

УДК 616.12-036.86.001.57

В. П. КЛИМЕНЮК, О. О. ГАЛАЧЕНКО, О. М. ОЧЕРЕДЬКО, І. Ю. АНДРІЄВСЬКИЙ
(Вінниця)

АНАЛІЗ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ ЗА APC-КОНСТРУКЦІЄЮ НА ОСНОВІ СТРІП-СПЛІТ-ПЛОТ-ДИЗАЙНУ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

Вивчалися процеси інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань населення Житомирської області суцільним методом протягом 1999–2008 рр. на основі дизайну стріп-спліт-плот з урахуванням APC-конструкції (розглядає популяційні процеси в ході зміни і досягання когорт в часі). Аналіз даних проведено на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі. Результати свідчать про збільшення ризику інвалідизації поряд зі зменшенням доступності експертизи та можливості отримати групу інвалідності.

КЛЮЧОВІ СЛОВА: **інвалідизація, APC-конструкція, стріп-спліт-плот-дизайн.**

Світовий досвід розвитку визнає вирішальну роль людського потенціалу. Це може бути проблема трудових резервів країн Африки [18], проблеми демографічного потенціалу країн Європи [11,15], кваліфікованих кадрів в країнах Азії [16,20]. Ситуація в Україні характеризується віковою деформацією працюючих, що веде до великих фрикційних витрат суспільства. Індикаторним явищем є інвалідизація населення. Основний інвалідизуючий ризик серед старшого населення властивий серцево-судинним захворюванням (ССЗ). Класично вивчення ситуації щодо інвалідизації населення допомагає знайти важелі запобігання ризику та відновлення працездатності. Проте популяційні дослідження інвалідизації затруднені 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.

Матеріал і методи дослідження. У дослідження було включено всю популяцію Житомирської області, розглянуто всі випадки інвалідизації внаслідок ССЗ в даній популяції протягом 1999–2008 років. Дослідження побудовано на історичних когортах, фактично враховуються експозиції від 1940 р. до 2008 р., матеріал унікальний і буде аналізуватись ще багато років.

Основу дизайну складає APC-конструкція, яка відтворює рух когорт за роками і віком (табл. 1). Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Дослідження охопило 11 когорт за часом народження до 1940 року, яка охоплювала осіб, які дожили до 1999 року (перша когорта), і послідовно за п'ятирічними періодами народження («1941-45», «1946-50», ...) до наймолодшої когорти, представники якої на-

родилися після 1985 року. Когорта є важливою експериментальною одиницею спостереження, оскільки ототожнює унікальну комбінацію історико-соціальних подій, кумуляцію послідовних експозицій, які зазнали протягом життя представники когорти.

Іншим важливим APC-фактором є час, в якому розгортається життя представників когорти. На відміну від звичної ролі часу як повторюваного фактора дизайну, він має особливу роль в APC-аналізі і відповідному дизайні. Оскільки представники когорт знаходяться в різному віці у кожному з років, час набуває властивостей блокового фактора, втрачаючи значення «повторюваності». В 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 APC-конструкції, визначений дизайном як коваріата, притаманна мешканцю як мікроодиниці спостереження. Його ефект оцінюється як коваріативний на другому рівні ієрархічної моделі, яка 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 уможлиблює використання популяційних характеристик, важливими є інвалідизація визначених груп населення, соціально-економічні та медико-демографічні характеристики комуні. Проте внаслідок нерандомізованого географічного розміщення районів між їх популяційними характеристиками вірогідно існує зв'язок.

Описані одиниці спостереження організовані в дизайні спостереження таким чином, що

визначають ряд експериментальних одиниць спостережень, на основі яких тестуються гіпотези, задані завданнями дослідження. Так, крос-класифікація районів з роками спостереження обумовлює стріп-плот (strip-plot) елемент дизайну $A \times B$ (на рис. 1 позначено косо заштрихованим прямокутником).

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

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

Вік	Рік дослідження									
	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

Рух когорт

Типологічні фактори представників когорти (стать, місце проживання мешканців), в свою чергу, розміщені (утворюють гнізда) в хоул-плоті

та, утворюючи експериментальну одиницю дизайну спліт-плот (split-plot) $F(C(A \times B))$, на рис. 1 позначено прямокутниками з вкрапленнями.

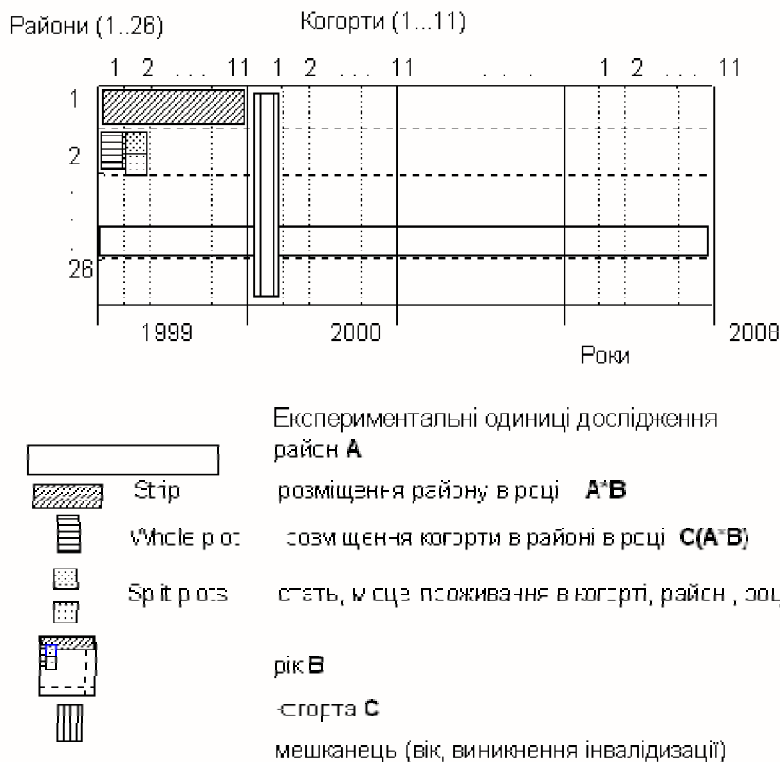


Рис. 1. Стріп-спліт-плот лонгітудинальний дизайн дослідження

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 APC-факто-

ри, є проблема ідентифікації [12;21], суть якої зводиться до сингулярності матриці даних X і відповідно неповного рангу $(X'X)$ внаслідок абсолютного лінійного зв'язку між віком, періодом та когортою: $\text{Період-Вік} = \text{Когорта}$. Це означає, що

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

Ми вирішили цю проблему на основі стріп-спліт-плот-дизайну 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 полягала в тому, що окремі експериментальні одиниці спостереження пов'язані з рандомізованими ефектами [17;19]. Так, кожна з 7 задіяних одиниць спостережень становить 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 [17;19], 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 згруповані (гніздяться) у рівні фіксованих ефектів. Наявність фіксованих ефектів поряд з рандомізованими призводить до ієрархічної мікст-моделі із складною внутрішньою структурою. Ускладненням є також нелінійний (логіт) характер зв'язку між ризиком інвалідизації (π) і лінійним предиктором (LP): $p = 1/(1 + \exp(-LP))$

Ми обрали метод оцінки рандомізованих ефектів RPL (метод псевдо-правдоподібності залишків) як найбільш ефективний за заданої ситуації [17;19]. Практично оцінка параметрів відбувається 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 в 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 в процедурі через SWEEP оператор як найбільш ефективний. Третій етап полягає в трансформації вихідних (проміжних) даних, процес, що утворює зовнішні ітерації. RPL оцінює, який враховує ієрархію рівнів рандомізованих та фіксованих ефектів, нелінійний характер моделі та складну структуру залишків, реалізовано 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. Опис когорт за обсягом та частотою нових випадків інвалідності

Оскільки APC-аналіз ґрунтується на великих масивах даних і вимагає значного наповнення елементів перехресної класифікації когорт з роками дослідження, який обсяг наповнення вважати достатнім, залежить від популяційних явищ, що вивчаються. Якщо традиційно інвалідизація населення вивчається на популяційній основі порядку 1000–10000 осіб, то кількості одиниць дослідження у розрізі комбінацій когорта*рік практично на порядок перевищують достатні (табл. 2).

Таблиця 2. Розподіл розміру когорт народження в розрізі років дослідження*

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

Примітка: * $\Sigma = 13444578$.

Маргінальні кількості одиниць дослідження (стрічка і стовпчик "Всього") свідчать про рівномірний характер розподілу кількості одиниць спостереження рокам та дещо більші потужності початкових та молодших когорт.

Важливим для валідизації APC-конструкції є вивчення розподілу кількості нових випадків інвалідності внаслідок ССЗ в розрізі когорт народження і років. Такий розподіл наведений в таблиці 3.

Таблиця 3. Розподіл кількості нових випадків інвалідності внаслідок ССЗ в розрізі когорт народження і років*

Когорта	Рік									
	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008
-1940	469	384	211	118						
1941	225	247	104	67	260	262	206	151	178	
1946	181	230	204	187	151	127	126	93	141	
1951	68	130	212	177	177	206	199	167	94	64
1956	36	41	134	113	134	161	162	185	160	134
1961	23	17	45	43	64	90	103	125	171	164
1966	14	12	18	22	27	29	37	68	112	117
1971	6	4	9	9	14	8	19	28	77	77
1976	2	2	5	5	7	6	11	7	35	39
1981		.	7	8	13	6	5	2	6	16
1986+		.					3	3	3	17

Примітка: * $\Sigma=8836$.

Як у цілому по захворюванням серцево-судинної системи, так і за окремими групами захворювань, простежується гарна наповнюваність частот перехресної класифікації когорт народження і років. Розподіл частот нових випадків інвалідності повторює розподіл популяційного наповнення і пропорційний до рівнів інвалідизації населення України.

Дослідження розподілів хвороб серцево-судинної системи за APC-конструкцією

APC-конструкція утворена рухом когорти одночасно по віковим та часовим градаціям. Дослідження розподілів важливе з двох причин. По-перше, аналізуючи одномірні розподіли, ми можемо будувати одномірні гіпотези і в подальшому компонувати їх в багатомірні. Оскільки формуляція моделі ґрунтується на дизайні даних та гіпотезах, які підлягають вивченню, дані підрозділу допоможуть нам в ідентифікації ієрархічної рандомізованої моделі. По-друге, таке вивчення дає нам змогу змістовніше інтерпретувати результати багатомірного статистичного аналізу, так як саме властивості одномірних розподілів компонент моделі дозволяють пролити світло на логічний зміст отриманих багатомірних оцінників і відповідних статистичних тестів.

Найбільшою проблемою вивчення одномірних розподілів є їх спотворення іншими пов'язаними одномірними розподілами, що особливо характерно для APC-конструкції. Для вирішення цієї проблеми ми відсіювали складові сумісного розподілу факторів, причому не лише APC-конструкції, але й всіх інших потенцій-

них змішувачів, а саме контролювали стать, місце проживання, фактори індивідуальної специфіки районів, а також експериментальні одиниці спостереження, пов'язані із змішувальними ефектами, зокрема ієрархічної послідовності ефектів стріп-плоту, хоул-плоту, спліт-плоту. Фактично вивчаються маргінальні одномірні розподіли. Для кожного з розподілів ми проводили аналіз достовірності відхилень окремих рівнів інвалідизації від середнього. Специфіка тестування полягала як в чисельності одночасних порівнянь, що потребує поправку, так і на кореляцію результатів окремих тестів внаслідок спільного середнього рівня, з яким ведеться зіставлення, що теж потребує корекції. Найпотужнішим за таких обставин є тест Нельсона-Сю (Nelson-Hsu). Тест передбачає, що рівень відрізняється від середнього, якщо значення тесту перевищує критичний рівень [11]:

$|t_{i0}| \geq d(a; k, n, r_1, \mathbf{K}, r_{k-1})$, де μ_0 – це середній рівень інвалідизації, а $d(a; k, n, r_1, \mathbf{K}, r_{k-1})$ є критичним рівнем (α) множинних порівнянь з однаковим базисом, де k показників порівнюються з середнім μ_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 μ_0 . Фактично $d(a; k, n, r_1, \mathbf{K}, r_{k-1})$ розраховується на основі стимуляційних методик з використанням квантильного рівняння:

$$q'(a, n, R) = \{q \in P(\max(|t_1|, \mathbf{K}, |t_n|) > q) = a\}$$

Багатомірні вектори t отримуються як випадкові вибірки розподілу з параметрами v (кількість ступенів свободи) і ρ_1, \dots, ρ_k (елементи матриці кореляцій R). $q^i(a, n, R)$ оцінюється за вибірковим значенням \hat{q} з α центилем отриманих рівнів $\max(|t_1|, \mathbf{K}, |t_n|)$. У такий спосіб генерується достатня кількість для забезпечення знаходження істинного значення

$P(\max(|t_1|, \mathbf{K}, |t_n|) > q)$ 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 ме-

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

Розподіл інвалідизації внаслідок ССЗ за роками спостереження

АРС-конструкція утворена рухом когорти одночасно за віковими та часовими градаціями. Про важливість аналізу розподілів динамічних популяційних явищ у рамках АРС-конструкції свідчить рис. 2, на якому зображена динаміка інвалідизації внаслідок ССЗ протягом періоду спостереження.

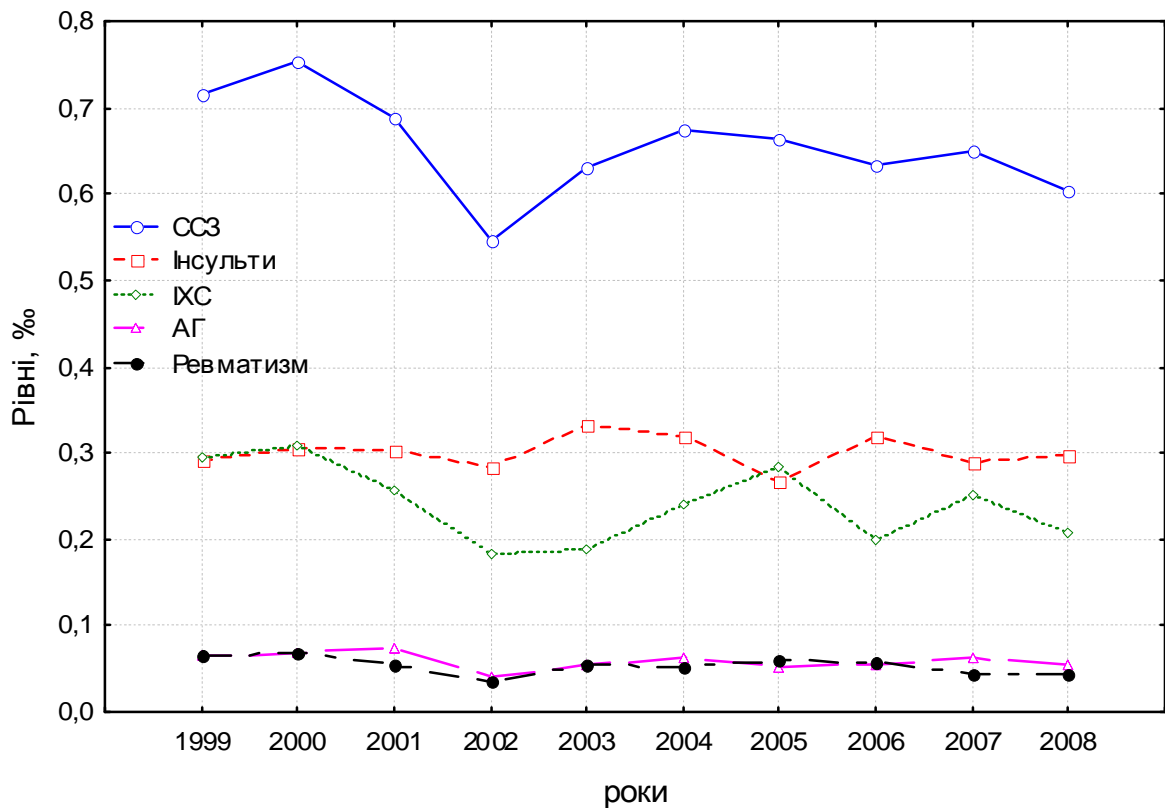


Рис. 2. Динаміка рівнів інвалідизації внаслідок ССЗ

Як видно з динаміки кривих, простежується практично стаціонарний розподіл рівнів. Проте робити висновки про стаціонарний характер процесу недоречно, оскільки паралельно у часі відбувається постаріння когорт та заміна їх молодшими. Саме аналітична декомпозиція за АРС-конструкцією уможливує вивчення динаміки інвалідизації, очищеної від нашарувань зміни та постаріння когорт. Крім того, дизайн дослідження з незалежними експериментальними одиницями спостереження дозволяє також виокремити динамічні зміни соціальної структури та розвитку районів, місця проживання та статі. Саме тому вдається виокремити суто часовий тренд змін інвалідизації населення.

Слід зауважити, що 95% довірчі межі зіставлень отримані за методом симуляцій Нельсона-Сю. Для покращення властивостей багатомір-

ного t -розподілу з параметрами v і R , на основі якого здійснювались реплікації, використана логіт-трансформація рівнів інвалідизації π , тобто $\log[\pi/(1-\pi)]$. При графічному зображенні розподілів рівнів за АРС-факторами і суттєвістю відхилень рівнів інвалідизації (π) від середнього (0,657‰) використана логіт-шкала як основна і поряд наведені оригінальні значення рівнів інвалідизації π

На рис. 3 зображено динаміку рівнів інвалідизації (π) внаслідок ССЗ протягом років дослідження (1999–2008) і суттєвості відхилень рівнів від середнього (0,657‰). На противагу до рис. 2 привертає увагу різке зменшення рівнів інвалідизації протягом 1999–2008 років. Це зменшення є суттєвим ($F=7,2$; $p<0,0001$). Суттєві відмінності досягаються на кінцевих відрізках часу, що свідчить про особливо швид-

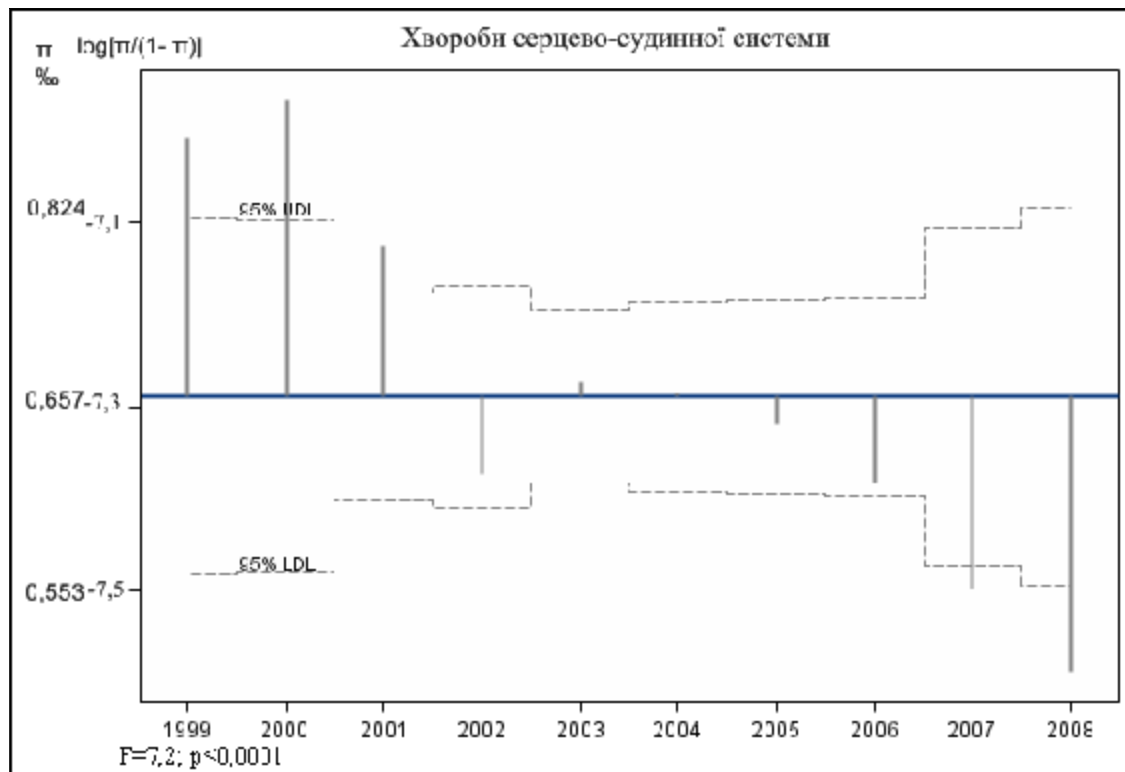


Рис. 3. Відхилення рівнів інвалідності (π) від середнього (0,657%) за роками спостереження (1999–2008 рр.)

ку динаміку зменшення рівнів протягом 1999–2002 і від 2005 до 2008 року. Аналогічні закономірності підтримуються і за найбільш інвалідизуючими групами захворювань (інсульт, ішемічна хвороба серця, артеріальна гіпертензія). Так, динаміка рівнів інвалідизації (π) внаслідок інсультів протягом років дослідження (1999–2008) демонструє суттєве ($F=3,62$; $p=0,0002$) зменшення рівнів від 0,378‰ в 1999 р. до 0,219‰ в 2008 р. із середнім рівнем 0,30‰, особливо виразно зменшення відбулось від 2005 р. до 2008 р. Аналогічне достовірне ($F=10,3$; $p<0,0001$) зменшення рівнів інвалідизації (π) простежується для ішемічної хвороби серця від 0,410‰ в 1999 р. до 0,178‰ в 2008 р., середній рівень 0,243‰, із суттєвим зменшенням рівнів протягом 1999–2002 рр. і, особливо, від 2005 р. до 2008 р. Модель динаміки рівнів інвалідизації (π) внаслідок артеріальної гіпертензії достовірно ($F=2,05$; $p=0,0306$) повторює закономірності попередніх: рівні спадають від 0,117‰ в 1999 р. до 0,028‰ в 2008 р., особливо високий темп зменшення рівнів спостерігається протягом 2005–2008 рр.

Таке драматичне падіння ніяк не можна пояснити успіхами профілактичної та лікувальної медицини, оскільки її якість і доступність відчутно не зросли, натомість спостерігалось падіння кількості лікувально-профілактичних закладів,

зокрема стаціонарної мережі. Насправді кількість ССЗ протягом 1999–2008 років суттєво зросла – від 1950 тис. до 2478 тис. [22]. Проте відсоток витрат на охорону здоров'я у загальній структурі витрат домогосподарства за вказаний період зменшувався від 3,3% до 2,7%. Протягом останніх десятиліть ресурсний потенціал системи охорони здоров'я зазнав суттєвих змін. Динаміка розвитку закладів охорони здоров'я мала тенденцію до постійного скорочення лікарняних закладів поряд із збільшенням амбулаторно-поліклінічних. Адже за попереднє десятиріччя кількість лікарняних закладів загалом по країні зменшилась на 25,6%. Лідерами за темпами скорочення були Сумська, Чернігівська та Житомирська області – 48,8%, 54,3% та 57,4% відповідно [5]. З іншого боку, навіть якщо і відбулися значні успіхи в покращанні медичного обслуговування контингентів ризику щодо інвалідизації внаслідок ССЗ, для виражених змін таких наслідків, як інвалідність, вимагається більший проміжок часу. Крім того, падіння 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 інвалідизації внаслідок ССЗ за віковими групами населення

На рис. 4 зображено розподіл рівнів інвалідизації внаслідок ССЗ в розрізі вікових груп населення і суттєвості відхилень рівнів інвалідизації (π) від середнього (0,657‰). Простежується вікова виразна динаміка росту рівнів інвалідизації від 0,12‰ в молодших вікових групах до максимальних рівнів у віковій групі 51–55 років, а саме 2,11‰, з наступним поступовим зниженням у старшому віці. Видно, що

практично всі повікові рівні інвалідизації виходять за межі 95% інтервалу довіри, тобто суттєво відрізняються від середнього, що свідчить про достовірну динаміку змін з року в рік. У цілому динамічні зміни достовірні, тестова статистика Фішера становить 231, що відповідає рівню $p < 0,0001$. Тотожний повіковий розподіл рівнів інвалідизації внаслідок окремих груп ССЗ.

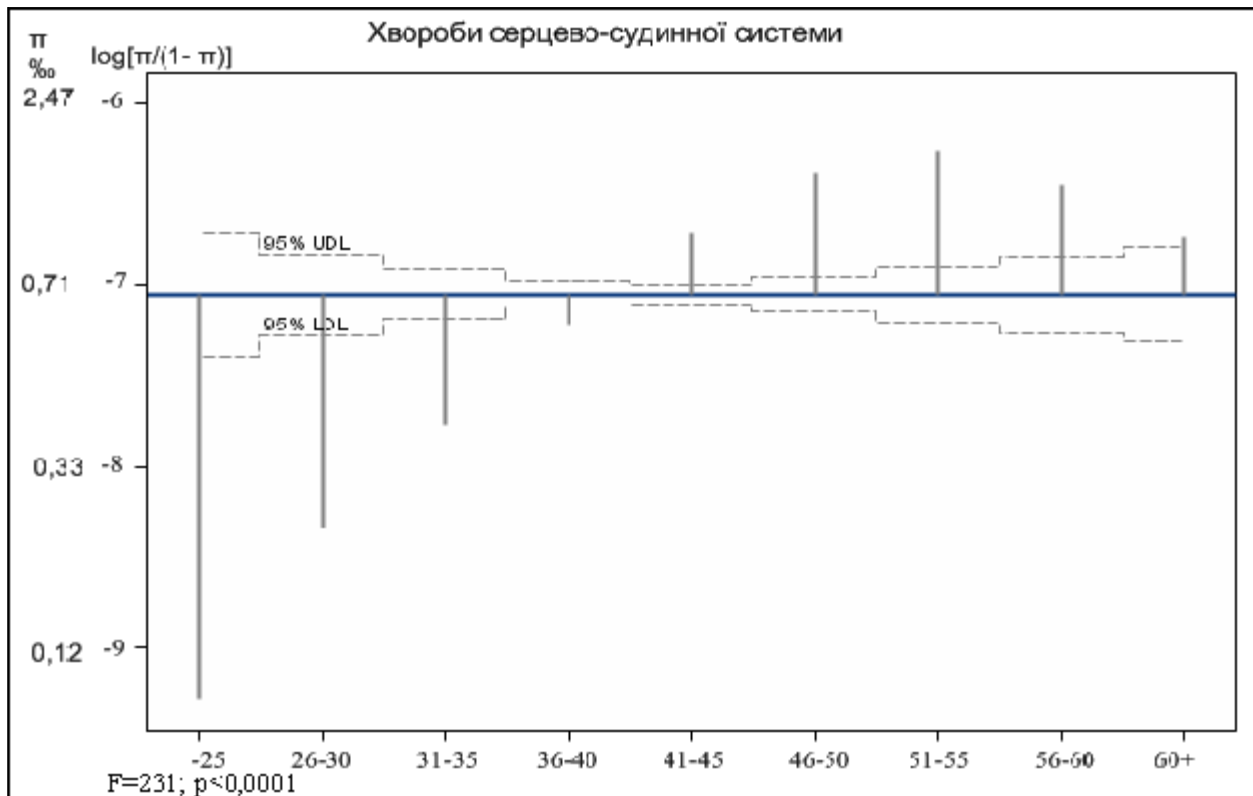


Рис. 4. Відхилення рівнів інвалідності (π) від середнього (0,657‰) за віковими групами

Простежується виразна вікова динаміка росту рівнів інвалідизації внаслідок інсультів від менш ніж 0,045‰ в молодших вікових групах до максимальних рівнів понад 0,80‰ у віковій групі 51–55 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці. Всі повікові рівні інвалідизації виходять за межі 95% інтервалу довіри з загальною оцінкою достовірності $F=113; p < 0,0001$. Аналогічно до інсультів виражена динаміка росту рівнів інвалідизації внаслідок ішемічної хвороби серця від мінімальних в молодших вікових групах до максимальних рівнів до 0,90‰ у віковій групі 51–55 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці. Всі повікові рівні інвалідизації виходять за межі 95% інтервалу довіри з загальною оцінкою достовірності нерівномірності розподілу за віком $F=83,8; p < 0,0001$. Аналогічно до попередніх груп ССЗ наявна вікова динаміка росту рівнів інвалідизації внаслідок артеріальної гіпертензії від прак-

тично нульових значень в молодших вікових групах до максимальних рівнів до 0,30‰ у віковій групі 46–50 років з наступним поступовим зниженням у старшому віці. Знову всі вікові рівні інвалідизації виходять за межі 95% інтервалу довіри із загальною оцінкою достовірності нерівномірності розподілу за віком $F=34,6; p < 0,0001$.

Чим можна пояснити таку регулярність у віковому розподілі рівнів інвалідизації? Ми проаналізували такі фактори, як рівень освіти, профілактична активність населення, зайнятість, наявність супутніх захворювань, рівень доходів, фізіологічні механізми старіння організму. Останні не викликають сумніву. Судинна система зазнає склеротичного ущільнення інтими, атрофії м'язового шару, зменшення еластичності уже з 40 років. Капілярна мережа зазнає явищ фіброзу і гіалінового переродження, зменшується капілярний резерв з переважанням спастичної фор-

ми капілярних петель, потовщення капілярних мембран та зменшення піноцитозу. З 40 років наростає ендотеліальна дисфункція, підвищуючи тромбогенний потенціал крові. Після 45 років порушуються умовні і безумовні рефлексні на ССС та стан центра гемодинаміки, порушується регуляція коронарного та мозкового кровообігу. Ризик інвалідації також наростає за рахунок акумулювання обмежень життєдіяльності внаслідок супутньої патології та зменшення адаптивних механізмів організму в цілому [4]. Проте чим можна пояснити наявність пікових значень інвалідації у віковій групі 51–55 років, причому з регулярністю щодо окремих груп ССЗ? Відповідь можна шукати лише в соціальному аспекті експертизи стійкої втрати працездатності.

З метою дослідження питань, пов'язаних із доступністю для населення послуг охорони здоров'я та лікарських препаратів, а також отримання інформації щодо самооцінки стану здоров'я членів домогосподарств, наявності хронічних захворювань або інших проблем зі здоров'ям, Головним управлінням статистики у жовтні 2009 р. проведено щорічне вибіркове опитування членів домогосподарств, які взяли участь в обстеженні умов їхнього життя. Використовуючи ці дані та інші джерела [2;9;14], ми проаналізували вікові розподіли мешканців за рівнем освіти, профілактичної активності населення, зайнятості, наявності супутніх захворювань. Виявилось, що жодний з розподілів не відповідав розподілу рівнів інвалідації внаслідок ССЗ за віком, проте повіковий розподіл рівня прибутку тотожно співпадав. Прибутки громадян зростали поступово з віком з максимумом, що припадав на віковий період 51–55 років з наступним зниженням у старшому віці. Чи є логічні підстави такому зв'язку, чи можливі інші пояснення, зокрема наявність змішувального впливу соціально-економічних факторів, які одночасно обумовлюють схожі вікові розподіли рівнів прибутку та інвалідації? Таким потенційним змішувальним фактором може бути соціальне становище. Ми не знайшли офіційних даних щодо вікового розподілу осіб з привілейованим соціальним становищем, тому і не в змозі напругу спростувати встановлені закономірності. Використання методу інструментальних змінних (кількість підлеглих, кількість підвищень, відношення заробітної платні до інших легальних винагород) в даному разі не спрацьовує, тому що усі вони випадають з поля зору дослідників і офіційних статистичних даних. Проте є безпосередні підстави вважати наявність прямого зв'язку між розміром прибутку громадян та інвалідацією, що підтверджує соціально-опосередкованість явища. По-перше, розмір прибутку пов'язаний із соціальною зрілістю громадян, про що також

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, можливості для "успішного" висновку експертної комісії вищі, зокрема через більший вплив вищеозначених громадян на рішення комісії.

Розподіл інвалідації внаслідок ССЗ у розрізі когорт

На рис. 5 зображено розподіл рівнів інвалідації внаслідок ССЗ в розрізі когорт народження і суттєвості відхилень рівнів інвалідації (π) від середнього (0,657%). Простежується виразна динаміка росту рівнів інвалідації від 0,45‰ у когорті народжених до 1941 р. аж до 1,87‰ у когорті народжених після 1985 р. Слід підкреслити, що вплив розбіжностей когорт за віковою структурою та представництва (наповнення) когорт за роками дослідження нівельовано використанням APC-конструкції. Показники інвалідації когорт стандартизовано також за статтю та місцем проживання.

Саме тому спостережені відмінності приписуються лише часу народження, відповідно базових характеристик когорт при народженні (наприклад, стану здоров'я немовлят), а також унікальній комбінації подій і умов життя когорт. Результати з достовірністю $p < 0,0001$ ($F = 18,9$) свідчать про те, що рівні інвалідації, властиві когортам, невпинно збільшувались по мірі "помолодшання" когорт за часом народження. Про погіршення демографічної ситуації наступних поколінь, прискорення темпів інвалідації та збільшення соціально детермінованої патології в наступних поколіннях йдеться в ряді історико-медичних досліджень [1;6;7;10]. Проте методологія цих досліджень не дозволяє відділити ефект когорт від їх руху у часовій і віковій перспективі. Тому більшу довіру викликає ряд праць, які вивчають історичні аспекти поширеності серцево-судинних розладів у дітей та підлітків. Стверджується істотно змінена в останні десятиліття структура серцево-судинної патології у дітей та підлітків. Відзначено збільшення випадків порушень серцевого ритму, артеріальної гіпертензії, нейроциркуляторної дистонії, народжених вад серця, кардіоміопатії, метаболічних порушень у міокарді, ревматоїдного артрити, захворювань сполучної тканини тощо [3]. Існують переконливі свідчення того, що стан здоров'я призовників з кожним роком погіршується [8]. Результати нашого популяційного дослідження повністю підтримують факт зростання ризику

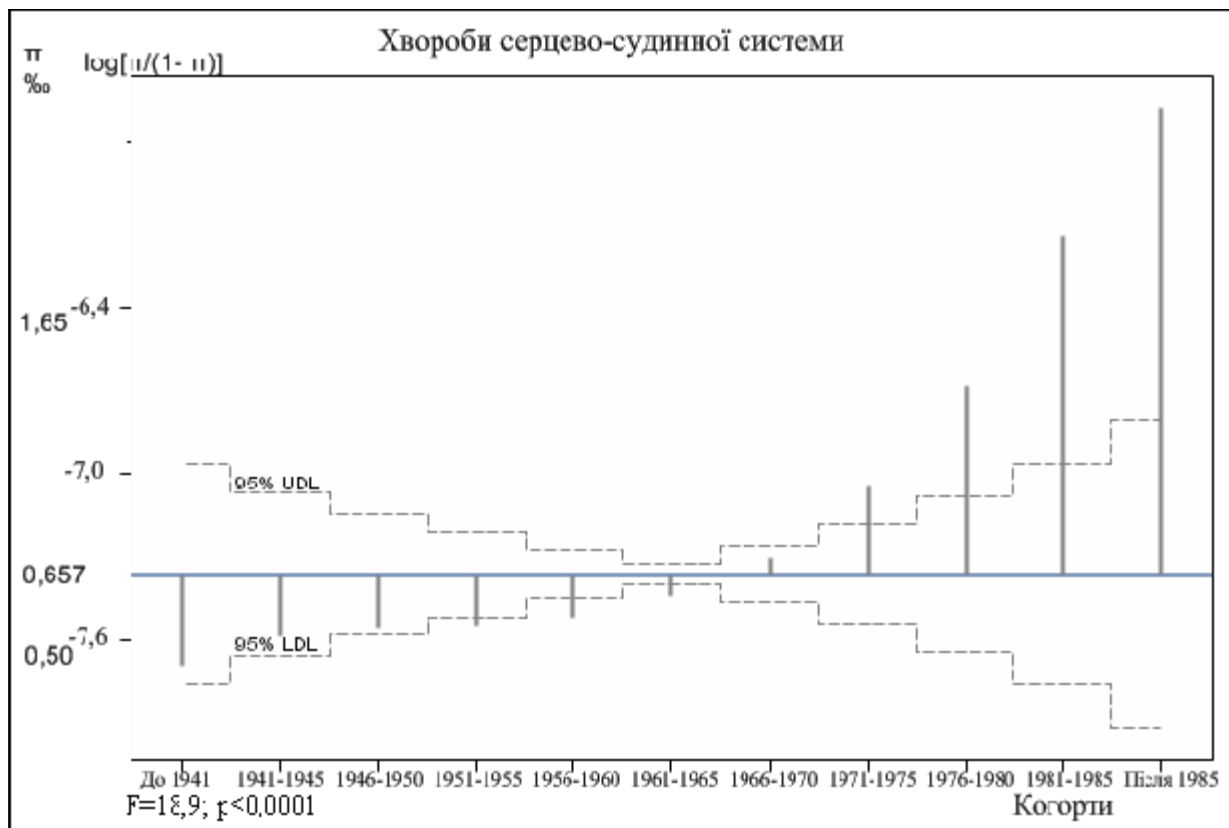


Рис. 5. Відхилення рівнів інвалідності (π) від середнього (0,657‰) за когортами часу народження

інвалідизації внаслідок ССЗ в наступних поколіннях. Аналогічна закономірність зміни ризику інвалідизації за когортами виявлена і для окремих захворювань ССЗ – інсультів ($F=3,4$; $p=0,0002$), ішемічної хвороби серця ($F=8,1$; $p<0,0001$), АГ ($F=2,7$; $p=0,0028$), ревматизму ($F=2,2$; $p=0,016$).

Висновки

1. Проблема інвалідизації населення України є мало вивченою. На заваді стоїть складна багаторівнева організація даних, яка потребує відповідного дизайну та аналізу.

2. Стаціонарна динаміка інвалідизації є складною композицією ефекту когорт, періодів і зміни вікової структури когорт в часі. Розподіл ризиків інвалідизації за кожним з ефектів далекий від стаціонарного.

3. Спостерігається виражене падіння інвалідизації внаслідок ССЗ протягом 1999–2008

років, яке ніяк не можна пояснити успіхами профілактичної та лікувальної медицини.

4. Простежується виразна динаміка росту рівнів інвалідизації від 0,45‰ у когорті народжених до 1941 р. аж до 1,87‰ у когорті народжених після 1985 р., найбільш вірогідно внаслідок падіння рівня здоров'я наступних поколінь.

5. Доведено наявність пікових значень інвалідизації у віковій групі 51–55 років, причому з регулярністю щодо окремих груп ССЗ. Відповідь можна шукати лише в соціальному аспекті експертизи стійкої втрати працездатності.

6. У цілому дані свідчать про збільшення ризиків інвалідизації і одночасне зменшення доступності експертизи та можливості отримати групу.

7. Чи це політика держави (зменшення пільг, доступності експертизи), чи матеріальна мотивація осіб, причетних до експертизи, чи зміни соціуму і ринку праці залишається нерозкритим.

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.
2. Доходи та заощадження в перехідній економіці України / В. Бандер, В. Буняк, З. Ватаманюк [та ін.]; за ред. С. Панчишина та М. Савлука. – Л. : ЛНУ імені Івана Франка, 2003. – 406 с.
3. Казак С. С. Сучасні аспекти дитячої та підліткової кардіології / С. С. Казак // Укр. мед. часопис. – 2003. – Т. IX–X, №5 (37). – С. 41–44.
4. Коркушко О. В. Возрастные изменения сердечно-сосудистой системы при старении / О. В. Коркушко / ГУ "Институт геронтологии АМН Украины" [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.eurolab.ua/encyclopedia/565/44027>

5. Носуліч Т. М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) : автореф. дис. ... канд. мед. наук / Т. М. Носуліч Т. М. – К., 2008. – 21 с.
6. Паламарчук М. М. Економічна і соціальна географія України з основами теорії : [посібн. для викладачів економічних і географічних факультетів вузів, наукових працівників, аспірантів] / М. М. Паламарчук, О. М. Паламарчук. – К. : Знання, 1998. – 416 с.
7. Пересадин Н. А. Реабілітологія / Н. А. Пересадин, Т. В. Дьяченко. – Луганск : Знання, 2004. – 480 с.
8. Стан здоров'я призовників з кожним роком погіршується. [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.kmu.gov.ua/control/publish/article?art_id=73324559.
9. Статистичний щорічник Вінниччини за 2010 рік. Держкомстат України / за заг. ред. С. Ігнатова. – Вінниця : Головне управління статистики у Вінницькій області, 2011. – 619 с.
10. Ціборовський О. М. Демографічні зміни та динаміка стану здоров'я населення в незалежній Україні (історико-медичне дослідження) / О. М. Ціборовський [Електронний ресурс]. – Режим доступу : http://www.uiph.kiev.ua/uploads/docs/ndr_tsiborovsky_2009.doc.
11. Atsuhiko Yamada. The evolving retirement income package: trends in adequacy and equality in nine OECD countries / Atsuhiko Yamada, 2002.
12. 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.
13. Hsu J. C. Multiple Comparisons. Theory and Methods / J. C. Hsu. – London : Chapman & Hall, 1996. – 211 p.
14. <http://gus.if.ua/Jun2010/14Jun-u.htm>.
15. Labour market policies and the public employment. Service (Prague Conference) (2001).
16. Labour migration and the recent financial crisis in Asia: (OECD Conference Proceedings), 2000.
17. SAS® for Mixed Models / Littell Ramon C., George A. Milliken, Walter W. Stroup [et al.]. – second edition. – Cary, NC : SAS Institute Inc., 2006. – 834 p.
18. Sonia Bhalotra. Child Labour in Africa. OECD social, employment and migration working papers / Sonia Bhalotra. – DELSA/ELSA/WD/SEM, 2003. – P. 4–79.
19. The GLIMMIX Procedure, June 2006. SAS Press. Cary, NC: SAS Institute Inc. – 258 p.
20. Transforming disability into ability: Policies to Promote Work and Income Security for Disabled People, 2003.
21. Yang Yang 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.
22. Державна служба статистики України. Урядовий портал. [Електронний ресурс]. – Режим доступу : <http://www.ukrstat.gov.ua>

АНАЛИЗ ИНВАЛИДИЗАЦИИ ВСЛЕДСТВИЕ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ ПО APC-КОНСТРУКЦИИ НА ОСНОВЕ СТРИП-СПЛИТ-ПЛОТ-ДИЗАЙНА

В. П. Клименюк, А. А. Галаченко, А. Н. Очеретько, И. Ю. Андриевский (Винница)

Изучены процессы инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999–2008 гг. на основе дизайна стрип-сплит-плот с учетом APC-конструкции (рассматривает популяционные процессы в ходе смены и созревания когорты во времени). Анализ данных произведен на основе иерархической нелинейной микст-модели. Результаты свидетельствуют об увеличении риска инвалидизации наряду с уменьшением доступности экспертизы и возможности получить группу инвалидности.

КЛЮЧЕВЫЕ СЛОВА: инвалидизация, APC-конструкция, стрип-сплит-плот-дизайн.

ANALYSIS DISABILITY DUE TO CARDIOVASCULAR DISEASES OF APC- CONSTRUCTION BASED ON STRIP-SPLIT-PLOT DESIGN

V.P. Klymenyuk, O.O. Halachenko, O.M. Ocheredko, I.Yu. Andriyevsky (Vinnitsa)

The risks of disability acquisition due to cardiovascular diseases have been investigated in Zhitomirskia oblast population over 1999–2008 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 analysis exploited 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-construction strip-split-plot-design.