

INFORMATIONAL STATISTICAL MODEL ESTIMATION AND ANALYSIS OF PUBLIC HEALTH

Serdyuk A.M., Kartashova S.S., Timchenko O.I.

ІНФОРМАЦІЙНО-СТАТИСТИЧНА МОДЕЛЬ АНАЛІЗУ СТАНУ ЗДОРОВ'Я НАСЕЛЕННЯ

З

**СЕРДЮК А.М.,
КАРТАШОВА С.С.,
ТИМЧЕНКО О.І.**
ДУ "Інститут гігієни
та медичної екології
ім. О.М. Марзєєва
НАМН України", м. Київ

УДК 004.451.642

Здоров'я населення розглядається не лише як результат соціально-економічного розвитку країни, а й як суттєвий внесок у такий розвиток [1, 2]. Нагальні потреби життя (необхідність приймати ефективні управлінські рішення щодо розвитку потенціалу здоров'я населення та оцінювати ефективність заходів, спрямованих на його зміцнення) викликали швидкий розвиток методології оцінки стану здоров'я великих за розмірами угруповань населення [3, 4]. Але єдина думка з приводу методів визначення стану здоров'я населення до цього часу відсутня: не забезпечується достатня системність підхо-

дів, недостатньо враховуються медико-демографічні показники тощо. Нині інформація про стан здоров'я населення подається у вигляді статистичних таблиць та публікується у щорічниках МОЗ України та Держкомстату України. Навіть в аналітичних довідках подаються лише точкові оцінки (які мають нульовий рівень вірогідності), не застосовуються показники потенційної демографії, не використовується ризиковий аналіз тощо [5]. Тим самим знижується можливість достовірного виявлення наявних резервів у поліпшенні здоров'я населення і визначення диференційованих підходів у державному упра-

ИНФОРМАЦИОННО-СТАТИСТИЧЕСКАЯ МОДЕЛЬ ОЦЕНКИ И АНАЛИЗА ЗДОРОВЬЯ НАСЕЛЕНИЯ

Сердюк А.М., Карташова С.С., Тимченко О.И.

Для оценки состояния здоровья населения предложена усовершенствованная методология, базирующаяся на теоретико-вероятностном обосновании применения статистических моделей (биномиальной, полиномиальной, пуассоновской, мартингальной), адекватных имеющимся данным. Такой подход позволил построить не только точечные оценки индикаторных состояний (надежность которых равна нулю), но и интервальные оценки последних согласно избранному уровню надежности. Предложенные статистические критерии дают возможность проводить корректные пространственно-временные сопоставления (сравнения) и, как следствие, ранжировать области (территории) страны по избранным для наблюдения индикаторным состояниям. При этом в качестве индикаторов рекомендована система абсолютных и относительных показателей (интенсивных, стандартизованных), показателей структуры. В качестве абсолютных показателей рассматривались численность наличного и постоянного населения, распределенные по типу поселения и основным возрастным группам; абсолютное число причинно-специфических смертей, распределенных по возрасту, включая фетальные и неонатальные; абсолютное число родов,

самопроизвольных абортов и абортов по медицинским показаниям, распределенных по возрасту женщин.

Относительные и структурные показатели рассчитывались по этим абсолютным данным отдельно за избранный временной период, по указанной территории и, при необходимости, стратифицировано по полу и типу поселения. Они суть: интенсивные и стандартизованные прямым, косвенным и кумулятивным методом показатели причинно-специфической смертности, рождаемости, самопроизвольных абортов, абортов по медицинским показаниям, поздней фетальной и ранней неонатальной смерти, смертности детей первого года жизни; стандартизованные показатели структуры смертности и неудовлетворительных исходов беременности. Как интегральные показатели предлагаются средняя ожидаемая продолжительность жизни для лиц, достигших указанного возраста; утраченные годы потенциальной жизни, распределенные по причинам смерти показатели фетоинфантильных и репродуктивных потерь. Использование предлагаемой информационно-статистической модели для оценки состояния здоровья населения позволит проводить текущее и проблемно-целевое информирование управленческих кадров. Модель обеспечивает аналитическую поддержку и экспертизу процессов прогнозирования и перспективного планирования при принятии управленческих решений.

© Сердюк А.М., Карташова С.С., Тимченко О.И. СТАТТЯ, 2012.

№ 3 2012 ENVIRONMENT & HEALTH 30

влінні, плануванні та прогнозуванні тенденцій щодо подальшого розвитку суспільства.

Вищевказане свідчить про необхідність удосконалення існуючих методів оцінки здоров'я населення, що і стало предметом представленого дослідження.

Матеріали та методи. В якості джерел первинної інформації використані статистичні довідники "Населення України", дані статистичних щорічників Держкомстату, матеріали відомчої звітності МОЗ за окремими формами (ф. 21 — "Звіт про медичну допомогу вагітним, роділям і породіллям. Контингенти вагітних, які проживають у районі обслуговування закладу"; ф. 13 — "Звіт про аборти"; ф. А-1 — "Загальні підсумки природного руху населення"; ф. Д-5 — "Відомості про число мертвороджених та померлих дітей у віці (0-6) діб за статтю і причинами смерті"; ф. С-8 — "Розподіл померлих за статтю, віковими групами і причинами смерті". При виконанні роботи застосовані методи системного аналізу, теорії ймовірностей та математичної статистики (граничні теорії, статистичні критерії), теорії випадкових процесів (мартингальний підхід). Використано загальну теорію статистики (обчислення статистичних показників та варіацій ознак), медикодемографічні (визначення індикаторів здоров'я) та епідеміологічні методи дослідження (когортний та "випадок-контроль").

Результати та їх обговорення. Для виміру рівня соматичного та репродуктивного здоров'я населення запропоновано систему абсолютних та відносних (зокрема інтенсивних та стандартизованих) показників структури. В якості абсолютних показників використовуються чисельність наявного та постійного населення за основними віковими групами; абсолютне число причино-специфічних смертей, розподілених за віком, включно з фетальними та неонатальними; абсолютне число пологів, самовільних абортів та абортів за медичними показаннями, розподілені за віком жінок.

Відносні та структурні показники розраховуються за цими абсолютними даними окремо за обраний часовий період, вказаною територію та (за потреби) за статтю і типом посе-

лення; інтенсивні та стандартизовані прямим, непрямим та кумулятивним методом показники причино-специфічної смертності, народжуваності, самовільних викиднів, абортів за медичними показаннями, пізньої фетальної та ранньої неонатальної смерті, смертності дітей першого року життя; стандартизовані показники структури смертності та незадовільних виходів вагітності.

Як інтегральні показники стану здоров'я пропонуються показники середньої тривалості очікуваного життя (СОТЖ) для осіб, які досягли зазначеного віку; втрачені роки потенційного життя (ВРПЖ) за причинами смерті; фетоінфантильних та репродуктивних втрат.

За відібраними показниками у форматі MS/OFFICE/ACCESS створено бази даних (БД) SOMATIK та REPRODUCTION. Вони містять первинну інформацію щодо відібраних для оцінки індикаторних станів. Сформовані БД залучено до розробленої інформаційно-статистичної моделі (ICM) комплексної оцінки та аналізу стану здоров'я населення (рис. 1-3).

Запропонована багаторівнева модель передбачає роботу за двома типами спостережень: вибіркоче (у загальному випадку цензуроване) та суцільне.

Вибірковий тип спостережень призначений для вивчення стану окремих контингентів населення, об'єднаних за досліджуваною ознакою. Вхідна інформація формується у реєстр даних спостережень стану окремих індивідуумів (респондентів, пацієнтів). Реєстр може використовуватися в якості додаткового у спеціальних епідеміологічних дослідженнях за потреби перевірити, уточнити результати за даними суцільних спостережень чи виявити специфічні чинники ризику для здоров'я населення певної території.



МЕТОДИ ДОСЛІДЖЕННЯ

У разі суцільного типу спостережень первинна інформація відбирається з даних державної статистичної звітності (ф. А-1, С-8) та статистичної звітності МОЗ України (ф. 13 та 21).

Залежно від типу спостережень для оцінки стану здоров'я населення запропоновано вдосконалену методологію, що базується на теоретико-ймовірнісному обґрунтуванні застосування статистичних моделей (біноміальної, поліноміальної, пуассонівської, мартингальної), адекватних існуючим даним. Останнє дозволило будувати не лише точкові оцінки індикаторних станів (надійність яких дорівнює нулю), але й інтервальні оцінки останніх відповідно до обраного рівня надійності. Більш того, розроблені методи дозволяють також проводити науково-коректні просторово-часові співставлення стану здоров'я населення і, як наслідок, ранжувати території держави за відібраними для спостереження індикаторними станами.

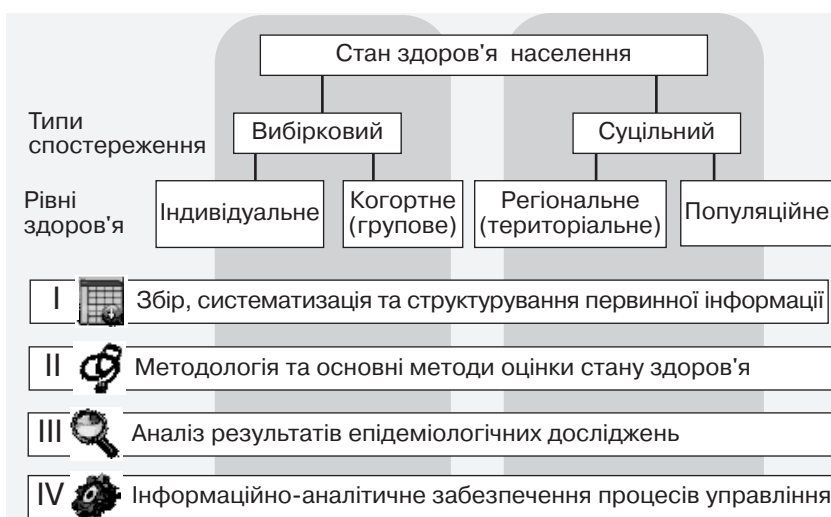
Вдосконалена методологія базується на наступних положеннях і реалізована сукупністю обраних методів [6, 7].

Одним з двох основних процесів відтворення населення разом з народжуваністю є смертність. Аналіз показників смертності пояснює основні зміни, що відбуваються у чисельності населення та його структурі. Інтенсивні показники загальної смертності дають лише найперше уявлення щодо змін рівня смертності. Здається, що обмежуватися лише ними було б невірно, оскільки інтенсивні показники загальної смертності є досить грубими і приблизними індикаторами її рівня. На їхню величину суттєво впливає статево-вікова структура населення, тому користуватися такими показниками слід досить обережно, прагнучи усунути або, при-

INFORMATIONAL STATISTICAL MODEL ESTIMATION AND ANALYSIS OF PUBLIC HEALTH
Serdyuk A.M., Kartashova S.S., Timchenko O.I.
 To assess the health status the improved methodology is suggested, based on the theoretical foundation of statistical and probabilistic models (binomial, polynomial, Poisson, martingale), which are adequate to existing data. The last allowed to build not only a point estimations of indicator states (the reliability of which is zero), but their interval estimation according to the level of reliability. The methods can also carry out space-time mapping of the population's health and to rank territories by the selected monitored indicator states. The system of absolute and relative indicators, including intensive and standardized indicators, indicators of structure is introduced. The following indicators are used as absolute: the number of present and resident population for major age groups, the absolute number of cause-specific deaths distributed by age, including fetal and neonatal, the absolute number of births, spontaneous abortions and abortions due

to medical reasons, distributed by women's age. Relative and structural parameters are calculated from absolute data separately for the selected time period, specified area and, if necessary, by gender and type of location, they are: intensive and standardized direct, indirect and cumulative rates by cause-specific mortality, fertility, spontaneous abortions, abortion due to medical reasons, the late fetal and early neonatal death, mortality in the first year of life, standardized mortality rates structure and odd outcomes of pregnancy. The following indicators are proposed as integral ones: average life expectancy for people who have reached certain age, potential lost years of life by causes of death, rates fetoinfantile and reproductive losses. The use of the proposed information and statistical models to assess the health status allows the current and problem-targeted informing the management. The model provides analytical support and expertise of the forecasting processes and strategic planning when making management decisions.

Інформаційно-статистична модель оцінки та аналізу стану здоров'я населення в епідеміологічних дослідженнях та під час прийняття управлінських рішень. Структура



наймні, максимально зменшити вплив демографічної структури. Вплив статеві-вікової структури усувається насамперед використанням спеціальних коефіцієнтів смертності, тобто коефіцієнтів смертності для різних груп чи контингентів населення: для чоловіків і жінок, для міста і села, для різних шлюбних станів тощо.

Одним з основних способів усунення впливу структурних факторів є стандартизація демографічних коефіцієнтів. Застосування стандартизації засноване на індексному методі, тобто на представленні (поданні) загальних коефіцієнтів через співмножники, що виражають, з одного боку, інтенсивність демографічного процесу,

а з іншого, — чисельність або частку відповідного контингенту (вікової групи) у населенні загалом.

У разі нівелювання впливу чинників некерованої природи (стать та/чи вік) пропонується використовувати прямий, опосередкований та кумулятивний методи стандартизації. Вибір методу залежить від мети дослідження. Прямий метод використовується під час територіально-часових статистичних порівнянь, опосередкований — у разі оцінки додаткових летальних випадків патології, що вивчається, куму-

лятивний — для подальшого прогнозу.

Стандартизований за прямим методом показник смертності SPM обчислюється за формулою:

$$SPM = \left(\sum_{i=1}^n r_i v_i \right) / \left(\sum_{i=1}^n v_i \right),$$

де n — загальна кількість вікових груп, за якими розподілено населення, що розглядається, v_i — чисельність i -ї вікової групи стандартної популяції, а r_i — показник смертності i -ї вікової групи досліджуваної популяції. Цей показник можна інтерпретувати як рівень смертності стандартного населення за умови, що воно вимірає як населення, що спостерігається. У випадку застосування прямого методу стандартизації у розрахунках, які виконуються щодо населення України, рекомендується в якості стандарту розглядати європейську стандартну популяцію.

Дисперсію стандартизованого прямим методом показника SPM можна отримати завдяки інваріантності біноміального розподілу чи розподілу Пуассона відносно операції додавання, застосувавши відповідну властивість дисперсій: дисперсія суми незалежних випадкових величин дорівнює сумі їхніх дисперсій.

Вікові показники — незалежні випадкові величини, тому

$$\text{var}(SPM) = \sum_{i=1}^n \text{var}(r_i * v_i) = \sum_{i=1}^n (v_i)^2 * \text{var}(r_i) = \sum_{i=1}^n (v_i)^2 * \text{var}(r_i) / \left(\sum_{i=1}^n v_i \right)^2$$

Залежно від величини показника вікової смертності використовуються один з двох способів обчислення стандартної похибки показника SPM через його дисперсію:

$$s.e.(^B SPM) = \sqrt{\text{var}(SPM)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n [r_i v_i^2 (10^k - r_i) / n_i] / \sum_{i=1}^n v_i} = \sqrt{\sum_{i=1}^n [r_i (v_i')^2 (10^k - r_i) / n_i]}$$

— за біноміальною моделлю, або за пуассонівською моделлю для "рідкісних" подій:

$$s.e.(^P SPM) = \sqrt{\text{var}(SPM)} = \sqrt{\sum_{i=1}^n [r_i v_i^2 10^k / n_i] / \sum_{i=1}^n v_i} = \sqrt{\sum_{i=1}^n [r_i (v_i')^2 10^k / n_i]}$$

Асимптотична поведінка стандартизованого показника, згідно з центральною граничною теоремою, підкоряється нормальному розподілу. Використовуючи цей факт, можна побудувати інтервальні оцінки стандартизованого показника смертності для рівня значущості α : $(100(1-\alpha)\%$ за довірчого інтервалу (ДІ): $SPM_L = SPM - Z_{\alpha/2} \cdot s.e.(SPM)$ — нижня, $SPM_U = SPM + Z_{\alpha/2} \cdot s.e.(SPM)$ — верхня межа SPM, де $Z_{\alpha/2}$ — квантиль стандартного нормального розподілу рівня $\alpha/2$. Зокрема, для 95% ДІ з $\alpha = 0,05$, $Z_{\alpha/2} = 1,96$, а для 99% ДІ з $\alpha = 0,01$ — $Z_{\alpha/2} = 2,58$.

Різниця між стандартними похибками за різними статистичними моделями, яка досліджувалася на даних щодо смертності від новоутворень для населення України, стандартні похибки (на 105 нас.) за біноміальною моделлю та її пуассонівською апроксимацією з точністю до сотих співпадають.

Проводити порівняльний просторово-часовий аналіз територій або контингентів доцільно через статистику співвідношення стандартизованих за прямим методом показників смертності, а саме: $SRM = SPM_I / SPM_{II}$, тому що вона після логарифмічного перетворення асимптотично має нормальний розподіл. Останнє дозволяє будувати інтервальні оцінки необхідного рівня значущості α для введеної статистики: $(100(1-\alpha)\%$ ДІ для SRM становлять: $SRM_L = SRM \pm (Z_{\alpha/2} / X)$, де

$$X = \frac{SPM_1 - SPM_2}{\sqrt{s.e.(SPM_1)^2 + s.e.(SPM_2)^2}}$$

Якщо цей інтервал, обчислений за формулою, включає 1,0, то підстави вважати, що стандартизовані показники SPM_I та SPM_{II} статистично відрізняються на рівні α , відсутні.

естровані (H — кількість спостережень), та очікуваним числом випадків смерті (E) в обстеженій групі населення за спонтанним рівнем смертності як стандартом. Стандартизований за віком

Визначення динаміки частоти (часові ряди) загальної чи причино-специфічної смертності

опосередкованим методом показник смертності (SIM), інакше стандартизований відносний ризик (стандартизоване співвідношення) є $SIM = H/E$. За невисоких рівнів патології, яка вивчається, значення SIM

серед населення, що спостерігається, найчастіше проводиться з застосуванням методів лінійного регресійного аналізу. Зокрема, для моделі парної лінійної регресії рекомендується відокремити не випадковий тренд від випадкових коливань показника і тим самим оцінити величину та напрям змін середньорічних темпів.

Метод опосередкованої стандартизації дозволяє представити стандартизований за непрямим методом показник смертності як співвідношення між числом випадків смерті, що заре-

комендується подавати у відсотках: $SIM\% = SIM \cdot 100$. Дисперсія стандартного співвідношення SIM обчислюється за формулою:

$$\text{var}(SIM) = H / E^2,$$

стандартна похибка становить

$$s.e.(SIM) = \sqrt{\text{var}(SIM)},$$

а $(100(1-\alpha)\%$ ДІ для SIM: $SIM_L = SIM - Z_{\alpha/2} \cdot s.e.(SIM)$.

Під час досліджень класів "рідкісних" хвороб або окремих нозологій для обчислення

Рисунок 2

Інформаційно-статистична модель оцінки та комплексного аналізу стану здоров'я населення в епідеміологічних дослідженнях та під час прийняття управлінських рішень. Кроки 1-2

Типи спостереження	Вибірковий	Суцільний
I Збір, систематизація та структурування первинної інформації	Реєстри даних спостережень	Бази даних показників-індикаторів соматичного та репродуктивного здоров'я населення
II Методологія та основні методи оцінки стану здоров'я	Оцінка обсягу мінімально достатніх досліджень (об'єм вибірки)	Інтервальні стандартизовані та інтенсивні оцінки інтегральних показників-індикаторів здоров'я: кумулятивні, атрибутивні та ексцес-ризика за класами причин смерті чи окремими нозологічними формами, фетоінфантильні та репродуктивні втрати
	Інтервальні оцінки функції виживаності випадково цензурованих даних спостережень індивідуумів (пацієнтів, які об'єднані за певними ознаками у когорту)	Інтервальні оцінки комплексних показників-індикаторів здоров'я: середня очікувана тривалість життя, втрачені роки потенційного життя за класами причин смерті чи окремими нозологічними формами

(100(1-α)% довірчих інтервалів оцінок стандартизованого відносного ризику SIM спочатку обчислюється O_L — нижня та O_U — верхня межі дійсного числа випадків смерті серед населення, що спостерігається, а саме:

$$O_L = [\sqrt{obs} - (Z_{\alpha/2} * 0.5)]^2,$$

$$O_U = [\sqrt{obs} + (Z_{\alpha/2} * 0.5)]^2.$$

Зазначений алгоритм побудови інтервальних оцінок для "низьких" рівнів смертності рекомендується застосовувати під час аналізу онкологічної смертності серед населення за нозологіями, стратифікованими за статтю.

Дослідження структурних особливостей та змін величини смертності за певними класами причин смерті чи окремими нозологічними формами рекомендується проводити за допомогою пропорційних методів. Останні передбачають порівняння структур причин смерті за основними класами причин смерті або за окремими нозологічними формами у межах певного класу у разі можливого невідомого вікового складу населення.

У випадку побудови гіпотетичних прогнозів рекомендується розглядати накопичені за певні часові інтервали кумулятивні ха-

рактеристики: інтенсивні кумулятивні показники та кумулятивний ризик для оцінки та прогнозу стану здоров'я населення. Кумулятивні показники визначаються, як правило, для певного класу причин чи для окремої нозологічної форми у припущенні, що випадки смерті через конкуруючі причини виключені. Кумулятивний показник смертності $R(T)$ можна оцінити статистикою KIP , що подається у вигляді суми:

$$KIP = KIP(T) = \sum_{i=1}^m r_i t_i,$$

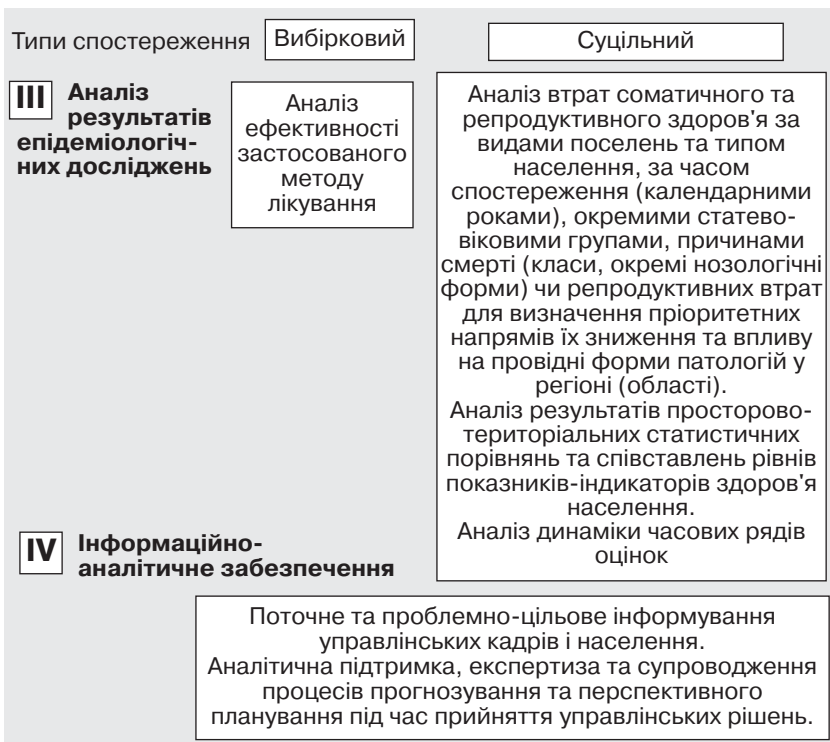
де m — число вікових груп, r_i — інтенсивний показник смертності для i -ї вікової групи, а t_i — довжина i -ї вікової групи, зокрема $t_1=1, t_{>1}=5$. Кумулятивний ризик (KRS) визначається як ймовірність смерті для навмання обраного індивідуума через усі причини смерті чи певний клас причини, окремої нозологічної форми за визначений проміжок часу $[0, T]$, тобто $KRS=KRS(T)=1-\exp\{-KIP(T)\}$. Точність кумулятивних статистик визначається стандартною похибкою $s.e.(KIP(T))$, що за біноміальною статистичною моделлю є

$$\sqrt{\text{var}(KIP(T))} = \sqrt{\text{var}(KIP^P)} = \sqrt{\sum_{i=1}^m r_i^2 t_i^2 (1-r_i) / n_i},$$

а за пуассонівською апроксимацією —

Рисунок 3

Інформаційно-статистична модель оцінки та комплексного аналізу стану здоров'я населення в епідеміологічних дослідженнях та під час прийняття управлінських рішень. Кроки 3-4



$$\text{var}(KIP(T)) = \text{var}(KIP^P) = \sum_{i=1}^m r_i^2 t_i^2 / n_i,$$

(100(1-α)% ДІ: $KIP \pm Z_{\alpha/2} \cdot s.e.(KIP)$, $KRS_L = 1 - \exp\{-(KIP \pm Z_{\alpha/2} \cdot s.e.(KIP))\}$, де r_i — інтенсивний показник смертності для i -ї вікової групи, а t_i — довжина i -ї вікової групи, n_i — чисельність населення i -ї вікової групи, m — кількість залучених вікових груп, граничний вік яких не перевищує T .

Для економіки держави загалом, зокрема для системи охорони здоров'я, найінформативнішими є такі показники, як втрачені роки потенційного життя, втрати трудового потенціалу, показник глобального тягаря хвороб (у DALY), що вимірюються у людино-роках.

Точкова оцінка показника втрачених років потенційного життя (ВРПЖ) на 10^3 відповідного населення розраховується як співвідношення величини ВРПЖ і чисельності населення, що розглядається: $\text{Врпж} \%_0 =$

$$= \text{врпж} / \sum_{i=1}^N n_i * 10^3 = \sum_{i=1}^N h_i * (70 - \frac{x_i + x_{i+1}}{2}) / \sum_{i=1}^N n_i * 10^3$$

Стандартна похибка $s.e.(P_{\text{врпж}})$ оцінки показника ВРПЖ є

$$s.e.(P_{\text{врпж}}) = \sqrt{\text{var}(P_{\text{врпж}})} = \sqrt{\sum_{i=1}^N \text{var}(h_i) * (70 - \frac{x_i + x_{i+1}}{2})^2 / (\sum_{i=1}^N n_i)^2},$$

а (100(1-α)% ДІ:

$$P_{\text{врпж}} \pm t_{\alpha/2} * s.e.(P_{\text{врпж}}).$$

Застосування показників ВРПЖ серед населення України дозволило проаналізувати структуру смертності в окремих регіонах, визначити найбільш небезпечні регіони за певними класами хвороб, виявити факти, що свідчать про недоліки у діагностиці хвороб, у т.ч. і у роботі патолого-анатомічної служби.

Репродуктивна поведінка населення проявляється у дітонародженні. Його характеристикою є плідність (фертильність). Народжуваність залежить не лише від біологічних, але й від культурних, соціальних, релігійних і навіть політичних факторів. Порівняння рівнів народжуваності доцільно проводити у той саме спосіб, що й рівнів смертності, тобто через інтервальні оцінки для статистики співвідношення показників народжуваності для обраного рівня значущості α.

Під час визначення рівня народжуваності через спеціальний коефіцієнт фертильності

(плодючості, fertility rate) необхідно мати відомості щодо чисельності жіночого населення фертильного віку (15-49 років, однак все більше поширення у світі одержує тенденція обчислювати цей вік як 15-44 роки). Спеціальний показник фертильності дорівнює співвідношенню числа живонароджень за період часу T до загального числа людино-років (person-years at risks), прожитих жіночим населенням фертильного віку за цей період:

$$FR = B / N_T^f * 10^k,$$

а точність суть —

$$s.e.(FR) = \sqrt{\text{var}(FR)} = \sqrt{FR * (10^k - FR) / N_T^f}$$

Стандартизований за прямим методом показник фертильності SPB можна інтерпретувати як рівень фертильності стандартного населення, якщо воно має ті самі показники народжуваності, що й населення, яке розглядається.

Стандартизований за віком опосередкованим методом показник фертильності (SIB), інакше стандартизовану відносну ймовірність народження (стандартизоване співвідношення) можна обчислювати як співвідношення загального числа новонароджень серед жінок фертильного віку (H) та їх очікуваного числа (E), розрахованого за спонтанним рівнем контингенту, який прийнято за стандарт: $SIB = H/E$. Довірчі інтервали побудовані у той самий спосіб, що й для стандартизованого співвідношення смертності.

Сумарний (кумулятивний) коефіцієнт народжуваності (Total Fertility Rate, TFR) розглядається як сума вікових коефіцієнтів народжуваності (TFR_i) для жінок 15-49 років (або 15-44):

$$TFR = \sum_i (\Delta t_i) TEF_i = \sum_i (\Delta t_i) \frac{B_i}{N_i} * 10^k.$$

Перехід від кумулятивного показника народжуваності до кумулятивної ймовірності здійснюється у той самий спосіб, що й при розгляді кумулятивних характеристик смертності.

Для адекватної оцінки кінцевих результатів впливу медико-біологічних, соціально-економічних та чинників довкілля на здоров'я вагітної жінки, плоду, новонародженого застосовується показник фето-

інfantильних втрат — інтегральний показник, що об'єднує фетальну (мертвонароджуваність) і дитячу смертність — та репродуктивних втрат (термін об'єднує втрати за рахунок плоду серед бажаних вагітностей: самовільні викидні; штучні аборти за медичними показаннями; мертвонародження; померлих у ранній неонатальний період — 0-6 днів життя).

Ці показники дозволяють повніше оцінювати ефективність та якість діяльності служби охорони материнства і дитинства, розробляти адекватні управлінські рішення щодо профілактики втрат життєздатних дітей першого року життя в усіх періодах: перинатальному, нео- та постнеонатальному. Більше того, саме аналіз загальних фетоінfantильних і репродуктивних втрат знижує можливість штучного статистичного заниження рівня дитячої смертності включенням новонароджених, які померли у ранньому неонатальному періоді, до категорії мертвонароджених.

У разі вибіркового типу спостереження розміри вибіркової сукупності визначаються наступними положеннями. Її об'єм має бути достатнім для досягнення поставленої мети дослідження. При цьому необхідно уникнути як точності, що є недостатньою для певного висновку, так і зверхності, отримання якої пов'язане зі значнішими втратами ресурсів. Більш того, висока точність може мати лише статистичну, а не медико-біологічну значущість. У разі застосування відповідних статистичних методів можна розрахувати ступінь точності, з якою дані вибіркового обстеження відобразатимуть якості генеральної сукупності.

Аналіз результатів вибіркового спостережень базується переважно на неповних даних. На практиці такі дані мають суттєву особливість, пов'язану зі способом формування вибірки. Під час остаточного завершення дослідження, що стосується, наприклад впровадження нового методу лікування, є пацієнти, які вижили протягом усього спостереження, але контакт з якими було втрачено до завершення дослідження. Недоцільно

втрачати зібрану щодо них інформацію, оскільки переважна більшість цих пацієнтів є такими, хто "вижив" протягом усього часу спостереження, і тим самим вони свідчать про перевагу нового методу лікування.

Узагальнення критерію Реньї на випадок цензурованих даних [8] дозволяє будувати максимально ефективні інтервальні оцінки функції виживаності, призначені і для проведення науково коректних просторово-часових порівнянь за наявності згаданих обмежень.

Висновок

Використання запропонованої інформаційно-статистичної моделі для оцінки стану здоров'я населення дозволяє виконувати поточне та проблемно-цільове інформування управлінських кадрів. Модель забезпечує аналітичну підтримку, експертизу та супроводження процесів прогнозування і перспективного планування під час прийняття управлінських рішень.

ЛІТЕРАТУРА

1. Томилин С.А. Народнохозяйственная ценность человеческой жизни // Профилактическая медицина. — 1925. — № 8. Цит. за Томилиным С.А. Демография и социальная гигиена. — К., 2007. — С. 153-158.
2. Оценка стратегии достижения здоровья для всех к 2000 году. Седьмой обзор состояния здравоохранения в мире. Т. 1. — Женева: ВОЗ, 1987. — 143 с.
3. Сердюк А.М. Сравнительный анализ ожидаемой продолжительности жизни в Украине и странах Европы / А.М. Сердюк, Л.Т. Русакова, М.Ю. Антомонов // Гигиена населенных мест. — 2004. — Вип. 44. — С. 609-612.
4. Тимченко О.І. Генофонд і здоров'я: розвиток методології

оцінки / О.І. Тимченко, А.М. Сердюк, С.С. Карташова. — К.: Медінформ, 2008. — 184 с.

5. Антомонов М.Ю. Критический анализ использования математических методов в медицинских исследованиях / М.Ю. Антомонов // Актуальні проблеми сучасної охорони здоров'я України. Кадри, стан організації, управління, медичні інформаційні системи та медичні інформаційні технології: Матеріали конференції. (Київ, 18-19 жовтня 2007 р.). — К., 2007. — С. 151-155.

6. Карташова С.С. Профилактика медицина: база даних щодо ресурсної забезпеченості служби ультразвукової діагностики в Україні / С.С. Карташова, О.І. Тимченко, Н.Г. Гойда // Гігієна населених місць. — К., 2002. — Вип. 40. — С. 330-335.

7. Сердюк А.М. Оцінка стану громадського здоров'я за показниками смертності та репродуктивних втрат / А.М. Сердюк, С.С. Карташова, О.І. Тимченко та ін. // Гігієна населених місць. — 2004. — Вип. 44. — С. 361-375.

8. Kartashova S.S. Uniform interval estimates of survival function based on the result of random censored sample data observations / S. Kartashova // XXIX International Seminar on Stability Problems for Stochastic Models and V International Workshop Applied Problems in Theory of Probabilities and Mathematical Statistics related to modeling of information systems. Book of abstracts. — M.: IPI RAS, 2011. — P. 25-27.

Надійшла до редакції
24.04.2012.

CHEMICAL CARCINOGENS IN INDOOR AIR: SOURCES AND HUMAN RISK

Zinchenko N.A., Chernychenko I.A., Lytvychenko O.M., Sovertkova L.S.

ХІМІЧНІ КАНЦЕРОГЕНИ У ПОВІТРІ ЖИТЛОВИХ ПРИМІЩЕНЬ: ДЖЕРЕЛА НАДХОДЖЕННЯ, РИЗИК ДЛЯ ЛЮДЕЙ

В

останні роки все більшої уваги заслуговують питання якості повітряного середовища закритих приміщень як провідного чинника, що впливає на формування здоров'я населення. За даними вітчизняних та іноземних дослідників, концентрації хімічних сполук у повітрі житлових приміщень перевищують аналогічні показники забруднення атмосферного повітря на 25-62%, а у деяких роботах відзначають, що вміст токсичних хімічних сполук у повітрі закритих приміщень в 1,4-4 рази вищий, ніж зовні [1-3]. При цьому наголошується, що 40-60% річної дози бенз(а)пірену людина отримує у житлі.

Враховуючи, що велика кількість хімічних сполук, які містяться у повітряному середовищі житла, належить до класу канцерогенів, можна припустити відповідне зростання аерогенного канцерогенного навантаження на людину і, тим самим, збільшення ризиків формування

**ЗІНЧЕНКО Н.О.,
ЧЕРНИЧЕНКО І.О.,
ЛИТВИЧЕНКО О.М.,
СОВЕРТКОВА Л.С.**

ДУ "Інститут гігієни та медичної екології ім. О.М. Марзєєва НАМН України", м. Київ

УДК 613.156:613.63:616-006

ХИМИЧЕСКИЕ КАНЦЕРОГЕНЫ В ВОЗДУХЕ ЖИЛЫХ ПОМЕЩЕНИЙ: ИСТОЧНИКИ ПОСТУПЛЕНИЯ, РИСК ДЛЯ ЛЮДЕЙ

Зинченко Н.А., Черниченко И.А., Литвиченко О.Н., Соверткова Л.С.

Цель: определить уровень канцерогенного риска, который формируется в жилье за счет загрязнения химическими канцерогенами атмосферного воздуха и наличия внутренних источников (сжигания бытового газа на кухне, курения).

Материалы и методы. Отбор проб проводился одновременно на улице (атмосферный воздух), в жилых и общественных помещениях. Во время отбора проб в жилых помещениях учитывалась работа газовой плиты и процессы курения. На основании полученных результатов проведен расчет индивидуального и суммарного канцерогенного рисков.

Результаты. По результатам исследований были установлены следующие закономерности: воздушная среда закрытых помещений характеризуется стабильным загрязнением канцерогенами 3-х классов (полициклическими ароматическими углеводородами (бенз(а)пиреном), нитрозаминами (нитрозодиметиламином и нитрозодиэтиламином), тяжелыми металлами (кадмием, никелем, хромом) и формальдегидом; уровень загрязнения жилых помещений зависит от уровня загрязнения атмосферного воздуха; концентрации исследуемых веществ увеличиваются после эксплуатации газовой плиты и курения; наблюдается пространственное распространение химических канцерогенов по квартире. Согласно нашим расчетам вклад закрытых помещений в канцерогенную нагрузку составляет около 85%. Суммарный индивидуальный канцерогенный риск от загрязнения жилых помещений составляет $13,7 \times 10^{-3}$, что в 1,6 раза выше, чем риск от загрязнения атмосферного воздуха. А канцерогенный риск от загрязнения всех микросред составляет $2,6 \times 10^{-2}$. Такой уровень индивидуального риска является недопустимым и говорит о необходимости разработки и внедрения дополнительных путей оздоровления жилой среды. Показана необходимость проведения профилактических мероприятий на индивидуальном и государственном уровнях.

© **Зінченко Н.О., Черниченко І.О., Литвиченко О.М., Соверткова Л.С.** СТАТТЯ, 2012.