

СОЦІАЛЬНА МЕДИЦИНА ТА ОРГАНІЗАЦІЯ ОХОРОНИ ЗДОРОВ'Я

© Клименюк В. П., Очерedyкo О. М.

УДК 614.2:517.004.13:519.46(014)

Клименюк В. П., Очерedyкo О. М.

ЕФЕКТИВНІСТЬ ВПРОВАДЖЕННЯ ЕЛЕМЕНТІВ МОДЕЛІ МЕДИЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ПАЦІЄНТІВ З ГОСТРИМ ІНФАРКТОМ МІОКАРДА В ПРОЦЕСІ МЕДИЧНОЇ РЕФОРМИ У ВІННИЦЬКІЙ ОБЛАСТІ

Вінницький національний медичний університет ім. М.І. Пирогова

(м. Вінниця)

Дана робота є фрагментом НДР кафедри соціальної медицини Вінницького національного медичного університету ім. М. І. Пирогова «Вивчення показників здоров'я різних груп населення як основа для реформування системи охорони здоров'я України», № держ. реєстрації 0110U000522.

Вступ. Не викликає сумніву, що найбільш інформативним показником ефективності медичного обслуговування є виживаність пацієнтів. Саме тому ми обрали виживаність як критерій для вивчення ефективності впровадження елементів моделі медичного обслуговування пацієнтів з гострим інфарктом міокарда (ГІМ) у Вінницькій області як пілотній щодо реформування медичної допомоги, адже важливим медико-соціальним ефектом ГІМ є скорочення тривалості життя [2]. Аспекти виживаності пацієнтів після перенесеного ГІМ широко вивчаються в розвинутих країнах світу [4,14]. Основним висновком є важливість своєчасної інтенсивної допомоги та наступної реабілітації, які збільшують виживаність пацієнтів від 10% до 50%. Такі широкі варіації залежать від схем інтенсивної допомоги, послідовності реабілітаційного процесу, варіацій дослідника та контингентів досліджуваних. Основним досягненням реформи охорони здоров'я Вінницької області стало покращення доступності та вчасності інтенсивних методів лікування ГІМ внаслідок реструктуризації та розширення екстреної медичної допомоги, зміни маршруту пацієнта, для чого забезпечено автомобілями категорії Б кожен підстанцію [1]. Автомобілі обладнані для спеціалізованих заходів серцево-легеневої реанімації та тромболітичної терапії з обов'язковою доставкою хворого в обласний кардіологічний центр з подальшим стентуванням в разі доставки у 3-годинне вікно. Створена санітарна авіація, потужності якої дозволяють забезпечити пацієнта у 3 перші години до кардіологічного центру. Забезпечено безкоштовність

проведення коронарографії та стентування за екстреними показами. Для інтеграції ресурсів і закінченості маршруту пацієнта з ГІМ у вересні 2008 року створено обласний кардіологічний центр. Для впровадження моделі була створена комісія на чолі з головним лікарем Вінницького обласного центру ЕМД та медицини катастроф. Детальний опис впроваджень наведений в [1]. В роботі наводяться методологічні особливості та результати аналізу ефективності впровадження елементів моделі на 5-річну виживаність пацієнтів з перенесеним ГІМ на основі фрейлті моделі.

Мета дослідження полягала в оцінці ефективності впровадження елементів моделі медичного обслуговування інвалідів внаслідок гострого інфаркту міокарда у Вінницькій області

Об'єкт і методи дослідження. Дані організовані за когортним дизайном. Контрольна когорта охоплювала 400 пацієнтів з вперше в житті встановленим діагнозом ІМ, які лікувались в кардіологічному відділенні м. Вінниці до впровадження моделі, а саме в 2005-2006 роках. Основна когорта включала 400 пацієнтів з вперше в житті встановленим діагнозом ГІМ, які лікувались в новоствореному кардіологічному центрі в 2008-2009 роках на момент початку реформи і створення обласного кардіологічного центру. Проспективно вивчались випадки летальності протягом перших п'яти років з моменту госпіталізації з приводу ГІМ. За простежений період померло 270 з 800 пацієнтів, тобто 33,75%. Нами обраний найбільш гнучкий семипараметричний підхід на основі фрейлті моделі виживання (Frailty Survival Model). Фрейлті модель необхідна для врахування індивідуальної спроможності до виживання, яка звичайно різна для окремих інвалідів і відповідно призводить до різних термінів виживання не залежно від інших факторів, зокрема незалежно від вчасності та якості медичного обслуговування. Недоврахування

фрейлті призводить до зміщених і малозмістовних оцінок ефектів моделі, зокрема ефективності впровадження удосконаленої моделі. Фрейлті модель має три головні компоненти (функції):

Базова функція ризику, яка може змінюватися у часі

Функція факторів ризику, які видозмінюють базовий ризик

Функція, яка описує розподіл фрейлті.

Ці три компоненти деталізовані у нашій роботі наступним чином. Ми не специфікували параметрично базову функцію ризику, остання оцінювалась семіпараметрично на основі оцінщика Аалена [3]. Це уникає можливості неправильної специфікації базової функції ризику, так як апріорно її параметрична форма невідома. В якості функції факторів ризику ми прийняли класичну експоненційну, яка гарантує позитивність результуючого ризику. Ми обрали позитивний стабільний рандомізований розподіл (positive stable random distribution) як функцію розподілу фрейлті:

$$f(z) = \frac{1}{\pi} \sum_{k=1}^{\infty} (-1)^{k+1} \frac{\Gamma(k\gamma + 1)}{k!} z^{-k\gamma-1} \sin(k\gamma\pi) \quad (1)$$

де z – значення фрейлті, $z \geq 0$, γ – єдиний параметр розподілу, який фактично є оберненою мірою дисперсії (гетерогенності розподілу) z , $0 < \gamma \leq 1$, $\Gamma(\cdot)$ – гама функція. В спеціальному випадку $\gamma = 1$ розподіл дегенерує до постійної точки маси $z = 1$, тобто свідчить про однакову індивідуальну спроможність до виживання всіх членів когорти. З іншого боку, наближення γ до нуля свідчить про велику гетерогенність розподілу індивідуальної спроможності до виживання. Саме тому іншою назвою моделі є позитивна стабільна фрейлті модель (Positive Stable Frailty Model). Ми обрали позитивний стабільний рандомізований розподіл фрейлті (ф. 1) перш за все тому, що це єдиний вид статистичного розподілу фрейлті, який зберігає пропорційність ефектів факторів в часі після виінтегрування фрейлті розподілу, тобто в простому випадку бінарного фактору ризику X співвідношення ризиків за градації 1 проти градації 2 та ефект не залежить від часу t :

$$\frac{\mu(t | X = 1)}{\mu(t | X = 0)} = e^{\gamma\beta} \quad (2)$$

Крім того, ф. 8. 1. дає простий вираз в перетворенні Лапласа: $L(u) = e^{-u^\gamma}$, який використовується для отримання безумовної функції виживання $S(t)$:

$$S(t) = e^{-H(t)^\gamma}, \quad H(t) = \int_0^t h(u) du \quad (3)$$

де $H(t)$ – кумулятивна функція ризику $h(t)$.

Коефіцієнти моделі (ефекти факторів на виживання) β та параметр дисперсії фрейлті γ розраховувались за двома семіпараметричними методами: EM (expectation-maximization) алгоритмом та штрафної правдоподібності (penalized likelihood). Основною для обох методів стала класична функція лог-правдоподібності для фрейлті моделі кондинційних пропорційних ризиків, а саме:

$$L = \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^M \left\{ I_{ij} [\beta X_{ij} + \ln h(t_{ij})] - z_i H(t_{ij}) \exp(\beta X_{ij}) \right\} \quad (4)$$

де i – номер пацієнта, від 1 до N , N – загальна кількість пацієнтів (800), j – порядковий номер місяця спостереження когорти, від 1 до M , $M = 12 \times 5 = 70$, I_{ij} – індикатор правого цензурування (пацієнт i в момент часу j : 1 – помер, 0 – цензурований); z_i – значення фрейлті для i -го пацієнта.

Тоді як значення фрейлті передбачається незмінним в часі, модель допускає зміну факторів ризику в часі через X_{ij} . Повна форма (ф. 4) враховує ще константи $I_{ij}^* \ln(z_i)$, проте вони не впливають на результат максимізації ф. 4, так як похідні за β цих констант дорівнюють нулю. Максимізація ф. 4 складає M -крок EM алгоритму. За отриманим вектором β і H здійснюється E крок EM алгоритму (expectation), на якому розраховують очікувані значення фрейлті $E(z_i | \beta, X_i)$ за формулою [13]:

$$E(z_i) = \frac{E[z_i^{D_i+1} \exp(-H_i z_i)]}{E[z_i^{D_i} \exp(-H_i z_i)]} \quad (5)$$

де $D_i = \sum_{j=1}^M I_{ij}$ є спостереженим наслідком (помер/цензурований) у пацієнта i .

У нашому випадку z_i має позитивний стабільний розподіл, а отже, має очікування:

$$E[z^q \exp(-sz)] = (\gamma s^{\gamma-1})^q \exp(-s^\gamma) J[q, s] \quad (6)$$

$$q = 0, 1, K; \quad s > 0$$

$$J[q, s] = \sum_{m=0}^{q-1} \Omega_{q,m} s^{-m\gamma}$$

де Ω_{qm} – поліномінал ступеню m .

Так як летальний випадок може трапитись лише раз, D_i (ф. 5) можуть приймати лише значення 0 і 1 і відповідно q , (ф. 6) можуть приймати лише значення 0, 1, 2, тобто значення m поліноміналу (ф. 6) обмежені 0 і 1, що значно спрощує розрахунки, так як поліномінал складається з рекурсивних виразів:

$$\Omega_{q,0} = 1;$$

$$\Omega_{q,1} = \Omega_{q-1,1} + \Omega_{q-1,0} \left\{ (q-1)/\gamma - (q-m) \right\}; \quad (7)$$

Так як в загальному випадку складові полінома численніші і складаються з:

$$\Omega_{q,q-1} = \gamma^{1-q} \Gamma(q-\gamma) / \Gamma(1-\gamma); \quad (8)$$

Використовуючи отримані на основі (ф. 5 – ф. 7) очікувані значення z_i для (ф. 4) здійснюється наступний М-крок ЕМ алгоритму з отриманням наступного вектору β і значення H і т. д. Значення H отримуються, як зазначено вище, за оцінником Аалена. Ми використали модифікацію останнього [13].

Ми внесли модифікацію до алгоритму SAS макро, написаного Youyi Shu, а саме, як початкові значення нульового кроку алгоритму ми використали оцінки β та H , отримані на основі методу штрафної правдоподібності, що значно скоротило пошук рішення. Крім того, замість ф. 8 з гамма-функцією ми використали значно простішу систему виразів поліноміалу ф. 7.

В цілому алгоритм складають 4 кроки:

Крок 0. На основі методу штрафної правдоподібності отримуються початкові значення β та H , які використовуються у ф. 4 наряду з початковими значеннями $z_i = 1$ (тобто $\gamma = 1$) для проведення першого М кроку алгоритму.

Крок 1. Фіксується γ . За значеннями β та H розраховуються очікувані значення z_i за ф. 5- ф. 7 (Е-крок).

Крок 2. Отримуються наступні значення β та H за ф. 4 за значень z_i попереднього кроку (М-крок).

Крок 3. Здійснюються ітерації між кроками 1 і 2 до досягнення конвергенції оцінок β .

Крок 4. Повторюються кроки 1-3 для отримання функції профільної правдоподібності (ф. 9), яка залежить лише від γ . Пошук значення γ досягається максимізацією ф. 9. Максимізацію ми проводили за технікою золотого пошуку [8] після попереднього обмеження можливого простору рішення за ґрид-сеч методом.

$$L_{profile} = \sum_{i=1}^N \{D_i [h \gamma + (\gamma - 1)h H_i] - [H_i]^\gamma + h \{J[D_i, H_i]\}\} + \sum_{j=1}^M \{I_j [\beta(\gamma)X_j + h h(t_j)]\} \quad (9)$$

Статистичні оцінки достовірних ефектів досліджених факторів

№	Фактори	β	m	χ^2	Df	p	BP
1	Впровадження програми	-0,179	0,082	4,777	1	0,029	0,836
2	Вік (+1 понад 40)	0,013	0,006	5,652	1	0,017	1,013
3	Стать (ч = 1/ж=0)	-0,275	0,121	5,194	1	0,023	0,759
4	Затримка госпіталізації понад 10 годин	0,362	0,118	9,485	1	0,002	1,436
5	Важкий стан пацієнта*	0,197	0,072	7,445	1	0,006	1,218
6	Індекс Чарлсона ≥ 5	0,179	0,100	3,198	1	0,074	1,196
7	Фракція викиду $\leq 0,3^*$	0,333	0,119	7,880	1	0,005	1,395
8	Систолічний тиск $> 170^*$	0,321	0,185	5,169	1	0,023	1,378
9	+Q	0,169	0,070	5,762	1	0,016	1,184
10	Зупинка серця*	0,483	0,247	3,838	1	0,050	1,621
11	Стентування	-0,271	0,103	6,905	1	0,009	0,763
12	Тромболітична терапія	-0,236	0,104	5,195	1	0,023	0,790

Примітка: Параметр дисперсії $\gamma = 0,305$. * - на момент госпіталізації.

Основні колонки **таблиці** наступні:

- β оцінка парціального коефіцієнта регресії;
- m помилка парціального коефіцієнта регресії;
- χ^2 тестова статистика достовірності ефекту χ^2 -квадрат;
- df ступені свободи;
- p оцінка достовірності ефекту за тестом χ^2 -квадрат;
- BP співвідношення ризиків.

Результати досліджень та їх обговорення.

Логічний контент композиції моделі полягає у врахуванні груп факторів, які свідчать про доступність, якість медичної допомоги, а також коваріат, які за даними клінічних досліджень [7, 12] є важливими предикторами виживання, зокрема це вік, стать, супутня патологія, локалізація інфаркту, ускладнення, важкість стану пацієнта*, фракція викиду лівого шлуночка*, наявність патологічного зубця Q, значення систолічного тиску*, зупинка серця* (* показує, що значення фактору вимірювалося на момент госпіталізації). Статистичні оцінки ефектів вказаних факторів наведені в **таблиці**. Обрані лише достовірні ефекти.

Основним є фактор «Впровадження програми», ефект якого виявився достовірним ($b = -0,179$, $p = 0,029$). Як свідчить коефіцієнт відносного ризику ($BP = 0,836$), базовий ризик летальності при гострому ІМ внаслідок впровадження елементів моделі організації медичного обслуговування інвалідів внаслідок ССЗ зменшувався на 19,6% ($[1/BP - 1] * 100\%$).

Якщо розглянути окремі організаційні функціонали медичної допомоги, то з'ясовується, що саме вчасність допомоги являється вирішальним моментом зменшення базового ризику летальності при гострому ІМ. А саме, якщо пацієнтів госпіталізували після 10 годин, базовий ризик летальності при гострому ІМ у них збільшувався на 43,6% ($[BP - 1] * 100\%$).

Ефективність тромболітичної терапії та стентування тісно прив'язані до часу від моменту виникнення гострого коронарного синдрому, а саме перших 10-12 годин. Саме в цьому періоді вони і застосовуються. Клініцисти стверджують

Таблиця

про найкращу ефективність тромболітичної терапії до 6 годин, і стентування до 3,5 годин. Аналіз показав, що вчасне проведення тромболітичної терапії зменшувало базовий ризик летальності при гострому ІМ на 26,6% ($[1/BP - 1] * 100\%$), а вчасне виконання стентування на 31,1%. За даними зарубіжних досліджень ефективність вказаних процедур вища зі зменшенням базового ризику майже вдвічі з чітко вираженою віковою моделлю, а саме більшою ефективністю в молодших групах (BP досягає 0,5 і менше), і навпаки підвищенням ризику після 70-75 років (BP перевищує 1) [5,6,9].

Важкий стан пацієнта на момент госпіталізації збільшував базовий ризик летальності при гострому ІМ на 21,8%. Наявність важких супутніх захворювань (індекс Чарлсона ≥ 5) патологією збільшувала базовий ризик летальності на 19,6% з граничною достовірністю $p = 0,074$. Зарубіжні

дослідження вказують на ВР, що досягає 2 уже при індексу Чарлсона ≥ 4 [11,12], проте такі високі значення ВР ми пов'язуємо із відсутністю вирівнювання на інші важливі ковариати, не враховані цими роботами.

Низька фракція викиду ($\leq 0,3\%$) на момент госпіталізації збільшувала базовий ризик летальності при гострому ІМ на 39,5%. Значення систолічного тиску вище 170 мм. рт. ст. на момент госпіталізації збільшували базовий ризик летальності на 37,8%. Інші спостереження [11,12] вказують аналогічні значення ВР (1,2-2,0).

Наявність патологічного зубця Q збільшувало базовий ризик летальності на 18,4%. Це співпадає з даними зарубіжних досліджень, за якими ВР коливається від 1,15 до 1,30 [7,14].

Зупинка серця до або на момент госпіталізації збільшувала базовий ризик летальності на 62,1% на межі достовірності $p=0,05$. Як і у випадку з індексом Чарлсона, низька достовірність пов'язана перш за все з рідкістю зазначених явищ. Значення ВР погоджується з результатами інших авторів, які наводять ВР у межах 1,2-1,8 [10,12].

Кожний наступний рік життя після віку 40 років збільшував базовий ризик летальності на 1,3%. Знову наші дані співзвучні з оцінками зарубіжних авторів (ВР від 1,01 до 1,07) [7,12].

Жінки мали вищий (на 31,7%) ризик померти, ніж чоловіки ($[1/0,759-1]*100\%$), що знаходиться у відповідності результатам інших дослідників [7,12].

Таким чином, після вирівнювання на ряд важливих клінічних і біологічних ковариат впровадження елементів моделі організації медичного обслуговування інвалідів внаслідок ГІМ суттєво зменшує базовий ризик летальності.

Криві виживання якнайкраще наглядно та змістовно описують ефект впровадження. Вони будуються як за спостереженими даними щодо виживаності, так і дозволяють моделювати ті чи інші елементи чи сценарії впровадження. Окрім спостережених даних щодо виживаності ми прослідкували зміст впровадження моделі за її двома основними компонентами, а саме покращення доступності і ефективності. Також ми проаналізували можливий резерв покращення виживаності, який передбачає модель.

На **рис. 1** зображені криві виживання пацієнтів з ГІМ до і після впровадження моделі за спостереженими даними. Очевидний позитивний зміст впровадження, який кількісно виражається у різниці площ під кривими. Ця різниця становить 0,8788 місяців. Це означає, що в середньому впровадження забезпечує додатково 0,8788 місяців життя пацієнту протягом перших 5 років від початку хвороби. Відповідно 100 пацієнтів покращить своє виживання на 87,88 місяців протягом перших 5 років від початку хвороби. Щороку по Вінницькій області реєструється

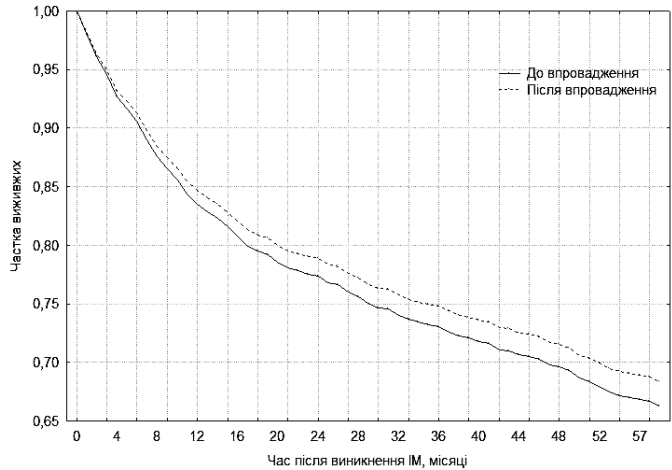


Рис. 1. Криві виживання при ІМ до і після впровадження моделі

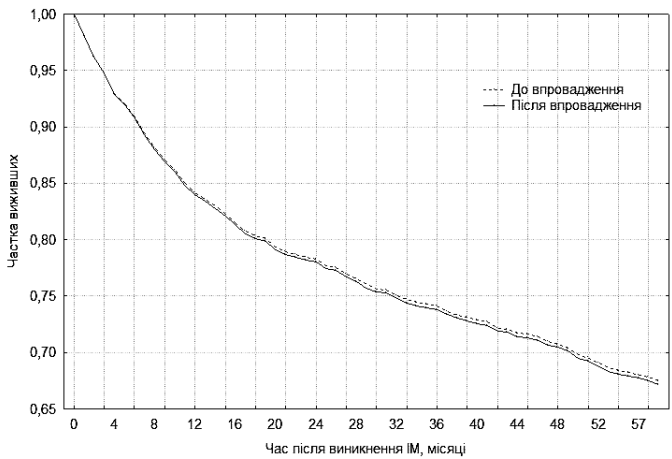


Рис. 2. Криві виживання при ІМ до і після впровадження моделі після вилучення ефекту вчасності надання допомоги

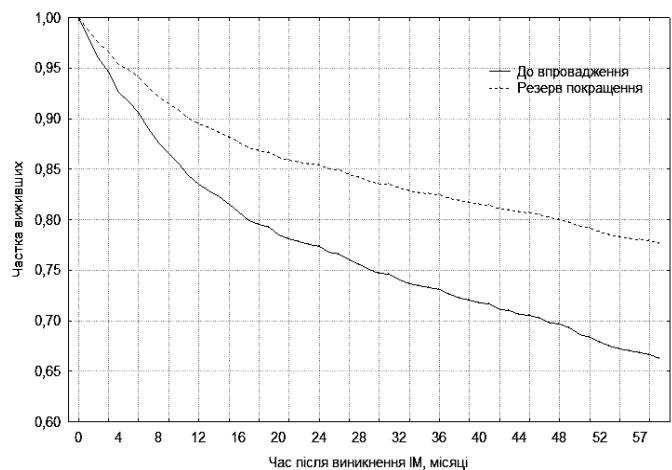


Рис. 3. Криві виживання при ІМ до і після впровадження моделі і за найсприятливішого сценарію моделі (резерв покращення)

близько 2000 випадків з гострим коронарним синдромом. Відповідно ефект впровадження оцінюється як 1757,6 додаткових місяців життя протягом перших 5 років від початку хвороби в масштабах Вінницької області щорічно.

Важливим є питання, за рахунок чого нова модель, яка використовує зокрема можливості реорганізованих ЕМД, ПМСД та спеціалізованої допомоги, сприяє виживанню пацієнтів протягом перших 5 років.

За результатами вивчення модифікації базового ризику летальності важливим компонентом ефективності впровадження моделі є своєчасність, а саме, якщо пацієнтів госпіталізували після 10 годин, базовий ризик летальності при ГІМ у них збільшувався на 43,6% ($[BP-1] \cdot 100\%$). Тому ми побудували (рис. 2) криві виживання при ГІМ до і після впровадження моделі після вилучення ефекту вчасності надання допомоги. Очевидно, що ефект моделі різко зменшився і становить 0,139 додаткових місяців життя пацієнту протягом перших 5 років від початку хвороби, що складає лише 15,8% від загального ефекту впровадження. Цей відсоток приходить на вочевидь на компоненту покращення якості лікування пацієнтів.

Звичайно, впровадження окремих елементів моделі не може свідчити про ефективність моделі за повної реалізації її компонентів. Ми використали описану вище фрейлті модель виживання для побудови кривої виживання за умови повної реалізації моделі (рис. 3). За цим найбільш оптимістичним сценарієм передбачається збільшення виживання до 4,6738 додаткових місяців життя пацієнта протягом перших 5 років від початку хвороби. Тобто фактична реалізація становить лише 18,8% від максимально можливого ефекту в рамках моделі.

Таким чином, на основі вивчення когорти 800 пацієнтів з первинним ГІМ ми отримали докази ефективності впровадження елементів моделі організації медичного обслуговування інвалідів внаслідок ССЗ на прикладі ГІМ у Вінницькій області за термінами суттєвого зменшення базового ризику летальності внаслідок ГІМ, а також покращення 5-річної виживаності. Для доказу використана панельна організація даних. Аналіз здійснений на основі фрейлті моделі пропорційних ризиків та кривих виживання.

Аналіз показав, що, ефект впровадження програми виявився достовірним ($b = -0,179$, $p = 0,029$). Як свідчить коефіцієнт відносного ризику ($BP = 0,836$), базовий ризик летальності при гострому ІМ внаслідок впровадження елементів моделі організації медичного обслуговування інвалідів внаслідок ССЗ зменшився на 19,6%. Розглянуті дві компоненти ефективності, а саме вчасність допомоги та клінічна ефективність лікування.

В термінах суттєвого зменшення базового ризику летальності внаслідок ГІМ саме вчасність допомоги являється вирішальним компонентом ефективності. А саме, якщо пацієнтів госпіталізували після 10 годин, базовий ризик летальності при ГІМ у них збільшувався на 43,6%. Ефективність тромболітичної терапії та стентування тісно прив'язані до часу від моменту виникнення гострого коронарного синдрому. Результати роботи засвідчили, що вчасне проведення тромболітичної терапії зменшувало базовий ризик летальності при ГІМ на 26,6%, а

вчасне виконання стентування на 31,1%. Вивчення відносного ризику за іншими факторами показало їх схожість з результатами досліджень інших науковців, що доводить якісну репрезентативність даних, методології та результатів дослідження.

Очевидний позитивний зміст впровадження забезпечений тим, що в середньому впровадження забезпечує додатково 0,8788 місяців життя пацієнту протягом перших 5 років від початку хвороби. *Відповідно ефект впровадження оцінюється як 1757,6 додаткових місяців життя протягом перших 5 років від початку хвороби в масштабах Вінницької області щорічно.* Встановлено, що основний ефект (84,2%) впровадження пов'язаний із покращенням вчасності медичної допомоги. 15,8% від загального ефекту впровадження приходить на компоненту покращення якості лікування пацієнтів.

За умови повної реалізації моделі передбачається збільшення виживання до 4,6738 додаткових місяців життя пацієнта протягом перших 5 років від початку хвороби. Тобто фактична реалізація становить лише 18,8% від максимально можливого ефекту в рамках моделі.

Висновки.

1. Аналіз фрейлті моделі виживаності показав, що, ефект впровадження програми виявився достовірним ($b = -0,179$, $p = 0,029$). Коефіцієнт відносного ризику (0,836) свідчить, базовий ризик летальності при ГІМ внаслідок впровадження зменшився на 19,6%.

2. Впровадження забезпечує додатково 0,8788 місяців життя пацієнту протягом перших 5 років від початку хвороби. *Ефект впровадження оцінюється як 1757,6 додаткових місяців життя протягом перших 5 років від початку хвороби в масштабах Вінницької області щорічно.*

3. Встановлено, що основний ефект (84,2%) впровадження пов'язаний із покращенням вчасності медичної допомоги. 15,8% від загального ефекту впровадження приходить на компоненту покращення якості лікування пацієнтів.

4. За умови повної реалізації моделі передбачається збільшення виживання до 4,6738 додаткових місяців життя пацієнта протягом перших 5 років від початку хвороби. Тобто фактична реалізація становить лише 18,8% від максимально можливого ефекту в рамках моделі.

Перспективи подальших досліджень стосуються кількох аспектів. По-перше, це перерахунок збережених років життя з вирівнюванням на якість, а також збільшення часової перспективи до меж часового горизонту, тобто фактично до середньої тривалості життя членів когорти. По-друге, це включення непрямих ефектів програми, зокрема на первинну і вторинну профілактику пов'язаних та супутніх захворювань. По-третє, формуляція моделі у формі «діференс ін діференс» для оцінки ефектів реформи ПМСД та спеціалізованої кардіологічної допомоги у Вінницькій області як пілотного регіону.

Література

1. Богатирьова Р. В. Регіональна оцінка реформи системи медичного забезпечення сільського населення при екстрених станах, / Р. В. Богатирьова, А. В. Пірнікоза. – Вінниця : Видавництво «Тезис», 2013. – 144 с.
2. Носуліч Т. М. Формування ринку медичних послуг на регіональному рівні (організаційно-економічний аспект) : автореф. дис. на здобуття наукового ступеня канд. екон. наук : спец. 08.00.05 «Розвиток продуктивних сил і регіональна економіка» / Т. М. Носуліч. – К. , 2008. – 21 с.
3. Aalen O. O. Survival and Event History Analysis: A Process Point of View / O. O. Aalen, O. Borgan, H. K. Gjessing. – Berlin : Springer, 2008. – 432 p.
4. Briffa T. Long term survival after evidence based treatment of acute myocardial infarction and revascularisation: follow-up of population based Perth MONICA cohort, 1984-2005 / T. Briffa, S. Hickling, M. Knuiman [et al.] // BMJ. – 2009. – Vol. 338. – Режим кода доступу <http://www.bmj.com/content/338/bmj.b36>.
5. Gibson C. Michael. Early and Long-Term Clinical Outcomes Associated With Reinfarction Following Fibrinolytic Administration in the Thrombolysis In Myocardial Infarction Trials / C. Michael Gibson, Juhana Karha, Sabina A. Murphy [et al.] // Journal of the American College of Cardiology. – 2003. – Vol. 42, № 1. – P. 7-16.
6. Hudson M. P. Early reinfarction after fibrinolysis: experience from the Global Utilization of Streptokinase and Tissue plasminogen activator (alteplase) for Occluded coronary arteries (GUSTO I) and Global Use of Strategies To Open occluded coronary arteries (GUSTO III) trials / M. P. Hudson, C. B. Granger, E. J. Topol [et al.] // Circulation. – 2001. – Vol. 104. – P. 1229–1235.
7. Kuulasmaa K. Estimation of contribution of changes in classic risk factors to trends in coronary-event rates across the WHO MONICA Project populations / K. Kuulasmaa, H. Tunstall-Pedoe, A. Dobson [et al.] // Lancet. – 2000. – Vol. 355. – P. 675–687.
8. Press W. H. Numerical Recipes in C. Second Edition / W. H. Press, S. A. Teukolsky, W. T. Vetterling, B. P. Flannery. – New York : Cambridge University Press, 1992. – 997 p.
9. Ross A. M. A randomized trial comparing primary angioplasty with a strategy of short-acting thrombolysis and immediate planned rescue angioplasty in acute myocardial infarction: the PACT trial / A. M. Ross, K. S. Coyne, J. S. Reiner [et al.] // J. Am. Coll. Cardiol. – 1999. – Vol. 34. – P. 1954–1962.
10. Schweiger M. J. Early coronary intervention following pharmacologic therapy for acute myocardial infarction (the combined TIMI 10B-TIMI 14 experience) / M. J. Schweiger, C. P. Cannon, S. A. Murphy [et al.] // Am. J. Cardiol. – 2001. – Vol. 88. – P. 831–836.
11. Tom Briffa. Long term survival after evidence based treatment of acute myocardial infarction and revascularisation: follow-up of population based Perth MONICA cohort, 1984-2005 / Tom Briffa, S Hickling, M Knuiman, [et al.] // BMJ. – 2009. – Vol. 338. – Режим кода доступу <http://www.doi:10.1136/bmj.b36>.
12. Tunstall-Pedoe H. Estimation of contribution of changes in coronary care to improving survival, event rates, and coronary heart disease mortality across the WHO MONICA project populations / H. Tunstall-Pedoe, D Vanuzzo, M Hobbs [et al.] // Lancet. – 2000. – Vol. 355. – P. 688-700.
13. Wang S. T. Semi-parametric estimation of covariate effects using the positive stable frailty model / S. T. Wang, J. P. Klein, M. L. Moeschberger // Applied Stochastic Models and Data Analysis. – 1995. – Vol. 11. – P. 121-133.
14. Wilhelmsen L. Secular changes in cardiovascular risk factors and attack rate of myocardial infarction among men aged 50 in Gothenburg, Sweden. Accurate prediction using risk models / L. Wilhelmsen, L. Welin, K. Svardsudd [et al.] // J. Intern. Med. – 2008. – Vol. 263. – P. 636–643.

УДК 614. 2:517. 004. 13:519. 46(014)

ЕФЕКТИВНІСТЬ ВПРОВАДЖЕННЯ ЕЛЕМЕНТІВ МОДЕЛІ МЕДИЧНОГО ОБСЛУГОВУВАННЯ ПАЦІЄНТІВ З ГОСТРИМ ІНФАРКТОМ МІОКАРДА В ПРОЦЕСІ МЕДИЧНОЇ РЕФОРМИ У ВІННИЦЬКІЙ ОБЛАСТІ

Клименюк В. П. , Очерedyкo О. М.

Резюме. В роботі наводяться методологічні особливості та результати аналізу ефективності впровадження елементів реформи на 5-річну виживаність пацієнтів з перенесеним ГІМ на основі фрейлті моделі. Дані організовані за когортним дизайном. Контрольна когорта охоплювала 400 пацієнтів з вперше в житті встановленим діагнозом ІМ, які лікувались в кардіологічному відділенні м. Вінниці до впровадження реформи, а саме в 2005-2006 роках. Основна когорта включала 400 пацієнтів з вперше в житті встановленим діагнозом ГІМ, які лікувались в новоствореному кардіологічному центрі в 2008-2009 роках на момент початку реформи і створення обласного кардіологічного центру. Реформа дозволила наблизити інтенсивні методи лікування при ГІМ. Проспективно вивчались випадки летальності протягом перших п'яти років з моменту госпіталізації з приводу ГІМ. За простежений період померло 270 з 800 пацієнтів, тобто 33,75%. Показано, що елементи реформи забезпечують додатково 0,8788 місяців життя пацієнту протягом перших 5 років від початку хвороби. Встановлено, що основний ефект (84,2%) реформи пов'язаний саме із покращенням вчасності медичної допомоги.

Ключові слова: гострий інфаркт міокарда, виживаність, медична реформа.

УДК 614. 2:517. 004. 13:519. 46(014)

ЭФФЕКТИВНОСТЬ ВНЕДРЕНИЯ ЭЛЕМЕНТОВ МОДЕЛИ МЕДИЦИНСКОГО ОБСЛУЖИВАНИЯ ПАЦИЕНТОВ С ОСТРЫМ ИНФАРКТОМ МИОКАРДА В ПРОЦЕССЕ РЕФОРМЫ МЕДИЦИНЫ В ВИННИЦКОЙ ОБЛАСТИ

Клименюк В. П. , Очередыко А. Н.

Резюме. В работе изложены методологические особенности и результаты анализа эффективности внедрения элементов реформы на 5-летнюю выживаемость пациентов с перенесенным острым инфарктом миокарда (ОИМ) на основе фрейлти модели. Данные организованы за когортным дизайном. Контрольная когорта охватывала 400 пациентов с впервые в жизни установленным диагнозом ОИМ, которые лечились в кардиологическом отделении г. Винницы до начала реформы, а именно в 2005-2006 годах. Основная когорта включала 400 пациентов с впервые в жизни установленным диагнозом ОИМ, которые лечились в кардиологическом центре в 2008-2009 годах на момент начала реформы и создания областного кардиологического центра. Реформа позволила приблизить интенсивные методы лечения при ОИМ. Проспективно изучались случаи летальности на протяжении первых пяти лет с момента госпитализации по поводу ОИМ. За указанный период умерло 270 из 800 пациентов, то есть 33,75%. Показано, что элементы реформы обеспечивают дополнительно 0,8788 месяцев жизни пациенту на протяжении первых 5 лет от начала ОИМ. Установлено, что основным эффектом (84,2%) реформы связанный именно с улучшением своевременности медицинской помощи.

Ключевые слова: острый инфаркт миокарда, выживаемость, медицинская реформа.

UDC 614. 2:517. 004. 13:519. 46(014)

Effectiveness of Implementation of the Model of Medical Care to Patients with Acute Myocardial Infarction in the Process of Medical Reform in Vinnitsa Region, Ukraine

Klimenyk V. P. , Ocheredko O. M.

Abstract. Paper delivers methodological peculiarities and results on effectiveness of implementation of medical care on 5-years survival of patients with acute myocardial infarction (AMI) on the basis of frailty model. Data were organised by cohort design. Control cohort comprised 400 patients with first episode of AMI treated in cardiologic Vinnitsa city department on the eve of reform, namely 2005-2006 years. Experimental cohort consisted of 400 patients with first episode of AMI treated in Vinnitsa regional cardiologic centre in 2008-2009 years at the moment of reform initiation and opening of foregoing centre. Reform brought intensive methods of AIM treatment at hand. Lethal cases happened in first 5 years from the hospitalization were investigated. In given time period 270 out of 800 patients died, that is 33,7%.

It was revealed that implementation of reform rendered hazard reduction effect of the largest magnitude among other covariates ($b = -0,179$, $p = 0,029$). Basic risk of lethality because of reform dropped by 19,6% ($[1/RR-1] * 100\%$), $RR = 0,836$.

Among all organisational functionals of medical care it appeared that it's timeliness that of paramount importance in hazard reduction in patients with AIM. If patient was hospitalised with 10 hours delay or more basic risk of lethality increased by 43,6%.

Effectiveness of trombolitic therapy and stenting closely related to timeliness of administration, especially to first 10-12 hours. Administration of trombolitic therapy in first 10-12 hours reduced basic risk of lethality by 26,6%, while timely stenting reduced hazard by 31,1%.

Severe patient's condition at hospitalization increased basic risk of lethality by 21,8%. Heavy comorbidity load (Charlson's index ≥ 5) increased basic risk of lethality by 19,6% with marginal significance $p = 0,074$.

Low ejection fraction (values $\leq 0,3\%$) at hospitalization increased basic risk of lethality by 39,5%. Values of systolic blood pressure more than 170 mm. Hg at hospitalization increased basic hazard by 37,8%.

Presence of pathological Q related to increased risk against basic hazard by 18,4%. Heart arrest before or at hospitalization increased basic risk of lethality by 62,1% with marginal significance $p = 0,05$. As with Charlson's index marginal significance related to low frequency of conditions.

Every next year of age after 40 increased risk against basic hazard by 1,3%. Females experienced higher (by 31,7%) hazard against males ($[1/0,759-1] * 100\%$).

Therefore after adjustment on important clinical and biological confounders the implementation of the model of medical care to patients with acute myocardial infarction in the process of medical reform proved to reduce basic hazard significantly.

Further investigation of survival curves revealed that implementation of the model saved additional 0,8788 survival months to patient in first 5 years from AMI incident. It was unveiled that main effect (84,2%) was related particularly to improvement in timeliness of medical care.

Keywords: acute myocardial infarction, survival, medical reform.

Рецензент – проф. Голованова І. А.

Стаття надійшла 11. 08. 2014 р.