

УДК 614.2:517.004.13:519.46(014)

О.М. Очердько, В.П. Клименюк

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

ВИВЧЕННЯ ВІКОВИХ РИЗИКІВ ІНВАЛІДИЗАЦІЇ ВНАСЛІДОК СЕРЦЕВО-СУДИННИХ ЗАХВОРЮВАНЬ ЗА ІЄРАРХІЧНОЮ МОДЕЛЛЮ З РАНДОМІЗОВАНИМИ ЕФЕКТАМИ

Розглянуто вікові закономірності інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань населення Житомирської області суцільним методом протягом 1999–2008 років на основі APC-конструкції. Остання уможливує простеження популяційних явищ у процесі зміни і набування зрілості когорт у часі. Аналіз даних проведено на основі ієрархічної нелінійної мікст-моделі. Лінійний віковий тренд свідчить про зростання ризику інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань з віком. Напрямок квадратичного вікового тренду свідчить про досягнення піку і поступове зниження ризику інвалідизації після 60 років. Пояснення спостережених вікових закономірностей інвалідизації слід шукати у взаємодії біологічних і соціальних чинників.

Ключові слова: *інвалідизація, серцево-судинні захворювання, APC-конструкція, мікст-модель.*

Серцево-судинні захворювання становлять понад 60 % усіх причин інвалідності. Тому інвалідизація внаслідок серцево-судинних захворювань привертає особливу увагу економістів, політологів, демографів, організаторів охорони здоров'я внаслідок високих економічних витрат суспільства, падіння тривалості та якості життя населення [1–3]. Вивчення процесів інвалідизації допомагає знайти важелі запобігання ризику та відновлення працездатності. Проте популяційні дослідження затруднені внаслідок змішаного 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. Аналіз проводився з використанням рандомізованих ефектів. В роботі акцент робиться на вивченні вікових ризиків інвалідизації, бо вони дозволяють кинути світло на соціальний підтекст проблеми.

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

© О.М. Очердько, В.П. Клименюк, 2014

Основу дизайну становить APC-конструкція, яка відтворює рух когорт по роках і віку. Опорною одиницею дослідження є когорта за народженням. Досліджено 11 когорт, розподілених за часом народження: перша когорта – особи до 1940 року народження, які дожили до 1999 року, і послідовно за п'ятирічними періодами народження («1941–1945», «1946–1950» і т. д.) до наймолодшої когорти, представники якої народилися після 1985 року. Когорта є важливою експериментальною одиницею спостереження, тому що ототожнює унікальну комбінацію історико-соціальних подій, кумуляцію послідовних експозицій, які зазнали протягом життя представники когорти [4]. Іншим важливим APC-фактором є час, в якому розгортається життя представників когорти. На відміну від звичної ролі часу як повторювального фактора дизайну, він має особливу роль в APC-аналізі і відповідному дизайні [5–7]. 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 рандомі-

зованого фактора і, відповідно, оцінюється як рандомізований ефект. Час як фактор, який утворює блочну структуру дизайну, є важливою експериментальною одиницею спостереження. Вік як третій фактор АРС-конструкції і фокус даної роботи визначений дизайном як коваріата, притаманна мешканцю як мікро-одиниці спостереження. Район є популяційною одиницею спостереження і нарівні з когортою та роком дослідження є складовою першого ступеня моделі. 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. Хоул-плот (whole-plot) – експериментальна одиниця дизайну, утворена гніздуванням когорти у стріп-плоті $C(A \cdot B)$; дужки виразу показують, що градації фактора C (когорти 1...11) розміщені в елементах перехресної класифікації факторів A і B . Типологічні фактори представників когорти, як-от стать, місце проживання мешканців, у свою чергу, розміщені (утворюють гнізда) в хоул-плотах, утворюючи експериментальну одиницю дизайну спліт-плот (split-plot) $F(C(A \cdot B))$.

Аналіз даних. З формулювання дизайну дослідження впливає наявність багатьох експериментальних одиниць досліджень. Кожна з указаних одиниць досліджень формується випадково з популяції можливих одиниць досліджень, а їхні парціальні ефекти на явище, що вивчається (трансформовані ризики інвалідації), розподілені за нормальним законом з параметрами $\sim N(0, \sigma^2)$. Тому всі вони за механізмами генерації, як правило, – рандомізовані ефекти $u \sim N(0, \sigma^2)$ зі структурою даних (задається дизайном) Z . Якщо зібрані дані відхиляють рандомізовану схему розподілу $u \sim N(0, \sigma^2)$, ефекти, закріплені за одиницями дизайну, оцінюють класично як фіксовані. Наприклад, якщо розподіл ризиків інвалідації за районами значно відхиляється від $N(0, \sigma^2)$, тобто специфіка районів щодо модуляції рівнів виражена, вплив районів оцінюється як фіксований через множину важливих медико-соціальних популяційних характеристик, притаманних районам. До фіксованих належать ефекти статі, віку та місця про-

живання, тому що дані охоплюють усі можливі варіанти цих факторів та їхні рівні не можна розглядати як вибірку з більш загальної популяції рівнів. Одночасна комбінація фіксованих і рандомізованих ефектів обумовлює необхідність їх оцінки в рамках мікст-моделі [4].

Вектор лінійного предиктора η мікст-моделі описується матричним рівнянням [5, 6]:

$$\eta = X\beta + Zu,$$

де X – матриця даних; β – вектор фіксованих ефектів; Z – матриця дизайну; u – вектор рандомізованих ефектів. Коли дані X і рандомізовані ефекти u розподілені нормально, η має багатомірний нормальний розподіл з вектором середніх значень $X\beta$ і матрицею коваріацій $V = ZGZ + R$. $G = uu'$ є матрицею коваріацій рандомізованих ефектів u . ZGZ представляє частку коваріацій моделі, зумовлених дизайном, тому що практично всі рандомізовані ефекти у нас пов'язані з одиницями дизайну, R є матрицею коваріацій залишків моделі. Саме включення ZGZ дозволяє правильно аналізувати дані відповідно до особливостей дизайну і забезпечує незміщеність тестування гіпотез. У нашому випадку компоненти ZGZ утворені згаданими елементами (одиницями) дизайну:

$$ZGZ = Z_1(\sigma_A^2 I)Z_1' + Z_2(\sigma_{AB}^2 I)Z_2' + Z_3(\sigma_{C(A \cdot B)}^2 I)Z_3' + Z_4(\sigma_{G(C(A \cdot B))}^2 I)Z_4' + Z_5(\sigma_{R(C(A \cdot B))}^2 I)Z_5' + Z_6(\sigma_Y^2 I)Z_6'$$

де I – одинична матриця розміру $n \times n$, n – розмір вибірки;

σ_A^2 – дисперсія, обумовлена районами;

σ_{AB}^2 – дисперсія, обумовлена розміщенням району в році (стріп-плот – модифікація дизайну);

$\sigma_{C(A \cdot B)}^2$ – дисперсія, обумовлена розміщенням когорти у стріп-плоті;

$\sigma_{G(C(A \cdot B))}^2$ – дисперсія, обумовлена розміщенням статі в когорті у стріп-плоті;

$\sigma_{R(C(A \cdot B))}^2$ – дисперсія, обумовлена розміщенням місця проживання в когорті у стріп-плоті;

σ_Y^2 – дисперсія, обумовлена річною варіацією ризиків інвалідації;

$Z_1 - Z_6$ – компоненти матриці дизайну, які описують розміщення мешканців за цими компонентами.

Тому розмірність цих матриць по стрічкам становить n (розмір вибірки), а по стовбцям відповідно до компонент: для Z_1 – це кількість районів (26), у Z_2 – це кількість районів у 10 роках (260), для Z_3 – це кількість когорти у

стріп-плотах ($260 \cdot 11 = 2860$), для Z_4 і Z_5 – це два варіанти розміщення мешканців за статтю і місцем проживання в когорті у стріп-плоті (розмірність $2 \cdot 2860 = 5720$), для Z_6 – це кількість років дослідження (10).

Когорта як одиниця дослідження має варіацію $\sigma_{C(A \cdot B)}^2$. Варіація ризику інвалідації від мешканця до мешканця відображена в матриці коваріацій залишків моделі R розмірності $n \times n$.

Райони проявляють велику специфічність щодо визначення ризиків інвалідації, аналогічна ситуація з роками спостереження. Це вказує на доцільність розгляду ефектів років та районів як фіксованих, причому фіксованими будуть ефекти всіх медико-соціальних популяційних характеристик районів.

Щодо матриці коваріацій залишків моделі R , крім класичної діагональної $R = \sigma^2 I$ (σ^2 – дисперсія ризиків від мешканця до мешканця – залишкова) ми розглянемо можливі варіанти, які враховують: гетерогенність дисперсії залишків та просторову коваріацію дисперсій залишків.

Гетерогенність дисперсій залишків полягає у неоднаковості дисперсій залишків моделі у різних груп населення. Наприклад, дисперсії ризику інвалідації неоднакові у групах крос-класифікації статі і місця проживання, тобто $\sigma_{чм}^2 \neq \sigma_{жм}^2 \neq \sigma_{чс}^2 \neq \sigma_{жс}^2$. Оскільки ми не можемо заздалегідь припустити, що дисперсії ризиків рівні незалежно від статі, місця проживання та їхніх комбінацій, модель, яка базується на гетерогенності дисперсії залишків, є більш загальною і слушною.

Оцінки (ANOVA, 3-й тип) ефектів інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань

| Фактор | DF1 | Всі | | Інсульти | | Ішемічна хвороба серця | | Артеріальна гіпертензія | |
|-----------------------|------|-------|---------|----------|---------|------------------------|---------|-------------------------|---------|
| | | F | p | F | p | F | p | F | p |
| Район | 25 | 38,05 | <0,0001 | 23,0 | <0,0001 | 37,1 | <0,0001 | 47,3 | <0,0001 |
| Рік | 9 | 20,61 | <0,0001 | 24,1 | <0,0001 | 35,9 | <0,0001 | 24,0 | <0,0001 |
| Когорта | 7 | 19,34 | <0,0001 | 15,1 | <0,0001 | 204,8 | <0,0001 | 27,7 | <0,0001 |
| Стать | 1 | 1547 | <0,0001 | 783 | <0,0001 | 812,5 | <0,0001 | 1024 | <0,0001 |
| Проживання | 1 | 365,7 | <0,0001 | 203 | <0,0001 | 723,3 | <0,0001 | 211 | <0,0001 |
| Вік | 1 | 29,4 | <0,0001 | 32,1 | <0,0001 | 52,0 | <0,0001 | 19,9 | <0,0001 |
| Вік | 1 | 4,35 | <0,0001 | 5,0 | <0,0001 | 65,9 | <0,0001 | 3,69 | =0,055 |
| Район · Когорта | 174 | 6,71 | <0,0001 | 5,2 | <0,0001 | 14,3 | <0,0001 | 4,19 | <0,0001 |
| Район · Рік | 224 | 19,00 | <0,0001 | 87,7 | <0,0001 | 26,4 | <0,0001 | 21,98 | <0,0001 |
| Район · Рік · Когорта | 1398 | 28,55 | <0,0001 | 70,0 | <0,0001 | 30,2 | <0,0001 | 25,37 | <0,0001 |

Примітка. DF2=5475.

Просторова коваріація дисперсій залишків полягає у можливості співнаправленості (кореляції) залишків у популяції сусідніх за географічним положенням (місця) проживання. Ризик інвалідації, ймовірно, має територіальні особливості поширення за наявності певних екологічних чи виробничих шкідливостей. По мірі віддалення від епіцентра шкідлива дія згасає, що вихоплюється спеціальною структурою коваріаційної матриці залишків. Зменшення ризику пов'язано не лише з географічними факторами, а і з концентричним розселенням задіяних у шкідливому виробництві мешканців, а саме: чим далі від місця виробництва, тим частка осіб з експозицією менше.

Аналіз даних включав перераховані специфікації матриці R (гетерогенність групових дисперсій залишків, можливість їх просторової коваріації). Аналіз даних здійснений на основі RPL-оцінщика, 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 та їх обговорення. Загальні оцінки ефектів інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань за групами інвалідності наведено у таблиці. Оцінку здійснювали за аналізом дисперсій (ANOVA). Як суму квадратів помилок обрані суми квадратів елементів дизайну, які містять елементи

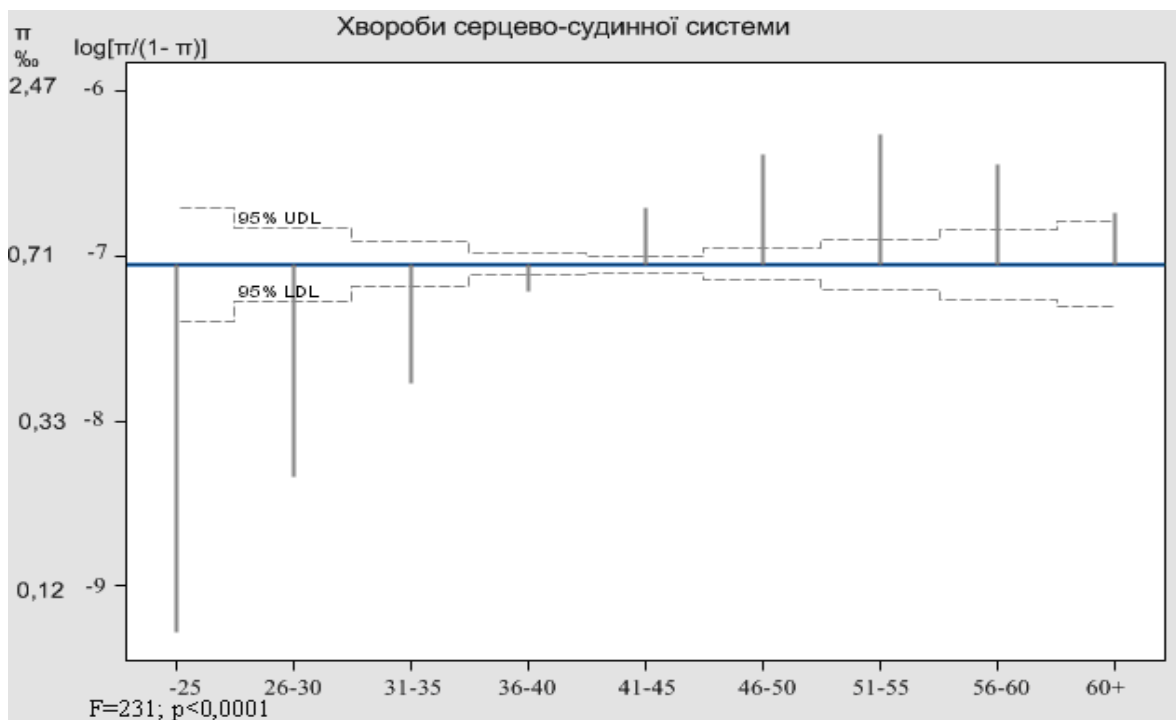
ефекту, що тестується. Так, для тестування достовірності ефекту року взяті ефекти другого, третього порядку, які містять рік і є елементами дизайну: rajon-year , $\text{cohort(rajon-year)}$. Ефекти четвертого порядку, які є елементами дизайну, а саме: ефекти розміщення статі та місця проживання в хоул-плоті – gender1 ($\text{cohort(rajon-year)}$) та $\text{residence}(\text{cohort(rajon-year)})$, не вдалося визначити внаслідок обмеження ресурсних можливостей комп'ютера (процесор Intel(R) Pentium(R) CPU G840 2.8 GHz, обсяг оперативної пам'яті 8 Gb). Використаний 3-й тип розкладу суми квадратів, який надає однаковий пріоритет ефектам однакового порядку.

Перш за все належить звернути увагу на високу достовірність елементів дизайну, а саме: рандомізованих ефектів розміщення району у стріп-плоті (Район · Рік) та хоул-плоті (Район · Рік · Когорта) як у цілому ($F(224; 5475)=19$ та $F(1398; 5475)=28,55$, $p<0,0001$), так і по окремих причинах. Висока достовірність складових дизайну підтверджує доцільність обраної організації спостереження. Тестування ефектів з використанням дисперсій задіяних експериментальних одиниць суттєво підвищує потужність дослідження [7, 8]. Тестування ефектів віку вирівняне крім APC-факторів на стать та місце проживання,

ефекти останніх, як видно з даних таблиці, суттєві.

Вік суттєво модифікує ризики інвалідації внаслідок серцево-судинних захворювань після вирівнювання на інші коваріати та ефекти вищих порядків $F(1; 5475)=29,4$ з $p<0,0001$. За APC-аналізом ми простежили виражену вікову динаміку рівня інвалідації у бік збільшення від менш ніж 0,045 % у молодших вікових групах до максимальних рівнів понад 0,80 % у віковій групі 51–55 років з подальшим поступовим зниженням у старшому віці (рисунок). Для перевірки виявлених за результатами APC-аналізу вікових закономірностей розподілу піку інвалідації ми включили квадратичний ефект віку, який виявився високодостовірним $F(1; 5475)=4,35$ з $p<0,0001$. Напрямок лінійного вікового тренду ($\beta=1,6517$ $t(5475)=5,13$, $p<0,001$) свідчить про зростання ризику інвалідації з віком. Напрямок квадратичного вікового тренду ($\beta=-0,145$ $t(5475)=4,35$, $p<0,001$) свідчить про досягнення піку і поступове зниження ризику інвалідації після 60 років.

Вік суттєво модифікує ризики інвалідації і внаслідок інсультів $F(1; 5475)=32,1$ з $p<0,0001$ та ішемічної хвороби серця $F(1; 5475)=52,02$ з $p<0,0001$. За APC-аналізом ми



Суттєвість відхилень рівнів інвалідності (π) від середнього (0,657 %) по вікових групах

простежили виражену вікову динаміку рівнів інвалідизації внаслідок інсультів від менш ніж 0,045 % у молодших вікових групах до максимальних рівнів понад 0,80 % у віковій групі 51–55 років з подальшим поступовим зниженням у старшому віці. Аналогічна динаміка рівнів інвалідизації внаслідок ішемічної хвороби серця – від мінімальних у молодших вікових групах до максимальних рівнів до 0,90 % у віковій групі 51–55 років з подальшим поступовим зниженням у старшому віці. Всі вікові рівні інвалідизації виходили за межі 95 % інтервалу довіри з загальною оцінкою достовірності $F=113$; $p<0,0001$. Для перевірки виявлених за результатами АРС-аналізу вікових закономірностей розподілу піку інвалідизації ми включили квадратичний ефект віку, який виявився високодостовірним $F(1;5475)=5,03$ з $p<0,0001$ для інсультів і $F(1; 5475)=65,93$ з $p<0,0001$ для ІХС. Напрямок лінійного вікового тренду ($\beta=1,385$ $t(5475)=2,52$, $p=0,006$) свідчить про зростання ризику інвалідизації з віком при інсультах. Спостерігається аналогічна ситуація і при ішемічній хворобі серця з лінійним трендом віку $\beta=5,2397$ $t(5475)=4,09$, $p<0,0001$. Напрямок квадратичного вікового тренду ($\beta=-0,1801$ $t(5475)=3,96$, $p<0,0001$) свідчить про досягнення піку і поступове зниження ризику інвалідизації після 60 років за інсультів. Такі ж закономірності простежені і для ішемічної хвороби серця ($\beta=-1,0050$ $t(5475)=1,57$, $p=0,0582$).

Чим можна пояснити наявність пікових значень інвалідизації у віковій групі 51–55 років, причому з регулярністю щодо окремих груп серцево-судинних захворювань? 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 року проведено щорічне вибіркове опитування членів домогосподарств, які брали участь в обстеженні умов їх життя. Використавши ці дані, ми проаналізували вікові розподіли мешканців за рівнем освіти, профілактичної активності населення, зайнятості та наявності супутніх захворю-

вань. Виявилось, що жодний з розподілів не відповідав розподілу рівнів інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань за віком, проте віковий розподіл рівня прибутку тотожно співпадав. Прибутки громадян зростають поступово з віком з максимумом, що припадає на віковий період 51–55 років, з подальшим зниженням у старшому віці. Чи є логічні підстави такому зв'язку, чи можливі інші пояснення, зокрема наявність змішаного впливу соціально-економічних факторів, які одночасно зумовлюють схожі вікові розподіли рівнів прибутку та інвалідизації? Таким потенційним змішаним фактором може бути соціальне становище. Ми не знайшли офіційних даних щодо вікового розподілу осіб з привілейованим соціальним становищем, тому і не в змозі напряму спростувати встановлені закономірності. Використання методу інструментальних змінних (кількість підлеглих, кількість підвищень, відношення заробітної платні до інших легальних винагород) у даному разі не спрацює, тому що всі вони випадають з поля зору дослідників і офіційних статистичних даних. Проте є безпосередні підстави вважати, що існує прямий зв'язок між розміром прибутку громадян та інвалідизацією, який 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 скорий вихід на пенсію, що змушує громадян шукати можливі шляхи забезпечення старості. По-третє, можливість для «успішного» заключення експертної комісії вищі, зокрема, завдяки більшому впливу означених громадян на рішення комісії.

Висновки

1. Для вивчення трендів інвалідизації використовується складна багаторівнева організація даних, яка потребує відповідного дизайну та аналізу.

2. Дизайни, які передбачають АРС-організацію даних, забезпечують вичленення ефектів когорт, періодів і зміни вікової структури

когорт у часі. Аналіз дизайну повинен інкорпорувати рандомізовані ефекти, які утворені експериментальними одиницями дизайну.

3. Доцільність обраного дизайну підтверджується високою достовірністю рандомізованих ефектів розміщення району у стріп-плоті (Район · Рік) та хоул-плоті (Район · Рік · Когорта) як у цілому, так і по окремих групах інвалідності ($p < 0,0001$).

4. Лінійний віковий тренд свідчить про зростання ризику інвалідизації внаслідок серцево-судинних захворювань з віком. Напря-

мок квадратичного вікового тренду свідчить про досягнення піку і поступове зниження ризику інвалідизації після 60 років.

5. Пояснення спостереженого вікового розподілу слід шукати у взаємодії біологічних та соціальних чинників.

Перспективність дослідження. Причини зниження ризику інвалідизації після 60 років слід шукати в соціальній площині. Проте це потребує окремих досліджень із вивчення як суб'єктивних факторів експертизи, так і мотивацій пацієнтів.

Список літератури

1. Labour market policies and the public employment. Service // Prague Conference. – 2001.
2. Transforming disability into ability: Policies to Promote Work and Income Security for Disabled People. – 2003.
3. Носуліч Т. М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) : автореф. дис. на здобуття наукового ступеня канд. мед. наук / Т. М. Носуліч. – К., 2008. – 21 с.
4. Fu W. J. Ridge estimator in singular design with application to age-period-cohort analysis of disease rates / W. F. Fu // Communications in Statistics – Theory and Method. – 2000. – V. 29 (2). – P. 263–278.
5. 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. – V. 35. – P. 77–121.
6. The GLIMMIX Procedure, June 2006. – SAS Press. Cary, NC: SAS Institute Inc., 2006. – 258 p.
7. Klimenyk V. The investigation of historical trends of stroke disability rates based on APC-decomposition / V. Klimenyk // East European J. of Pub. Health. – 2013. – V. 1 (21). – P. 63–71.

А.Н. Очередько, В.П. Клименюк

ИЗУЧЕНИЕ ВОЗРАСТНЫХ РИСКОВ ИНВАЛИДИЗАЦИИ ВСЛЕДСТВИЕ СЕРДЕЧНО-СОСУДИСТЫХ ЗАБОЛЕВАНИЙ ПО ИЕРАРХИЧЕСКОЙ МОДЕЛИ С РАНДОМИЗИРОВАННЫМИ ЭФФЕКТАМИ

Рассмотрены возрастные закономерности инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний населения Житомирской области сплошным методом на протяжении 1999–2008 годов на основе APC-конструкции. Последняя дает возможность проследивать популяционные процессы в ходе смены и созревания когорт во времени. Анализ данных произведен на основе иерархической нелинейной микст-модели. Линейный возрастной тренд свидетельствует о росте риска инвалидизации вследствие сердечно-сосудистых заболеваний с возрастом. Направление квадратического возрастного тренда свидетельствует о достижении пика и постепенном снижении риска инвалидизации после 60 лет. Объяснение выявленных возрастных закономерностей инвалидизации следует искать во взаимодействии биологических и социальных факторов.

Ключевые слова: инвалидизация, сердечно-сосудистые заболевания, APC-конструкция, микст-модель.

О.М. Очередько, В.П. Клименюк

STUDY OF AGE RELATED RISK OF DISABILIGTY DUE TO CARDIAC DISEASES BY HIERARCHICAL MODEL WITH RANDOMIZED EFFECTS

The regularities in age-related risk of disability due to cardiac diseases in Zhitomirsky region population over 1999–2008 are by APC-construction. Latter empowers the tracing of population based phenomena in a processes of cohorts maturity and replacement. Data analysis exploited hierarchical nonlinear mixed model. Linear are trend was found to be significant that bears witness to increase in invalidization risk with ageing. Quadratic are trend also proved to be significant and evidences the climax in risk is achieved in age about 60 with gradual leveling down. The possible explanations of given age effects we suggest to be searched in interaction of biological and social factors.

Key words: disability, cardiac diseases, APC-construction, mixed model.

Поступила 14.03.14