

В.П. Клименюк

АНАЛІЗ ФАКТОРІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ НА ОСНОВІ ІСТОРИЧНИХ КОГОРТ

Вінницький національний медичний університет імені М.І. Пирогова, м. Вінниця, Україна

Мета – вивчити фактори інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань населення Житомирської області суцільним методом протягом 1999–2008 рр. на основі дизайну стріп-спліт-плот з урахуванням APC-конструкції.

Матеріали та методи. У дослідження включено всю популяцію Житомирської області, розглянуто всі випадки інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань у даній популяції за 1999–2008 рр. Аналіз даних проведено на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі.

Результати. Стаціонарна динаміка інвалідизації, яка реєструється, є складною композицією ефекту когорт, періодів і зміни вікової структури когорт у часі. Розподіл ризиків інвалідизації за кожним з ефектів далекий від стаціонарного. Простежуються регулярно вищі значення стандартизованих ризиків інвалідизації в чоловіків порівняно з жінками, у міського населення порівняно з сільським.

Висновки. З погіршенням медико-соціального середовища спостерігаються виражені диспропорції реальних ризиків інвалідизації та зареєстрованих.

Ключові слова: інвалідизація, APC-конструкція, стріп-спліт-плот дизайн, серцево-судинні захворювання.

Вступ

Світовий досвід розвитку визнає вирішальну роль людського потенціалу. Це може бути проблема трудових резервів країн Африки [1], демографічного потенціалу країн Європи [7, 12], кваліфікованих кадрів у країнах Азії [8, 11]. Ситуація в Україні характеризується віковою деформацією працюючих, що приводить до великих фрикційних витрат суспільства. Індикаторним явищем є інвалідизація населення. Основний інвалідизуючий ризик серед старшого населення властивий серцево-судинним захворюванням (ССЗ). Класично вивчення ситуації з інвалідизацією дає змогу знайти важелі запобігання ризику та відновлення працездатності [3]. Проте популяційні дослідження інвалідизації ускладнені внаслідок змішувального впливу APC факторів (вік, період, когорта). Це перше в Європі і країнах СНД популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідизації, проведене за APC-конструкцією на основі стріп-спліт-плот дизайну.

Мета роботи – вивчити фактори інвалідизації внаслідок ССЗ населення Житомирської області суцільним методом протягом 1999–2008 рр. на основі дизайну стріп-спліт-плот з урахуванням APC-конструкції.

Матеріали та методи

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

Опис дизайну

В основу дизайну покладена APC-конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком. Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження охоплює 11 когорт за часом народження до 1940 р. (від 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.). Когорта являється важливою експериментальною одиницею спостереження, оскільки ототожнює унікальну комбінацію історико-соціальних подій, кумуляцію послідовних експозицій, які зазнали протягом життя представники когорти.

Іншим важливим APC-фактором являється час, в якому розгортається життя представників когорти. На відміну від звичної ролі часу як повторювального фактора дизайну, він має особливу роль в APC-аналізі та відповідному дизайні. Оскільки представники когорт знаходяться в різному віці у кожному з років, час набу-

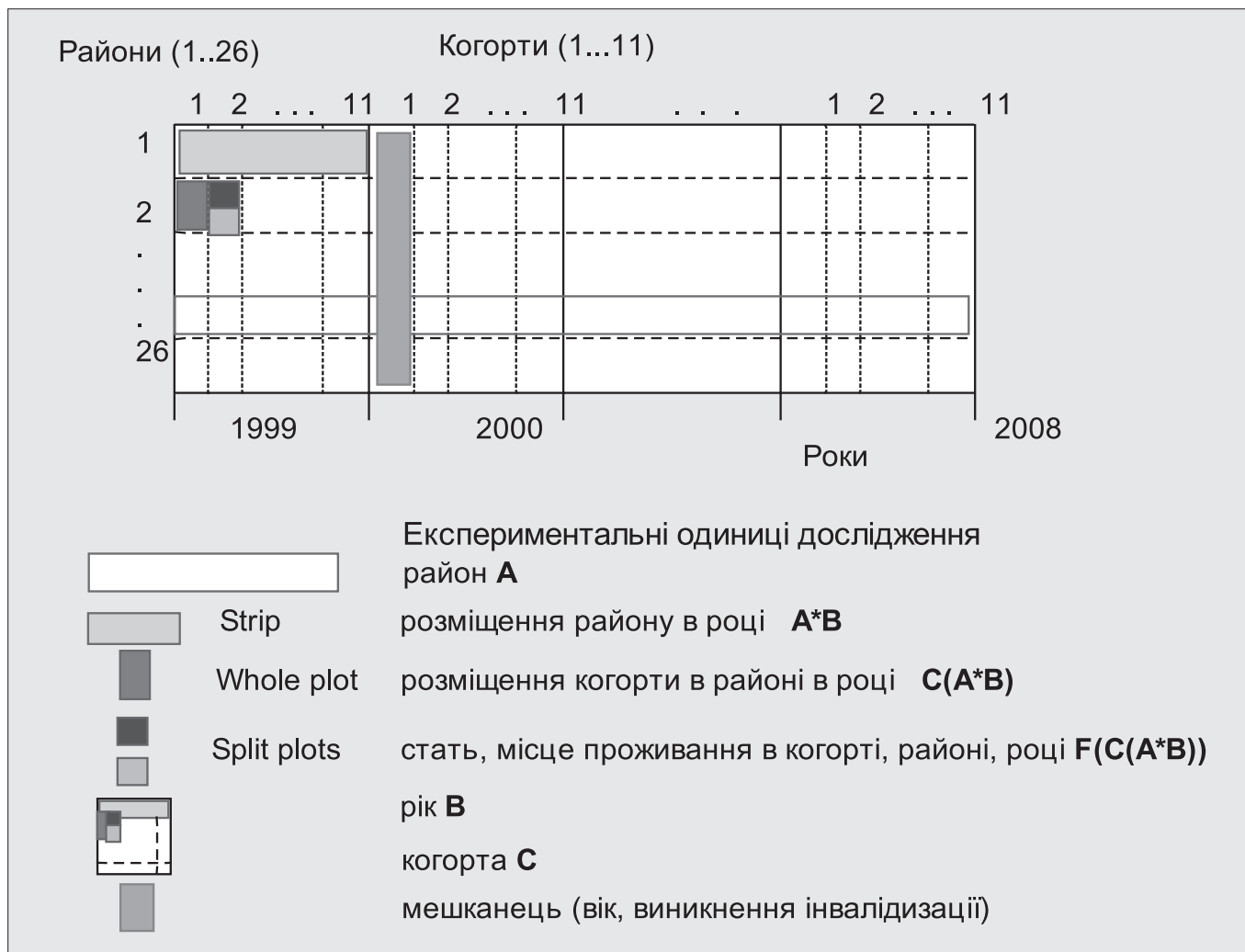


Рис. 1. Strip-спліт-плот лонгітудинальний дизайн дослідження

ває властивостей блокового фактору, втрачаючи значення «повторюваності». У термінах формуляції статистичної моделі час набуває рис рандомізованого фактора і, відповідно, оцінюється як рандомізований ефект. Час як фактор, що утворює блочну структуру дизайну, є важливою експериментальною одиницею спостереження. Вік як третій фактор АРС-конструкції визначений дизайном як коваріата, притаманна мешканцю як мікро-одиниці спостереження. Його ефект оцінюється як коваріативний на другій ступені ієрархічної моделі, що будується за дизайном дослідження. Відповідно, вік не бере участі у визначенні експериментальних одиниць дослідження.

Район утворює популяційну одиницю спостереження і наряду з когортою та роком дослідження є складовою першого ступеня моделі. Використання популяційної одиниці уможливорює використання популяційних характеристик, важливими є інвалідизація визначених груп населення, соціально-економічні та медико-демографічні характеристики комуни. Проте

внаслідок нерандомізованого географічного розміщення районів між їх популяційними характеристиками вірогідно існує зв'язок. Вид цього зв'язку та імплементація в моделі наводиться нижче.

Описані одиниці спостереження організовані в дизайні таким чином, що визначають ряд експериментальних одиниць спостережень, на основі яких тестуються гіпотези, задані завданнями дослідження. Так, крос-класифікація районів із роками спостереження обумовлює стріп-плот (strip-plot) елемент дизайну $A*B$ (рис. 1 позначені штриховою горизонтальною смугою).

Хоул-плот (whole-plot) експериментальна одиниця дизайну утворена гніздуванням когорти в стріп-плоті $C(A*B)$; дужки виразу показують, що градації фактора C (когорти 1 ... 11) розміщені в елементах перехресної класифікації факторів A і B (на рис. 1 позначені заштрихованим прямокутником).

Типологічні фактори представників когорти, як то стать, місце проживання мешканців, своєю чергою, розміщені (утворюють гнізда) в хоул-плотах, утворюю-

чи експериментальну одиницю дизайну спліт-плот (split-plot) $F(C(A*B))$, на рис. 1 позначені суцільно забарвленими прямокутниками.

Таким чином, дизайном виділені 7 експериментальних одиниць спостережень, основні риси і розміщення яких винесені в назву.

Аналіз даних

Основною проблемою аналізу даних, організація яких включає АРС-фактори, є проблема ідентифікації [5, 13], суть якої зводиться до сингулярності матриці даних X і відповідно неповного рангу ($X^T X$) внаслідок абсолютного лінійного зв'язку між віком, періодом і когортою, зокрема:

$$\text{Період} - \text{Вік} = \text{Когорта.}$$

Це означає, що існує безліч рішень моделі (так чи інакше рішення базуються на інвертації матриці $X^T X$). Тобто неможливо оцінити (ізолювати) окремо ефект віку, періоду та когорти.

Ми вирішили цю проблему на основі дизайну стріп-спліт плоту з розшаруванням вказаних ефектів за різними окремими експериментальними одиницями спостереження – від індивідуума, на рівні якого реєстрували вік, до розміщень когорти і періоду за різними одиницями спостережень, аж до макроодиниці спостереження району.

Інша проблема полягала в тому, що окремі експериментальні одиниці спостереження пов'язані з рандомізованими ефектами [9, 10]. Так, кожна із 7 задіяних одиниць спостережень представляє вибірку (випадкову реалізацію) із популяції (великої множини) можливих, тобто є реалізацією випадкової величини з нормальним розподілом $\sim N(0, \sigma^2)$. Оцінки параметрів цих розподілів утворюють матрицю рандомізованих ефектів ZGZ [9, 10], присутність якої різко ускладнює оцінку параметрів моделі. Ще однією особливістю обраного дизайну є ієрархічний характер моделі (див. дизайн) з багатьма гніздовими ефектами, які утворюють складну ієрархічну підпорядкованість ефектів (рівні моделі). Причому ряд рівнів рандомізованих змінних згрупований (гніздяться) у рівні фіксованих ефектів. Наявність фіксованих ефектів поряд із рандомізованими приводить до ієрархічної мікст-моделі зі складною внутрішньою структурою. Ускладненням являється нелінійний (логіт) характер зв'язку між ризиком інвалідазації (π) і лінійним предиктором (LP): $\pi = 1/(1 + \exp(-LP))$.

Про особливості оцінщиків за різних дизайнів організації даних мікст-моделей зазначається в деяких джерелах літератури [9, 10]. Ми обрали метод оцінки рандомізованих ефектів RPL (метод псевдо-правдоподібності залишків) як найбільш ефективний при заданій ситуації. Практично параметри оцінюються за вкладеними подвійними серіями ітерацій. Перший етап полягає в пошуку оцінок параметрів θ коваріаційної матриці ефектів. Ми обрали як метод оцінки REML

(максимальної правдоподібності залишків), який найменш скошено оцінює параметри θ внаслідок виключення з оцінок фіксованих ефектів шляхом попередньої трансформації даних у залишки. Використаний оптимізуючий алгоритм Ньютона–Рафсона з розрахунком Гессіана (матриці похідних логарифмічної функції правдоподібності другого порядку). Діагональні елементи цієї матриці є найбільш ефективними оцінками помилок θ . Процес оптимізації утворює внутрішні ітерації. На другому етапі оцінюються фіксовані ефекти шляхом GLS (генералізованого методу найменших квадратів). Цей крок реалізований у процедурі через SWEEP оператор як найбільш ефективний. Третій етап полягає в трансформації вихідних (проміжних) даних, процес, що утворює зовнішні ітерації. RPL оцінщик, який враховує ієрархію рівнів рандомізованих і фіксованих ефектів, нелінійний характер моделі та складну структуру залишків реалізований у новій експериментальній процедурі GLIMMIX (реліз 2008) статистичної аналітичної системи SAS 9.1 Level 1M3 XP Home platform, S/N 882876, Site #12300001 licensed to Ocheredko Oleksandr.

Дослідження розподілів хвороб

серцево-судинної системи за АРС-конструкцією

АРС-конструкція утворена рухом когорти одночасно за віковими та часовими градаціями. Дослідження розподілів важливе з двох причин. По-перше, аналізуючи одномірні розподіли, ми можемо будувати одномірні гіпотези а в подальшому компонувати їх у багатомірні. Оскільки формуляція моделі базується на дизайні даних і гіпотезах, які підлягають вивченню, дані підрозділу допоможуть нам в ідентифікації ієрархічної рандомізованої моделі. По-друге, таке вивчення дає змогу змістовніше інтерпретувати результати багатомірного статистичного аналізу, оскільки саме властивості одномірних розподілів компонент моделі дають змогу пролити світло на логічний зміст отриманих багатомірних оцінщиків і відповідних статистичних тестів.

Найбільшою проблемою вивчення одномірних розподілів є їх спотворення іншими пов'язаними одномірними розподілами, що особливо характерно для АРС-конструкції. Для вирішення цієї проблеми ми відсіювали складові сумісного розподілу факторів, причому не лише АРС-конструкції, але й усіх інших потенційних змішувачів, а саме, контролювали стать, місце проживання, фактори індивідуальної специфіки районів, а також експериментальні одиниці спостереження, пов'язані зі змішувальними ефектами, зокрема, ієрархічної послідовності ефектів стріп-плоту, хоул-плоту, спліт-плоту. Фактично ми вивчали маргінальні одномірні розподіли. Для кожного з розподілів ми аналізували достовірність відхилень окремих рівнів інвалідазації від середнього. Специфіка тестування полягала як

Таблиця 1

Розподіл розміру когорт народження в розрізі років дослідження

Когорта	Рік										Усього
	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
Усього	1431283	1413200	1377688	1369849	1342759	1327037	1313226	1313243	1407680	1147533	13443498
$\Sigma=13444578$											

у чисельності одночасних порівнянь, що потребує поправку, так і на кореляцію результатів окремих тестів унаслідок спільного середнього рівня, з яким ведеться співставлення, що теж потребує корекції. Найпотужнішим за таких обставин є тест Нельсона—Сю (Nelson—Hsu), який передбачає, що рівень відрізняється від середнього, якщо значення тесту перевищує критичний рівень [6]:

$$|t_{i0}| \geq d(\alpha; k, v, \rho_1, \dots, \rho_{k-1}),$$

де μ_0 є середній рівень інвалідизації, а $d(\alpha; k, v, \rho_1, \dots, \rho_{k-1})$ є критичним рівнем (α) множинних порівнянь з однаковим базисом, де k показників порівнюються із середнім μ_0 . з кількістю ступенів свободи v і корельованістю співставлень із коефіцієнтами кореляції ρ_1, \dots, ρ_k , $\rho_i = n_i / (n_0 + n_i)$; n_i – популяційна основа i -го рівня. Кореляції виникають унаслідок спільного базису порівнянь μ_0 . Фактично розраховується на основі стимуляційних методик із використанням квантильного рівняння:

$$q'(\alpha, v, R) = \{q \in P(\max(|t_1|, \dots, |t_n|) > q) = \alpha\}$$

Багатомірні вектори t отримуються як випадкові вибірки розподілу з параметрами v (кількість ступенів свободи) і ρ_1, \dots, ρ_k (елементи матриці кореляцій R). $q'(\alpha, v, R)$ оцінюється за вибірковою значенням \hat{q} з α центилем отриманих рівнів $\max(|t_1|, \dots, |t_n|)$. У такий спосіб генерується достатня кількість для забезпечення знаходження істинного значення $P(\max(|t_1|, \dots, |t_n|) > q)$ у межах заданого радіусу, заданого γ від α з достовірністю $100(1-\epsilon)$. Як правило, γ приймається 0,005 і $\epsilon=0,01$, тобто забезпечується площа хвоста розподілу \hat{q} у межах

$0,005^* \alpha$ з вірогідністю 99%. Саме $P(\max(|t_1|, \dots, |t_n|) > q)$ використовується для побудови довірчих інтервалів відмінностей окремих рівнів від μ_0 .

Результати дослідження та їх обговорення

Опис когорт за обсягом та частотою нових випадків інвалідності

Оскільки APC-аналіз ґрунтується на великих масивах даних і потребує значного наповнення елементів перехресної класифікації когорт із роками дослідження. Який обсяг наповнення вважати достатнім, залежить від популяційних явищ, які вивчаються. Якщо традиційно інвалідизація населення вивчається на популяційній основі порядку 1000–10000 осіб, то кількості одиниць дослідження в розрізі комбінацій когорта*рік, наведені в табл. 1, практично на порядок перевищують достатні.

Маргінальні кількості одиниць дослідження (стрічка і стовпчик «усього») свідчать про рівномірний характер розподілу кількості одиниць спостереження за роками та про дещо більші потужності початкових і молодших когорт.

Розподіл інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань у розрізі статі і місця проживання

Оскільки статистичні розподіли інвалідизації за статтю та місцем проживання пов'язані, ми вивчали стандартизовані за APC-конструкцією групові середні крос-класифікації градацій статі (чоловіки з кодом 1 і жінки з кодом 0) і місця проживання (місто з кодом 1

Таблиця 2

Стандартизовані середні ризики інвалідації груп населення за статтю і місцем проживання (%)

Стать	Місце проживання	ССЗ				Інсульти				ІХС			
		М	m	t	p	М	m	t	p	М	m	t	p
Ж	Село	0,145	0,006	210	*	0,07	0,016	8,6	*	0,05	0,016	3,1	*
Ж	Місто	0,253	0,008	245	*	0,18	0,021	4,2	*	0,09	0,031	2,9	*
Ч	Село	0,410	0,014	229	*	0,20	0,048	5,3	*	0,12	0,054	2,2	*
Ч	Місто	0,585	0,017	249	*	0,39	0,074	8,6	*	0,27	0,073	3,7	*

Примітка: * – $p < 0,0001$.

і село з кодом 0). Кодування відповідає підвищеному апіорному ризику інвалідації в чоловіків порівняно з жінками і в міського населення порівняно з сільським. Кожна з чотирьох отриманих у такий спосіб груп населення має позначення відповідно до кодування. Наприклад, 00 означає групу сільських жінок, 01 – групу міських жінок, 10 – групу сільських чоловіків, 11 – групу міських чоловіків. Указана вище залежність сумісного розподілу інвалідації за статтю і місцем проживання означає неоднаковий приріст ризику інвалідації залежно від місця проживання (місто порівняно з селом) для жіночого і чоловічого населення. І навпаки, статеві різниці ризику теж будуть апіорі неоднакові для села і міста. Саме тому ми порівнювали групи населення за двома факторами одночасно. У таблиці 2 наведено стандартизовані середні ризики інвалідації груп населення за статтю і місцем проживання.

Дані таблиці 2 підтверджують доцільність співставлень груп основаних на крос-класифікації градацій статі і місця проживання. Так, відмінності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у міського порівняно з сільським населенням для чоловіків становлять $0,585 - 0,410 = 0,175\%$, тоді як для жінок – $0,253 - 0,145 = 0,108\%$. Крім того, відмінності ризиків інвалідації внаслідок ССЗ у чоловіків порівняно з жінками для міського населення дорівнюють $0,585 - 0,253 = 0,332\%$, тоді як для сільського населення – $0,410 - 0,145 = 0,265\%$.

Дані таблиці 2 також містять вибіркові помилки ризиків і значення t-тесту гіпотези щодо відмінності ризиків від нульових значень, тобто істотності стандартизованих рівнів інвалідації. Як впливає із центильних значень р одностороннього t-розподілу, усі ризики суттєво перевищують нульові значення. Тобто обсяг дослідження забезпечує вивчення розподілів ризику.

На рис. 2. зображені множинні співставлення середніх групових (стать*місце проживання) рівнів інвалідації (π) внаслідок ССЗ на рівні $p=0,05$ з поправкою Тьюкі–Крамера. Для точності презентації ми вжили логістичне перетворення середніх рівнів ($\log[\pi/(1-\pi)]$), яке використовується як лікуюча функція в ході множинної стандартизації за біноміальною моделлю. Діагональ будується на основі цілісної нульової гіпотези, яка стверджує відсутність суттєвих (на рівні α) розбіжностей між будь-якими парами стандартизованих середніх замножинних порівнянь. Кожна пара середніх представлена лінією, розміщеною перпендикулярно до діагоналі. Лінія, утворена парою середніх M_i та M_j , відображує 95% інтервал довіри різниці $M_i - M_j$. Довжина лінії адаптована до повороту (135 градусів) на графіку. Таким чином, ті лінії, які перетинають діагональ, не суперечать нульовій гіпотезі, тобто відповідні пари середніх різняться недостовірно. Лінії, що відтворюють суттєві різниці (з поправкою Тьюкі–Крамера), не торкаються і не перетинають діагональ. Горизонтальна і вертикальна осі відображують, які саме пари середніх відповідають якій лінії. У кожній лінії є центр, від якого відходять направляючі до осей, що показують групи порівняння.

Як видно з розміщення шести ліній, які відтворюють усі можливі попарні комбінації співставлень середніх, усі попарні відмінності є високодостовірними.

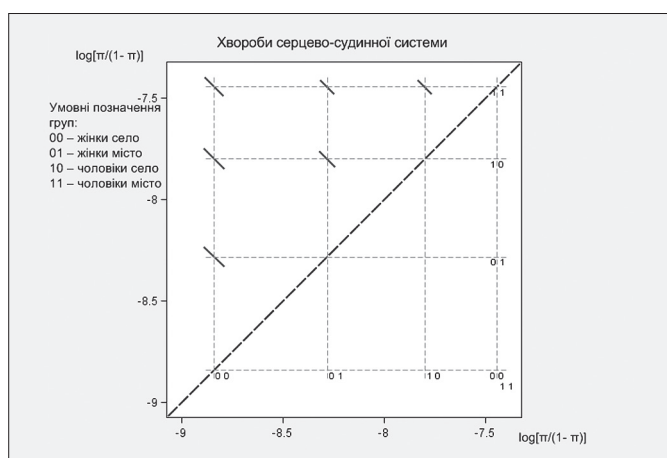


Рис. 2. Суттєвість різниць середніх групових (стать*місце проживання) рівнів інвалідації на рівні $p=0,05$ з поправкою Тьюкі–Крамера

Таблиця 3

Розподіл обраних за контрастом ризиків інвалідизації районів дослідження (*максимальний ризик) за деякими медико-соціальними індикаторами

Район	% без-робітних	% бідних ¹	Забезпеченість лікарями ²	Забезпеченість СМП	Госпіталізація екстрена	Спеціальність (0) ³
Малинський*	7,3	3,50	7,9	40,2	5,3	4
Народицький*	3,9	2,30	11,3	31,8	6,8	4
Овруцький*	3,6	3,56	5,6	18,8	6,5	6
Володар-Волинський	5,4	8,00	2,9	8,4	9,3	7
Коростенський	4,6	5,82	7,3	34,6	9,2	7
Черняхівський	3,2	7,60	5,6	31,4	6,1	12

Примітки: 1 – % сільських сімей із середньодушовим місячним доходом до 300 грн; 2 – забезпеченість лікарями, середнім медперсоналом (СМП) першого етапу на 10 000 сільських мешканців; 3 – кількість спеціальностей без жодного спеціаліста (0).

Простежуються регулярно вищі значення ризиків у чоловіків порівняно з жінками. Також ризики регулярно вищі в міського населення порівняно з сільським. Особливо виразні відмінності середніх ризиків груп міських чоловіків (найвищий серед усіх) і сільських жінок (найменший з усіх ризик). Саме тому ця пара утворює найбільш віддалену від діагоналі лінію, яка розташована у верхньому лівому кутку.

Розподіл інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань у розрізі районів Житомирської області

Ми також розглянули розподіл рівнів інвалідизації за районами, які є головними популяційними одиницями спостереження (рис. 3). Важливість такого вивчення очевидна, так як райони ототожнюють композитну дію макроструктурних популяційних факторів.

Для відокремлення змішувального ефекту АРС-конструкції, статі та місця проживання проведена стандартизація ризиків інвалідності за вказаними факторами.

На рис. 3 графічно зображені результати. Ризики інвалідизації для районів достовірно відрізняються ($F=48$; $p<0,0001$). Найбільші контрасти обумовлені районами: Малинським (15), Народицьким (16), Овруцьким (18) з найвищими рівнями інвалідизації проти найнижчих районів: Володар-Волинського (6), Коростенського (10–11), Черняхівського (25). Зрозуміло, що кожний район має свої унікальні характеристики. Аналіз графічного зображення допоміг у логічній інтерпретації композиції мікст-моделі, викладеній нижче. Для змістовного пояснення виявленої нерівномірності розподілів ризиків ми вивчали важливі медико-соціальні популяційні індикатори в розрізі районів дослідження, а саме: чисельність населення, зокрема сільського, частку безробітних, щільність проживання в сільській місцевості, частку сільських мешканців із

вищою освітою, частку працездатних і пенсійного віку серед сільських мешканців, частку малозабезпечених сільських сімей, забезпеченість лікарями, середнім медичним персоналом первинної медико-санітарної допомоги, цілодобовими ліжками, смертність, народжуваність сільських мешканців, питому вагу ускладнень вагітності у сільських жінок, рівень госпіталізації сільських мешканців, зокрема, за екстремними показами, частоту викликів швидкої медичної допомоги, поширеність активного туберкульозу та онкологічних захворювань, кількість звернень на сільського мешканця до

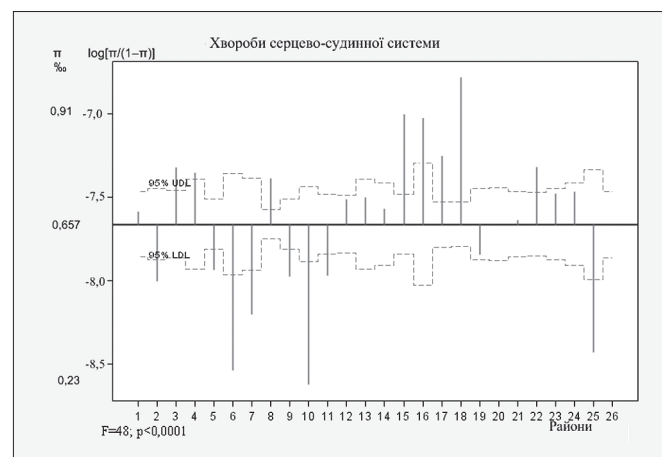


Рис. 3. Суттєвість відхилень рівнів інвалідності (π) від середнього (0,657%) по 26 районам Житомирської області

Примітка: 1 – Андрусівський; 2 – Барановський; 3 – Бердичівський; 4 – Брусилівський; 5 – м. Бердичів; 6 – Володар-Волинський; 7 – Ємільчинський; 8 – м. Житомир; 9 – Житомирський; 10 – м. Коростень; 11 – Коростенський; 12 – Коростишівський; 13 – Лугинський; 14 – Любарський; 15 – Малинський; 16 – Народицький; 17 – Новоград-Волинський; 18 – Овруцький; 19 – Олевський; 20 – Попільнянський; 21 – Радомишльський; 22 – Романівський; 23 – Ружинський; 24 – Червоноармійський; 25 – Черняхівський; 26 – Чуднівський.

закладів першого та другого рівнів надання медичної допомоги, кількість незайнятих (зайнятих) лікарських посад по району, кількість спеціальностей, що обслуговується лише одним лікарем-спеціалістом, без жодного спеціаліста, частку лікарів із вищою категорією.

Дані щодо популяційних характеристик зібрані по районах на основі інформації інформаційно-аналітичних відділів центральних районних лікарень, головного управління статистики в Житомирській області, матеріалів вибіркового обстеження умов життя домогосподарств, проведеного Державною службою статистики України [1, 2]. Для співставності дані зібрані на момент 2008 р., проте, де це було можливо, наведені усереднені оцінки з кількох років.

Виокремлені міста Житомир, Коростень і Бердичів з огляду на специфікацію організації експертизи стійкої втрати працездатності.

Для ілюстративних цілей ми виділили найбільш чутливі медико-соціальні індикатори, які допомагають пролити світло на контрасти ризиків інвалідації районів дослідження. Ці індикатори наведені в табл. 3 у розрізі районів, які утворюють максимальний контраст щодо ризиків інвалідації (рис. 3). Ми згрупували райони з максимальним ризиком у верхній половині таблиці (Малинський, Народицький, Овруцький), тоді як райони з мінімальним ризиком розміщені в нижній половині (Володар-Волинський, Коростенський, Черняхівський).

За даними таблиці 3 впливає закономірність: разом із погіршенням медико-соціальних індикаторів ризик інвалідації внаслідок ССЗ зменшується. Як уже зазначалось, ризик є наслідком дії багатьох факторів, які умовно можна згрупувати у 2 категорії. Перша категорія охоплює поширеність ССЗ і структуру їх важкості, наявність супутніх захворювань, які обмежують функціонування організму та лімітують ті чи інші види активності. Друга множина стосується розуміння прав пацієнтами, їх мотивації та активності щодо експертизи, її доступності. Сюди ж входять фактори організації та діяльності КЕК і МСЕК, зокрема правові регуляції, створення перешкод до освідчення пацієнтів і визнання факту інвалідації, доступність медичної допомоги, обізнаність і мотивація лікарів щодо раннього розпізнання ознак інвалідації, правильного та вчасного оформлення документів до експертизи, роз'яснення пацієнтові процесу проходження експертизи, вигод щодо додаткового отримання медичних послуг, соціальних пільг, тобто мотивування пацієнта до освідчення. За реалій життя простежується неузгодження цих двох множин. Саме співставлення ситуацій у розрізі

районів і когорт, за винятком усіх інших важливих змішувальних факторів, зокрема віку, дає змогу показати вирішальну роль другої множини факторів, а саме соціального середовища. Саме його дія призводить до виражених диспропорцій істинних ризиків інвалідації та зареєстрованих. Це підтверджується даними таблиці 3. «Сприятливість» медико-соціального середовища оцінена на основі вибраних медико-соціальних індикаторів, а саме, частки безробітних, малозабезпечених сільських сімей, забезпеченості лікарями, середнім медичним персоналом первинної медичної допомоги, рівнів госпіталізації сімейних мешканців за екстремними показами, кількості спеціальностей без жодного спеціаліста. Ми обрали саме ці індикатори з огляду на їх гарну варіацію від району до району, а також змістовну інтерпретацію щодо модуляції ризиків інвалідації. Вони досить точно і повною мірою відображають ті моменти медико-соціального середовища, які приводять до виражених диспропорцій істинних ризиків інвалідації та зареєстрованих.

Таким чином, підтверджена гіпотеза, що погіршення медико-соціального середовища приводить до виражених диспропорцій істинних ризиків інвалідації та зареєстрованих.

Висновки

Проблема інвалідації населення України є маловивченою. На заваді стоїть складна багаторівнева організація даних, яка потребує відповідного дизайну та аналізу.

Стаціонарна динаміка інвалідації, яка реєструється, є складною композицією ефекту когорт, періодів і зміни вікової структури когорт у часі. Розподіл ризиків інвалідації за кожним з ефектів далекий від стаціонарного.

Простежуються регулярні вищі значення стандартизованих ризиків інвалідації у чоловіків порівняно з жінками.

Стандартизовані ризики інвалідації регулярно вищі в міського населення порівняно з сільським.

Співставлення ситуацій у розрізі районів і когорт, за винятком усіх інших важливих змішувальних факторів, зокрема віку, підтверджують гіпотезу, що погіршення медико-соціального середовища приводить до виражених диспропорцій істинних ризиків інвалідації та зареєстрованих. Чи це політика держави (зменшення пільг, доступності експертизи), чи матеріальна мотивація осіб, причетних до експертизи, чи зміни соціуму і ринку праці – ці питання залишаються не вирішеними.

Література

1. *Витрати та ресурси домогосподарств України у I кварталі 2011 року (за даними вибіркового обстеження умов життя домогосподарств України)* : стат. бюлетень / Державна служба статистики України. – К., 2011. – 145 с.
2. *Методика формування вибірових сукупностей для проведення у 2009–2013 роках вибірових обстежень населення (домогосподарств): умов життя домогосподарств, економічної активності населення та сільськогосподарської діяльності населення у сільській місцевості* / Державний комітет статистики України. – К., 2009. – 162 с.
3. *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.
4. *Bhalotra S.* Child Labour in Africa. OECD social, employment and migration working papers / Sonia Bhalotra. – DELSA/ELSA/WD/SEM, 2003. – P. 4–79.
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.
6. *Hsu J. C.* Multiple Comparisons. Theory and Methods / J. C. Hsu. – London : Chapman & Hall. 1996. – 211 p.
7. *Labour Market Policies and the Public Employment Service* : Proceedings of the Prague Conference, July 2000 [Electronic resource]. – Access mode : <http://www.oecd.org/employment/emp/labourmarketpoliciesandthepublicemploymentserviceproceedingsofthep Pragueconferencejuly2000.htm>. – Title from screen.
8. *Labour migration and the recent financial crisis in Asia* : OECD Conference Proceedings, 2000 [Electronic resource]. – Access mode : <http://www.econbiz.de/Record/labour-migration-recent-financial-crisis-asia-january-1999-japan-institute-labour-jil-operation-japanese-ministry-labour-oecd-ilo-organised-workshop/10001451914>. – Title from screen.
9. *SAS® for Mixed Models* / L. Little, C. Ramon, George A. Milliken [et al]. – Second Edition. – Cary, NC : SAS Institute Inc., 2006. – 834 p.
10. *The GLIMMIX Procedure.* SAS Press. – Cary, NC : SAS Institute Inc., 2006. – 258 p.
11. *Transforming disability into ability: Policies to Promote Work and Income Security for Disabled People, 2003* [Electronic resource]. – Access mode : http://www.virk.is/static/files/4_disability%20to%20ability.pdf. – Title from screen.
12. *Yamada A.* The evolving retirement income package: trends in adequacy and equality in nine OECD countries, 2002 / Atsuhiko Yamada [Electronic resource]. – Access mode : <http://www.oecd-ilibrary.org/docserver/download/5lgsjhvj7qvd.pdf?expires=1402578117&id=id&accname=guest&checksum=FF813702D9C8F6DF6643A11C6C967E7C>. – Title from screen.
13. *Yang Y.* Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: fixed or random effects? / Yang Yang, Kenneth C. Land // *Sociological Methods and Research.* – 2006. – Vol. 35. – P. 77–121.

Дата надходження рукопису до редакції: 29.05.2014 р.

Анализ факторов инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний на основе исторических когорт

В.П. Клименюк

Винницкий национальный медицинский университет имени М.И. Пирогова, г. Винница, Украина

Цель – изучить факторы инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний населения Житомирской области сплошным методом за 1999–2008 гг. на основе дизайна стрип-сплит-плот с учетом APC-конструкции.

Материалы и методы. В исследование включена вся популяция Житомирской области, рассмотрены все случаи инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний в данной популяции за 1999–2008 гг. Анализ данных проведен на основе иерархической нелинейной микст-модели.

Результаты. Регистрируемая стационарная динамика инвалидизации является сложной композицией эффекта когорт, периодов и изменения возрастной структуры когорт во времени. Распределение рисков инвалидизации по каждому с эффектом далеко от стационарного. Прослеживаются регулярные высокие значения стандартизированных рисков инвалидизации у мужчин по сравнению с женщинами, у городского населения по сравнению с сельским.

Выводы. С ухудшением медико-социальной среды наблюдаются выраженные диспропорции истинных рисков инвалидизации и зарегистрированных.

Ключевые слова: инвалидизация, APC-конструкция, стрип-сплит-плот дизайн, сердечно-сосудистые заболевания.

The analysis of disability factors due to cardiovascular diseases on the basis of historical cohorts

V.P. Klymenyuk

Vinnitsa National Medical University named after M.I. Pyrogov, Vinnytsa, Ukraine

Purpose – to examine the factors of disability due to cardiovascular diseases in Zhytomyr oblast population by continuous basis over 1999–2008 based on strip-split plot design and APC-construction.

Materials and methods. The study included the entire population of Zhytomyr oblast, reviewed all cases of disability from cardiovascular diseases in this population for the period 1999–2008. Data analysis exploited hierarchical nonlinear mixed model.

Results. Registered stationary dynamics of disability is a complex composition of effect cohorts, periods, and changes in age structure of the cohorts in time. Distribution of risks of disability for each of effects it is far from stationary. Regular high values of standardized disability risks at men are traced in comparison with women, at urban population in comparison with rural.

Conclusions. Dramatic discrepancies between existent and registered risks of disability are getting even more obvious with worsening of medico-social environment.

Key words: disability, APC-construction, strip-split plot design, cardiovascular diseases.

Відомості про автора

Клименюк Володимир Петрович – к.мед.н., директор Вишого комунального навчального закладу «Бердичівський медичний коледж»; асистент кафедри соціальної гігієни та організації охорони здоров'я Вінницького національного медичного університету імені М.І. Пирогова; вул. Пирогова, 56, м. Вінниця, 21018, Україна; служб. тел. (04143) 2-02-17.