

В.П. Клименюк, О.О. Галаченко, О.М. Очередько, І.Ю. Андрієвський (Вінниця)

# АРС-ДЕКОМПОЗИЦІЯ РІВНІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК ІШЕМІЧНОЇ ХВОРОБИ СЕРЦЯ ЗА КОГОРТАМИ, ВІКОМ ТА РОКАМИ ДОСЛІДЖЕННЯ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

*Вивчено закономірності формування інвалідизації внаслідок ішемічної хвороби серця в населення Житомирської області суцільним методом на основі дизайну «стріп-спліт-плот». Наведено АРС-декомпозицію рівнів інвалідизації в процесі зміни і визрівання когорт у часі. Дані проаналізовано на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі. Показано тенденцію збільшення ризику інвалідизації в сучасних когортах поряд зі зменшенням доступності експертизи і можливості отримати групу інвалідності.*

**Ключові слова:** інвалідизація, АРС-декомпозиція, ішемічна хвороба серця.

Інвалідність лягає важким тягарем на суспільство, гальмує його економічний, соціальний та демографічний розвиток. Особливо гостро проблема інвалідності постає за демографічно зрілого і старшого вікового складу населення, що спостерігається в Україні [3;10]. Важливий внесок у розвиток інвалідності серед старшого населення робить ішемічна хвороба серця (ІХС). Проте при вивченні закономірностей інвалідизації виникає питання сполученої дії АРС-факторів (які представлені віком, періодом спостереження та когортами). Когорти розвиваються одночасно у віці та часі, що вказує на нерозривний вплив АРС-факторів. Це перше в Європі і країнах СНД популяційне аналітичне дослідження ризиків інвалідизації, проведене за основі АРС-декомпозиції методом «стріп-спліт-плот» дизайну.

## Матеріали та методи

У дослідження включено всю популяцію Житомирської області, розглянуто всі випадки інвалідизації внаслідок ІХС у цій популяції протягом 1999–2008 рр.

**Дизайн.** Основу дизайну становить АРС-конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком (табл. 1). Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження охоплює 11 когорт за часом народження від 1940 р. і включає осіб, що дожили до 1999 р. (перша когорта), і послідовно – за п'ятирічними періодами народження («1941–1945», «1946–1950», ...) до наймолодшої когорти, представники якої народилися після 1985 р.

Когорта є важливою експериментальною одиницею спостереження, оскільки ототожнює унікальну комбінацію історико-соціальних подій, кумуляцію послідовних експозицій, яких зазнали представники когорти протягом життя.

Іншим важливим АРС-фактором є час, в який жили представники когорти. На відміну від звичної ролі часу як повторюваного фактора дизайну, він відіграє особливу роль в АРС-аналізі та відповідному дизайні. Оскільки представники когорт знаходяться в різному віці у кожному з років, час набуває властивостей блокового фактора, втрачаючи значення «повторюваності».

У термінах формулювання 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 – третій фактор АРС-конструкції – визначений дизайном як коваріата, притаманна мешканцю як мікроодиниці спостереження. Його ефект оцінюється як коваріативний на другому ступені ієрархічної моделі, що будується за дизайном дослідження. Відповідно, вік не бере участі у визначенні експериментальних одиниць дослідження.

Район утворює популяційну одиницю спостереження і поряд з когортою та роком дослідження є складовою першого ступеня моделі. Використання популяційної одиниці уможливило використання популяційних характеристик, важливими є інвалідизація визначених груп населення, соціально-економічні та

Таблиця 1  
Особливості APC-конструкції. Рух когорт за роками і віком  
(на прикладі першої і останньої когорти)

Вік (років)	Рік									
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
60+	1	1	1	1	.	.	.	.	.	.
56–60	1	1								
51–55	1									
46–50										
41–45										
36–40										
31–35										
26–30										
21–25									11	11
18–20	.	.					11	11	11	11



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 наведені в наступному розділі.

Описані одиниці спостереження організовані в дизайні таким чином, що визначають ряд експериментальних одиниць, на основі яких тестуються гіпотези, задані завданнями дослідження. Так, крос-класифікація районів з роками спостереження обумов-

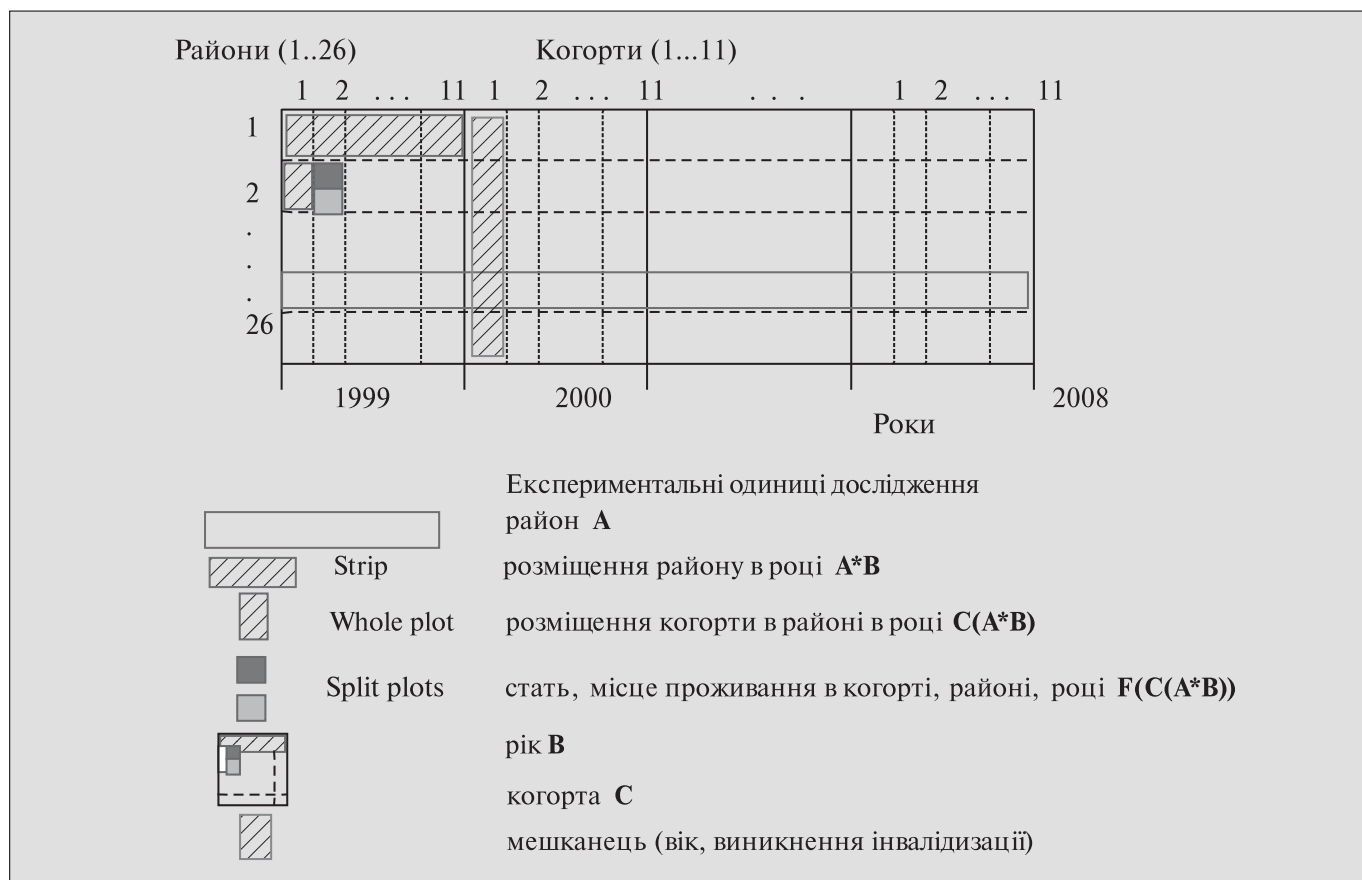


Рис. 1. «Стріп-спліт-плот» лонгітудинальний дизайн дослідження

лює «стріп-плот» (strip-plot) елемент дизайну  $A^*B$  (рис. 1, позначено червоною 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 позначено синім заштрихованим прямокутником).

Типологічні фактори представників когорти (стать, місце проживання мешканців), своєю чергою, розміщені (утворюють гнізда) в «хоул-плотах», утворюючи експериментальну одиницю дизайну «спліт-плот» (split-plot)  $F(C(A^*B))$ , на рис. 1 позначено суцільно зеленими прямокутниками.

Таким чином, дизайном виділено 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 [8;13], суть якої зводиться до сингулярності матриці даних  $X$  і відповідно неповного рангу (ХТХ) внаслідок абсолютного лінійного зв'язку між віком, періодом і когортою, а саме:

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

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

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

Інша проблема полягає в тому, що окремі експериментальні одиниці спостереження пов'язані з рандомізованими ефектами [11;12]. Так, кожна з 7 задіяних одиниць спостережень представляє вибірку (випадкову реалізацію) із популяції (великої множини) можливих, тобто є реалізацією випадкової величини з нормальним розподілом  $\sim N(0, y^2)$ . Оцінки параметрів цих розподілів утворюють матрицю рандомізованих ефектів  $ZGZ$ , яка 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 з рандомізованими призводить до ієрархічної мікст-моделі зі складною внутрішньою структурою. Усклад-

нення становить нелінійний (логіт) характер зв'язку між ризиком інвалідації ( $p$ ) і лінійним предиктором (LP):  $p=1/(1+\exp(-LP))$ .

Про особливості оцінювачів за різних дизайнів організації даних мікст-моделей див. [11;12]. Ми обрали метод оцінки рандомізованих ефектів RPL (метод псевдо-правдоподібності залишків) як найбільш ефективний за заданої ситуації. Практично параметри оцінювалися за вкладеними подвійними серіями ітерацій. Перший етап полягав у пошуку оцінок параметрів  $\theta$  коваріаційної матриці ефектів. Ми обрали за метод оцінки REML (максимальної правдоподібності залишків), який найменш скошено оцінює параметри  $\theta$  внаслідок виключення з оцінок фіксованих ефектів шляхом попередньої трансформації даних у залишки. Використали оптимізуючий алгоритм Ньютона–Рафсона з розрахунком Гессіана (матриці похідних логарифмічної функції правдоподібності другого порядку). Діагональні елементи цієї матриці є найбільш ефективними оцінками помилок  $\theta$ . Процес оптимізації утворює внутрішні ітерації. На другому етапі ми оцінили фіксовані ефекти шляхом GLS (генералізованого методу найменших квадратів). Цей крок реалізували в процедурі через SWEEP оператор як найбільш ефективний. Третій етап полягав у трансформації вихідних (проміжних) даних, процес, що утворює зовнішні ітерації. RPL-оцінювач, який враховує ієрархію рівнів рандомізованих і фіксованих ефектів, нелінійний характер моделі та складну структуру залишків реалізували в 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.

### Результати дослідження та їх обговорення

Розподіл розміру когорт народження в розрізі років дослідження наведено в табл. 2. Оскільки інвалідація населення вивчається на популяційній основі порядку 1000–10000 осіб, то наведені обсяги даних заповнення клітинок крос-класифікації роки Ч когорти 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. Важливим для валідації висновків АРС-декомпозиції є вивчення розподілу кількості нових випадків інвалідності внаслідок ІХС у розрізі когорт народження і років. Такий розподіл наведено в таблиці 3. Простежується гарна наповнюваність частот перехресної класифікації когорт народження і років. Частота нових випадків інвалідності внаслідок ІХС повторює розподіл популяційного наповнення і пропорційна рівням інвалідації населення України.

Таблиця 2  
Розподіл розміру когорт народження (в розрізі років дослідження)

Когорта	Рік										
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	усього
-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

Примітка. У=13444578.

Необхідність АРС-декомпозиції обумовлена рухом когорти одночасно за віковими та часовими градаціями. АРС-декомпозиція на маргінальні розподіли важлива з двох причин. По-перше, аналізуючи маргінальні розподіли ми можемо будувати одномірні гіпотези і в подальшому компонувати їх у багатомірні. Оскільки формулювання моделі базується на дизайні даних і гіпотезах, які підлягають вивчен-

ню, дані підрозділу допоможуть нам ідентифікувати ієрархічну рандомізовану модель. 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.

Таблиця 3  
Розподіл кількості нових випадків інвалідності внаслідок ішемічної хвороби серця (в розрізі когорт народження і років)

Когорта	Рік									
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
-1940	243	181	98	21	.	.	.	.	.	.
1941	103	124	44	27	78	138	127	45	91	.
1946	66	96	87	82	56	47	75	39	.	59
1951	8	33	80	71	62	69	90	57	45	26
1956	1	4	36	39	40	55	59	59	67	48
1961	0	0	5	8	11	9	18	38	65	59
1966	0	0	2	4	4	2	4	18	35	37
1971	0	0	1	1	2	0	0	6	17	21
1976	0	0	0	0	1	0	0	0	4	11
1981	.	.	0	0	0	0	0	0	0	3
1986+	.	.	.	.	.	.	0	0	0	0

Примітка. У=3262.

Проблемою вивчення маргінальних розподілів є їх композиція з іншими пов'язаними одномірними розподілами, що особливо характерно для АРС-сполучення. Ми відокремили складові сумісного розподілу факторів, провівши АРС-декомпозицію за контролю інших потенційних змішувачів, а саме статі, місця проживання, факторів індивідуальної специфіки районів, а також за контролю експериментальних одиниць спостережень, пов'язаних із змішувальними ефектами, зокрема ієрархічної послідовності ефектів «стріп-плоту», «хоул-плоту», «спліт-плоту». Для кожного з розподілів ми проаналізували достовірність відхилень окремих рівнів інвалідації від середнього. Специфіка тестування полягала як у чисельності одночасних порівнянь, що потребує поправки, так і в кореляції результатів окремих тестів внаслідок спільного середнього рівня, що потребує корекції. Найпотужнішим за таких обставин є тест Нельсона–Сю (Nelson-Hsu) [9]:

$$|t_{i0}| \geq d(a; k, v, p_1, \dots, p_{k-1}),$$

де  $\mu_0$  є середній рівень інвалідації, а  $d(a; k, v, p_1, \dots, p_{k-1})$  є критичним рівнем (б) множинних порівнянь з однаковим базисом, де  $k$  показників порівнюються з середнім  $\mu_0$  з кількістю ступенів свободи  $v$  і корельованістю зіставлень з коефіцієнтами кореляції  $c_1, \dots, c_k$ ,  $c_i = n_i / (n_0 + n_i)$ ;  $n_i$  – популяційна основа  $i$ -го рівня. Кореляції виникають внаслідок спільного базису порівнянь  $\mu_0$ . Фактично  $d(a; k, v, p_1, \dots, p_{k-1})$  розраховується на основі стимуляційних методик з використанням квантильного рівняння:

$$q'(a, v, R) = \{q \in P(\max(|t_{i1}|, \dots, |t_{in}|) > q) = a\}$$

Розподіл інвалідації внаслідок ІХС за періодом спостереження. Про важливість аналізу розподілів

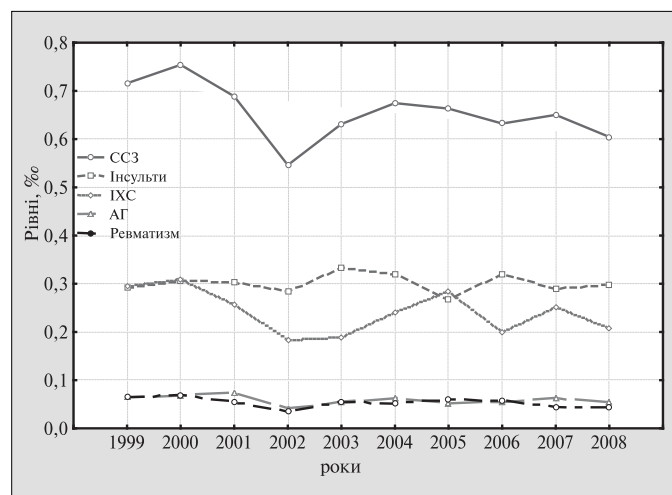


Рис. 2. Динаміка рівнів інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань за 1999–2008 рр.

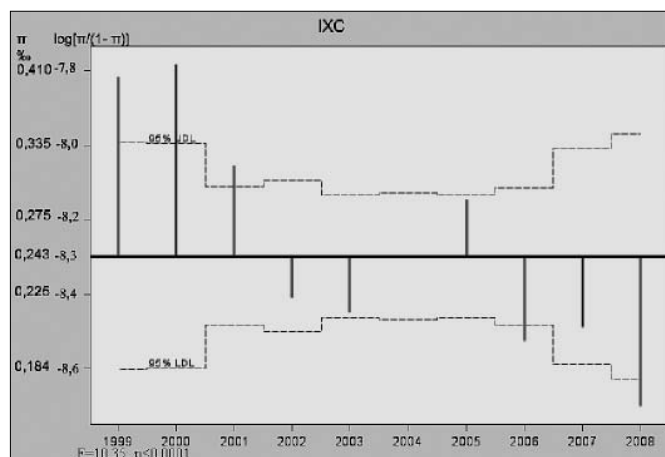


Рис. 3. Суттєвість відхилень рівнів інвалідації (π) від середнього (0,243%) по роках спостереження (1999–2008)

динамічних популяційних явищ у рамках АРС-конструкції свідчить рис. 2, на якому наведено динаміку інвалідації внаслідок ІХС та інших серцево-судинних захворювань (ССЗ) протягом періоду спостереження. Як видно з динаміки кривих, відмічається практично стаціонарний розподіл рівнів. Проте робити висновки про стаціонарний характер процесу недоречно, оскільки паралельно у часі спостерігається постаріння когорт і заміна їх молодшими. Саме аналітична декомпозиція за АРС-конструкцією уможливує вивчення динаміки інвалідації, «очищеної» від нашарувань зміни та постаріння когорт. Крім того, дизайн дослідження з незалежними експериментальними одиницями спостереження дає змогу також відокремити динамічні зміни соціальної структури та розвитку районів, місця проживання та статі. Саме тому вдалося відокремити суто часовий тренд змін інвалідації населення.

95% довірчі інтервали зіставлень отримано методом симуляцій Нельсона–Сю. Для поліпшення властивостей багатомірного t-розподілу з параметрами  $v$  і  $R$ , на основі якого здійснювались реплікації, використано логіт-трансформацію рівнів інвалідації  $p$ , тобто  $\log[p/(1-p)]$ . При графічному зображенні розподілів рівнів за АРС-факторами і суттєвості відхилень рівнів інвалідації ( $p$ ) від середнього (0,657%) використано логіт-шкалу як основну і поряд наведено оригінальні значення рівнів інвалідації  $p$ .

На рис. 3 зображено динаміку рівнів інвалідації ( $p$ ) внаслідок ІХС протягом років дослідження (1999–2008) і суттєвості відхилень рівнів від середнього (0,243%). На протигагу рис. 2, звертає увагу різке зменшення рівнів інвалідації протягом 1999–2008 рр., а саме від 0,410% в 1999 р. до 0,178% в 2008 р. з середнім рівнем 0,243%, з суттєвим зменшенням рівнів протягом 1999–2002 рр. і особливо з 2005 р. до 2008 р. ( $F=10,3$ ;  $p<0,0001$ ). У цілому модель динаміки рівнів інвалідації ( $p$ ) внаслідок ССЗ, артеріальної

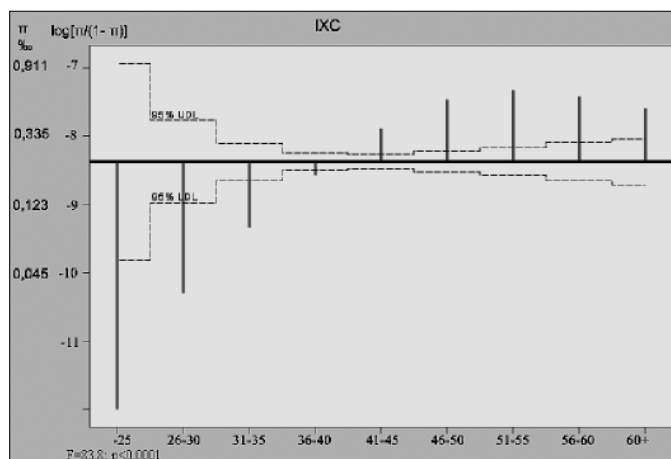


Рис. 4. Суттєвість відхилень рівнів інвалідації (тп) від середнього (0,243%) по вікових групах

гіпертензії достовірно ( $F=2,05; p=0,0306$ ) повторюють закономірності інвалідації внаслідок ІХС. Таке суттєве зниження аж ніяк не можна пояснити успіхами у медицині, оскільки якість і доступність медичної допомоги відчутно не зросли, натомість зменшилася кількість закладів охорони здоров'я, зокрема стаціонарної мережі. За ці роки кількість таких закладів загалом по країні скоротилася на 25,6%. Найбільше – у Сумській, Чернігівській та Житомирській областях (48,8%, 54,3% та 57,4% відповідно) [3]. Крім того, зниження показника майже вдвічі не можна пояснити суто складовими медичного обслуговування. Адже цей показник формується під впливом правових регулювань експертизи стійкої непрацездатності, соціальної політики пільг і пенсій з приводу інвалідності.

*Розподіл інвалідації внаслідок ІХС за віковими групами населення.* На рис. 4 зображено розподіл рівнів інвалідації внаслідок ССЗ у розрізі вікових груп населення і суттєвості відхилень рівнів інвалідації ( $p$ ) від середнього. Простежується вікова виражена динаміка росту рівнів інвалідації від мінімальних у молодших вікових групах до максимальних рівнів (до 0,70%) у віковій групі 51–55 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці. Видно, що практично всі повікові рівні інвалідації виходять за межі 95% довірчого інтервалу, тобто суттєво відрізняються від середнього, що свідчить про достовірну динаміку змін з року в рік. У цілому динамічні зміни достовірні, тестова статистика Фішера становить 84, що відповідає рівню  $p<0,0001$ . Ми виявили схожий повіковий розподіл рівнів інвалідації внаслідок інших ССЗ.

Чим можна пояснити таку регулярність у віковому розподілі рівнів інвалідації? Ми проаналізували такі фактори, як рівень освіти, профілактична активність населення, зайнятість, наявність супутніх захворювань, рівень доходів, фізіологічні механізми старіння організму. Проте ці фактори не дали змоги встановити

наявність пікових значень інвалідації у віковій групі 51–55 років, причому з регулярністю щодо окремих груп ССЗ. Логічно шукати відповідь у соціальному аспекті експертизи стійкої втрати працездатності.

Проведені нами дослідження встановили прямий зв'язок між розміром прибутку громадян та інвалідацією. Це підтверджує соціальну обумовленість явища. По-перше, розмір прибутку пов'язаний із соціальною зрілістю громадян, про що свідчить досягнення максимального прибутку у віці розквіту досвіду та творчого потенціалу. А це відомі фактори профілактичної активності населення, розуміння своїх соціальних прав, юридичної грамотності і соціальної активності громадян. По-друге, важливим тригерним фактором є швидкий вихід на пенсію, що змушує громадян шукати можливі шляхи забезпечення старості. По-третє, можливість для «успішного» висновку експертної комісії вище, зокрема через більший вплив вищезазначених громадян на рішення комісії.

*Розподіл інвалідації внаслідок ІХС у розрізі когорт.* На рис. 5 зображено розподіл рівнів інвалідації внаслідок ІХС у розрізі когорт народження і суттєвості відхилень рівнів інвалідації ( $p$ ) від середнього.

Простежується виражена динаміка підвищення рівнів інвалідації від 0,108% у когорті народжених до 1941 р. аж до 1,07% у когорті народжених після 1985 р.

Слід зазначити, що вплив розбіжностей когорт за віковою структурою та представництва (наповнення) когорт за роками дослідження нівельовано використанням АРС-конструкції. Показники інвалідації когорт стандартизовано за статтю та місцем проживання. Саме тому вказані відмінності приписуються лише часу народження, відповідно до базових характеристик когорт при народженні (наприклад, стану здоров'я немовлят), а також унікальній комбінації подій і умов життя когорт. Результати з достовірністю  $p<0,0001$  свідчать, що рівні інвалідації, властиві когортам, невпин-

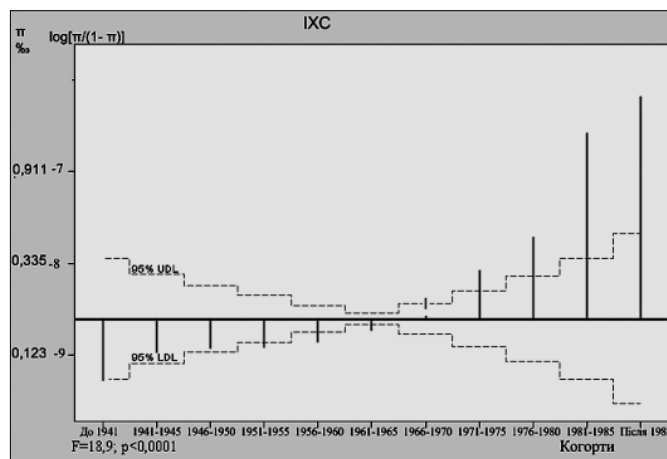


Рис. 5. Суттєвість відхилень рівнів інвалідації (тп) від середнього (0,657%) по когортах часу народження

Таблиця 4

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

Стать	Місце проживання	ССЗ				ІХС			
		М	m	t	p	М	m	t	p
Ж	село	0,145	0,006	210	<0,0001	0,05	0,016	3,1	<0,0001
Ж	місто	0,253	0,008	245	<0,0001	0,09	0,031	2,9	<0,0001
Ч	село	0,410	0,014	229	<0,0001	0,12	0,054	2,2	<0,0001
Ч	місто	0,585	0,017	249	<0,0001	0,27	0,073	3,7	<0,0001

но збільшуються в міру «помолодшання» когорт за часом народження. Про погіршення демографічної ситуації наступних поколінь, прискорення темпів інвалідизації та збільшення соціально детермінованої патології в наступних поколіннях йдеться в ряді історико-медичних досліджень [1;4–6]. Існують переконливі свідчення, що стан здоров'я призванників з кожним роком погіршується [2]. Результати нашого популяційного дослідження повністю підтримують факт зростання ризику інвалідизації внаслідок ІХС у наступних поколіннях. Аналогічну закономірність зміни ризику інвалідизації за когортами встановлено і для інших захворювань ССЗ – інсультів ( $F=3,4$ ;  $p=0,0002$ ), артеріальної гіпертензії ( $F=2,7$ ;  $p=0,0028$ ), ревматизму ( $F=2,2$ ;  $p=0,016$ ).

*Розподіл інвалідизації внаслідок ІХС у розрізі статі і місця проживання.* Оскільки статистичні розподіли інвалідизації за статтю та місцем проживання пов'язані, ми вивчили стандартизовані за АРС-конструкцією групові середні крос-класифікації градацій статі (чоловіки з кодом 1 і жінки з кодом 0) і місця проживання (місто з кодом 1 і село з кодом 0). Кодування відповідає підвищеному апріорному ризику інвалідизації у чоловіків порівняно з жінками і у міського населення порівняно з сільським. Кожна з чотирьох отриманих у такий спосіб груп населення має позначення згідно з кодуванням. Наприклад, 00 означає групу сільських жінок, 01 – групу міських жінок, 10 – групу сільських чоловіків, 11 – групу міських чоловіків. Вказана вище залежність сумісного розподілу інвалідизації за статтю та місцем проживання означає неоднаковий приріст ризику інвалідизації залежно від місця проживання (місто проти села) для жіночого і чоловічого населення. І навпаки, статеві різниці ризику теж будуть апріорі неоднакові для села і міста. Саме тому ми порівнювали групи населення за двома факторами одночасно.

У таблиці 4 наведено стандартизовані середні ризики інвалідизації груп населення за статтю і місцем проживання.

Дані таблиці 4 підтверджують доцільність зіставлень груп, які базуються на крос-класифікації града-

цій статі і місця проживання. Так, відмінності ризиків інвалідизації 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 інвалідизації внаслідок ССЗ у чоловіків порівняно з жінками для міського населення складають  $0,585\% - 0,253\% = 0,332\%$ , тоді як для сільського населення –  $0,410\% - 0,145\% = 0,265\%$ . Аналогічні закономірності встановлено для ІХС.

Дані таблиці 4 також містять вибірккові помилки ризиків і значення t-тесту гіпотези щодо відмінності ризиків від нульових значень, тобто істотності стандартизованих рівнів інвалідизації. Як впливає з центильних значень р одностороннього t-розподілу, усі ризики суттєво перевищують нульові значення. Тобто обсяг дослідження забезпечує вивчення розподілів ризику.

Слід зазначити, що всі зіставлення середніх, зокрема наведених у таблиці 4, проводились з поправкою на множинність порівнянь. Ми застосували поправку Тьюкі–Крамера (Tukey-Kramer). Метод дає найкращі оцінки, що експериментально підтверджено дослідженнями на основі стимуляцій Монте–Карло [7]. Метод має більшу потужність, ніж поправки Бонферроні (Bonferroni), Сідака (Sidak), чи Шеффе (Scheffé). Ми використали  $b=0,05$ , двостороннього (за модулем) критерію Тьюкі–Крамера, відповідно до яких будували 95% довірчі інтервали (95% CL). Для наочності ми застосували відповідні графічні зображення, а саме диффограму (diffogram). Діагональ диффограми будується на основі цілісної нульової гіпотези, яка вказує на відсутність суттєвих (на рівні  $b$ ) 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% довірчий інтервал різниці  $M_i - M_j$ . Довжина лінії адаптована до повороту (135 градусів) на графіку. Таким чином, ті лінії, що перетинають діагональ, не суперечать

нульовій гіпотезі, тобто відповідні пари середніх різняться недостовірно. Лінії, що відтворюють суттєві різниці (з поправкою Тьюкі–Крамера), не торкаються діагоналі і не перетинають її. Горизонтальна і вертикальна осі відображують, які саме пари середніх відповідають якій лінії. В кожній лінії є центр, від якого відходять направляючі до осей, які показують групи порівняння. Наприклад, якщо позначка 01 на горизонтальній осі і позначка 10 на вертикальній осі разом утворюють центр лінії – остання вказує на 95% CL різниці середніх груп міських жінок і сільських чоловіків.

На рис. 6 зображені множинні зіставлення середніх групових (стать\*місце проживання) рівнів інвалідації ( $p$ ) внаслідок ІХС на рівні  $p=0,05$  з поправкою Тьюкі–Крамера. Для точності презентації застосовано логістичне перетворення середніх рівнів ( $\log[p/(1-p)]$ ), що використовується як лікуюча функція в ході множинної стандартизації за біноміальною моделлю. Як видно з розміщення шести ліній, що відтворюють усі можливі попарні комбінації зіставлень середніх, усі попарні відмінності є високо достовірними. Жоден 95% довірчий інтервал різниці не перетнув діагональ, а натомість усі вони значно віддалені від діагоналі. Причому відстані кінців ліній до діагоналі більші за довжину ліній. Такі вузькі 95% CL свідчать про регулярність отриманих ризиків і високу надійність результатів зіставлень.

Простежуються регулярні вищі значення ризиків у чоловіків порівняно з жінками. Також ризики регулярно вищі у міського населення порівняно з сільським. Особливо виразні відмінності встановлено для середніх ризиків груп міських чоловіків (найвищий серед усіх) і сільських жінок (найменший з усіх ризиків).

Саме тому ця пара утворює найбільш віддалену від діагоналі лінію, розташовану у верхньому лівому кутку. Встановлено аналогічні до вказаних особливостей розподіли стандартизованих ризиків інвалідації внаслідок інших груп ССЗ.

## Висновки

1. Видима стаціонарна динаміка інвалідації внаслідок ІХС є складною композицією ефекту когорт,

## Список літератури

1. Д'яченко Т. В. Стан вивчення проблеми підготовки фахівців-реабілітологів в освітньому просторі України / Т. В. Д'яченко [Електронний ресурс]. – Режим доступу : [http://www.nbu.gov.ua/portal/Soc\\_Gum/PPMB/texts/2007-10/07dtvesu.pdf](http://www.nbu.gov.ua/portal/Soc_Gum/PPMB/texts/2007-10/07dtvesu.pdf). – Назва з екрана.
2. Казак С. С. Сучасні аспекти дитячої та підліткової кардіології // Укр. мед. часопис. – 2003. – № 5 (37), IX–X. – С. 41–44.
3. Носуліч Т. М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) : автореф. ... дис. канд. мед. наук / Т. М. Носуліч. – К., 2008. – 21 с.

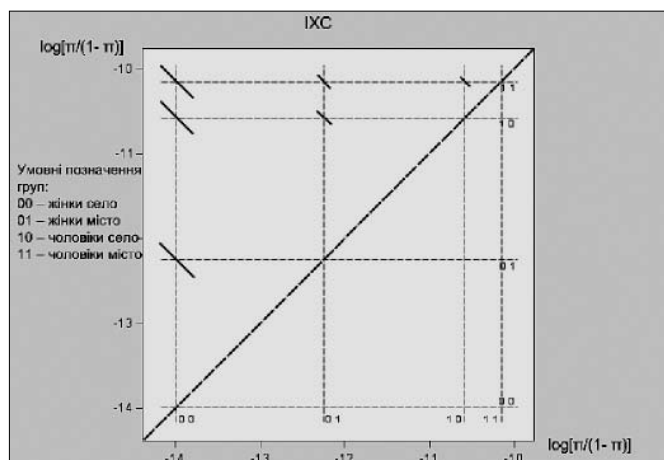


Рис. 6. Суттєвість різниць середніх групових (стать\*місце проживання) рівнів інвалідації ( $pt$ ) на рівні  $p=0,05$  з поправкою Тьюкі–Крамера

2. періодів і зміни вікової структури когорт у часі. Маргінальні розподіли ризиків інвалідації внаслідок ІХС за кожним з АРС-факторів далекі від стаціонарних процесів.
2. Спостерігається драматичне падіння інвалідації внаслідок ІХС протягом 1999–2008 рр., яке пояснюється насамперед ускладненнями визнання факту інвалідації.
3. Простежується виражена динаміка росту рівнів інвалідації від 0,108% у когорті народжених від 1941 р. аж до 1,07% у когорті народжених після 1985 р., зокрема, вірогідно внаслідок зниження рівня здоров'я наступних поколінь.
4. Доведено наявність пікових значень інвалідації у віковій групі 51–55 років, причому з регулярністю щодо інших груп ССЗ. Відповідь слід шукати лише в соціальному аспекті експертизи стійкої втрати працездатності.
5. Виявлено регулярні вищі значення ризиків інвалідації у чоловіків порівняно з жінками, а також у міського населення порівняно з сільським.

**Перспективи подальших досліджень** пов'язані з вивченням застосування АРС-декомпозиції у встановленні історичних трендів рівнів інвалідації внаслідок інсультів.



4. Паламарчук М. М. Економічна і соціальна географія України з основами теорії : пос. для викладачів економічних і географічних факультетів вузів, наукових працівників, аспірантів / М. М. Паламарчук, О. М. Паламарчук. — К. : Знання, 1998. — 416 с.
5. Пересадин Н. А. Реабилитология / Н. А. Пересадин, Т. В. Дьяченко. — Луганск : Знание, 2004. — 480 с.
6. Ціборовський О. М. Демографічні зміни та динаміка стану здоров'я населення в незалежній Україні (історико-медичне дослідження). 2009 / О. М. Ціборовський [Електронний ресурс]. — Режим доступу : [www.uiph.kiev.ua/uploads/docs/ndr\\_tsiborovsky\\_2009.doc](http://www.uiph.kiev.ua/uploads/docs/ndr_tsiborovsky_2009.doc). — Назва з екрана.
7. Dunnett C. W. Pairwise Multiple Comparisons in the Homogeneous Variance, Unequal Sample Size Case / C. W. Dunnett // Journal of the American Statistical Association. — 1980. — Vol. 75. — P. 789–795.
8. 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.
9. Hsu J. C. Multiple Comparisons. Theory and Methods / J. C. Hsu. — London : Chapman & Hall, 1996. — 211 p.
10. Labour migration and the recent financial crisis in Asia. — OECD Conference Proceedings, 2000.
11. Littell Ramon C., George A. Milliken, Walter W. Stroup, Russell D. Wolfinger and Oliver Schabenberger. 2006. — SAS<sup>®</sup> for Mixed Models, Second Edition. Cary, NC : SAS Institute Inc., 2006. — 834 p.
12. The GLIMMIX Procedure, June 2006. — SAS Press. Cary, NC : SAS Institute Inc., 2006. — 258 p.
13. Yang Y. Age-period-cohort analysis of repeated cross-section surveys: fixed or random effects? / Y. Yang, Kenneth C. Land // Sociological Methods and Research. — 2006. — Vol. 35. — P. 77–121.

Дата надходження рукопису до редакції: 24.10.2012 р.

#### APC-декомпозиция уровней инвалидизации вследствие ишемической болезни сердца по когортам, возрасту и годами исследования

В.П. Клименюк, А.А. Галаченко,  
А.М. Очередько, И.Ю. Андриевский (Винница)

Изучены закономерности формирования инвалидизации вследствие ишемической болезни сердца у населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999–2008 гг. на основе дизайна «стрип-сплит-плот». Проведена APC-декомпозиция уровней инвалидизации в ходе смены и созревания когорт во времени. Данные проанализированы на основе иерархической нелинейной микст-модели. Результаты свидетельствуют о тенденции увеличения риска инвалидизации в современных когортах наряду с уменьшением доступности экспертизы и возможности получить группу инвалидности.

**Ключевые слова:** инвалидизация, APC-декомпозиция, ишемическая болезнь сердца.

#### APC-decomposition rates of disability due to ischemic heart disease cohort, age and years of research

V.P. Klymenyuk, O.O. Galachenko,  
O.M. Ocheredko, I.Yu. Andriyevsky (Vinnytsa)

The risks of disability acquisition due to cardiovascular diseases have been investigated in Zhytomyrska region population by strip-split-plot design and APC construction. Latter unveils population processes while cohorts grow in time and age being gradually replaced with younger. Data are analyzed on the basis of hierarchical nonlinear mixed model. Results bare witness to increase in risk of acquiring disability while accessibility of expertise and opportunity of disability recognition by expert commission are increasingly hampered.

**Key words:** disability, APC-decomposition, ischemic heart disease.

Рецензент: д. мед. н., доц. О.В. Любінець.