

УДК: 616.1:616-036.86:001.8:913

В.П. КЛИМЕНЮК, О.М. ОЧЕРЕДЬКО

АНАЛІЗ ВПЛИВУ АРС-ФАКТОРІВ НА ГЕОГРАФІЧНИЙ РОЗПОДІЛ РИЗИКІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова, Україна

Мета: вивчення процесів інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань (ССЗ) населення Житомирської області.

Матеріали і методи. Здійснено популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідизації за АРС-конструкцією на основі стріп-спліт-плот-дизайну. Аналіз проводився з використанням рандомізованих ефектів. У дослідження включена уся популяція Житомирської області, розглянуті усі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ в даній популяції протягом 1999–2008 років. Аналіз даних проведено на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі.

Результати. Встановлено, що кожна з компонент ефекту АРС-факторів чинить високодостовірний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації. У Житомирській області спостерігаються два основні пікові регіони інвалідизації внаслідок ССЗ – північний і східний.

Висновки. Доведено, що впливові АРС-фактори, внаслідок нерівномірності географічного розподілу, посилювали територіальні варіації ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: інвалідизація, серцево-судинні захворювання, АРС-фактори, географічна модель.

Інвалідизація внаслідок серцево-судинних захворювань (ССЗ) привертає особливу увагу економістів, політологів, демографів, організаторів охорони здоров'я внаслідок високих економічних витрат суспільства, падіння тривалості та якості життя населення [4;6;7]. Вивчення процесів інвалідизації допомагає знайти важелі запобігання ризику та відновлення працездатності. Проте популяційні дослідження утруднені внаслідок змішувального впливу АРС-факторів (вік, період, когорта). Це перше в Європі і країнах СНД популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідизації, проведене за АРС-конструкцією на основі стріп-спліт-плот-дизайну. Аналіз проводився з використанням рандомізованих ефектів.

Матеріали і методи. У дослідження включена уся популяція Житомирської області, розглянуті усі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ в даній популяції протягом 1999–2008 років.

Дизайн дослідження. Основу дизайну складає АРС-конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком. Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження включило 11 когорт за часом народження до 1940 року, яка охоплювала осіб, що 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 (табл. 1). Когорта є важливою експериментальною одиницею спостереження,

оскільки ототожнює унікальну комбінацію історико-соціальних подій, кумуляцію послідовних експозицій, які зазнали протягом життя представники когорти [5]. Іншим важливим АРС-фактором є час, в якому розгортається життя представників когорти. Вік, як третій фактор АРС-конструкції, визначений дизайном як коваріата, притаманна мешканцю як мікроодиниці спостереження. Район утворює популяційну одиницю спостереження і, поряд з когортою та роком дослідження, є складовою першого ступеня моделі. Визначальними змінними географічної моделі є географічні координати населених пунктів.

Аналіз даних

Географічна модель передбачає вивчення територіальних закономірностей генерування процесів. Головним завданням моделювання є відтворення просторової кореляції рівнів. Примітивна модель виглядає як:

$$Y_i = \mu + e_i \quad (1)$$

де Y_i – i обстеження з середнім μ , e_i – відповідно його помилка.

Просторова кореляція визначається як:

$$\begin{aligned} \text{Var}[e_i] &= \sigma_i^2 \\ \text{Cov}[e_i, e_j] &= \sigma_{ij} \end{aligned} \quad (2)$$

Типово коваріація є функцією відстані між географічними положеннями s_i і s_j , тобто

$$\text{Cov}[e_i, e_j] = \sigma^2 [f(d_{ij})] \quad (3)$$

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

де функцію відстані (d_{ij}) між географічними положеннями s_i і s_j позначено як $f(d_{ij})$. Модель, для якої значення $f(d_{ij})$ однакові для всіх пар обстежень з однаковою відстанню d_{ij} , називають стаціонарною другого порядку. Крім того, якщо значення $f(d_{ij})$ не залежать від напрямку, коваріаційна структура моделі вважається ізотропною.

В нашому дослідженні ми використали три функції відстані (d_{ij}) між географічними положеннями s_i і s_j , а саме:

1. Сферичну:

$$f(d_{ij}) = \left[1 - 1.5 \left(\frac{d_{ij}}{\rho} \right) + 0.5 \left(\frac{d_{ij}}{\rho} \right)^3 \right] \bullet 1\{d_{ij} < \rho\} \quad (4)$$

2. Експоненційну:

$$f(d_{ij}) = \exp\left(-\frac{d_{ij}}{\rho}\right) \quad (5)$$

3. Гауса:

$$f(d_{ij}) = \exp\left(-\frac{d_{ij}^2}{\rho^2}\right) \quad (6)$$

Функція $1\{d_{ij} < \rho\}$ вжита для сферичної моделі як індикаторна, що приймає значення 1 за умови $d_{ij} < \rho$ і значення 0 у протилежному випадку. Ми застосували три функції для перевірки робастності висновків моделювання, оскільки апріорна інформація щодо специфікації функції у нашому, як і у більшості прикладних випадків, відсутня. Із трьох функцій коваріаційна модель Гауса передбачає надмірну безперервність процесу і можливість просторових кореляцій навіть за великих відстаней d_{ij} .

Периметр просторового процесу є відстанню h між локалізаціями процесу, поза якою зникає просторова кореляція. Тобто далеко розміщені

локалізації процесу втрачають між собою зв'язок. Для деяких просторових коваріаційних моделей (експоненційна, Гауса) коваріації досягають нуля лише за дуже великих відстаней в асимптоті. Для таких випадків вводиться поняття практичного периметру (*practical range*), який визначено як відстань між локалізаціями процесу, поза якою просторова кореляція падає до 5%. Лише для сферичної функції параметр ρ відповідає практичному периметру процесу. Для експоненційної моделі практичний периметр визначається як $3 \cdot \rho$; для моделі Гауса – як $\sqrt{e} \cdot \rho$.

Особливістю ситуації, що підлягає вивченню, є анізотропність. Так, просторова кореляція ризиків інвалідизації може залежати від екологічних шкідливостей, просторовий розподіл рівнів яких проявляє виразну анізотропність, зокрема через поширення по річкам, повітряним, селєвим потокам, вздовж підшви пласту. Суттєву роль щодо анізотропного характеру просторових зв'язків ризиків інвалідизації відіграє демографічний рух населення – міграції, які зазвичай мають векторний характер, а також розміщення населених пунктів вздовж річок. Все це вказує на необхідність врахування анізотропності при просторовому моделюванні. У анізотропній функції $f(d_{ij})$ просторові коваріати залежать від напрямку, не лише від відстані між локалізаціями процесу. Відповідно контури просторової кореляції не є сферичними. Як найпростіший варіант, вони можуть бути еліпсоїдними. Останній досягається через обертання системи координат і застосуванням компресії чи витягування координат в напрямку головної осі еліпса.

Визначення периметра, сили і нагет-ефекту здійснювалось на основі семіваріограми, яка є виміром просторової дисперсності залежно від просторової відстані між одиницями спостереження. Після оцінки значень емпіричної семіваріо-

грами оцінюються значення коваріаційної просторової моделі. Як правило, для цього використовують нелінійний метод моментів. Ми використали метод, який забезпечує більш ефективні оцінки параметрів коваріаційної матриці, – метод максимальної вірогідності.

Результати дослідження та їх обговорення. Оригінальні дані щодо ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у Житомирській області показують, що їх розподіл далекий від рівномірного (рис. 1). Простежуються три підвищення ризиків (за висотою піків): на півночі області (починаючи з широти 51° і більше в межах довготи 27°20'–29°), на півдні (до широти 50°40' в межах довготи 27°40'–29°40') і на сході (в межах широти 50°20'–51°00' і довготи від 29°30' і більше).

Географічні координати районів Житомирської області наведені в таблиці 2. Для уможли-

лення побудови семіваріограми, знаходження параметрів матриць C і C_0 (ф. 17), збільшення точності кригінгу ми доповнили ці дані географічними координатами райцентрів, СМТ, а також 5-10 сіл з кожного району, зважаючи на розселення.

З рис. 1 видно, що 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'). Східний пік охоплює райони: Брусилівський (широта 50°2', довгота 29°3'), Малинський (широта 50°5', довгота 29°3').

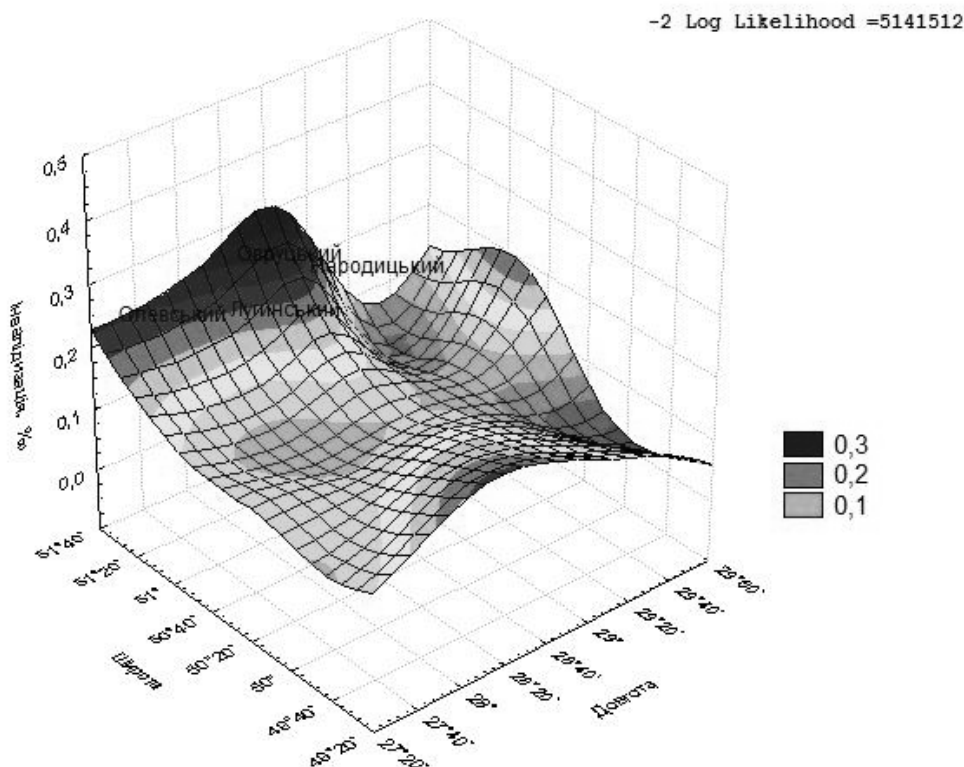


Рис 1. Територіальні закономірності інвалідації ССЗ (Житомирська обл.)

Інтерпретація просторових даних здійснюється через поступове зняття з оригінального географічного розподілу рівнів процесу трендових ефектів, які видозмінюють ризики інвалідації. При цьому аналізують достовірність зміни просторового розподілу ризиків. Якщо зміна достовірна, роблять висновок 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 інвалідації. Після чого знову аналізують достовірність зміни просторового

розподілу інвалідації і т.д. до досягнення рівномірного розподілу. Процедура схожа на поступове очищення капусти до серцевини. Кожний листок/шар являє собою ефект певного фактора (групи факторів).

Слід зробити зауваження щодо досягнення рівномірного розподілу остаточних рівнів процесу (залишкових ризиків інвалідації у нашій ситуації). Про рівномірність йдеться у тому сенсі, що виконується умова стаціонарності просторового розподілу другого порядку. Тобто остаточні рівні інвалідації варіюють випадково навколо загального середнього рівня. Локальні збурення (піки,

Таблиця 2. Географічні координати районів Житомирської області

Район	Широта		Довгота	
	градуси	хвилини	градуси	хвилини
1- Андрушівський	50	2	29	1
2- Баранівський	50	18	27	39
3-Бердичівський	49	54	28	34
4- Брусилівський	50	16	29	33
5-м.Бердичів	49	54	28	34
6-Володарськ-Волинський	50	36	28	27
7-Смільчинський	50	52	27	50
8-м.Житомир	50	15	28	39
9- Житомирський	50	15	28	39
10-м.Коростень	50	57	28	39
11- Коростенський	50	57	28	39
12- Коростишівський	50	19	29	5
13- Лугинський*	51	5	28	22
14- Любарський	49	55	27	47
15- Малинський	50	47	29	32
16-Народицький *	51	13	29	6
17- Новоград-Волинський	50	35	27	38
18- Овруцький*	51	19	28	50
19-Олевський*	51	13	27	39
20- Попільнянський	49	57	29	27
21- Радомишльський	50	31	29	14
22- Романівський	50	9	27	57
23- Ружинський	49	43	29	13
24-Червоноармійський	50	27	28	13
25- Черняхівський	50	28	28	38
26- Чуднівський	50	4	28	7

падіння) обов'язково присутні, проте без чіткої моделі. Якщо видалені усі тренди, що постулюються гіпотезою, і немає ґрунтовних підстав вважати нерозглянуті групи факторів як важливі, не треба домагатися уніформності просторового розподілу, тим більше, що такі спроби не завершуються бажано – місцеві збурення стійкі і навіть можуть зростати. Доцільно керуватись зміною функції правдоподібності – її послідовні несуттєві зміни при спробах відсіяти додаткові ефекти вказують на досягнення стаціонарності другого порядку. Іншим критерієм, який передбачений стаціонарністю, є однаковість коваріацій (значень $S(h)$) за однакових відстаней h незалежно від конкретних локалізацій. Зазвичай немає ґрунтовних підстав сумніватися у виконанні цього критерію, тому у більшості геостатистичних досліджень він не перевірявся. Тим більше немає підстав до сумніву у нашій ситуації, де модель генерації просторових кореляцій явно стохастична.

Перш за все належить бачити різницю між впливом APC-факторів на ризик інвалідації і впливом APC-факторів на географічний розподіл

ризиків інвалідації. Навіть за суттєвого впливу APC-факторів на ризик інвалідації вони можуть несуттєво модифікувати географічний розподіл ризиків інвалідації. Це можливо за однакового складу населення за APC-факторами в різних географічних локалізаціях. За таких умов при виключенні ефекту APC-факторів може змінитись загальний рівень ризику, проте модель географічного розподілу зміниться несуттєво.

Шелл-модель. Демаскування здійснювалось шляхом включення ефектів за участю APC-факторів до нульової (шелл) моделі. Усі ефекти вводились в модель як фіксовані. Це робилось для збереження однакової структури матриці коваріаційної моделі. Шелл-модель включала лише коваріаційні складові, обумовлені дизайном дослідження, причому лише ті, які не включали APC-фактори, кількість населення, показники медико-соціального розвитку. Адже лише за таких умов функція правдоподібності порівнянна для послідовних моделей. Райони як рандомізовані ефекти включені в коваріаційну композицію шелл-моделі. Практично шелл-модель повністю відображує

оригінальний географічний розподіл ризиків інвалідації внаслідок ССЗ. Від'ємний подвоєний логарифм функції правдоподібності (-2 Log Likelihood) нульової моделі показано на рис. 1. Він становить 5141512.

Таким чином, включення до шелл-моделі компонент, пов'язаних з APC-факторами ефектів як фіксованих при збереженні коваріаційної структури, дозволяє статистично оцінити достовірність відмінностей географічного розподілу ризиків інвалідації. Ці відмінності логічно інтерпретуються як результат модифікуючої дії APC-факторів на просторовий розподіл ризиків.

Оскільки пов'язані з APC-факторами ефекти гетерогенні на крос-класифікаціях статі і місця проживання, ми включили ці фактори та їх комбінований ефект у модель для врахування їх змішувального впливу. Тобто ми фактично провели попередньо пряму стандартизацію. Результати наведені в табл. 3-7. Модель біноміальна з лінк-функцією логіт. Метод оцінки максимальної правдоподібності (ML), техніка оптимізації Ньютона-Рафсона (Newton-Raphson). Вид моделі і логіт функції продиктовані природою залежної змінної – ризику інвалідації. З таблиці 3 випливає, що від'ємний подвоєний логарифм функції правдоподібності (-2 Log Likelihood) дорівнює 3518939. Кількість додаткових параметрів APC-моделі порівняно з шелл-моделлю становить 24 (10 + 9 + 1 + 1 = 21) з колонки df1 табл. 3 плюс кількість df1 для статі 1, місця проживання 1, крос-класифікації статі і місця проживання 1 (всього 21 + 3 = 24). За однаковості коваріаційної структури шелл-моделі і APC-моделі різниця подвоєних логарифмів функцій правдоподібності двох моделей має апроксимаційний розподіл χ^2 -квадрат з кількістю ступенів свободи (df), що дорівнює кількості додаткових параметрів APC-моделі порівняно з шелл-моделлю, а саме 24. Знаходимо різницю $D(2 \text{ Log Likelihood}) = (2 \text{ Log Likelihood}_{\text{шелл}} - 2 \text{ Log Likelihood}_{\text{APC}} = 5141512 - 3518939 = 1622573)$. З таблиць розподілу χ^2 -квадрат отримуємо, що $S(24)$ на центилі 99,9% дорівнює 42,98. Отримане значення $D(2 \text{ Log Likelihood})$ явно перевищує 43. Тобто вплив комплексу APC-факторів на географічний розподіл ризиків інвалідації внаслідок ССЗ є високодостовірним з $p < 0,0001$.

Таблиця 3. Інформаційні показники якості моделі

I	
-2 Log Likelihood	3518939
AIC	3518989
BIC	3519161
HQIC	3519049

У табл. 3 наведені оцінки достовірності окремих компонент ефекту APC-факторів на просторовий розподіл ризиків інвалідації.

Вжитий I тип розкладу дисперсій відрізняється від інших типів розкладу тим, що розклад дисперсій залежить від порядку введення ефектів у модель. Суть у тому, що при спільній дисперсії двох ефектів остання приписується першому по порядку ефекту, збільшуючи його розмір. Спочатку дисперсії приписуються головним ефектам (в порядку їх входження до моделі), потім ефектам другого порядку (теж за порядком входження), третього і т.д. Використання типу I розкладу дисперсій забезпечує концептуальну послідовність демаскування просторових закономірностей ризиків інвалідації черговими групами факторів. Як кожна наступна модель є вкладеною, так і, відповідно, дисперсії є вкладеними за типом I розкладу. Кожна наступна група факторів оперує з остаточними дисперсіями залишків попередньої моделі.

Як видно з даних табл. 4, кожна з окремих компонент ефекту APC-факторів справляє високодостовірний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідації. Так, ефект когорт є високодостовірний, відповідний $F(10; 7117) = 63875$ з $p < 0,0001$. Ефект року теж високодостовірний, відповідний $F(9; 7117) = 25849$ з $p < 0,0001$. Ще достовірніший ефект віку – $F(1; 7117) = 82087$ з $p < 0,0001$. Цікаво, що квадратичний ефект віку чинить найбільш потужний з APC-ефектів модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідації – $F(1; 7117) = 115548$ з $p < 0,0001$.

Детальніший розгляд впливу окремих категорій APC-факторів показав (табл. 5), що кожна з когорт проявляла достовірний (усі $p < 0,0001$) специфічний вплив (df тесту = 7117). За базову взято наймолодшу когарту, представники якої народилися після 1985 року. Ефект когорт відносно базової монотонно збільшувався: від -4,10 у когорті народжених до 1940 року до -0,41 у когорті народжених в періоді 1981–1985 років. Це повністю підтверджує результати попередніх досліджень [2].

Дослідження ефектів динамічної зміни просторового розподілу ризиків інвалідації за роками спостереження показало (табл. 6), що кожний рік мав достовірний (усі $p < 0,0001$) специфічний вплив (df тесту = 7117). За базовий взято 2008 рік. Ефект окремих років відносно базового з невеликими варіаціями спадав від 0,99 у 2000 р. до -0,06 у 2007 році. Це погоджується з результатами APC-досліджень [1].

Оскільки вік розглядався як безперервна змінна, оцінка впливу його градацій є коваріативним ефектом, тобто забезпечується регресійним коефіцієнтом (табл. 7). Позитивне значення коефіцієнта (0,45) показує, що з віком ризик інвалідації достовірно ($p < 0,0001$) зростає. Проте цікавим є високодостовірний від'ємний коефіцієнт (-0,004) коваріати другого порядку (вік*вік). Саме

Таблиця 4. Достовірність окремих компонент ефекту APC-факторів на просторовий розподіл ризиків інвалідації (тип I розкладу дисперсій)

Ефект	df1	df2	F	Pr > F
Когорта	10	7117	63875	<.0001
Рік	9	7117	25849	<.0001
Вік	1	7117	82087	<.0001
Вік*Вік	1	7117	115548	<.0001

Таблиця 5. Вплив когорт за роками народження на просторовий розподіл ризиків інвалідації

Когорта	Ефект	Похибка	t	Pr> t
До 1940	-4.10	0.037	110	<.0001
1941-1945	-3.41	0.033	104	<.0001
1946-1950	-3.37	0.029	114	<.0001
1951-1955	-2.47	0.026	94	<.0001
1956-1960	-2.23	0.023	96	<.0001
1961-1965	-1.69	0.020	83	<.0001
1966-1970	-1.31	0.017	76	<.0001
1971-1975	-0.85	0.015	59	<.0001
1976-1980	-0.56	0.012	47	<.0001
1981-1985	-0.41	0.011	38	<.0001
Після 1985	0	.	.	.

Таблиця 6. Ефекти динамічної зміни просторового розподілу ризиків інвалідації за роками спостереження

Рік	Ефект	Похибка	t	Pr> t
1999	0.62	0.011	57	<.0001
2000	0.99	0.011	93	<.0001
2001	0.62	0.009	72	<.0001
2002	0.72	0.008	84	<.0001
2003	0.66	0.007	95	<.0001
2004	-0.52	0.006	85	<.0001
2005	0.21	0.006	38	<.0001
2006	0.28	0.006	50	<.0001
2007	-0.06	0.005	12	<.0001

наявність від'ємного квадратичного ефекту пояснює параболічний характер кривої розподілу ризику інвалідації за віком з наявністю пікових значень у віковій групі 51–55 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці [3].

Після демаскування ефектів APC-факторів територіальний розподіл ризиків інвалідації суттєво змінився, хоча модель поверхні відтворює попередню (рис. 2). Із діапазону ризиків інвалідації видно, що вони демонструють більш

гомогенний територіальний розподіл, що було очікуваним. Адже високовпливові APC-фактори, внаслідок нерівномірності розподілу за населеними пунктами Житомирщини, підсилювали територіальні розбіжності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ. Про це саме говорить і менше від шелл-моделі значення від'ємного подвоєного логарифму функції правдоподібності ($-2 \text{ Log Likelihood} = 3518939$).

Таблиця 7. Коваріативні ефекти віку на просторовий розподіл ризиків інвалідації

Показник	Ефект	Похибка	t	Pr > t
Вік	0.45	0.00112	394	<.0001
Вік*Вік	-0.004	0.00001	339	<.0001

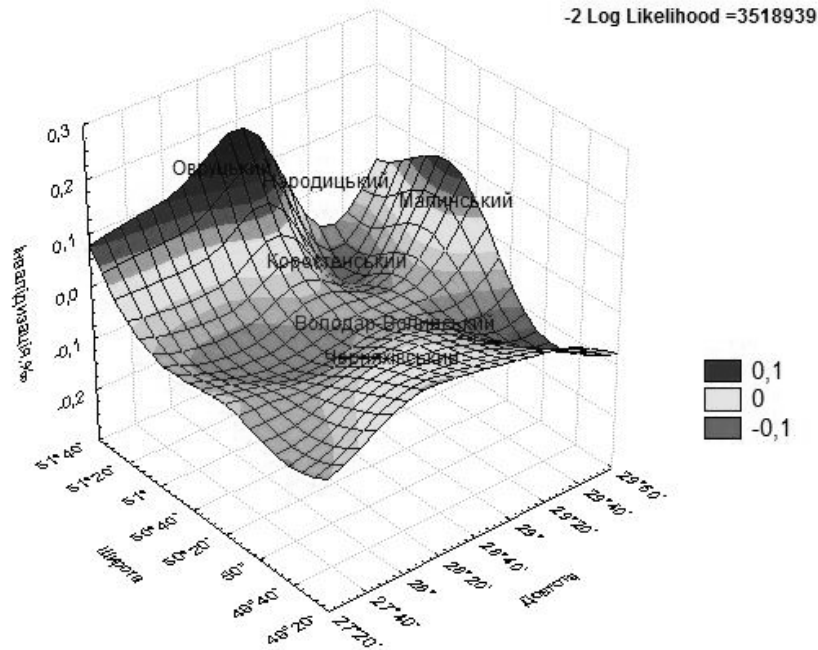


Рис 2. Територіальні закономірності інвалідизації ССЗ після виключення ефектів АРС-факторів (Житомирська обл.)

Спостерігаються два основні пікові регіони інвалідизації: північний і східний. На поверхні розміщені райони, які мали максимальний парціальний ефект на підвищення ризиків: Малинський, Народицький і Овруцький. Усі вони належать до пікових регіонів. Водночас Коростенський, Володар-Волинський і Черняхівський райони відрізнялись мінімальним парціальним ефектом на ризики інвалідизації. З рис. 2 видно, що вони розміщуються на конфлюенції хребтів спадіння ризиків.

Висновки

1. Вплив комплексу АРС-факторів на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ є високодостовірним з $p < 0,0001$.
2. Після демаскування ефектів АРС-факторів територіальний розподіл ризиків інвалідизації суттєво змінився. Високовпливові АРС-фактори, внаслідок нерівномірності розподілу за населеними пунктами Житомирщини, підсилювали територіальні розбіжності ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ.
3. Кожна з окремих компонент ефекту АРС-факторів чинить високодостовірний модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації. Ефект когорти є високодостовірний, відповідний $F(10; 7117) = 63875$ з $p < 0,0001$. Ефект року теж високодостовірний, відповідний

$F(9; 7117) = 25849$ з $p < 0,0001$. Ще достовірніший ефект віку – $F(1; 7117) = 82087$ з $p < 0,0001$. Квадратичний ефект віку чинить найбільш потужний з АРС-ефектів модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідизації – $F(1; 7117) = 115548$ з $p < 0,0001$. Ефект когорт відносно базової монотонно збільшувався від -4,10 у когорти народжених до 1940 року до -0,41 у когорти народжених в періоді 1981–1985 років. Ефект окремих років відносно базового (2008) з невеликими варіаціями спадав від 0,99 у 2000 р. до -0,06 у 2007 році.

4. З віком ризик інвалідизації достовірно ($p < 0,0001$) зростає. Наявність від'ємного квадратичного ефекту пояснює параболічний характер кривої розподілу ризику інвалідизації за віком з наявністю пікових значень у віковій групі 51–55 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці.

5. Спостерігаються два основні пікові регіони інвалідизації: північний і східний. На поверхні розміщені райони, які мали максимальний парціальний ефект на підвищення ризиків: Малинський, Народицький і Овруцький. Усі вони належать до пікових регіонів. Водночас Коростенський, Володар-Волинський і Черняхівський відрізнялись мінімальним парціальним ефектом на ризики інвалідизації.

Список літератури

1. Аналіз інвалідизації внаслідок серцево-судинних хвороб за АРС конструкцією на основі стріп-спліт-плот дизайну / Клименюк В. П., Галаченко О. О., Очередыко О. М., Андрієвський І. Ю. // Східноєвроп. журн. громадського здоров'я. – 2012. – № 2-3 (18-19). – С. 155–163.
2. Клименюк В. П. Вивчення інвалідизації внаслідок серцево-судинних хвороб на основі когорт за народженням / В. П. Клименюк // Східноєвроп журн. громадського здоров'я : матеріали Міжнародної наук.-практ. конф., присвяченої Всесвітньому дню здоров'я. – 2013. – № 1 (21). – С. 155–156.

3. Клименюк В. П. Дослідження історичних трендів рівнів інвалідизації внаслідок інсультів з використанням APC-декомпозиції / В. П. Клименюк // Східноєвроп. журн. громадського здоров'я : матеріали Міжнародної наук.-практ. конф., присвяченої Всесвітньому дню здоров'я. – 2013. – №1 (21). – С. 63–71.
4. Носуліч Т. М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) : автореф. дис. ... к.мед.н. / Т. М. Носуліч. – К., 2008. – 21 с.
5. Fu W. J. Ridge Estimator in Singular Design with Application to Age-Period-Cohort Analysis of Disease Rates // Communications in Statistics – Theory and Method. – 2000. – Vol. 29. – P. 263–278.
6. Labour market policies and the public employment. Service (Prague Conference) (2001).
7. Transforming disability into ability: Policies to Promote Work and Income Security for Disabled People (2003).

АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ АРС-ФАКТОРОВ НА ГЕОГРАФИЧЕСКОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РИСКОВ ИНВАЛИДИЗАЦИИ ВСЛЕДСТВИЕ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ

В.П. Клименюк, А.Н. Очередыко

Винницкий национальный медицинский университет им. Н.И. Пирогова Украина

Цель: изучение процессов инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний (ССЗ) населения Житомирской области.

Материалы и методы. Проведено популяционное аналитическое исследование рисков инвалидизации по АРС-конструкции на основе стрип-сплит-плот-дизайна. Анализ проводился с использованием рандомизированных эффектов. В исследование включена вся популяция Житомирской области, рассмотрены все случаи инвалидизации вследствие ССЗ в данной популяции в течение 1999–2008 годов. Анализ данных проведен на основе иерархической нелинейной микст-модели.

Результаты. Установлено, что каждая из компонент эффекта АРС-факторов осуществляет высокодостоверное модифицирующее влияние на пространственное распределение рисков инвалидизации. В Житомирской области наблюдается два основных пиковых региона инвалидизации вследствие ССЗ – северный и восточный.

Выводы. Доказано, что влиятельные АРС-факторы, вследствие неравномерности географического распределения, усиливали территориальные вариации рисков инвалидизации вследствие ССЗ.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: инвалидизация, сердечно-сосудистые заболевания, АРС-факторы, географическая модель.

ANALYSIS OF ARS-FACTORS INFLUENCE ON GEOGRAPHICAL RISKS DISTRIBUTION OF DISABILITY FOR HEART DISEASES

V.P. Klimenyuk, O.M. Ocheredko

Vinnitsa National Medical University named after M.I. Pirogov, Ukraine

Purpose: Studying of disability processes from cardiovascular diseases (CVD) of the population of Zhytomyr region.

Materials and methods. It is carried out population-analytical study of disability risks by ARS-construction on basis of strip-split-plot design. The analysis was spent using randomized effects. All population of Zhytomyr region is included in research, all cases of disability due to CVD in the given population during 1999-2008 are considered. Data analysis is lead on the basis of hierarchical nonlinear mixed model.

Results. It is established that each of component of ARS-factors effect has highly reliable modifying effect on spatial distribution of disability risks. In Zhytomyr region there are two main observed peak areas of disability due to CVD-northern and east.

Conclusions. It is proved that influence of ARS-factors due to non-uniformity geographic distribution, strengthened territorial variations of disability risks due to CVD.

KEY WORDS: disability, cardiovascular diseases, ARS-factors, geographical model.

Рукопис надійшов до редакції 29.05.2014 р.

Відомості про автора:

Клименюк Володимир Петрович – к.мед.н., директор Вищого комунального навчального закладу «Бердичівський медичний коледж»; асистент кафедри соціальної гігієни та організації охорони здоров'я Вінницького національного медичного університету ім. М.І. Пирогова; тел.: (04143) 2-02-17.

Очередыко Олександр Миколайович – д.мед.н., завідувач кафедри соціальної медицини та організації охорони здоров'я Вінницького національного медичного університету ім. М.І. Пирогова; тел.: (0432) 56-28-89.