarchical nonlinear mixed model. Results bear witness to enhanced local heterogeneity in disability rates due to irregularity in distribution of social and economic determinants. Unemployment rate and poverty level appeared to be the most powerful drivers rendering significant modification to geographical distribution of CD-related disability rates.

KEY WORDS: geostatistical analysis, disability, cardiovascular diseases, medico-social environment.

Рукопис надійшов у редакцію 05.11.2013
Рецензент: к.мед.н., доц. Н.О. Теренда