

Соціологічні дослідження

УДК 614.2:517.004.13:519.46(014)

В.П. Клименюк, О.М. Очердько

АНАЛІЗ ВПЛИВУ ФАКТОРІВ ВИЗРІВАННЯ КОГОРТ ЗА НАРОДЖЕННЯМ НА ГЕОГРАФІЧНИЙ РОЗПОДІЛ РИЗИКІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

Резюме. Вивчені процеси інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань (ССЗ) населення Житомирської області суцільним методом упродовж 1999-2008 рр. за дизайном стріп-спліт-плот. За допомогою географічної мікст-моделі ми підтримали гіпотезу гетерогенності розподілу ризиків інвалідизації за когортами, віковим групам і часовим періодам. Аналіз даних виконаний на основі ієрархічної нелінійної мікст-

моделі. Доведено, що впливові фактори визрівання когорт (ФВК), а саме вік, когорта за народженням, періоди часу внаслідок нерівномірності географічного розподілу посилювали територіальні варіації ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ.

Ключові слова: інвалідизація, серцево-судинні захворювання, когорти за народженням, географічна модель.

Вступ. 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]. 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.

Матеріал і методи. Включена вся популяція Житомирської області, розглянуті всі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ у даній популяції протягом 1999-2008 років.

Дизайн дослідження.

Основу дизайну складає АРС (age, period, cohort) – конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком. Опорною одиницею дослідження являється когорта за народженням. Дослідження охопило 11 когорт за часом народження до 1940 р., яка охоплювала осіб, що дожили до 1999 р. (перша когорта), і послідовно за п'ятирічними періодами народження («1941-45», «1946-50», ...) до наймолодшої когорти, представники якої народилися після 1985 р., 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 кова-

ріата, притаманна мешканцю як мікроодиниці спостереження. Район утворює популяційну одиницю спостереження і, разом із когортою та роком дослідження є складовою I 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:

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

де Y_i – i обстеження із середнім m , e_i – відповідно його похибка.

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

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

де функція 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.

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

Сферичну

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

Експоненційну

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

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 в нашому, як і в 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 уводиться поняття практичного периметра (*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 $\sqrt{3} \cdot \rho$.

Особливістю ситуації, що підлягає вивченню, є анізотропність. Так, просторова кореляція ризиків інвалідації може залежати від екологічних шкідливостей, просторовий розподіл рівнів яких проявляє виражену анізотропність, зокрема через поширення по річках, повітряних, селевих потоках, вздовж підшви шару. Суттєву роль щодо анізотропного характеру просторових зв'язків ризиків інвалідації відіграє демографічний рух населення – міграції, які, як правило, мають векторний характер, а також розміщення населених пунктів уздовж річок. Все це вказує на необхідність врахування анізотропності при просторовому моделюванні. В 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 у напрямку головної осі еліпса.

Визначення периметра, сили і нагет-ефекту здійснювалося на основі семіваріограми, яка є виміром просторової дисперсності залежно від просторової відстані між одиницями спостере-

ження. Після оцінки значень емпіричної семіваріограми оцінюються значення коваріаційної просторової моделі. Як правило, для цього використовують нелінійний метод моментів. Ми використали метод, який забезпечує більш ефективні оцінки параметрів коваріаційної матриці, а саме метод максимальної правдоподібності.

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

Географічні координати районів Житомирської області наведені в табл.2. Для уможливлення 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 із кожного району, зважаючи на розселення.

З рис.1 видно, що 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 $28^\circ 3'$). Східний пік охоплює райони: Брусилівський (широта $50^\circ 2'$, довгота $29^\circ 3'$), Малинський (широта $50^\circ 5'$, довгота $29^\circ 3'$).

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, приходять до висновку про суттєвий вплив ефекту (множини ефектів) на просторовий розподіл. На наступному кроці видаляється інший тренд (зумовлений 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 фактору (групи факторів).

Слід зробити зауваження щодо досягнення рівномірного розподілу остаточних рівнів процесу (залишкових ризиків інвалідації в нашій ситуації). Про рівномірність ідеться в тому сенсі, що виконується умова стаціонарності просторового розподілу другого порядку. Тобто, остаточні рівні інвалідації варіюють випадково навколо

Таблиця 1

Розподіл розміру когорт народження в розрізі років дослідження

Когорта	Роки											
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	Всього	
-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	

загального середнього рівня. Локальні взбурення (піки, падіння) обов'язково наявні, проте без чіткої моделі. Часто недосвідчені пошуковці вбачають у таких збуреннях (останні особливо часті на межах простору дослідження) закономірність і намагаються віднайти ті фактори, які стоять за такими локальними «хвилями». Здоровий глузд перш за все. Якщо видалені усі тренди, що постулюються гіпотезою, і нема ґрунтовних підстав вважати нерозглянуті групи факторів як важливі, не треба добиватись уніформності просторового розподілу, тим паче, що такі спроби не завершуються бажано – місцеві збурення стійкі і навіть можуть зростати. Доцільно керуватися 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 $C(h)$) за однакових відстаней h незалежно від конкретних локалізацій. Як правило, немає ґрунтовних підстав сумніватися у виконанні цього критерію. Тому в більшості геостатистичних досліджень він не перевірявся. Тим паче нема підстав до сумніву в нашій ситуації, де модель генерації просторових кореляцій явно стохастична.

Перш за все належить бачити різницю між впливом АРС-факторів на ризик інвалідації і впливом АРС-факторів на географічний розподіл ризиків інвалідації. Навіть за суттєвого впливу АРС-факторів на ризик інвалідації вони можуть несуттєво модифікувати географічний розподіл ризиків інвалідації. Це можливо за однакового складу населення за АРС- факторами в різних географічних локалізаціях. За таких умов при виключенні ефекту АРС-факторів може змінитися загальний рівень ризику, проте модель географічного розподілу зміниться несуттєво.

Шелл-модель. Демаскування здійснювалося шляхом включення ефектів за участю АРС-факторів до нульової (шелл) моделі. Усі ефекти вводились у модель як фіксовані. Це робилося для збереження однакової структури матриці коваріацій моделі. Шелл-модель включала

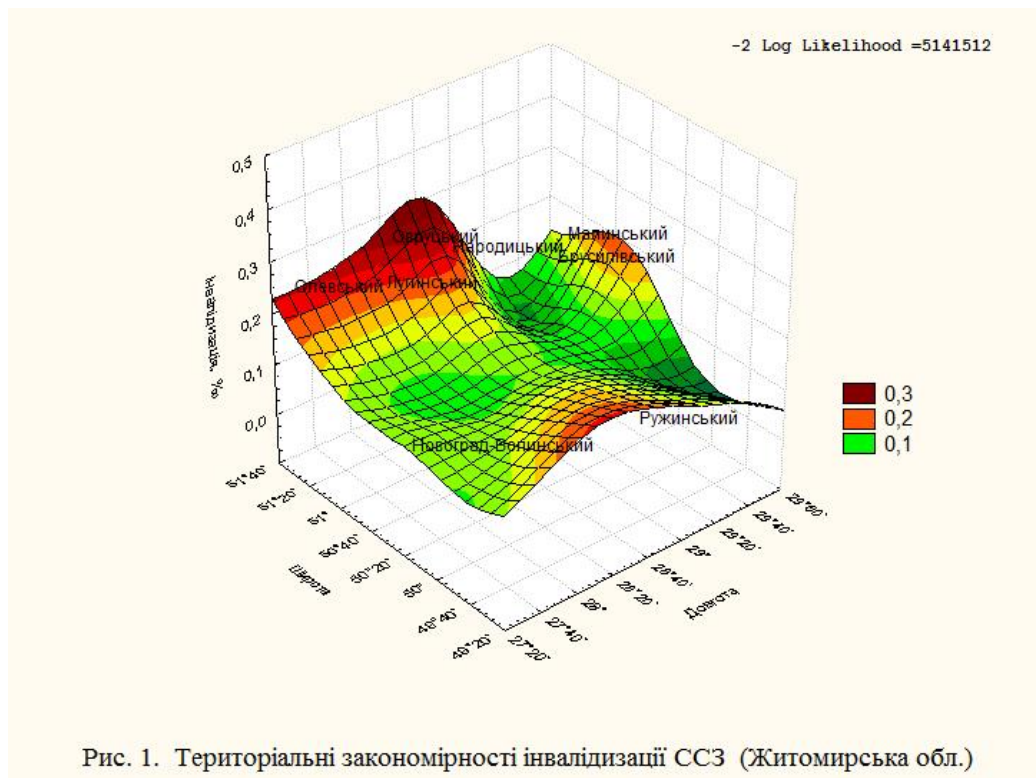


Рис. 1. Територіальні закономірності інвалідизації ССЗ (Житомирська обл.)

Таблиця 2

Географічні координати районів Житомирської області

№ п/п	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.	Ємільчинський	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

Таблиця 3

Інформаційні показники якості моделі

-2 Log Likelihood	3518939
AIC	3518989
BIC	3519161
HQIC	3519049

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

Когорти	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	.	.	.

лише коваріаційні складові, зумовлені дизайном дослідження, причому лише ті, які не включали APC-фактори, кількість населення, показники медико-соціального розвитку. Адже лише за таких умов функція правдоподібності зіставна для послідовних моделей. Райони як рандомізовані ефекти включені в коваріаційну композицію шелл-моделі. Практично шелл-модель повністю відображає 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 географічних розподілів 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 змі-

шувального 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. 4 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 апроксимативний розподіл хі-квадрат із 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

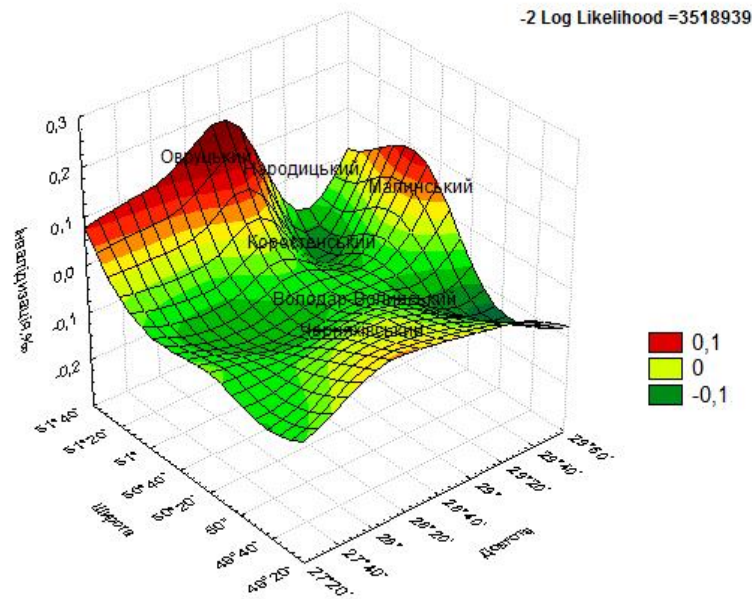


Рис. 2. Територіальні закономірності інвалідизації ССЗ після виключення ефектів АРС-факторів (Житомирська обл.)

Таблиця 6

Ефекти динамічної зміни просторового розподілу ризиків інвалідизації за роками спостереження

Роки	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

Таблиця 7

Коваріативні ефекти віку на просторовий розподіл ризиків інвалідизації

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

розподілу χ^2 -квадрат отримуємо, що $s^2(24)$ на центилі 99,9% дорівнює 42,98. Отримане значення $D(2 \text{ Log Likelihood})$ явно перевищує 43. Тобто вплив комплексу АРС-факторів на географічний розподіл ризиків інвалідизації внаслідок ССЗ є високо достовірним з $p < 0,0001$.

У табл. 4 наведені оцінки достовірності окремих компонент ефекту АРС-факторів на просторовий розподіл ризиків інвалідизації. Вжитий I тип розкладу дисперсій відрізняється від інших типів розкладу тим, що розклад дисперсій залежить від порядку уведення ефектів у модель. Суть у тому, що при спільній дисперсії двох ефектів остання

приписується першому за порядком ефекту, збільшуючи його розмір. Спочатку дисперсії приписуються головним ефектам (у 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 інвалідизації 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 на просторовий розподіл ризиків інвалідації справляє високо достовірний модифікуючий вплив. Так, ефект когорти є високо достовірний, відповідний $F(10; 7117) = 63875$ з $p < 0,0001$. Ефект року теж високо достовірний, відповідний $F(9; 7117) = 25849$ з $p < 0,0001$. Ще навіть більш достовірніший ефект віку – $F(1; 7117) = 82087$ з $p < 0,0001$. Цікаво, що квадратичний ефект віку справляє 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 когорту, представники якої народилися після 1985 року. Ефект когорт відносно базової монотонно збільшувався від -4,10 у когорти народжених до 1940 року до -0,41 у когорти народжених у 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 р. 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 високо достовірний від'ємний коефіцієнт (-0,004) коваріати другого порядку (вік*вік). Саме наявність від'ємного квадратичного ефекту пояснює параболічний характер кривої розподілу ризику інвалідації за віком із наявністю пікових значень у віковій групі 51-55 років із подальшим 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 й слід було очікувати. Адже високо впливові APC-фактори внаслідок нерівномірності розподілу по населених пунктах Житомирщини підсилювали територіальні розбіжності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ. Про це ж говорить і менше відшелл-моделі значення від'ємного подвоєного логарифму функції правдоподібності ($-2 \text{ Log Likelihood} = 3518939$).

Спостерігаються два основні пікові регіони інвалідації: 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. У той же час Коростенський, Володар-Волинський, і Черняхівський відрізнялися мінімальним парціальним ефектом на ризики інвалідації. З рис. 2 видно, що вони розміщуються на конфлюєнції хребтів спадіння ризиків.

Висновки

1. Вплив комплексу APC-факторів на географічний розподіл ризиків інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань є високо достовірним з $p < 0,0001$.

2. Після демаскування ефектів APC-факторів територіальний розподіл ризиків інвалідації суттєво змінився. Високо впливові APC-фактори внаслідок нерівномірності розподілу по населених пунктах Житомирщини підсилювали територіальні розбіжності ризиків інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань.

3. Кожна з окремих компонент ефекту APC-факторів на просторовий розподіл ризиків інвалідації справляє високо достовірний модифікуючий вплив. Ефект когорти є високо достовірний, відповідний $F(10; 7117) = 63875$ з $p < 0,0001$. Ефект року теж високо достовірний, відповідний $F(9; 7117) = 25849$ з $p < 0,0001$. Ще навіть більш достовірніший ефект віку – $F(1; 7117) = 82087$ з $p < 0,0001$. Цікаво, що квадратичний ефект віку справляє найбільш потужний з APC-ефектів модифікуючий вплив на просторовий розподіл ризиків інвалідації – $F(1; 7117) = 115548$ з $p < 0,0001$.

4. Ефект когорт відносно базової монотонно збільшувався від -4,10 у когорти народжених до 1940 року до -0,41 у когорти народжених у періоді 1981-1985 років.

5. Ефект окремих років відносно базового (2008) з невеликими варіаціями спадав від 0,99 у 2000 р. до -0,06 у 2007 р.

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

7. Спостерігаються два основні пікові регіони інвалідації: 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. У той же час Коростенський, Володар-Волинський, і Черняхівський відрізнялись мінімальним парціальним ефектом на ризики інвалідації.

Література

1. Аналіз інвалідації внаслідок серцево-судинних хвороб за APC-конструкцією на основі стрип-спліт-плот дизайну / В.П. Клименюк, О.О. Галаченко, О.М. Очердько [та ін.] // Східноєвроп. ж. громад. 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: матеріали Між нар. наук.-практ. конф., присвяченої Всесвітньому дню здоров'я 2013р. // Східноєвроп. ж. громад. здоров'я. – 2013. – № 1 (21). – С. 155-156.
3. Клименюк В.П. Дослідження історичних трендів рівнів інвалідизації внаслідок інсультів з використанням АРС-декомпозиції // В.П. Клименюк: матеріали Між-нар. наук.-практ. конф., присвяченої Всесвітньому дню здоров'я 2013р. // Східноєвроп. ж. громад. здоров'я. – 2013. – № 1 (21). – С. 63-71.
4. Носуліч Т.М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) / Т.М. Носуліч: автореф. дис. на здобуття наук. ступеня канд. мед. наук. – К., 2008. – 21 с.
5. 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.

АНАЛИЗ ВЛИЯНИЯ ФАКТОРОВ СОЗРЕВАНИЯ КОГОРТ ПО РОЖДЕНИЮ НА ГЕОГРАФИЧЕСКОЕ РАСПРЕДЕЛЕНИЕ РИСКОВ ИНВАЛИДИЗАЦИИ ВСЛЕДСТВИЕ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ

В.П. Клименюк, А.Н. Очердько

Резюме. Изучены процессы инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999-2008гг. на основе дизайна стрип-сплит-плот. С помощью географической микст-модели мы подтвердили гипотезу особенностей распределения уровней инвалидизации по когортам, возрастным группам и временным периодам. Анализ данных произведен на основе иерархической нелинейной микст-модели. Доказано, что влиятельные факторы созревания когорт вследствие неравномерности географического распределения усиливали территориальные вариации рисков инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний.

Ключевые слова: инвалидизация, сердечно-сосудистые заболевания, когорты по рождению, географическая модель.

ANALYSING THE INFLUENCE OF FACTORS OF BIRTH COHORT MATURING ON GEOGRAPHICAL DISTRIBUTION OF DISABILITY RISKS DUE TO CARDIO-VASCULAR DISEASES

V.P. Klymeniuk, O.M. Ocheredko

Abstract. We investigated the local regularities of disability incidence due to cardiovascular diseases in Zhytomyr oblast over 1999-2008 by strip-split-plot design. By using geographical mixed model we ascertained the peculiarities of disability distribution among cohorts, age groups and time periods (APC). Data analysis was carried out on the base of hierarchical nonlinear mixed model. Results bear witness to enhanced local heterogeneity in disability rates due to irregularity in distribution of APC factors. Each APC factor rendered significant modification to geographical distribution of disability rates.

Key words: disability, birth cohorts, cardiovascular diseases, geographical model.

Pyrohov National Medical University (Vinnytsia)

Рецензент – проф. В.Л. Таралло

Buk. Med. Herald. – 2014. – Vol. 18, № 2 (70). – P. 132-139

Надійшла до редакції 17.03.2014 року